دوره‌ی ۵۵، شماره‌ی ۴، زمستان ۱۳۹۹ شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

تحلیل فضایی اثر سرریز نوآوری و تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای در ایران / مریم امینی، شکوفه فرهمند..... ۷۶۱

الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در ایران: وضعیت پایدار تصادفی یا قطعی؟ / حسین توکلیان..... ۷۸۱

بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بازار سهام تهران با استفاده از حجم معاملات / قهرمان عبدلی، محمد حیدری..... ۸۱۳

توسعه پایدار و شادی؛ آیا سرانه مصرف انرژی بر رضایتمندی و شادی افراد جامعه مؤثر است؟ / هدی زبیری، هانیه صداقت کالمرزی..... ۸۳۱

رابطه شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه / سید محمد مستولی‌زاده، لیلا سلیمی..... ۸۵۳

ارایه یک مدل جهت سنجش عملکرد شرکت‌های واگذارشده به بخش خصوصی / محمدجواد شمسی، محمود شهرخی، سیده محبوبه امینی..... ۸۸۷

تحلیل اثرات دموکراسی و تجارت آزاد بر دریافتی عوامل تولید در ایران / بهروز صادقی عمروآبادی..... ۹۱۵

برنامه‌ریزی انرژی الکتریکی شهری با استفاده از رویکرد برنامه‌ریزی تصادفی / بابک صفاری، بهار سالاروند، نعمت الله اکبری، ناصر یارمحمدیان..... ۹۴۱

الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا- حالت غیرخطی / رضا طالبلو ، پریسا مهاجری..... ۹۶۱

بررسی اثر تجارت بر نقل و انتقالات نیروی انسانی با استفاده از یک الگوی حداکثر درستنمایی پواسن نما (کاربردی از مدل جاذبه) / محمد مصطفی‌زاده، حسین صمصامی مزرعه آخوند..... ۹۹۱

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

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
دکتر 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:
خالد احمدزاده، حمید رضا ارباب، هما اصفهانیان، زهرا افشاری، کریم آذربایجانی، احمد جعفری صمیمی، تیمور رحمانی، فرهاد رهبر، علی سوری، لطفعلی عاقلی، مصطفی عمادزاده، عبدالرسول قاسمی، تیمور محمدی، شاپور محمدی، محسن مهرآرا، نادر مهرگان، رضا نصراصفهانی

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 ۴، زمستان ۹۹

فهرست مطالب

عنوان صفحه

تحلیل فضایی اثر سرریز نوآوری و تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای در ایران / مریم امینی، شکوفه فرهمند ۷۶۱-۷۸۰

الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در ایران: وضعیت پایدار تصادفی یا قطعی؟ / حسین توکلیان ۷۸۱-۸۱۲

بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بازار سهام تهران با استفاده از حجم معاملات / قهرمان عبدلی، محمد حیدری ۸۱۳-۸۳۰

توسعه پایدار و شادی؛ آیا سرانه مصرف انرژی بر رضایتمندی و شادی افراد جامعه مؤثر است؟ / هدی زبیری، هانیه صداقت کالمرزی ۸۳۱-۸۵۲

رابطه شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه / سید محمد مستولی‌زاده، لیلا سلیمی ۸۵۳-۸۸۶

ارایه یک مدل جهت سنجش عملکرد شرکت‌های واگذارشده به بخش خصوصی / محمدجواد شمسی، محمود شهرخی، سیده محبوبه امینی ۸۸۷-۹۱۴

تحلیل اثرات دموکراسی و تجارت آزاد بر دریافتی عوامل تولید در ایران / بهروز صادقی عمروآبادی ۹۱۵-۹۳۹

برنامه‌ریزی انرژی الکتریکی شهری با استفاده از رویکرد برنامه‌ریزی تصادفی / بابک صفاری، بهار سالاروند، نعمت الله اکبری، ناصر یارمحمدیان ۹۴۱-۹۶۰

الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا-حالت غیرخطی / رضا طالبلو، پریسا مهاجری ۹۶۱-۹۹۰

بررسی اثر تجارت بر نقل و انتقالات نیروی انسانی با استفاده از یک الگوی حداکثر درستنمایی پواسن نما (کاربردی از مدل جاذبه) / محمد مصطفی‌زاده، حسین صمصامی مزرعه آخوند ۹۹۱-۱۰۱۷

چکیده لاتین

دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۷۸۰-۷۶۱

تحلیل فضایی اثر سرریز نوآوری و تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای در ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.1.2

مریم امینی*[۱]، شکوفه فرهمند[۲]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، g.amini29070@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۲

چکیده

افزایش سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه می‌تواند به‌عنوان عاملی برای زیاد شدن بهره‌وری در تولید منطقه‌ای و رشد نواحی نوآور باشد. هدف این مقاله تحلیل فضایی تأثیر افزایش هزینه‌های تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای در رتبه‌های مختلف همسایگی است. برای این منظور از یک مدل ترکیبی برای برآورد اثر سرریز تحقیق و توسعه و دانش در ۳۱ استان ایران استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در هر سه رتبه همسایگی، متغیرهای لگاریتم طبیعی نرخ تولید ناخالص داخلی، درصد هزینه‌های تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای، متوسط سال‌های تحصیل و ساختار جمعیتی، به‌صورت مستقیم بر رشد منطقه‌ای اثر دارند، این در حالی است که وقفه فضایی متغیر لگاریتم طبیعی نرخ تولید ناخالص داخلی و وقفه فضایی متغیر ساختار جمعیتی به‌صورت معکوس بر رشد منطقه‌ای مؤثر هستند.

طبقه بندی JEL: R11 ,C31, Q4, O39

واژهای کلیدی: اقتصادسنجی فضایی، تحقیق و توسعه داخلی، رشد اقتصادی منطقه، سرریز

*. نویسنده مسئول، شماره تلفن:۰۹۱۱۳۴۶۰۳۴۲

۱- مقدمه

بیشتر شدن سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، سبب رشد خلاقیت و زیاد شدن ثبت اختراعات می‌شود و رشد شبکه‌های نوآوری بین منطقه‌ای را تسهیل می‌کند (رودریگز، کرسنزی[۱]،۲۰۱۰). تقویت شبکه‌های نوآوری می‌تواند بر بهره‌وری منطقه‌ای اثرگذار باشد و در نهایت تولید را در آن منطقه تحت تأثیر قرار دهد (بوتازی، پری[۲]،۲۰۰۲ و مین، کیم، سانگ[۳]،۲۰۲۰) نتیجه این رویکرد خطی، این است که مسیر رشد اقتصادی تسهیل می‌شود (فاجربرگ[۴]، ۲۰۱۸: ۱۳۶ و رومر[۵]،۲۰۱۲:۱۵۶) و به ساخت نواحی نوآور که هدفش دستیابی به توسعه اقتصادی است؛ کمک می‌کند (نیکیتا و همکاران، ۱۳۹۸:۶). تمرکز بر سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه مستلزم تقویت تعاملات میان نهاده‌هایی چون دانشگاه و صنعت و دولت (مارپیچ سه گانه[۶]) است. این تعامل اولین بار توسط اتزکوویتز[۷] (۱۹۹۵) مطرح شد که آن را راهی برای زیاد کردن بازده درون صنایع و ایجاد بهره‌وری می‌دانست. بحث‌های بسیاری در باب نقش نوآوری و تحقیق و توسعه در سطح ملی وجود دارد، اما تمرکز بر نقش تصمیمات محلی و منطقه‌ای به‌عنوان پیش‌نیازی برای دستیابی به شرایط مساعد در رشد و توسعه اقتصادی حائز اهمیت است (بوکار[۸]، ۲۰۱۳). درصد بازده سرمایه‌گذاری‌ها، تأمین مالی و اعطای اعتبارات، سطوح آموزش عالی، رشد تحقیق و توسعه، باز بودن بازار داخلی و هنجارهای فرهنگی و اجتماعی (اُکرا و نپ[۹]، ۲۰۱۸) و حمایت‌ها و وابستگی دولتی کنترل شده (هول، پیترز و رامر[۱۰]، ۲۰۲۰) از عوامل مؤثر گسترش نوآوری محسوب می‌شوند. سرریز این دانش و نوآوری اجتناب‌ناپذیر است و علت آن چیزی جز ذات دانش نیست (بوتازی و پری، ۲۰۰۲). این مفهوم با اکوسیستم‌های نوآوری (ساکسینیان[۱۱]،۲۰۰۶) و سیستم نوآوری منطقه‌ای (کوکه[۱۲]،۲۰۰۱) نیز مطابقت دارد.

1. Rodriguez & Crescenzi
2. Bottazi & Peri
3. Mim, Kim & Sawng
4. Faferberg
5. Romer
6. Helix triple
7. Etzkowitz & Leydesdorff
8. Bucar
9. Okrah & Nepp
10. Holl, Peters & Rommer
11. Saxenian
12. Cooke

هدف این مقاله تحلیل فضایی اثر سرریز هزینه‌های تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای در رتبه‌های مختلف همسایگی است. از این‌رو مدلی با بررسی ادبیات تحقیق، استخراج شده و بعد به کمک اقتصادسنجی فضایی اثر سرریز تحقیق و توسعه و گسترش دانش و نوآوری بر رشد منطقه‌ای در رتبه‌های مختلف جغرافیایی مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- پیشینه تحقیق

مارتینز، ماسترانگلو و سوریانو[1] (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای دانش را یک عامل مثبت مؤثر بر محیط بیرونی می‌دانند. تبادلات نظرات میان سرمایه‌گذاران و دریافت بازخوردها از جامعه مصرف کننده، امکان ارتقاء خدمات توسط کارآفرینان را بیشتر می‌کند؛ که این خود عاملی برای گسترش نوآوری و تقویت پروژه‌های تأمین سرمایه و گسترش رفاه جامعه هدف و سرریز دانش در مناطق مجاور خواهد شد.

ژانگ و همکاران[2] (۲۰۲۰)، نیز تأکید دارند که تعامل اقتصادی به‌طور عمده از سرریز دانش ناشی می‌شود و تقویت این عامل بر رشد اقتصادی بلندمدت مؤثر است.

پارک[3] (۲۰۱۹)، با تمرکز بر مدل رومر (۱۹۹۰)، نتایج بالا را تأیید می‌کند و بیان می‌دارد که؛ تولید محصولات واسطه‌ای بیشتر و تعاملات اقتصادی کاراتر عامل‌های تسهیل‌کننده فرآیند تحقیق و توسعه و رشد اقتصادی هستند.

لیو و فی‌فان[4] (۲۰۲۰)، در پژوهشی با عنوان "اثر سرریز فناوری بین‌المللی بر رشد اقتصادی منطقه‌ای چین"، در تلاش هستند تا اثرات این سرریزها را بر رشد اقتصادی به کمک یک مدل سنجی نشان دهند. آنها تلاش کرده‌اند تا نرخ رشد اقتصادی را به سطوح سرریز فناوری بین‌المللی، توان دوم سطح سرریز فناوری به‌عنوان متغیر کنترل، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و فاکتور ظرفیت جذب مرتبط کنند. نتایج تحقیق آنها نیز بر اثر سرریز فناوری بر رشد اقتصادی تأکید دارد.

زایسمر[5] (۲۰۲۰)، معتقد است اگر تحقیق و توسعه که سبب رشد اقتصادی می‌شود، آسیب‌پذیرتر از تغییر فنی برون‌زا باشد، نرخ رشد ممکن است کم و حتی منفی شود.

1. Martinez, Mastrangelo & Soriano
2. Zhang, Wan, li & He
3. Park
4. Lio & fifan
5. Ziesmer

اسمیت، مک کان و اوکسلی[1] (۲۰۱۸)، رشد منطقه‌ای به‌دست آمده از تحقیق و توسعه را با مفهوم اثر خنثی شدن مقیاس تحلیل می‌کنند. رویکرد خنثی شدن مقیاس بدان معناست که مکان فعالیت‌های اقتصادی و رشد فقط توسط مکانیسم منطقه‌ای تعریف خواهد شد؛ به‌گونه‌ای‌که این رویکرد سبب ایجاد اختلافات بین منطقه‌ای می‌شود.

بوتازی و پری (۲۰۰۲)، در پژوهشی تلاش کرده‌اند تا به کمک یک مدل سنجی با محاسبه نرخ رشد منطقه‌ای به تحلیل اثر گسترش تحقیق و توسعه و رابطه آن با فاصله بپردازند. در این حالت نوآوری در منطقه i به میانگین سهم ایده‌های ایجاد شده در فاصله‌های مختلف بستگی دارد. نتایج تحقیق آنها نیز، بر اثر سرریزها بر رشد منطقه‌ای تأکید دارد.

آکس، انسلین و وارگا[2] (۲۰۰۲)، تلاش می‌کنند تا با بررسی زمان و مکان یک فعالیت اقتصادی و پیشرفت‌های نوآورانه فناوری، دلایل رشد منطقه‌ای را توضیح دهند.

۳- چارچوب نظری

تقویت پتانسیل‌های تحقیق و توسعه برای ساخت اقتصاد دانش بنیان از مفاهیمی است که امروزه برای دستیابی به رشد بلندمدت و پایدار اقتصادی به شدت مورد توجه قرار گرفته است (جابلونسکی و فدریکو[3]،۲۰۱۸). رونق فعالیت‌های اقتصادی، تغییرات تکنولوژی و نوآوری به ساختارهای دانش وابسته هستند (آدریتچ و فلدمن[4]، ۱۹۹۶ و لوکاس[5]، ۱۹۸۸). از سویی بسیاری از نتایج تحقیقات انجام شده در این حوزه، بر نقش مثبت سرریز دانش بنگاه‌ها برای ایجاد رشد اقتصادی تأکید دارند (رومر، ۱۹۸۶؛ کروگمن[6]،۱۹۹۱ و گروسمن و هلپمن[7]،۱۹۹۱). رومر (۱۹۸۶)، در مقاله خود با عنوان "بازده فزاینده و رشد بلندمدت"، مدلی را طراحی می‌کند که در آن دانش به‌عنوان یک داده وارد فرآیند تولید می‌شود و بهره‌وری فزاینده‌ای را ایجاد می‌کند. هم‌چنین جونز[8] (۱۹۹۵)، تلاش می‌کند تا با استفاده از مدل رومر (۱۹۹۰)، تغییر در ذخایر دانش را به

1. Smit, Mccan & Oxley
2. Acs, Anselin & Varge
3. Jablonski & Fedriko
4. Audretsch & Feldman
5. Lucas
6. Krugman
7. Grossman & Helpman
8. Jones

عوامل مؤثر بر نوآوری منطقه‌ای مرتبط سازد. لذا تغییر در ذخایر دانش را به‌صورت فرمول شماره (۱) تعریف می‌کند.

$$\Delta A_i = B(R\&D)_i^{e_R} A_i^{e0} \prod_{i \neq i} A_j^{e(Dist_{ij})} \qquad i = 1,2,\dots . n \qquad (۱)$$

ΔA_i، تغییر در ذخایر دانش در منطقه i یا تعداد ثبت اختراعات جدید اعطا شده محققان در آن منطقه را نشان می‌دهد. فرمول (۱)، بیان می‌کند که نوآوری در منطقه i به‌صورت یک تابع کاب- داگلاس به منابع تحقیق و توسعه در همان منطقه و ایده‌های موجود برای منطقه در ابتدای دوره بستگی دارد. مقدار B اثر تمامی عوامل مشترک مؤثر بر نوآوری در مناطق را نشان می‌دهد. هم‌چنین مقدار e_R نیز کشش نوآوری در منابع تحقیق و توسعه را اندازه‌گیری می‌کند.

از سویی گروسمن و هلپمن، در کتاب خود با عنوان "نوآوری و رشد در اقتصاد جهانی"، بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه سبب ایجاد ستانده‌ای به نام تکنولوژی می‌شود. تکنولوژی، یک فرم خاص از دانش است که با داشتن ویژگی‌های منحصر به فرد به‌عنوان یک کالای عمومی بر رشد اقتصادی مؤثر است (گروسمن و هلپمن، ۱۹۹۱: ۳۶). بازده نسبت به مقیاس در مدل گروسمن و هلپمن ثابت و بازار رقابتی فرض شده است. هم‌چنین مدل دارای سه بخش اصلی است. یک بخش جریان تحقیقی است که توسط نیروی کار به‌عنوان نهاده وارد چرخه تولید می‌شود. در این حالت نرخ نوآوری مثبت خواهد بود ($\gamma > 0$). بخش دوم، کالای واسطه‌ای است که توسط تابع تولید زیر ساخته می‌شود.

$$D = A_D X \qquad (۲)$$

در فرمول (۲) مقادیر D، X، A_D به ترتیب نشان‌دهنده تولید کالای واسطه‌ای، مقدار نیروی کار در این بخش و شاخص بهره‌وری هستند. نرخ رشد بهره‌وری برابر است با:

$$\frac{\dot{A_D}}{A_D} = \mu\gamma \qquad (۳)$$

مقدار پارامتر تخصص مثبت است ($\mu > 0$)، این یعنی که فعالیت‌های تحقیق و توسعه که سبب زیاد شدن نرخ نوآوری می‌شوند، بهره‌وری تولید کالاهای واسطه‌ای را بهبود می‌بخشند. سرانجام بخش سوم به کمک فرمول (۴) مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

$$Y = A_Y K^{\beta} D^{\eta} L_Y^{1-\beta-\eta} \qquad \text{if:} \quad \beta, \eta > 0 \ , \ \beta + \eta < 1 \qquad (۴)$$

مقدار A_Y نشان‌دهنده یک پارامتر ثابت از بهره‌وری است؛ که مثبت می‌باشد. مقادیر K، D و L_Y به ترتیب نشان‌دهنده، ذخیره سرمایه کل، شاخص ورودی کالای واسطه‌ای و مقدار نیروی شاغل در این بخش است. در مجموع بیشتر مطالعات در این حوزه به سه دسته کلی تقسیم می‌شوند؛ که در شکل (۱) به نمایش درآمده است:

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

شکل ۱. خلاصه موضوعی مطالعات

اما نکته مهم این است که مطالعات کمی وجود دارند که هر سه موضوع مطرح شده در شکل (۱) را در قالب یک مدل بررسی کرده باشند. رودریگز (۲۰۰۷)، با استفاده از مدل‌های گروسمن، هلپمن و رومر، مدلی را برای اندازه‌گیری رشد اقتصادی منطقه‌ای با ترکیب سه موضوع اصلی مطرح شده ارائه کرده است. رودریگز، هم‌چون گروسمن و هلپمن، چارچوب بنیادین مدل خود را براساس سه شاخص اصلی بنیان نهاده است. شاخص‌های این مدل شامل تلاش‌های نوآورانه داخلی، عوامل اجتماعی و سرریز منطقه‌ای هستند.

$$\frac{1}{T}Ln\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-T}}\right)=\alpha+\beta_1 Ln(Y_{i,t-T})+\beta_2 RD_{i,t-T}+\beta_3 SocFilter_{i,t-T}+\beta_4 Spilov_{i,t-T}+\beta_5 ExtsocFilter_{i,t-T}+\beta_6 ExtGDPcap_{i,t-T}+\varepsilon \quad (۵)$$

در فرمول (۵)، مقدار $\frac{Ln(Y_{i,t}/Y_{i,t-T})}{T}$ لگاریتم طبیعی نرخ تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای سرانه در منطقه i در دو حد از دوره تحلیل [t-T, t] و مقدار T نشان‌دهنده طول دوره تحلیل است. هم‌چنین مقدار α ثابت می‌باشد. مقدار $Ln(Y_{i,t-T})$ برابر

لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه منطقه‌ای برای منطقه i در ابتدای دوره است. مقدار RD_{t-T} هزینه در R&D به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی در منطقه i در دوره زمانی (t-T) می‌باشد. در اصل ورود هزینه‌های تحقیق و توسعه در چنین مدل‌هایی به دلیل آن است که سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه در منطقه i عاملی برای جذب تحقیق و توسعه در همان منطقه خواهد شد و از سویی دانش فعلی به شدت به سطح دانش و تحولات فناوری قبلی بستگی دارد (کوهن، لوینتال[1]، ۱۹۹۰). $SocFilter_{i,t-T}$، نماینده‌ای برای شرایط اجتماعی- اقتصادی منطقه i می‌باشد. متغیرهای اجتماعی در قالب سه دسته کلی، دستاوردهای آموزشی، اشتغال مولد نیروی انسانی و ساختار جمعیتی طبقه‌بندی شده‌اند. متغیر دستاوردهای آموزشی به کمک درصدی از جمعیت که دارای تحصیلات آموزش عالی هستند؛ تعریف می‌شود. حتی در تعدادی از تحقیقات نشان داده شده است که مسئله مکان‌یابی این جمعیت تحصیل کرده نیز به‌عنوان عاملی برای ایجاد پایگاه دانش محلی و تضمین فرآیند تحقیق و توسعه در سیستم‌های نوآوری منطقه‌ای[2] دارای اهمیت می‌باشد (پولو یوا، اندوس و اِلی[3]، ۲۰۱۵ و کولیمپیریس، کالایزاندوناک[4]، ۲۰۱۵). غلظت مکانی این سرمایه انسانی جذابیت را برای ورود بخش‌های خصوصی به فرآیند تحقیق و توسعه فراهم می‌کند (آهارسون، بوم و فلدمن[5]، ۲۰۰۴). برای ساختار جمعیتی نیز از ذخیره افراد با سنین ۱۵ تا ۲۴ سال استفاده شده است. ورود این متغیر به مدل به این دلیل است که یکی از زیرساخت‌های مهم محلی برای ایجاد محیط نوآورانه، ساختار جمعیتی است (چین[6]، ۲۰۱۹)، لذا این دو پروکسی به‌عنوان ذخیره جریان ساز در منابع انسانی و پتانسیلی برای رشد منطقه‌ای وارد مدل شده‌اند (رودریگز، ۲۰۰۷). $Spillov_{i,t-T}$، *نماینده‌ای برای سرریز منطقه‌ای (برای دسترسی به منابع خارج از مرزها)* است. هم‌چنین مقدار $ExtSocFilter_{i,t-T}$، اندازه‌ای برای متغیر اجتماعی برای مناطق مجاور می‌باشد. مقدار $ExtGDPcap_{i,t-T}$، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه برای مناطق مجاور است. سرمایه‌گذاری منطقه‌ای تحقیق و توسعه نه تنها به کمک تلاش‌های نوآورانه محلی بلکه از سرریز نوآوری بین منطقه‌ای نیز تأثیر می‌پذیرد. شاخص دسترسی به سطوح دانش و تحقیق و توسعه بین مناطق به کمک فرمول (۶) به دست می‌آید:

1. Cohen & Levithal
2. Regional Innovation System
3. Polonyava, Ondos & Ely
4. Kalaympirise & Kalaitzando
5. Aharson, Baum & Feldman
6. Chin

$$A_i = \sum_i g(r_j)\ f(c_{ij}) \qquad (۶)$$

مقادیر A_i، r_j و c_{ij}، به ترتیب نشان‌دهنده دسترسی به منطقه i، فعالیت‌های تحقیق و توسعه‌ای در منطقه j و هزینه‌های عمومی رسیدن به منطقه j از منطقه i می‌باشد.

$$f(c_{ij}) = \begin{cases} w_{ii} = 0 & \text{if: } i = j \\ w_{ij} = \dfrac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ii}} & \text{if: } i \neq j \end{cases} \qquad (۷)$$

براساس فرمول (۷)، هزینه‌های سفر بستگی به فاصله میان دو منطقه d_{ij} دارد؛ چون فرض اساسی این است که برای انتقال دانش و نوآوری نیازمند تماس‌های چهره به چهره هستیم (رودریگز، ۲۰۰۷). تعاملات چهره به چهره به‌عنوان عامل مهم در نظام‌های نوآوری منطقه‌ای نیز مطرح است، که رشد و توسعه منطقه‌ای را تسهیل می‌کند (استام[1]،۲۰۱۵). ایده اصلی فرمول (۶) بر اساس ایده اصلی رومر (۱۹۸۶) طراحی شده است. او بیان می‌کند که فعالیت‌های تحقیق و توسعه تابعی از هزینه‌های تحقیق و توسعه در آن منطقه می‌باشد.

$$g(r_j) = (\text{R\&D expenditure})_j \qquad (۸)$$

در مجموع بررسی ادبیات تحقیق و پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که هزینه‌های تحقیق و توسعه و سرریز دانش عواملی مهم برای رشد منطقه‌ای محسوب می‌شوند.

۴- مواد و روش‌ها

این پژوهش در تلاش است تا اثر سرریز دانش بر رشد منطقه‌ای در استان‌های ایران را به کمک فرمول (۵) که توسط رودریگز (۲۰۰۷) ارائه شده است، مورد بررسی قرار دهد. لذا با توجه به مکان‌مند بودن داده‌های تحقیق، باید ارتباطات فضایی نیز به‌صورت ماتریس مجاورت W وارد مدل شود.

برای بررسی وجود سرریز فضایی در ابتدا باید از آزمون Moran-I و Geary 's index استفاده شود. شاخص موران و گری سی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (گاتان، جیون[2]، ۲۰۱۰: ۱۸۳).

1. Stam
2. Gaetan & Guyon

$$I_n^M = \frac{n \sum_{i,j\in D_n} W_{ij}(X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S_0, n \sum_{i\in D_n}(X_i - \bar{X})^2} \quad (۹)$$

جایی که $S_{0n} = \sum_{i,j\in D_n} W_{ij}$ و $S_{1n} = \sum_{i,j\in D_n}(W_{ij}^2 + W_{ij}W_{ji})$ باشند، مقدار آماره موران به‌صورت فرمول (۱۰) به دست خواهد آمد:

$$I_n^M = \frac{S_{1n}^{1/2}}{S_{0n}} \left\{\widehat{Var(C_n)}\right\}^{-1/2} C_n = \frac{S_{1n}^{1/2}}{S_{0n}} \hat{I}_n \quad (۱۰)$$

مقدار آماره گری سی نیز به‌صورت فرمول (۱۱) مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

$$I_n^G = \frac{(n-1)\sum_{i,j\in D_n} W_{ij}\,(X_i - X_j)^2}{2S_{0n}\sum_{i\in D_n}(X_i - \bar{X})^2} \quad (۱۱)$$

از سویی در داده‌های مکانی با مسئله وابستگی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی مواجه هستیم. این مسئله سبب نقض قضیه گاس- مارکف می‌شود. بر طبق قضیه گاس- مارکف، متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری ثابت هستند و یک رابطه خطی یکه بین داده‌های مشاهدات نمونه وجود دارد (اکبری، ۱۳۸۲). در این‌صورت با ورود عامل وابستگی مکانی مشاهدات، نتایج تخمین‌های معمول حداقل مربعات، ناسازگار و تورش‌دار خواهند شد (انسلین، ۱۹۸۸). بالتاجی[1] (۲۰۰۳)، اولین کسی است که اثرات متقابل فضایی را در یک مدل داده پانل فضایی در نظر گرفته است. الهورث[2] (۲۰۱۲)، مدل فضایی عمومی را به‌صورت زیر معرفی می‌کند:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij}y_{jt} + \alpha + x_{it}\beta + \sum_{j=1}^{N} W_{ij}X_{ijt}\theta + u_{it} \quad (۱۲)$$

$$\text{if: } u_{it} = \lambda W u + \varepsilon$$

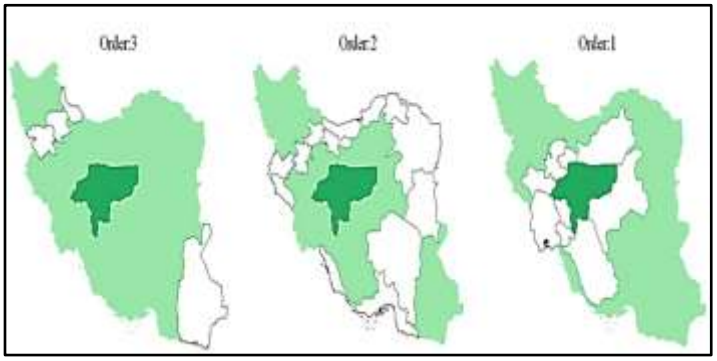
در رابطه بالا مقدار Y_{it} متغیر وابسته برای سطح i در زمان t است. مقدار $\sum_{j=1}^{N} W_{ij}y_{jt}$، نشانگر اثرات متقابل متغیر وابسته همسایه بر متغیر وابسته در منطقه i می‌باشد. مقدار W_{ij} ماتریس مجاورت است؛ که ارتباط میان مناطق همسایه را نشان می‌دهد (الهورث، ۲۰۱۲).

اگر $\theta = 0$ باشد، مدل به خودرگرسیون فضایی (SAR) تبدیل خواهد شد. هم‌چنین اگر مقدار $\lambda = 0$ باشد، با یک مدل دوربین فضایی مواجه هستیم. از سویی درحالت پانل احتیاج به ماتریس مجاورت با ابعاد $NT \times NT$ احتیاج است. بدین منظور

1. Baltagi
2. Elhorst

باید این ماتریس مجاورت درون کرونکر یک ماتریس همانی ضرب شود (لسیج، ۱۳۹۷). مقدار ε_{it} نشان‌دهنده جز خطاست که دارای واریانس σ^2 و میانگین صفر است. مقدار μ_i و λ_t به ترتیب نشانگر یک اثر خاص فضایی و اثر خاص برای دوره زمانی انتخابی می‌باشد.

همان‌طور که بیان شد؛ در این مطالعه به‌منظور بررسی اثرات سرریز هزینه‌های تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای از مدل پانل فضایی ترکیبی رودریگز (۲۰۰۷)، با تعدیلاتی به جهت نبود برخی داده‌های آماری استفاده شده است، لذا متغیر وابسته Y نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی نرخ تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای سرانه در منطقه i است. متغیرهای X_4 ،X_3 ،X_2 و X_1، به‌ترتیب بیانگر، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه منطقه‌ای برای منطقه i، هزینه تحقیق و توسعه به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی در منطقه، متوسط سال‌های تحصیل و ساختار جمعیتی می‌باشند. اطلاعات آماری ۳۱ استان ایران نیز، از سالنامه‌های مرکز آمار ایران بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ استخراج شده است. این پژوهش تحلیل‌های خود را در قالب سه رتبه همسایگی ارائه کرده است. زمانی که رتبه یک مورد تحلیل باشد؛ رابطه فضایی و بررسی سرریزهای یک منطقه با همسایه‌های مجاور آن منطقه که هم مرز هستند؛ مدنظر است، درحالی‌که اگر رتبه دو مدنظر باشد، هدف، بررسی ارتباط فضایی یک منطقه با همسایه‌ی همسایه آن منطقه می‌باشد. در نقشه (۱)، این تفاوت در رتبه‌های همسایگی نشان داده شده است:



منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

نقشه ۱. سه رتبه همسایگی

یادداشت: برای روشن شدن مفهوم سه رتبه همسایگی مورد استفاده در پژوهش از بخش Connectivity Map نرم‌افزار GeoDa استفاده شده است.

۵- یافته‌های تحقیق

براساس نتایج خلاصه شده در جدول (۱)، فرضیه صفر در سطح معناداری ۵ درصد رد خواهد شد و در هر سه رتبه همسایگی مورد بررسی، با یک مدل فضایی مواجه خواهیم بود. از سویی وابستگی فضایی نیز توسط آماره آزمون LM مورد تأیید است. هم‌چنین با توجه به آماره LM-SAC با احتمال ۰/۰۰۰۰ (در سطح معناداری ۵٪)، در هر سه رتبه همسایگی، با یک همبستگی فضایی عمومی روبه‌رو هستیم. نتایج برای سه رتبه همسایگی در جدول (۱) نشان داده شده است.

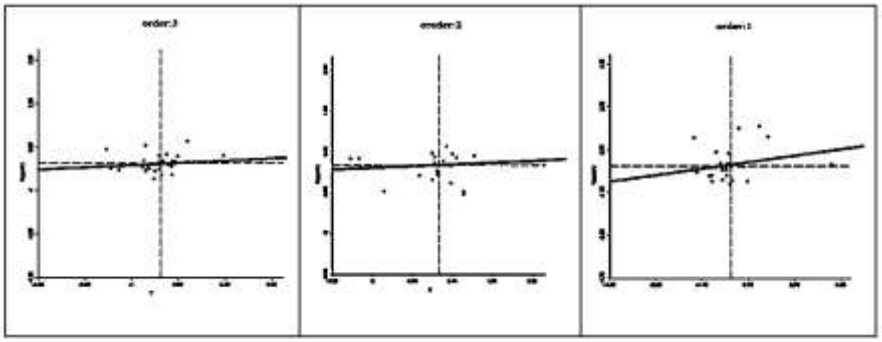
جدول ۱. بررسی تصریح فضایی مدل

رتبه	Moran I	Geary GC	LM Lag(Anselin)	LM Lag(Robust)
I	۰/۴۹۶۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۸۷۰ (۰/۰۰۰۰)	۷۰/۹۸۶۸ (۰/۰۰۰۰)	۵۰/۱۴۷۷ (۰/۰۲۳۳)
II	۰/۳۴۶۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۲۵۶ (۰/۰۰۰۰)	۶۹/۶۷۱۸ (۰/۰۰۰۰)	۱۱/۶۵۲۴ (۰/۰۰۰۰)
III	۰/۳۵۲۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۶۶۰ (۰/۰۰۰۰)	۶۹/۶۹۷۴ (۰/۰۰۰۰)	۶۰/۲۱۵۴ (۰/۰۱۲۷)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

یادداشت: اعداد درون پرانتز نشان‌دهنده احتمال معناداری در سطح ۵٪ هستند.

براساس اطلاعات جدول (۱)، شیب نمودار موران در هر سه رتبه همسایگی باید مثبت باشد. نمودارهای پراکنش موران ارائه شده در شکل (۲) این شیب مثبت را تأیید می‌کنند.



منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

شکل ۲. نمودار پراکنش موران برای سه رتبه همسایگی

براساس نمودار پراکنش موران بیشتر مشاهدات در ناحیه یک و سوم و حول مرکز قرار گرفته‌اند. در رتبه یک، در ناحیه سوم متغیر نرخ رشد خود استان‌ها و مقدار آن متغیر در استان‌های مجاور کمتر از میانگین است. در این حالت بیشتر مشاهدات براساس نمودار پراکنش موران هم نرخ رشد خودشان و هم نرخ رشد همسایه‌هایشان کمتر از میانگین بوده است.

برای دو حالت دیگر نیز شیب کمتر از حالت اول است. به کمک آزمون هاسمن امکان انتخاب مدل با اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی را خواهیم داشت. اگر فرضیه صفر رد شود، یعنی مدل با اثرات ثابت است. از سویی برای تعیین تصریح درست مدل از میان مدل‌های خطای فضایی، دوربین فضایی و وقفه فضایی باید از آزمون والد استفاده کرد.

جدول ۲. خلاصه نتایج هاسمن و والد

رتبه	آماره هاسمن	نتیجه آزمون هاسمن	آماره والد	نتیجه آزمون والد
I	۲۶/۹۶ (۰/۰۰۱۴)	فرضیه صفر رد می‌شود و مدل با اثرات ثابت است	۱۴/۲۰ (۰/۰۰۶۷)	**SDM** (فرضیه صفر رد می‌شود)
II	۳۹,۰۰ (۰/۰۰۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود و مدل با اثرات ثابت است	۱۸,۳۱ (۰/۰۰۱۱)	**SDM** (فرضیه صفر رد می‌شود)
III	۵۵,۸۴ (۰/۰۰۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود و مدل با اثرات ثابت است	۳۲,۸۹ (۰/۰۰۰۰)	**SDM** (فرضیه صفر رد می‌شود)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

یادداشت: اعداد درون پرانتز نشان‌دهنده احتمال معناداری در سطح ۵٪ هستند.

نتیجه آزمون هاسمن نشان می‌دهد که مدل اثرات ثابت است. از سویی نتیجه آزمون والد نشان می‌دهد که تصریح درست برای هر سه رتبه همسایگی به‌صورت دوربین فضایی می‌باشد، این بدان معناست که سرریز فضایی در هر سه رتبه همسایگی وجود دارد. براساس نتایج آزمون‌های وایت و بروش گادفری با احتمال معناداری ۰/۰۰۰۰ (در سطح معناداری ۵٪)، در هر سه رتبه ناهمسانی معمولی در داده‌ها وجود دارد. با برآورد مدل فضایی در صورت وجود ناهمسانی، نتایج به‌صورت جدول (۳) خواهد شد.

جدول ۳. برآورد مدل دوربین فضایی برای سه رتبه همسایگی

متغیر	I مرتبه	II مرتبه	III مرتبه
X_1	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۱۶)	۰/۰۰۷۶ (۰/۰۱۴)	۰/۰۱۲۷ (۰/۰۲۱)
X_2	۰/۰۱۹۱ (۰/۰۰۴)	۰/۰۱۸۴ (۰/۰۰۳)	۰/۰۱۵۶ (۰/۰۰۰)
X_3	۰/۰۱۲۴ (۰/۰۲۲)	۰/۰۱۱۶ (۰/۰۲۱)	۰/۰۱۶۷ (۰/۰۲۹)
X_4	۰/۰۷۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۷۴ (۰/۰۲۴)	۰/۰۴۸۸ (۰/۰۲۷)
WX_1	−۰/۰۰۶۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۶۹ (۰/۰۰۱)	−۰/۰۰۶۴ (۰/۰۰۴)
WX_2	۰/۰۲۲۴ (۰/۰۰۵)	۰/۰۳۴۸ (۰/۰۴۲)	۰/۰۳۰۳ (۰/۰۰۳)
WX_3	۰/۰۲۰۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۹۵ (۰/۰۴۱)	۰/۰۱۰۹ (۰/۰۰۱)
WX_4	−۰/۱۰۴۱ (۰/۰۲۸)	−۰/۵۰۰۱ (۰/۰۳۷)	−۰/۰۰۷۲ (۰/۰۳۱)
cons	۰/۰۳۶۱ (۰/۰۱۱)	۰/۱۵۹۸ (۰/۰۳۴)	۰/۰۴۸۱ (۰/۰۱۶)
R^2	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۳
F-Test	۵۰/۴۰۴۳ (۰/۰۰۰)	۷/۹۲ (۰/۰۰۰)	۶/۴۲ (۰/۰۰۰)
Wald-Test	۴۳/۲۳ (۰/۰۰۰)	۶۳/۳۸ (۰/۰۰۰)	۵۱/۴۲ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

یادداشت: اعداد درون پرانتز نشان‌دهنده احتمال معناداری در سطح ۵٪ هستند.

۶- تحلیل و نتیجه‌گیری

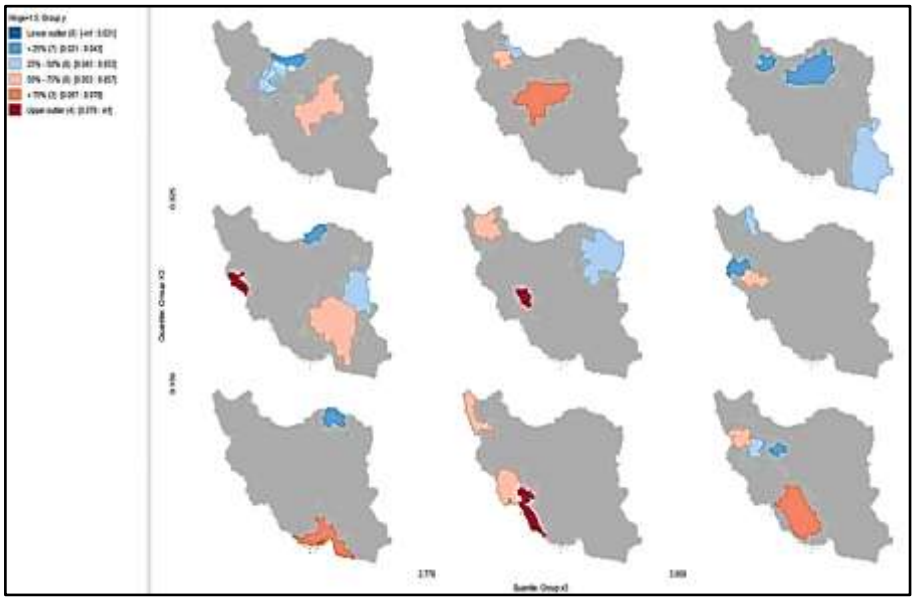
سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه عاملی است که بهره‌وری منطقه‌ای و در نهایت رشد شبکه‌های نوآوری را فراهم می‌کند. سرریز دانش و نوآوری مفهومی اجتناب‌ناپذیر می‌باشد و علت آن چیزی جز ذات دانش نیست؛ که آن را تبدیل به یک کالای عمومی مؤثر از مکان کرده است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد اگر رتبه همسایگی برابر یک (I) باشد، تمامی ضرایب در سطح معناداری ۵٪ معنادار خواهند بود. متغیر درصد هزینه تحقیق و توسعه به تولید

ناخالص داخلی منطقه‌ای برای هر سه رتبه همسایگی به‌صورت مستقیم بر رشد منطقه‌ای اثر گذاشته است. از سویی وقفه فضایی همین متغیر نیز به‌صورت مستقیم با ضریب بزرگ‌تری بر رشد منطقه‌ای مؤثر بوده است، یعنی برای مثال اگر یک درصد هزینه‌های تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای در استان‌های مجاور اضافه شود، رشد منطقه‌ای با ضریب ۰/۰۲۲۴ افزایش می‌یابد، درحالی‌که اگر یک درصد تغییر در همین متغیر برای همان استان صورت بپذیرد؛ با ضریب کمتری معادل ۰/۰۱۹۱ بر رشد منطقه‌ای اثر خواهد گذاشت. این نکته به نوعی تأکید نتایج دیگر پژوهش‌ها مبنی بر اثرات مثبت سرریز فضایی تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای را نشان می‌دهد. ضریب تعیین در حالتی که رتبه مورد بررسی برابر یک باشد؛ بیشترین مقدار و برابر ۰/۲۸ خواهد بود و کمترین مقدار نیز مربوط به رتبه همسایگی سوم (III) است.

از سویی یک درصد زیاد شدن متغیر متوسط سال‌های تحصیل و وقفه فضایی آن در هر سه رتبه همسایگی به‌صورت مستقیم بر رشد منطقه‌ای اثر دارند. در حقیقت این نتیجه نشان می‌دهد که متغیر متوسط سال‌های تحصیل هم برای منطقه و هم برای واحدهای مختلف همسایگی به‌عنوان یک نیروی محرک مؤثر و جریان ساز نیروی انسانی عمل کرده است. بررسی نرخ رشد استان‌ها براساس دو متغیر X_3 و X_2 نشان می‌دهد که؛ استان ایلام، با میزان متوسط سال‌های تحصیل کمتر از ۰۲/۷۷۸ و متوسط درصد هزینه‌های تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی بیشتر از مقدار ۰/۱۵۹، نرخ رشد منطقه‌ای بسیار بیشتر از میانگین داشته است. هم‌چنین در سه استان بوشهر، چهارمحال، کهگیلویه و بویراحمد نیز با متوسط سال‌های تحصیل در بازه [۳/۰۰۹- ۲/۷۷۸] و مقدار متوسط درصد هزینه‌های تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی کمتر از ۰/۳۲۵ و نرخ رشد استانی بسیار بیشتر از میانگین بوده است.

از این میان ۷ استان نیز نرخ رشدی کمتر از میانگین در بازه‌های مختلفی از X_3 و X_2 داشته‌اند. از جمله این استان‌ها، قزوین، سمنان، کرمانشاه و قم، خراسان شمالی، مازندران و گلستان هستند. استان‌های قزوین و سمنان در هر دو متغیر متوسط سال‌های تحصیل و متوسط درصد هزینه‌های تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده‌اند.

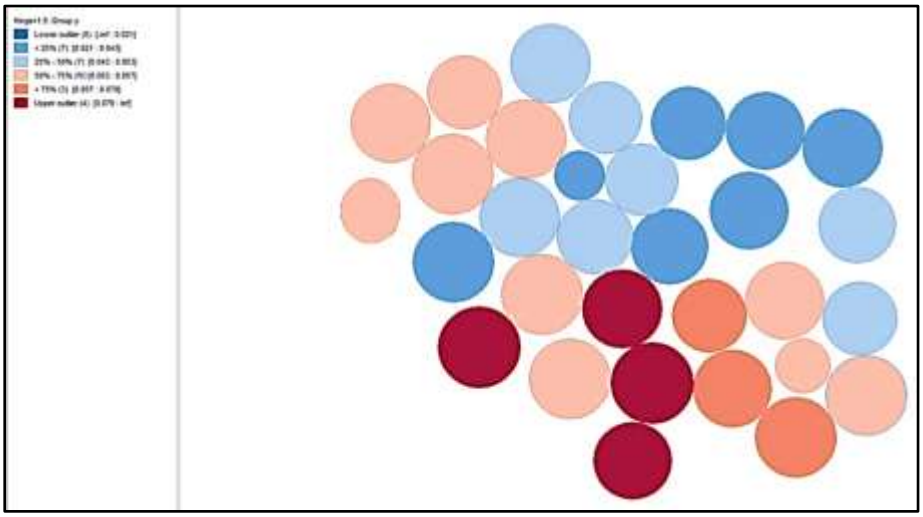


منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

نقشه ۲. نقشه شرطی با دو متغیر X_3 و X_2 برای نرخ رشد منطقه‌ای

یادداشت: نقشه بالا بر اساس دو متغیر X_3 و X_2 با تم اصلی متغیر نرخ رشد منطقه‌ای رسم شده است.

زیاد شدن جمعیت بین ۱۵ تا ۲۴ سال برای هر استان میزان رشد منطقه‌ای را در همان استان به‌صورت مستقیم تغییر داده است. این نتیجه به نوعی نشان می‌دهد که در این استان‌ها که عموماً استان‌های جنوبی و برخی استان‌های شمال غربی ایران هستند، اندوخته سرمایه انسانی حرکت دانش را تسهیل و در نهایت بر بهره‌وری تولید اثر مثبت گذاشته‌اند؛ اما وقفه فضایی متغیر ساختار جمعیتی در هر سه رتبه همسایگی اثر معکوسی بر رشد منطقه‌ای داشته است. یکی از دلایل آن، اثر مهاجرت و آسیب‌های ناشی از آن مثل تشدید بیکاری در مقصد می‌باشد. کارتوگرام جمعیتی نشان می‌دهد که استان‌های جنوبی و برخی استان‌های شمال غربی که جمعیت ۱۵ تا ۲۴ سال بیشتری دارند، نرخ رشد منطقه‌ای بالاتری را نیز تجربه کرده‌اند. این نتیجه حاکی از آن است که تغییر ساختارهای جمعیتی بر دستیابی رشد منطقه‌ای مؤثر خواهد بود.



منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

شکل ۳. کارتوگرام جمعیتی برحسب نرخ رشد منطقه‌ای

۷- پیشنهادها

در ایران به علت عدم وجود سیستم مدیریت ریسک، نبود ابزارهای مالی مطمئن و عدم ارتباط درست در مارپیچ سه‌گانه (دانشگاه و صنعت و دولت)، ناخواسته با مخاطراتی نامطلوب برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تحقیق و توسعه مواجه هستیم؛ که تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد منطقه‌ای را کمرنگ‌تر کرده است. از سویی باز شدن دریچه جمعیتی برای برخی از استان‌ها می‌تواند عاملی برای رشد سریع‌تر آنان باشد. هرچند رشد جمعیت بدون در نظر گرفتن زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی خود زمینه‌ای برای بروز آثار مخرب مثل آلودگی محیط‌زیستی، جرم و جنایت و... است.

برای تسهیل بهره‌مندی از سرریز نوآوری و تحقیق - توسعه بر رشد منطقه‌ای سیاست‌های زیر پیشنهاد می‌شود:

- ایجاد زیر ساخت‌های لازم استانی جهت تسهیل فعالیت‌های شرکت‌های دانش بنیان و بنگاه‌هایی که با تولید نوآوری درگیر هستند. یکی از این رویکردها افزایش مشارکت‌های عمومی و خصوصی (PPP) است. این رویکرد سبب ایجاد هم‌افزایی میان دانشگاه‌ها، صنعت و دولت می‌شود.

- استفاده از ظرفیت‌های بالقوه منطقه‌ای برای هر استان برای سرعت بخشیدن به کسب و کارهای نوآورانه

- ایجاد نواحی نوآور، اکوسیستم‌های کارآفرینی و تقویت رابطه مارپیچ سه گانه نوآوری (صنعت- دانشگاه- دولت) در استان‌ها

- جذب بنگاه‌های لنگر در نواحی نوآور استانی با توجه به زیر ساخت‌های هر استان یکی دیگر از سیاست‌های پیشنهادی می‌باشد. منظور از مؤسسات لنگر، بنگاه‌های فناورانه‌ای است که دارای یک حداقل مقیاس تضمین‌کننده برای استمرار فعالیت خود هستند.

منابع

۱. اکبری، نعمت‌الله، (۱۳۸۰)، *مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای*. فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، ۷(۲۳)، ۳۹-۶۸.

۲. رومر، دیوید، (۱۳۹۷)، *اقتصاد کلان پیشرفته*، مترجم: منصور خلیلی عراقی، علی سوری، تهران: انتشارات نور علم، ۲۰۱۲.

۳. لسیج، جیمز، (۱۳۹۷)، *نظریه و تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی در نرم‌افزار متلب*. تهران: انتشارات نور علم.

۴. نیکینا، آنا، پیکه، جوزپ و سنز، لوئیس، (۱۳۹۸)، *نواحی نوآوری در عرصهٔ جهانی مفهوم و کاربرد: اثر انتشارات انجمن بین‌المللی پارک‌های علمی و نواحی نوآوری*، مترجم: میثم محمدی و حسین زادبر، انتشارات دانشگاه تهران.

5. Acs, Z., & Anselin, L., & Varge, A. (2002). *Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge*. Research Policy, 31, 1069- 1085.
6. Aharonson, S., & Baum J. A, C., & Feldman, P. (2004). *INDUSTRIAL DYNAMICS. INNOVATION AND DEVELOPMENT*. Elsinore, Denmark, June 14-16.
7. Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Model*. Dord Drecht: Kluwer Academic Publishers.
8. Audretsch, D., & Feldman, M. (1996*). R&D Spillovers and the geography of innovation and production*. The American Economic Review, ABI/INFORM Global.
9. Baltagi, B.H., & Song, S.H., & Koh, W. (2003*). Testing panel data models with spatial error correlation*. Journal of Econometrics 117, 123-150.

10. Bottazzi, L., & Peri, G. (2002*). Innovation and Spillovers in Region: Evidence from European Patent Data*. IGIER – Università Bocconi, Via Salasco 5, 20136 Milano –Italy.
11. Bucar, M. (2013). *The role of R&D and innovation in local Economic development*. Local Economic and Infrastructure Development of SEE in the Context of EU Accession, DOI 10.5644/PI2013-153-22.
12. Chin, J.T. (2019). *Location Choice of New Business Establishments: Understanding the Local Context and Neighborhood Conditions in the United States*. Department of City and Regional Planning, School of Urban A_airs and Public Policy. University of Memphis, 208 McCord Hall.
13. Cohen, W., & Levinthal, D. (1990). *Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation*. Administration Science Quarterly 35, 128–152.
14. Cooke, P. (2001). *Regional Innovation systems, Clusters and the Knowledge Economy*. Industrial and Corporate Change, Volume 10. Oxford University Press.
15. Elhorst, J.P. (2012). *Matlab Software for Spatial Panels*. International Regional Science Review. DOI: 10.1177/0160017612452429
16. Etzkowitz, H., & Leydesdorff, L. (1995). *The Triple Helix - University-Industry-Government Relations: A Laboratory for Knowledge Based Economic Development*.
17. Fagerberg, Jan. (2018*). Innovation, Economic Development and Policy*. Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham, UK. Northampton MA, USA.
18. Fegerberg, J., & Verspagen, B., & Caniels, M. (1996). *Technology, Growth and Unemployment across European Regions*. Regional Studies, Vol. 31.5, pp. 457- 466.
19. Gaetan, C., & Guyon, X. (2010). *Spatial Statistics and Modeling*. Translated by Kevin Bleakley. DOI 10.1007/978-0-387-92257-7. Springer New York Dordrecht Heidelberg London.
20. Grossman, G.M., & Helpman, E. (1991*). Innovation and Growth in the global economy*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
21. Holl, A., Peters, B., & Rammer, C. (2020*). Local Knowledge Spillovers and Innovation Persistence of Firms. ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research,* Discussion Papers, No. 20-005, http://hdl.handle.net/10419/214226
22. Jablonski, L., & Fedirko, O. (2018). *Building Knowledge-Based Economy In The EU: Methodological Background And Policy Solutions*. ISSN 1811-9832. INTERNATIONAL ECONOMIC POLICY. IEPT, 29, 7–33.
23. Jones C. (1995). *R&D based models of economic growth*. Journal of Political Economy,103, 739-784.

24. Kolympiris, C., & Kalaitzandonakes, N., & Miller, D. (2015). *Location choice of academic entrepreneurs: Evidence from the US biotechnology industry*. Journal of Business Venturing 30,227–254.
25. Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. Journal of Political Economy, 99(3),483-499.
26. Liu, N., & Fan, F. (2020). *Threshold effect of international technology spillovers on China's regional economic growth*. Technology Analysis & Strategic Management, Rutledge Taylor & Francis Group, https://doi.org/10.1080/09537325.2020.1729977.
27. Lucas, R. (1988). *On the Mechanics of Economic Development*. Journal of Monetary Economics, 22: 3–55.
28. Martinez, C., & Mastrangelo, L., & Soriano, D .(2020). *The knowledge spillover effect of crowd funding*. KNOWLEDGE MANAGEMENT RESEARCH & PRACTICE.
29. Min, S., & Kim, J., & Sawng, Y. (2020). *The effect of innovation network size and public R&D investment on regional innovation efficiency*. Technological Forecasting & Social Change, journal homepage: www.elsevier.com/locate/techfore.
30. Okrah, J., & Nepp, A. (2018). *Factors affecting startup innovation and growth*. Journal of Advanced Management Science Vol. 6, No. 1.
31. Park, H. (2019). *Indeterminate Equilibrium Growth with Product and R&D Spillovers. Journal Pre-Proof*, https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.054
32. Polonyova, E., & Ondos, S., & Ely, P. (2005). *The location choice of graduate entrepreneurs in the United Kingdom*, MISCELLANEA GEOGRAPHICA – REGIONAL STUDIES ON DEVELOPMENT. (19)4: 34-43.
33. Rodriguez, A., & Crescenzi, R. (2010). *Research and Development, Spillover, Innovation Systems, and the Genesis of Regional Growth in Europe*. Regional Studies, Publication details, including instructions for authors and subscription information.
34. Romer, P. (1986*). Increasing returns and long run growth*. Journal of political economy, 94(5):1002-1037.
35. Romer, P. (1990). *Endogenous technological change*. Journal of political Economy, 98(5):71-102.
36. Saxenian, A. (2006). *The New Argonauts: Regional Advantage in Global Economy*. Harvard University press, Cambridge, Massachusetts, Lndon, England.
37. Smith, S., & McCann, P., & Oxley, L. (2020). *A regional model of endogenous growth without scale assumptions*. Spatial Economic Analysis.
38. Stam, E. (2015). *Entrepreneurial ecosystem and regional policy*: sympathetic, European planning studies, 23(9).

39. Zhang, X., & Wan, G., & Li, J., & He, Z. (2020). *Global spatial economic interaction: knowledge spillover or technical diffusion?* SPATIAL ECONOMIC ANALYSIS, https://doi.org/10.1080/17421772.2019.1578402
40. Ziesemer, T. (2020). *Semi endogenous growth models with domestic and foreign private and public R&D linked to VECMs with evidence for five countries*. United Nations University.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۸۱۲-۷۸۱

الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در ایران: وضعیت پایدار تصادفی یا قطعی؟

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.2.3

حسین توکلیان[1]

دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، tavakolianh@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۰

چکیده

با توجه به این‌که الگوهای DSGE یک جواب با فرم بسته ندارند، می‌بایست تقریب الگو حول وضعیت پایدار مورد بررسی قرار گیرد. سؤالی که پیش می‌آید این است که این تقریب حول وضعیت پایدار غیرتصادفی صورت گیرد یا وضعیت پایدار تصادفی؟ این مطالعه با ارائه یک الگوی کینزی جدید تعدیل یافته برای اقتصاد ایران، دو نااطمینانی تولید و قیمت نفت را در الگو در نظر می‌گیرد. نتایج الگو حاکی از آن است که لحاظ وضعیت پایدار تصادفی و تقریب مراتب بالاتر بسط تیلور می‌تواند وضعیت اقتصاد ایران را بهتر توضیح دهد. هم‌چنین، نتایج نشان می‌دهد که سطح مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی و تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است، درحالی‌که مخارج جاری و عمرانی دولت در وضعیت پایدار تصادفی بیشتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی می‌باشد. بررسی نتایج مربوط به توابع واکنش آنی نیز نشان می‌دهد که واکنش متغیرهای اقتصادی نسبت به تکانه‌های مختلف در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از شرایط وضعیت پایدار غیرتصادفی است.

طبقه‌بندی JEL: E32, E37

واژه‌های کلیدی: وضعیت پایدار تصادفی، نااطمینانی، الگوی DSGE

---

۱. شماره تماس: ۰۹۱۲۶۳۶۱۶۳۸

۱- مقدمه

در اقتصاد کلان، تقریب الگوهای پویا حول مسیر آینده‌نگری کامل[1] که در آن کارگزاران تأثیر شوک‌های آتی را پیش‌بینی نکرده است و بنابراین رفتار اقتصاد محدود می‌شود، کاملاً مرسوم است. تعادل حاصل از این مسیر آینده‌نگری کامل در اصطلاح وضعیت پایدار غیرتصادفی[2] (قطعی) نامیده می‌شود. کارگزاران عقلایی برای تصمیم‌گیری بهینه، شکاف بهینه بین وضعیت پایدار را مشاهده کرده و قاعده تصمیم‌گیری را انتخاب می‌کنند که مطلوبیت بین دوره‌ای بازگشت به وضعیت پایدار حداکثر می‌کند. در مقابل، کارگزاران ریسک‌گریز از تکانه‌های آتی که به اقتصاد وارد می‌شوند آگاه بوده و در نتیجه همگرایی متغیرهای اقتصادی به وضعیت پایدار تصادفی[3] را پیش‌بینی می‌کنند که به‌صورت توزیع ارگودیک[4] این متغیرها تعریف می‌شود. از نظر ریاضی ویژگی‌های این توزیع ارگودیک نسبت به وضعیت پایدار قطعی چالش‌برانگیزتر است؛ بنابراین وضعیت پایدار تصادفی یا ریسکی[5] نقطه‌ای است که در صورت داشتن انتظار مشاهده ریسک آتی صفر در آن دوره، کارگزاران انتخاب می‌کنند در آن دوره باقی بمانند (کوردسیور و همکاران[6] (۲۰۱۱)).

وضعیت پایدار قطعی، تمایل کارگزاران به سمت ریسک را نادیده می‌گیرد، زیرا نااطمینانی در نسخه غیرتصادفی الگو کنار گذاشته می‌شود. در مقابل وضعیت پایدار تصادفی تحت تأثیر نااطمینانی آینده قرار می‌گیرد. همان‌گونه که الگوهای خطی دارای ویژگی هم‌ارزی یقین هستند، وضعیت پایدار قطعی نیز موقعیت تعادلی الگوهای خطی می‌باشد. در این حالت، برای مثال در مورد حجم سرمایه، وضعیت پایدار قطعی از تقاطع تابع انباشت سرمایه با خط 45^{o} به‌دست می‌آید، درحالی‌که در نظر گرفتن ویژگی غیرخطی و ریسک در الگو، تابع مقعر شده و در وضعیت پایدار قطعی حجم سرمایه به دلیل لحاظ احتیاط، بالاتر از حالتی خواهد شد که ریسک در نظر گرفته نشده است. در این حالت با در نظر گرفتن ویژگی غیرخطی الگو، تقاطع خط 45^{o} و تابع غیرخطی انباشت سرمایه تعیین‌کننده وضعیت پایدار ریسکی خواهد شد که توسط جویلارد[7] (۲۰۱۱) به‌خوبی تبیین شده است.

---

1. Perfect foresight path
2. Deterministic steady state
3. Stochastic steady state
4. Ergodic distribution
5. Risky steady state
6. Coeurdacier et al.
7. Juillard

اقتصاد ایران متکی به درآمدهای نفتی است و این درآمد چه از نظر مقدار تولید نفت به واسطه تحریم‌ها و سهمیه اوپک و چه از نظر قیمت که تحت تأثیر عوامل برون‌زای اقتصاد ایران قرار دارد، با نوسانات قابل توجه مواجه است. بر این اساس نوعی نااطمینانی در ماهیت اقتصاد ایران پنهان است که می‌توان گفت لحاظ وضعیت پایدار قطعی برای آن نمی‌تواند این نااطمینانی را در نظر بگیرد. بر این اساس مطالعه حاضر به دنبال بررسی این نکته است که آیا وضعیت پایدار قطعی برای اقتصاد ایران مناسب است یا وضعیت پایدار تصادفی؟ مطالعاتی که از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند به‌طور عمده به‌صورت لگاریتم-خطی شده تحلیل شده‌اند که به مقوله محاسبه وضعیت پایدار الگو نپرداخته‌اند (برای مثال متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)، کاوند (۱۳۸۹)، توکلیان (۱۳۹۰)، بهرامی و قریشی (۱۳۹۰) کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳)، توکلیان (۱۳۹۳)، توکلیان (۱۳۹۴)، توکلیان و افضلی (۱۳۹۵)، توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)، جلالی نائینی و همکاران (۱۳۹۷) و پرمه و همکاران (۲۰۱۸)) و آن دسته مطالعاتی که به‌صورت غیرخطی تحلیل شده‌اند نیز همگی وضعیت پایدار قطعی را در نظر گرفته‌اند (برای مثال پاک‌نیت و همکاران (۱۳۹۷)، رئیسی و همکاران (۱۳۹۷)، پاشا و همکاران (۱۳۹۸) و پاشا و همکاران (۱۳۹۹)).

ساختار مطالعه حاضر به این شکل است. در بخش ۲ الگوی DSGE کینزی جدید برای اقتصاد ایران معرفی می‌شود که در آن نااطمینانی قیمت و تولید نفت در نظر گرفته شده است. در بخش ۳، به‌دست آوردن وضعیت پایدار قطعی الگو و برآورد و کالیبراسیون پارامترها ارائه خواهد شد. بخش ۴، به نتایج تحلیل که شامل به‌دست آوردن وضعیت پایدار تصادفی با حل تقریب مرتبه سوم الگو به‌دست می‌آید و مقایسه آن با وضعیت پایدار قطعی و در نهایت مقایسه توابع واکنش آنی برای دو وضعیت پایدار، می‌پردازد. بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری مطالعه را ارائه می‌دهد.

۲- الگوی کینزی جدید برای اقتصاد ایران

الگوی پیشنهادی نوع تعدیل یافته الگوی ارائه شده توسط فرناندز-ویلاورده و رابیو-رامیرز[1] (۲۰۰۶) با در نظر گرفتن بخش دولت و نفت است. این الگو شامل خانوارهایی است که نیروی کار را عرضه، کالاها را برای مصرف خریداری کرده، پول نگه می‌دارند و دستمزد خود را در قالب اتحادیه کارگری که با چسبندگی دستمزد از نوع کالوو[2]

1. Fernández-Villaverde and Rubio-Ramírez
2. Calvo

(۱۹۸۳) مواجه است، تعیین می‌کند. تولید، توسط یک تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابت انحصاری مبتنی بر مدل دیگزیت و استیگلیتز[1] (۱۹۷۷) و چسبندگی قیمت کالو (۱۹۸۳) صورت می‌گیرد. بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه با این محدودیت مواجهند که حداکثرسازی سود با قید چسبندگی قیمت انجام می‌شود. بخش دولت دارای مخارج جاری و عمرانی است که به‌صورت برون‌زا تعیین شده و درآمدهای آن از طریق مالیات و فروش نفت حاصل می‌شود؛ بنابراین تولید نفت در اختیار دولت بوده و از ترکیب سرمایه و نیروی کار به‌دست می‌آید که سرمایه بانک از طریق انباشت بخشی از تولید نفت شکل می‌گیرد. هم‌چنین بانک مرکزی با استفاده از ابزار نرخ رشد پایه پول اقدام به سیاست‌گذاری پولی می‌کند.

۲-۱- خانوارها

فرض می‌شود طیفی از خانوارهای نوعی در اقتصاد وجود دارند که با علامت j نمایه می‌شوند. خانوارها مطلوبیت زیر را که تابعی از مصرف، C_{jt}، تراز حقیقی پول، M_{jt}/P_t و تعداد ساعات کار، L_{jt}، است، حداکثر می‌کند:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i d_t \left[\log(C_{jt+i} - hC_{jt+i-1}) + \nu \log(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}}) - \varphi_t \psi \frac{L_{t+i}^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right].$$

که در آن β عامل تنزیل، h پارامتر پایداری عادت، γ عکس کشش عرضه کار فریش و d_t تکانه ترجیحات بین دوره‌ای است که از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$\log d_t = \rho_d \log d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t}, \quad \varepsilon_{d,t} \sim N(0,1) \qquad (1)$$

و φ_t شوک عرضه کار است که از فرایند زیر پیروی می‌کند:

$$\log \varphi_t = \rho_\varphi \log \varphi_{t-1} + \sigma_\varphi \varepsilon_{\varphi,t}, \quad \varepsilon_{\varphi,t} \sim N(0,1) \qquad (2)$$

دلیل انتخاب تابع مطلوبیت لگاریتمی نسبت به مصرف و مانده حقیقی پول آن است که رابطه نهایی جانشینی بین مصرف و فراغت نسبت به مصرف خطی باشد تا از وجود مسیر رشد متوازن با تعداد ساعات کار ثابت اطمینان حاصل شود. خانوارها امکان مبادله در کل مجموعه ممکن کالاهای ارو-دبرو را دارند که به دلیل این‌که با ریسک ویژه تعدیل دستمزد[2] مواجهند، با علامت j و برای لحاظ ریسک کل با زمان نمایه شده‌اند. این طور فرض می‌شود a_{jt+1} نشان‌دهنده آن اوراق بهاداری باشد که در حالت

1. Dixit and Stiglitz
2. Idiosyncratic wage-adjustment risk

رخداد $\omega_{j,t+1,t}$ توسط خانوار j در زمان t و در قیمت حقیقی $q_{jt+1,t}$ خریداری شده، یک واحد مصرف پرداخت می‌کند. هم‌چنین خانوارها اوراق قرضه دولتی B_{jt} را نگه می‌دارند که نرخ بهره ناخالص R_t را پرداخت می‌کند؛ بنابراین قید بودجه خانوار jام به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_{jt}+I_{jt}+\frac{M_{jt}}{Pt}+\frac{B_{jt}}{P_t}+\int q_{jt+1,t}a_{jt+1}d\omega_{j,t+1,t}=w_{jt}L_{jt}+(r_t u_{jt}-\mu_t^{-1}a[u_{jt}])k_{jt-1}$$

$$+\frac{M_{jt-1}}{P_t}+R_{t-1}\frac{B_{jt-1}}{P_t}+a_{jt}+T_t+F_t$$

که در آن w_{jt} دستمزد حقیقی، r_t نرخ اجاره حقیقی سرمایه، u_{jt} شدت استفاده از سرمایه، $\mu_t^{-1}a[u_{jt}]$ هزینه فیزیکی استفاده از سرمایه برحسب منابع، μ_t تکانه تکنولوژی خاص سرمایه است که در ادامه توضیح داده خواهد شد، T_t مالیات ثابت و F_t سود بنگاه‌هاست. فرض می‌شود که $a[1]=0,\ a',a''>0$ باشد.

سرمایه‌گذاری I_{jt} از طریق فرایند زیر موجب انباشت سرمایه می‌شود:

$$k_{jt}=(1-\delta)k_{jt-1}+\mu\left(1-S\left[\frac{I_{jt}}{I_{jt-1}}\right]\right)I_{jt} \qquad (1)$$

که در آن δ نرخ استهلاک و $S[\bullet]$ تابع هزینه تعدیل است که $S[\Lambda_I]=S'[\Lambda_I]=0,S''[\bullet]>0$ بوده و Λ_I نرخ رشد سرمایه‌گذاری در مسیر رشد متوازن است. فرض می‌شود که تکانه تکنولوژی خاص سرمایه از فرایند اتورگرسیو زیر پیروی می‌کند:

$$\mu_t=\mu_{t-1}\exp(\Lambda_\mu+z_{\mu,t}),\ z_{\mu,t}=\sigma_\mu\varepsilon_{\mu,t},\ \varepsilon_{\mu,t}\sim N(0,1) \qquad (2)$$

در حقیقت مقدار μ_t قیمت نسبی سرمایه جدید برحسب مصرف نیز می‌باشد.

با بهینه‌یابی مطلوبیت خانوار نسبت به دو قید بودجه و فرایند انباشت سرمایه و با فرض ضرایب لاگرانژ λ_{jt} و Q_{jt} برای این دو قید و فرض $q_{jt}=\frac{Q_{jt}}{\lambda_{jt}}$، شرایط مرتبه اول نسبت به مصرف، اوراق قرضه، شدت استفاده از سرمایه، سرمایه و سرمایه‌گذاری به‌ترتیب به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$d_t(C_{jt}-hC_{jt-1})^{-1}-h\beta E_t d_{t+1}((C_{jt+1}-hC_{jt})^{-1}=\lambda_{jt} \qquad (3)$$

$$\lambda_{jt} = \beta E_t \left\{ \lambda_{jt+1} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}} \right\} \quad (۴)$$

$$r_t = \mu_t^{-1} a'[u_{jt}] \quad (۵)$$

$$q_{jt} = \beta E \left\{ (1-\delta) q_{jt+1} + \lambda_{jt+1} (r_{t+1} u_{jt+1} - \mu_{t+1}^{-1} a[u_{jt+1}]) \right\} \quad (۶)$$

$$\begin{aligned} 1 = {} & q_{jt}\mu_t \left(1 - S\left[\frac{I_{jt}}{I_{jt-1}} \right] - S'\left[\frac{I_{jt}}{I_{jt-1}} \right] \frac{I_{jt}}{I_{jt-1}} \right) \\ & + \beta E_t q_{jt+1} \mu_{t+1} S'\left[\frac{I_{jt+1}}{I_{jt}} \right] \left(\frac{I_{jt+1}}{I_j} \right)^2 \end{aligned} \quad (۷)$$

۲-۲- تعیین دستمزد

نیروی کار مورد استفاده در تولید کالاهای واسطه توسط بنگاه رقابتی (اتحادیه کارگری) عرضه می‌شود که خود نیروی کار هر کدام از خانوارها را استخدام می‌کند. اتحادیه کارگری نیروی کار متفاوت خانوارها را با استفاده از تابع تولید زیر تجمیع می‌کند:

$$L_t^d = \left(\int_0^1 L_{jt}^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (۸)$$

که در آن $0 \leq \eta < \infty$ کشش جانشینی بین انواع مختلف نیروی کار و L_t^d تقاضای کل نیروی کار است. اتحادیه کارگری از طریق حداکثرسازی سود خود نسبت به تابع تولید خود تقاضای نیروی کار هر کدام از خانوارها را به‌صورت زیر تعیین می‌کند:

$$L_{jt} = \left(\frac{w_{jt}}{w_t} \right)^{-\eta} L_t^d$$

که در آن w_t شاخص دستمزد است که با جای‌گذاری رابطه فوق در رابطه تولید اتحادیه کار، به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$w_t = \left(\int_0^1 w_{jt}^{1-\eta} dj \right)^{\frac{1}{1-\eta}}$$

خانوارها با چسبندگی دستمزد از نوع کالوو مواجه‌اند که در هر دوره نسبت $1-\theta_w$ از خانوارها می‌توانند دستمزد خود را تعیین کنند. سایر خانوارها دستمزد خود را بر اساس تورم دوره گذشته با استفاده از پارامتر $\chi_w \in [0,1]$ شاخص‌بندی می‌کنند. این بدان

معناست که اگر خانوارها نتوانند دستمزد خود را برای τ دوره تغییر دهند، دستمزد نرمال شده آن‌ها بعد از τ دوره به‌صورت $\prod_{s=1}^{\tau}\frac{\pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\pi_{t+s}}w_{jt}$ می‌باشد، بنابراین بخشی از مسئله لاگرانژ خانوار به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\max_{w_{jt}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^{\tau}\left\{-d_t\varphi_t\psi\frac{L_{jt+\tau}^{1+\gamma}}{1+\gamma}+\lambda_{jt+\tau}\prod_{s=1}^{\tau}\frac{\pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\pi_{t+s}}w_{jt}L_{jt+\tau}\right\}$$

s.t.

$$L_{jt}=\left(\prod_{s=1}^{\tau}\frac{\pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\pi_{t+s}}w_{jt}\frac{w_{jt}}{w_t}\right)^{-\eta}L_t^d \quad \forall j$$

با بهینه‌یابی این مسئله منحنی فیلیپس دستمزد به‌صورت دو رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$f_t=\frac{\eta-1}{\eta}(w_t^*)^{1-\eta}\lambda_t w_t^{\eta}L_t^d+\beta\theta_w E_t\left(\frac{\pi_t^{\chi_w}}{\pi_{t+1}}\right)^{1-\eta}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta-1}f_{t+1} \qquad (۹)$$

$$f_t=\psi d_t\varphi_t\left(\frac{w_t}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\gamma)}\left(L_t^d\right)^{1+\gamma}+\beta\theta_w E_t\left(\frac{\pi_t^{\chi_w}}{\pi_{t+1}}\right)^{-\eta(1+\gamma)}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\gamma)}f_{t+1} \qquad (۱۰)$$

۲-۳- *تولیدکننده کالای نهایی*

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در اقتصاد با استفاده از کالاهای واسطه و تابع تولید زیر تولید نهایی را تولید می‌کند:

$$Y_t^d=\left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}di\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

کشش جانشینی است. تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابتی سود خود را ε که در آن قیمت کالای p_{it} نسبت به تابع تولید فوق حداکثرسازی می‌کند که با فرض این‌که ام به‌صورت زیر i قیمت کالای نهایی باشد، تقاضای کالای واسطه p_t ام و i نواسطه به‌دست می‌آید که با جای‌گذار آن در رابطه فوق شاخص قیمت نیز به‌دست می‌آید:

$$y_{it}=\left(\frac{p_{it}}{p_t}\right)^{-\varepsilon}Y_t^d, \qquad \forall i \qquad (۱۱)$$

$$p_t=\left(\int_0^1 p_{it}^{1-\varepsilon}dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

۲-۴- تولیدکننده کالای واسطه

طیفی از تولیدکنندگان کالاهای واسطه وجود دارد که هر کدام از آن‌ها دارای تابع تولید زیر هستند:

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^{\alpha}\left(Y_t^{o} k_{g,t-1}\right)^{\psi_g}\left(L_{y,it}^{d}\right)^{1-\alpha} - \phi z_t \qquad (۱۲)$$

که در آن k_{it-1} سرمایه اجاره شده، $k_{g,t-1}$ حجم سرمایه دولتی و Y_t^{o} تولید نفت است که به‌ترتیب به منزله کالاهای عمومی و انرژی می‌باشد که می‌تواند در بهبود تولید مؤثر باشد، L_{it}^{d} نیروی کار استخدام شده توسط دولت و A_t تکانه تکنولوژی است که از فرایند زیر پیروی می‌کند:

$$A_t = A_{t-1}\exp(\Lambda_A + z_{A,t}),\ z_{A,t} = \sigma_A \varepsilon_{A,t},\ \varepsilon_{A,t} \sim N(0,1) \qquad (۱۵)$$

پارامتر ϕ متناظر با هزینه ثابت تولید است و $z_t = A_t^{\frac{1}{1-\alpha}} \mu_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$ تضمین‌کننده آن است که سود اقتصادی در وضعیت پایدار برابر با صفر باشد و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$z_t = z_{t-1}\exp(\Lambda_z + z_{z,t}),\ z_{z,t} = \frac{z_{A,t} + \alpha z_{\mu,t}}{1-\alpha},\ \Lambda_z = \frac{\Lambda_A + \alpha\Lambda_\mu}{1-\alpha} \qquad (۱۳)$$

حداقل‌سازی هزینه بنگاه نسبت به تابع تولید تقاضای کار و هزینه نهایی را به‌صورت زیر ارائه می‌کند:

$$\frac{w_t}{r_t} = \frac{(1-\alpha)k_{it-1}}{\alpha L_{y,it}^{d}} \qquad (۱۴)$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{w_t^{1-\alpha} r_t^{\alpha}}{A_t k_{g,t-1}^{\psi_g}} \qquad (۱۵)$$

در مرحله بعد بنگاه قیمت خود را به‌نحوی تعیین می‌کند که ارزش تنزیل یافته سود حداکثر شود. در هر دوره نسبت $1-\theta_p$ از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت خود را تعیین کنند. سایر بنگاه‌ها دستمزد خود را بر اساس تورم دوره گذشته با استفاده از پارامتر $\chi \in [0,1]$ شاخص‌بندی می‌کنند. از حداکثرسازی ارزش تنزیل یافته سود بنگاه، منحنی فیلیپس بنگاه به‌صورت سه معادله (۱۶، ۱۷ و ۱۸) به‌دست می‌آید:

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t Y_t^d + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\pi_t^\chi}{\pi_{t+1}}\right)^{-\varepsilon} g_{t+1}^1 \qquad (۱۶)$$

$$g_t^2 = \lambda_t \pi_t^* Y_t^d + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\pi_t^\chi}{\pi_{t+1}}\right)^{1-\varepsilon}\left(\frac{\pi_t^*}{\pi_{t+1}^*}\right) g_{t+1}^2 \qquad (۱۷)$$

$$\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2 \qquad (۱۸)$$

۲-۵- بخش نفت

به پیروی از قیائی و همکاران (۲۰۲۰)، فرض می‌شود که نفت تولید شده Y_t^o در بازار بین‌المللی به قیمت حقیقی P_t^o بدون هیچ اصطکاکی به فروش می‌رسد. تابع تولید نفت به‌صورت تابع کاب-داگلاس است که با استفاده از سرمایه و نیروی کار اقدام به استخراج نفت می‌کند. مسئله بخش نفت به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\max \; F_t^o = (1 - a_o) P_t^o Y_t^o - w_t L_{ot}^d$$

$$\text{s.t.} \quad Y_t^o = A_{o,t}\left(k_{o,t-1}\right)^{\alpha_o}\left(L_{ot}^d\right)^{1-\alpha_o}$$

$$k_{o,t} = (1 - \delta_o) k_{o,t-1} + a_o P_t^o Y_t^o$$

در هر دوره دولت نسبت a_o از درآمدهای نفتی را برای سرمایه‌گذاری در بخش نفت در راستای جایگزینی سرمایه مستهلک شده، اختصاص می‌دهد. این فرض موافق چرخه‌ای و نزدیک به شرایط اقتصاد ایران است. در نتیجه، بخش نفت سود خود را از طریق تصمیم‌گیری در مورد نیروی کار حداکثر می‌کند و این سود را در اختیار دولت قرار می‌دهد. شرط مرتبه اول این مسئله به‌صورت زیر خواهد بود:

$$L_{ot}^d = (1 - a_o)(1 - \alpha_o)\frac{P_t^o Y_t^o}{w_t} \qquad (۱۹)$$

هم‌چنین قیمت حقیقی نفت و تکانه تکنولوژی این بخش از فرایند خودرگرسیون به‌صورت زیر پیروی می‌کنند. هم‌چنین فرض می‌شود که تکانه‌های قیمت و تکنولوژی بخش نفت دارای نااطمینانی $\sigma_t^{p^o}$ و $\sigma_t^{A^o}$ هستند و این نااطمینانی‌ها نیز خود از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کنند:

$$\log\left(P_t^o\right)=\left(1-\rho_{p^o}\right)\log\left(\bar{P}^o\right)+\rho_{p^o}\log\left(P_{t-1}^o\right)+\sigma_t^{p^o}\varepsilon_{p^o,t},\ \ \varepsilon_{p^o,t}\sim N(0,1) \qquad (20)$$

$$\log\left(A_{o,t}\right)=\rho_{A_o}\log\left(A_{o,t-1}\right)+\sigma_t^{A^o}\varepsilon_{A_o,t},\ \ \varepsilon_{A_o,t}\sim N(0,1) \qquad (21)$$

$$\log(\sigma_t^{po})=(1-\rho_{\sigma^{po}})\log(\bar{\sigma}^{po})+\rho_{\sigma^{po}}\log(\sigma_{t-1}^{po})+\varepsilon_t^{\sigma^{po}},\qquad \varepsilon_t^{\sigma^{po}}\sim N(0,1) \qquad (22)$$

$$\log(\sigma_t^{A_o})=(1-\rho_{\sigma^{po}})\log(\bar{\sigma}^{A_o})+\rho_{A_o}\log(\sigma_{t-1}^{A_o})+\varepsilon_t^{A_o},\qquad \varepsilon_t^{A_o}\sim N(0,1) \qquad (23)$$

۲-۶- دولت و بانک مرکزی

دولت به دنبال متوازن کردن بودجه خود است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_{g,t}+I_{g,t}+TR_t=T_t+F_t^o+\frac{DA_t}{P_t}-\frac{DA_{t-1}}{P_t}+\frac{\int_0^1 B_{jt}dj}{P_t}-R_{t-1}\frac{\int_0^1 B_{jt-1}dj}{P_t}$$

که در آن TR_t پرداخت‌های انتقالی، T_t مالیات، $C_{g,t}$ مخارج جاری دولت و $I_{g,t}$ مخارج عمرانی دولت است که از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول زیر پیروی می‌کنند:

$$\log\left(C_{g,t}\right)=\left(1-\rho_{c_g}\right)\log\left(\bar{C}_g\right)+\rho_{c_g}\log\left(C_{g,t-1}\right)+\varepsilon_{c_g,t},\ \ \varepsilon_{c_g,t}\sim N(0,1) \qquad (24)$$

$$\log\left(I_{g,t}\right)=\left(1-\rho_{I_g}\right)\log\left(\bar{I}_g\right)+\rho_{I_g}\log\left(I_{g,t-1}\right)+\varepsilon_{I_g,t},\ \ \varepsilon_{I_g,t}\sim N(0,1) \qquad (25)$$

پایه پولی به‌صورت حاصل جمع خالص دارایی‌های خارجی و خالص دارایی‌های داخلی (مجموع خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی) تعریف می‌شود:

$$M_t=DA_t+FR_t \qquad (26)$$

که در آن انباشت ذخایر خارجی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$FR_t=FR_{t-1}+F_t^o \qquad (27)$$

بنابراین در قید بودجه دولت عبارت زیر برقرار است که بیان‌گر درآمد حق‌الضرب پول است:

$$\frac{M_t}{P_t}-\frac{M_{t-1}}{P_t}=\frac{\int_0^1 M_{jt}dj}{P_t}-\frac{\int_0^1 M_{jt-1}dj}{P_t} \qquad (28)$$
$$=\frac{FR_t}{P_t}-\frac{FR_{t-1}}{P_t}+\frac{DA_t}{P_t}-\frac{DA_{t-1}}{P_t}=F_t^o+\frac{DA_t}{P_t}-\frac{DA_{t-1}}{P_t}$$

در حقیقت این عبارت بیان‌گر سلطه مالی و نفتی است که یکی از ویژگی‌های کلیدی اقتصاد ایران است.

هم‌چنین سرمایه دولتی با استفاده از قاعده معادله (۲۹) انباشت می‌شود:

$$k_{g,t} = (1-\delta_g)k_{g,t-1} + I_{g,t} \qquad (۲۹)$$

بانک مرکزی از طریق کنترل نرخ رشد اسمی پول از طریق رابطه زیر اقدام به اعمال سیاست‌گذاری پولی می‌کند:

$$\frac{\dot{m}_t}{\bar{\dot{m}}} = \left(\frac{\dot{m}_{t-1}}{\bar{\dot{m}}}\right)^{\gamma_m} \left(\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{\mu^{z}{}_t \frac{GDP_t}{GDP_{t-1}}}{\exp\left(\Lambda_{gdp}\right)} \right)^{\gamma_{gdp}} \right)^{1-\gamma_m} \exp\left(\varepsilon_t^m\right) \qquad (۳۰)$$

$$\dot{m}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t \qquad (۳۱)$$

که در آن $\dot{m}_t$ نرخ رشد اسمی پول می‌باشد.

۲-۷- تعادل الگو

با جمع قید بودجه خانوار و دولت، تقاضای کل اقتصاد به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$GDP_t = Y_t^d + Y_t^o = C_t + I_t + C_{g,t} + I_{g,t} + \mu_t^{-1} a[u_t]k_{t-1} \qquad (۳۲)$$

با در نظر گرفتن رابطه (۱۱) خواهیم داشت:

$$Y_t^d = (C_t + I_t + C_{g,t} + I_{g,t} + \mu_t^{-1} a[u_t]k_{t-1} - Y_t^o)\left(\frac{P_{it}}{P_t}\right)^{-\varepsilon}$$

با استفاده از تابع تقاضای کار (۸) تابع تولید (۱۲) خواهیم داشت:

$$A_t k_{it-1}^{\alpha}\left(Y_t^o k_{g,t-1}\right)^{\psi_g}\left(L_{y,it}^d\right)^{1-\alpha} - \phi z_t = (C_t + I_t + C_{g,t} + I_{g,t} + \mu_t^{-1} a[u_t]k_{t-1}$$

$$-Y_t^o)\int_0^1 \left(\frac{P_{it}}{P_t}\right)^{-\varepsilon} di$$

که در آن:

$$v_t^p = \int_0^1 \left(\frac{P_{it}}{P_t}\right)^{-\varepsilon} di = \theta_p \left(\frac{\pi_t^{\chi-1}}{\pi_t}\right)^{-\varepsilon} v_{t-1}^p + (1-\theta_p)\pi_t^{*-\varepsilon} \qquad (۳۳)$$

شاخص پراکندگی قیمت و بیان‌گر هزینه رفاهی تورم است. به همین شکل با در نظر گرفتن تجمیع کل تقاضای کار شاخص پراکندگی دستمزد نیز به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\nu_t^w = \int_0^1 \left(\frac{w_{jt}}{w_t}\right)^{-\eta} dj = \theta_w \left(\frac{w_{t-1}}{w_t}\frac{\pi_t^{\chi_w - 1}}{\pi_t}\right)^{-\eta} \nu_{t-1}^w + (1-\theta_w)\left(\pi_t^{w*}\right)\eta \qquad (۳۴)$$

۲-۸- وضعیت پایدار قطعی الگو

الگوی کامل عبارت از روابط ۱-(۳۴)(۳۱) است. همان‌طور که متغیرهای اسمی نسبت به عامل روند اسمی (تورم) یعنی شاخص قیمت تقسیم شده و روندزایی می‌شوند، تمامی متغیرهای حقیقی نیز باید نسبت به روند حقیقی که همان نرخ رشد تکنولوژی است، تعدیل شده و مدل مانا شود. پس از این اقدام و با فرض فرم تبعی $a[u] = \gamma_1(u-1) + \frac{\gamma_2}{2}(u-1)^2$ و $S\left[\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] = \frac{\kappa}{2}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \Lambda_I\right)^2$، وضعیت پایدار غیرتصادفی الگو به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\bar{\pi} = (1+0.178)^{0.25} \qquad (۳۵)$$

$$\bar{u} = \bar{q} = \bar{d} = \bar{\varphi} = 1 \qquad (۳۶)$$

$$\bar{\dot{m}} = \bar{\pi} \qquad (۳۷)$$

$$\bar{C}_g = 0.2 \qquad (۳۸)$$

$$\bar{I}_g = 0.15 \qquad (۳۹)$$

$$\bar{k}_g = \frac{\bar{I}_g}{\delta_g} \qquad (۴۰)$$

$$\gamma_1 = \frac{\mu_z \mu_I}{\beta} - (1-\delta) \qquad (۴۱)$$

$$\bar{r} = \gamma_1 \qquad (۴۲)$$

$$\bar{R} = \frac{\bar{\pi}\mu_z}{\beta} \qquad (۴۳)$$

$$\bar{\pi}^* = \left(\frac{1-\theta_p \bar{\pi}^{(-(1-\epsilon}}{1-\theta_p}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۴۴)$$

$$\bar{\pi}^{w*} = \left(\frac{1-\theta_w \bar{\pi}^{(\chi_w - 1)(1-\eta)} \mu_z^{(\eta-1)}}{1-\theta_w}\right)^{\frac{1}{1-\eta}} \qquad (۴۵)$$

$$\overline{mc} = \bar{\pi}^{*}\frac{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}\left(1-\beta\theta_p\bar{\pi}^{\varepsilon(1-\chi)}\right)}{1-\bar{\pi}^{(\varepsilon-1)(1-\chi)}\beta\theta_p} \tag{۴۶}$$

$$\bar{w} = (1-\alpha)\left(\overline{mc}\left(\bar{Y}^{o}\bar{k}_g\right)^{\psi_g}\left(\frac{\alpha}{\bar{r}}\right)^{\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \tag{۴۷}$$

$$\overline{w}^{*} = \bar{\pi}^{w^{*}}\bar{w} \tag{۴۸}$$

$$\nu_p = \frac{1-\theta_p}{1-\theta_p\bar{\pi}^{\varepsilon(1-\chi)}}\left(\bar{\pi}^{*}\right)^{-\varepsilon} \tag{۴۹}$$

$$\nu_w = \frac{1-\theta_w}{1-\theta_w\bar{\pi}^{(1-\chi_w)\eta}\mu_z^{\eta}}\left(\bar{\pi}^{w^{*}}\right)^{-\eta} \tag{۵۰}$$

$$\bar{Y}^{o} = ۰.۴۹۳۸ \tag{۵۱}$$

$$\frac{1-\bar{\pi}^{(\chi_w-1)(1-\eta)}\beta\theta_w\mu_z^{\eta-1}}{1-\beta\theta_w\mu_z^{\eta(1+\gamma)}\bar{\pi}^{(1-\chi_w)\eta(1+\gamma)}} - \frac{\frac{\overline{w}^{*}\eta-1}{\eta}}{\psi\bar{\pi}_{w^{*}}^{(-\eta)\gamma}\left(\bar{L}^{d}\right)^{\gamma}}\left(\left(1-\frac{h}{\mu}\right)^{-1} - \beta h\left(\mu_z - h\right)^{-1}\right)$$

$$\bar{L}^{d}\left(\left(\bar{Y}^{o}\bar{k}_g\right)^{\psi_g}A\mu_z^{-1}\nu_p^{-1}\left(\mu_I\mu_z\frac{\bar{w}\frac{\alpha}{1-\alpha}}{\bar{r}}\right)^{\alpha} - \left(\mu_I\mu_z\frac{\bar{w}\frac{\alpha}{1-\alpha}}{\bar{r}}\right)\left(1-(1-\delta)(\mu_z\mu_I)^{-1}\right)\right)(1-N_L) - \nu_p^{-1}\phi + \bar{Y}^{o} - \bar{C}_g - \bar{I}_g\Bigg)^{-1} = ۰ \tag{۵۲}$$

$$\bar{L} = \nu_w\bar{L}^{d} \tag{۵۲}$$

$$\bar{k} = \left(\mu_I\mu_z\frac{\bar{w}\frac{\alpha}{1-\alpha}}{\bar{r}}\right)\bar{L}_y^{d} \tag{۵۳}$$

$$\bar{C} = \bar{Y}^{o} + \left(\left(\bar{Y}^{o}\bar{k}_g\right)^{\psi_g}A\mu_z^{-1}\nu_p^{-1}\left(\mu_I\mu_z\frac{\bar{w}\frac{\alpha}{1-\alpha}}{\bar{r}}\right)^{\alpha} - \right. \tag{۵۴}$$

$$\bar{L}_y^d\left(\mu_I\mu_z\frac{\bar{w}\frac{\alpha}{1-\alpha}}{\bar{r}}\right)\bar{L}_y^d\left(1-(1-\delta)\left(\mu^z\mu^I\right)^{(-1)}\right)-\nu_p^{-1}\phi-\bar{C}_g-\bar{I}_g$$

$$\bar{\lambda}=\frac{\left(1-\mu_z^{-1}\beta h\right)\left(1-\frac{h}{\mu_z}\right)^{-1}}{\bar{C}} \quad (۵۵)$$

$$\bar{Y}^d=\bar{I}_g+\bar{I}_g+\bar{C}+\bar{I}-\bar{Y}^o \quad (۵۶)$$

$$\overline{GDP}=\bar{Y}^o+\bar{Y}^d \quad (۵۷)$$

$$\bar{F}=\bar{Y}^d-\bar{L}_y^d\bar{w}\frac{1}{1-\alpha} \quad (۵۸)$$

$$\bar{f}=\frac{\bar{L}^d\bar{\lambda}\left(\bar{\pi}^{w^*}\right)^{-\eta}\bar{w}^*\frac{\eta-1}{\eta}}{1-\bar{\pi}^{(\chi_w-1)(1-\eta)}\beta\theta_w\mu_z^{\eta-1}} \quad (۵۹)$$

$$\bar{g}^1=\frac{\bar{Y}^d\overline{mc}\bar{\lambda}}{1-\beta\theta_p\bar{\pi}^{\varepsilon(1-\chi)}} \quad (۶۰)$$

$$\bar{g}^2=\bar{g}^1\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \quad (۶۱)$$

$$\bar{m}=\frac{\nu_m\bar{R}}{\bar{\lambda}\left(\bar{R}-1\right)} \quad (۶۲)$$

$$\bar{L}_o^d-\frac{\bar{Y}^o(1-a_o)(1-\alpha_o)\bar{P}^o}{\bar{w}}=0 \quad (۶۳)$$

$$\bar{Y}^o-\bar{k}_o^{\alpha_o}\left(\bar{L}_o^d\right)^{1-\alpha_o}=0 \quad (۶۴)$$

لازم به‌توضیح است که وضعیت پایدار تورم براساس میانگین نرخ تورم دنیای واقعی به‌دست آمده و وضعیت پایدار مخارج جاری و عمرانی دولت و تولید نفت به‌صورتی تعیین شده که نسبت این مقادیر به تولید ناخالص داخلی الگو با دنیای واقعی هم‌خوانی داشته باشد که این موضوع در بخش ۲ مورد اشاره قرار خواهد گرفت. پس از کالیبراسیون و برآورد پارامترهای الگو در بخش بعد، به مقایسه وضعیت پایدار غیرتصادفی با وضعیت پایدار تصادفی پرداخته می‌شود.

۲- کالیبراسیون و برآورد پارامترها

برای کالیبراسیون و برآورد پارامترها از داده‌های تولید ناخالص داخلی بدون نفت، ارزش افزوده بخش نفت، مصرف خصوصی، مصرف دولتی، سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، نرخ تورم فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل، نرخ رشد پایه پولی فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل، قیمت نفت که برحسب شاخص قیمت آمریکا حقیقی شده، استفاده شده است. برای کالیبراسیون پارامترها از سطح متغیرهای حقیقی و برای برآورد از نرخ رشد این متغیرها به‌صورت رشد فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل استفاده شده است.

جدول ۱. مقداردهی پارامترها

پارامتر	روش مقداردهی	مقداردهی	پارامتر	روش مقداردهی	مقداردهی
γ_1	بر اساس وضعیت پایدار (۴۱)	۰,۰۶۲۶	δ_g	داده‌های بانک مرکزی و وضعیت پایدار سرمایه دولتی	۰,۰۲۸
δ	داده‌های بانک مرکزی و وضعیت پایدار سرمایه	۰,۰۲	α_o	وضعیت پایدار (۶۳)	۰,۸۲۸۴
χ_w	مقایسه رشد دستمزد و تورم بر اساس رابطه $w_t = \pi_{t-1}^{\chi_w} w_{t-1}$	۰,۶۲	δ_o	براساس $\delta_o = \frac{a_o \bar{P}^o \bar{Y}^o}{\bar{k}_o}$	۰,۰۰۵
θ_w	به‌نحوی تعیین شده که وضعیت پایدار با دنیای واقعی هم‌خوانی داشته باشد.	۰,۴۸	$\rho_{\sigma^{A_o}}$	نوسانات ارزش افزوده بخش نفت	۰,۵
ρ_{c_g}	برآورد فرایند خودرگرسیون	۰,۸	$\rho_{\sigma^{po}}$	نوسانات قیمت نفت	۰,۷

منبع: یافته‌های پژوهش

نظر به این‌که تمامی پارامترهای الگو قابل برآورد نیست، می‌بایست برخی از آن‌ها را کالیبره کرد. برخی پارامترها مانند γ_1، δ، δ_g و δ_o به‌دلیل این‌که براساس مقادیر وضعیت پایدار متغیرها به‌دست می‌آیند، نیاز به برآورد ندارند و مجموعه‌ای از پارامترها مانند χ_w، θ_w، ρ_{c_g}، $\rho_{\sigma^{A_o}}$ و $\rho_{\sigma^{po}}$ نیز به‌دلیل غیرقابل شناسایی بودن قابل برآورد نیستند. غیرقابل شناسایی بودن این پارامترها می‌تواند ناشی از دو عامل باشد، اول

این‌که به دلیل عدم دسترسی به داده‌ها باشد، مانند χ_w و θ_w، $\rho_{\sigma^{A_o}}$ و $\rho_{\sigma^{po}}$ که به‌دلیل عدم وجود داده‌های قابل اتکای نرخ دستمزد فصلی و نااطمینانی قیمت و تولید نفت غیرقابل شناسایی هستند. دومین دسته از این پارامترها مانند ρ_{c_g} با وجود در دسترس بودن داده‌ها، اما به دلیل ترکیب توزیع‌های پیشین و داده‌ها که منجر به‌همبستگی بین پارامترها می‌شود، غیرقابل شناسایی می‌شوند. جدول ۱، روش مقداردهی و مقادیر اختصاص داده شده برای این پارامترها را گزارش می‌دهد.

برآورد بیزی سایر پارامترهای الگو در جدول ۲ گزارش شده است. تمامی توزیع‌های پیشین بر اساس ویژگی پارامترها تعیین شده و نتایج به‌دست آمده با بسیاری از مطالعاتی که از این الگو در تحلیل خود استفاده کرده‌اند، انطباق دارد (برای مثال توکلیان (۱۳۹۰)، کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳)، توکلیان (۱۳۹۳)، توکلیان (۱۳۹۴)، توکلیان و افضلی (۱۳۹۵)، توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)، جلالی نائینی و همکاران (۱۳۹۷) و پرمه و همکاران (۲۰۱۸)، پاک‌نیت و همکاران (۱۳۹۷) و پاشا و همکاران (۱۳۹۹)). نمودار توزیع پیشین و پسین و آزمون گیوکی[1] (۱۹۹۲) پارامترهای برآورد شده در پیوست ۱ و ۲ گزارش شده است. بر اساس آزمونی گیوکی (۱۹۹۲)، فرضیه صفر عدم همگرایی در زیرنمونه‌های استخراج شده به‌استثنای دو پارامتر واریانس تکانه ترجیحات و تکانه عرضه کار که در سطح یک درصد رد می‌شود تمامی پارامترها در سطح معناداری ۵ درصد معنادار بوده و بنابراین برآورد انجام گرفته در مورد پارامترها قابل اتکا هستند.

1. Geweke

جدول ۲. برآورد پارامترهای الگو						
پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	فاصله‌اطمینان ۹۰٪		std پسین
h	گاما	۰,۹۷	۰,۹۷۰۸	۰,۹۶۹۱	۰,۹۷۲۳	۰,۰۰۱
β	بتا	۰,۹۷	۰,۹۷۰۸	۰,۹۶۹	۰,۹۷۲۵	۰,۰۰۱
κ	گاما	۹,۵۱	۹,۸۱۹۴	۹,۴۹۸۴	۱۰,۱۵۴۶	۰,۲۰۲
η	گاما	۱۰	۹,۸۶۳	۹,۷۲۴۱	۱۰,۰۰۳۶	۰,۰۸۷
ψ	گاما	۸,۹۲	۸,۸۹۹۷	۸,۷۵۳۸	۹,۰۴۹	۰,۰۹۲
γ	گاما	۱,۱۷	۱,۱۸۶۲	۱,۱۶۴۶	۱,۲۰۷۲	۰,۰۱۴
ν	گاما	۱,۵	۱,۴۶۷۸	۱,۱۴۶۳	۱,۷۷۶۴	۰,۱۹۵
γ_2	بتا	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۵
χ	بتا	۰,۴۳	۰,۴۳۵۴	۰,۴۰۲۶	۰,۴۶۸۵	۰,۰۲
θ_p	بتا	۰,۳۲	۰,۳۲۴۶	۰,۳۱۵۹	۰,۳۳۲۹	۰,۰۰۵
α	بتا	۰,۵۵	۰,۵۵۲	۰,۵۴۸۵	۰,۵۵۵۴	۰,۰۰۲
γ_m	بتا	۰,۲	۰,۲۱۸۷	۰,۲۰۱۲	۰,۲۳۶۴	۰,۰۱۱
γ_π	نرمال	۱,۵-	۱,۵-	۱,۵۳۲۸-	۱,۴۶۳۸-	۰,۰۲
γ_y	نرمال	۰,۵-	۰,۴۸۶۴-	۰,۵۰۲۳-	۰,۴۷۰۴-	۰,۰۱
ρ_d	بتا	۰,۱۲	۰,۱۳۴۴	۰,۱۱۶۹	۰,۱۵۳۳	۰,۰۱۱
ρ_φ	بتا	۰,۹۳	۰,۹۴۰۴	۰,۹۳۲۴	۰,۹۴۸۵	۰,۰۰۵
ρ_{I_g}	بتا	۰,۸	۰,۸۵۸۴	۰,۸۵۸۳	۰,۸۵۸۴	۰,۰۰۱
ψ_g	بتا	۰,۰۵	۰,۰۵۰۸	۰,۰۴۹۲	۰,۰۵۲۴	۰,۰۰۱
ρ_{p_o}	بتا	۰,۲	۰,۲۰۰۲	۰,۱۹۸۶	۰,۲۰۲	۰,۰۰۱
a_o	بتا	۰,۰۱	۰,۰۱۰۹	۰,۰۰۹۱	۰,۰۱۲۶	۰,۰۰۱
ρ_{A_o}	بتا	۰,۵	۰,۵۲۳۲	۰,۵۰۶۹	۰,۵۴۰۸	۰,۰۱
Λ_μ	گاما	۰,۰۰۳	۰,۰۰۳۳	۰,۰۰۳۲	۰,۰۰۳۴	۰,۰۰۱
Λ_A	گاما	۰,۰۰۲	۰,۰۰۱۷	۰,۰۰۱۶	۰,۰۰۱۸	۰,۰۰۱
σ_d	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۲,۹۰۶۵	۲,۴۱۹۳	۳,۳۷۷۹	∞
σ_φ	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۲,۵۳۴۲	۱,۹۸۱۶	۳,۰۵۰۶	∞
σ_μ	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۰,۲۱۵۹	۰,۱۷۹۲	۰,۲۴۹۲	∞
σ_A	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۰,۱۱۲۴	۰,۰۹۸۷	۰,۱۲۵۷	∞
σ_{c_g}	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۱,۵۴۷۳	۱,۰۹۸۲	۱,۹۸۳۸	∞
σ_{I_g}	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۰,۷۸۸۶	۰,۶۵۹۸	۰,۹۱۳۸	∞
σ_m	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۰,۳۶۵۲	۰,۳۲۶۹	۰,۴۰۳۴	∞
σ_{p_o}	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۰,۵۴۰۸	۰,۴۸۳۵	۰,۵۹۴۵	∞
σ_{A_o}	گامای‌معکوس	۰,۰۱	۰,۵۹۶۶	۰,۵۳۲۶	۰,۶۶۱۶	∞

۳- وضعیت پایدار تصادفی

حال که پارامترهای الگو به‌دست آمد، می‌توان الگو را حل کرد. با توجه به این‌که الگوی غیرخطی دارای یک فرم بسته جواب نیست، بنابراین می‌بایست از تقریب تیلور الگو حول وضعیت پایدار استفاده کرد. مرسوم بر این است که بسط تیلور مرتبه اول یا دوم الگو حول وضعیت پایدار غیرتصادفی در تحلیل‌ها استفاده شود، اما زمانی که همانند دو رابطه (۲۲) و (۲۳) نااطمینانی تکانه‌ها در الگو وجود دارد، نمی‌توان از این دو رویکرد استفاده کرد، چرا که اساساً نااطمینانی از جنس واریانس بوده و می‌بایست از بسط تیلور مراتب بالاتر استفاده شود. در کنار این موضوع، وضعیت اقتصادی مورد مطالعه نیز اهمیت دارد، چرا که اقتصادی مانند ایران به‌طور مداوم تحت تأثیر تلاطم‌هایی است که می‌توانند وضعیت پایدار را به‌صورت تصادفی تغییر دهند. در حقیقت همان‌طور که از تعریف وضعیت پایدار تصادفی برمی‌آید، کارگزاران اقتصادی در هر لحظه ریسک پیش روی خود را در نظر می‌گیرند و قاعده تصمیم‌گیری خود را بر اساس امیدریاضی وضعیت پایدار تصادفی تعیین می‌کنند.

همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد، این قابلیت در وضعیت پایدار قطعی وجود ندارد و فرد در این حالت ریسک پیش روی خود را نمی‌تواند در نظر بگیرد. با این توضیحات، با تقریب مرتبه سوم الگو، وضعیت پایدار تصادفی الگو، محاسبه و با وضعیت پایدار غیرتصادفی مقایسه می‌شود تا مشخص شود تفاوت این دو وضعیت پایدار چگونه می‌توانند شرایط اقتصاد ایران را توضیح دهند. نتایج وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی در جدول ۳ گزارش شده است[۱].

همان‌گونه که جدول ۳ گزارش می‌دهد، وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی برخی از پارامترها با یکدیگر برابر یا نزدیک به هم است؛ اما در مورد برخی دیگر از متغیرها به‌ویژه متغیرهای حقیقی اقتصاد، این دو مقدار نه تنها نزدیک به هم نیستند، بلکه تفاوت قابل توجهی را منعکس می‌کنند. برای مثال، مصرف، سرمایه‌گذاری، حجم سرمایه و اشتغال در وضعیت پایدار تصادفی به‌نحو قابل توجهی کمتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی می‌باشد و در مقابل مخارج جاری و عمرانی دولت در وضعیت پایدار تصادفی بالاتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است. در کنار همه این متغیرها، تولید ناخالص

---

۱. کدهای مربوط به محاسبه وضعیت پایدار تصادفی در لینک زیر در دسترس است:
https://github.com/tavakolianh/StochasticSS_Iran

داخلی در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار غیرتصادفی است.

جدول ۳. وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی الگو

متغیر	SS تصادفی	SS غیرتصادفی	متغیر	SS تصادفی	SS غیرتصادفی
d	۱	۱	y^d	۱,۳۹۰۳۱۱	۳,۳۸۳۵۶۲
c	۱,۴۰۷۸۶۴	۲,۹۳۳۹۹۴	mc	۰,۸۹۸۴۴۹	۰,۸۹۸۳۶
μ_z	۱,۰۰۷۹۲۵	۱,۰۰۹۹۲۲	k	۱۰,۶۵۹۴۸	۱۳,۵۱۵
μ_I	۱,۰۰۳۳۳۶	۱,۰۰۱۴۰۱	ν_p	۱,۰۰۲۶۱۴	۱,۰۰۲۵
μ_A	۱,۰۰۱۷۰۱	۱,۰۰۴۸۱۲	ν_w	۱,۰۱۷۸۹۵	۱,۰۲۱۸
λ	۱,۲۱۹۹۴۸	۰,۵۸۹۲۷۵	L	۰,۱۵۹۷۳۶	۰,۳۲۴۳۶
R	۱,۰۸۱۴۷۶	۱,۰۸۴۶۸۲	φ	۱	۱
	۱,۰۴۱۸۰۵	۱,۰۴۱۸۰۵	F	۰,۱۳۷۹۹۶	۰,۳۳۶۰۳
R	۰,۰۸۱۵	۰,۱۰۲۶۱	M	۱۵,۸۳۵۶۲	۳۲,۶۰۵۲
I	۰,۵۴۰۶۰	۰,۹۵۳۳۶	$\dot{m}$	۱,۰۴۱۸	۱,۰۴۱۸
U	۰,۸۱۵۲۵	۱	C_g	۰,۲	۰,۰۵
q	۰,۹۹۹۷۰	۱	I_g	۰,۱۵	۰,۲
f	۱,۳۳۶۸۲	۱,۷۹۹۳۴	k_g	۳,۱۲۵	۴,۱۶۶۶۶
L^d	۰,۱۵۶۹۲	۰,۳۱۷۴۲	GDP	۲,۱۳۰۶۷۷	۴,۱۳۷۳۶۲
L_y^d	۰,۱۳۷۲۴	۰,۲۸۵۶۸	Y^o	۰,۷۴۰۳۶۵	۰,۷۵۳۸
w	۴,۰۸۸۳۲	۵,۸۶۷۱	P^o	۱	۱
w^*	۴,۲۵۵۷۰	۴,۲۵۵۷۰	k_o	۱,۱۵۸۴۴۶	۲,۲۲۵۲
π^{w^*}	۱,۰۴۰۹۴	۱,۰۴۰۹۴	L_0^d	۰,۰۱۹۶۸۳	۰,۰۳۱۷
π^*	۱,۰۱۳۱۶	۱,۰۱۳۱۶	F^o	۰,۶۵۲۰۱۴	۰,۵۴۴۹
g۱	۲,۶۳۰۵۷	۲,۶۳۰۵۷	σ^{po}	۱	۱
g۲	۲,۹۲۱۹۲	۲,۹۲۱۹۲	σ^{A_o}	۱	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌بیان دیگر، به نظر می‌رسد وضعیت پایدار غیرتصادفی شرایط کلی اقتصاد کلان به‌ویژه بخش خصوصی را به شکل قابل توجهی بهتر از وضعیت پایدار تصادفی نشان

می‌دهد. حال سؤالی که پیش می‌آید این است که اولاً کدام یک از این دو وضعیت پایدار بهتر شرایط اقتصاد کلان ایران را توضیح می‌دهند و دوماً این تفاوت ناشی از چه نکته‌ای است؟ برای این‌که این تفاوت را توضیح دهیم، ابتدا نگاه دقیق‌تری به بخش حقیقی اقتصاد در الگو انداخته و نشان می‌دهیم که چگونه نااطمینانی‌ها و ریسک‌ها در وضعیت پایدار بر وضعیت کلان اقتصاد تأثیر گذاشته و سبب می‌شود تا سطح تولید ناخالص داخلی پایین‌تری داشته باشیم و در ادامه با مقایسه نتایج دو وضعیت پایدار با داده‌های دنیای واقعی اقتصاد ایران، نشان می‌دهیم که کدام یک از این دو وضعیت پایدار برای اقتصاد ایران مناسب‌تر است.

برای توضیح تفاوت بین دو وضعیت پایدار، به رابطه (۳۲)، یعنی تعادل اقتصاد کلان باز می‌گردیم که به‌صورت زیر می‌باشد:

$$GDP_t = Y_t^d + Y_t^o = C_t + I_t + C_{g,t} + I_{g,t} + \mu_t^{-1} a[u_t] k_{t-1}$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در این رابطه عبارت $\mu_t^{-1} a[u_t] k_{t-1}$، یعنی هزینه فیزیکی استفاده از سرمایه برحسب منابع، حضور دارد که فرم تبعی که برای تابع هزینه فیزیکی استفاده از سرمایه فرض شده است، به‌صورت $a[u] = \gamma_1 (u-1) + \frac{\gamma_2}{2}(u-1)^2$ می‌باشد. براساس جدول ۳، وضعیت پایدار غیرتصادفی شدت بهره‌برداری از سرمایه، u، برابر با یک به‌دست آمده که با لحاظ آن در تابع هزینه فیزیکی، این عبارت برابر با صفر شده است و بنابراین در تعریف تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار غیرتصادفی نقشی نخواهد داشت. این در حالی است که وضعیت پایدار تصادفی شدت بهره‌برداری از سرمایه کمتر از یک و برابر با حدود ۰,۸۲ به‌دست آمده که با در نظر گرفتن آن در تابع هزینه فیزیکی، این هزینه برابر با ۰,۰۷۴- به‌دست می‌آید که از مقدار تولید ناخالص داخلی کم شده و سبب می‌شود تولید در وضعیت پایدار تصادفی از تولید در وضعیت پایدار غیرتصادفی کمتر باشد. به‌علاوه، در وضعیت پایدار تصادفی عامل بسیار مهمی به نام نااطمینانی قیمت و مقدار نفت نیز در نظر گرفته شده است که همان‌طور که در بخش بعد خواهیم دید، موجب افت تولید نفتی و غیرنفتی می‌شود که دلیل دیگری بر پایین‌تر بودن تولید در وضعیت پایدار تصادفی می‌باشد.

در پاسخ به این سؤال که کدام وضعیت پایدار بهتر می‌تواند اقتصاد ایران را توضیح دهد، به مقایسه دو وضعیت پایدار و دنیای واقعی پرداخته شود. جدول ۴، نسبت مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی، مخارج جاری دولت، مخارج عمرانی دولت و تولید نفت به تولید ناخالص داخلی را در دو وضعیت پایدار و دنیای واقعی برای اقتصاد ایران در بازه ۱۳۹۹-۱۳۶۸ را گزارش می‌دهد.

جدول ۴، نشان می‌دهد که نسبت متغیرهای اقتصاد کلان به تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار تصادفی انطباق قابل توجهی با داده‌های واقعی دارند، درحالی‌که این نسبت‌ها در وضعیت پایدار غیرتصادفی انطباق کاملاً کمتری داشته و این نکته در مورد بخش دولتی بیشتر قابل رویت است. در ادامه نتایج مربوط به توابع واکنش آنی الگو در دو وضیعت پایدار ارائه می‌شود.

جدول ۴. مقایسه وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی با دنیای واقعی

متغیر	وضعیت پایدار تصادفی	وضعیت پایدار غیرتصادفی	داده‌های دنیای واقعی
$\frac{C}{GDP}$	۰,۶۶۰۷۵۹	۰,۷۰۹۱۴۶	۰,۵۴۳۵۳۵
$\frac{I}{GDP}$	۰,۱۷۹۲۳۷	۰,۲۳۰۴۲۹	۰,۱۹۶۸۸۱۲
$\frac{C_g}{GDP}$	۰,۰۹۳۸۶۷	۰,۰۱۲۰۸۵	۰,۱۷۲۱۱۰
$\frac{I_g}{GDP}$	۰,۰۷۰۴	۰,۰۴۸۳۴	۰,۰۸۷۵۴۳
$\frac{Y^o}{GDP}$	۰,۳۴۷۴۷۹	۰,۱۸۲۱۹۳	۰,۳۷۶۸۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

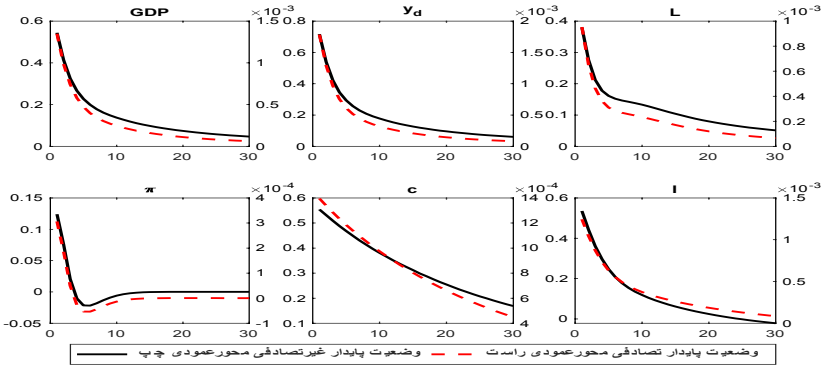
۴- نتایج الگو

به‌منظور بررسی نتایج الگوی پیشنهادی، توابع واکنش آنی متغیرهای کلان اقتصادی به‌صورت درصد انحراف از وضعیت پایدار برای دو حالت تصادفی و غیرتصادفی ارائه می‌شود. نمودار ۱، توابع واکنش آنی نسبت به تکانه تکنولوژی را نشان می‌دهد. در تمامی نمودارها به‌دلیل تفاوت در مقیاس، توابع واکنش آنی در وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی به‌ترتیب براساس محور عمودی سمت راست و چپ سنجیده می‌شوند.

بر اساس نمودار ۱، در واکنش به تکانه تکنولوژی، تولید غیرنفتی و در نتیجه تولید کل افزایش یافته و در ادامه اشتغال، سرمایه‌گذاری و مصرف نیز افزایش می‌یابد. در اثر افزایش اشتغال و مصرف، در ابتدا فشار طرف تقاضا بر فشار طرف عرضه چیره شده در نتیجه تورم افزایش می‌یابد، اما در پی آن فشار طرف عرضه تشدید شده و نرخ تورم کاهش می‌یابد.

نکته قابل توجه آن است که با در نظر گرفتن وضعیت پایدار تصادفی، واکنش متغیرها نسبت به این تکانه به‌مراتب کمتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است که این نکته در تفاوت مقیاس دو محور عمودی به‌وضوح قابل مشاهده است. هم‌چنین، به‌استثنای مصرف، واکنش اولیه متغیرها در دو وضعیت پایدار تقریباً یکسان است (نه به‌لحاظ مقیاس)، درحالی‌که به استثنای سرمایه‌گذاری، سرعت تعدیل متغیرها در حالت

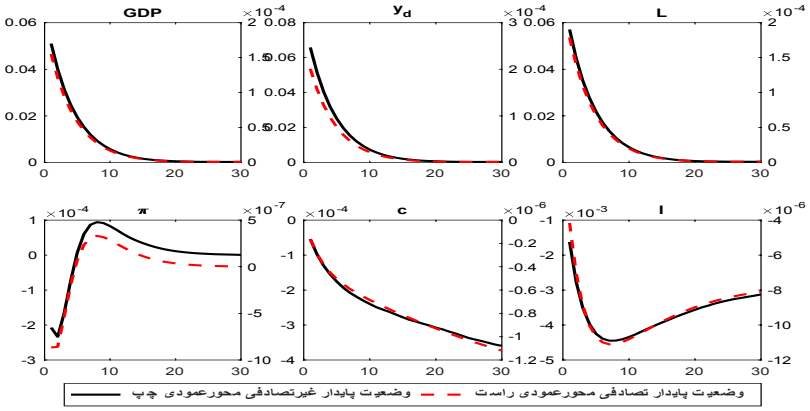
وضعیت پایدار تصادفی به‌نسبت سریع‌تر رخ می‌دهد. پس می‌توان گفت که اندازه واکنش‌ها در وضعیت پایدار تصادفی کمتر و سرعت تعدیل در آن بیشتر است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. توابع واکنش آنی نسبت به تکانه تکنولوژی

نمودار ۲، توابع واکنش آنی نسبت به یک تکانه مخارج جاری دولت را نشان می‌دهد. در اثر افزایش مخارج جاری دولت، تولید غیرنفتی و تولید کل افزایش یافته و در پی آن اشتغال بالا می‌رود، اما مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش پیدا می‌کنند. در نتیجه کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری نرخ تورم در ابتدا کاهش پیدا می‌کند، اما در نهایت به‌دلیل فشار طرف تقاضای ناشی از افزایش مخارج دولت، نرخ تورم بالا می‌رود.



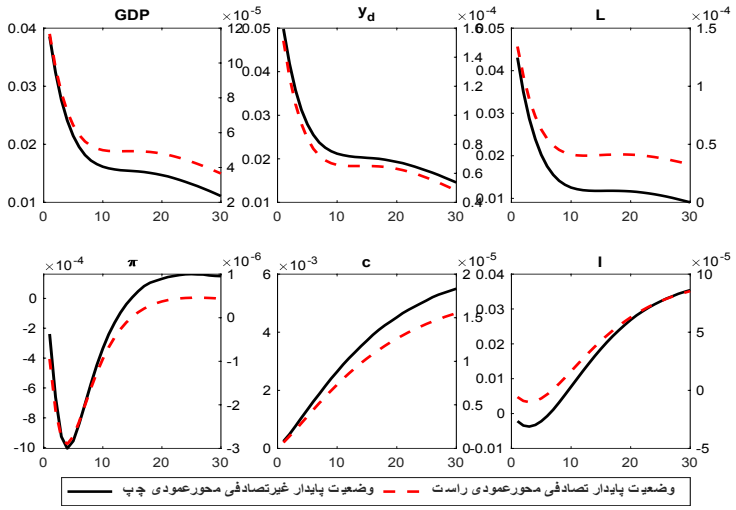
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. توابع واکنش آنی نسبت به تکانه مخارج جاری دولت

همانند نمودار ۱، در این‌جا نیز از نظر مقیاس، توابع واکنش در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از وضعیت پایدار قطعی هستند و واکنش متغیرها به غیر از نرخ تورم، در دو حالت تقریباً یکسان است. نرخ تورم در وضعیت پایدار تصادفی واکنشی کمتر نشان داده و سریع‌تر نیز تعدیل می‌شود.

نمودار ۳، توابع واکنش آنی نسبت به تکانه مخارج عمرانی دولت را نشان می‌دهد. تکانه مخارج عمرانی دولت، تولید بدون نفت و تولید کل را افزایش داده که در نتیجه آن اشتغال افزایش یافته و نرخ تورم نیز کاهش می‌یابد. هم‌چنین، در اثر افزایش اشتغال و تولید، مصرف نیز افزایش می‌یابد. در نتیجه این شوک اما اثر برون‌رانی محدودی در سرمایه‌گذاری خصوصی رخ می‌دهد و چون در فروض ارائه شده فرض بر این بوده است که سرمایه عمومی مکمل سرمایه خصوصی باشد، در نهایت افزایش در سرمایه‌گذاری دولتی سرمایه‌گذاری خصوصی را نیز بالا می‌برد.

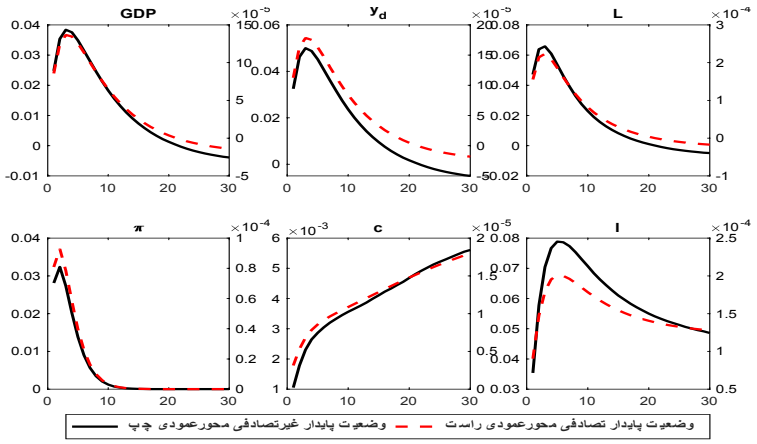
در این تکانه نیز واکنش‌ها در وضعیت پایدار تصادفی بسیار کمتر از وضعیت پایدار قطعی هستند. هم‌چنین تولید غیرنفتی و مصرف در اثر این تکانه واکنش کندتری نشان می‌دهند و این در حالی است که تولید کل، اشتغال و سرمایه‌گذاری خصوصی پایداری بیشتری را در وضعیت پایدار تصادفی از خود بروز می‌دهند. در نهایت این‌که نرخ تورم واکنش اولیه یکسانی در دو حالت دارد، اما در وضعیت پایدار تصادفی سریع‌تر تعدیل می‌شود.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. توابع واکنش آنی نسبت به تکانه، مخارج عمرانی دولت

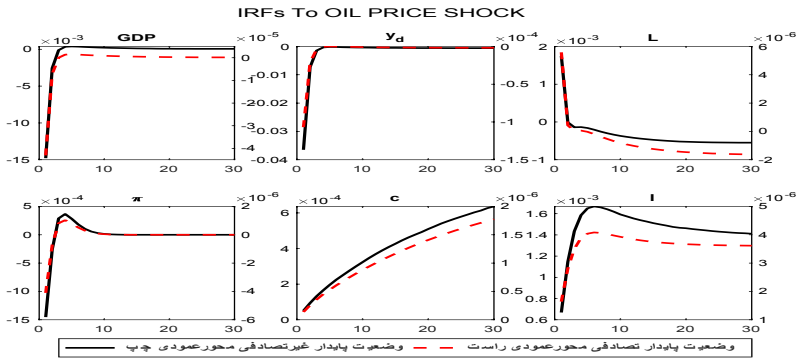
نمودار ۴، توابع واکنش آنی نسبت به تکانه پولی را گزارش می‌کند. در اثر وقوع این تکانه، تمامی متغیرها افزایش می‌یابند. نکته قابل توجه در این نمودار آن است که توابع واکنش، کوهانی شکل هستند، بدین مفهوم که در اثر یک سیاست پولی انبساطی در بازه زمانی ابتدایی تورم و متغیرهای حقیقی افزایش پیدا کرده و پس از رسیدن به نقطه حداکثری خود روند نزولی به خود می‌گیرد؛ بنابراین نتایج الگو با مشاهدات تجربی هم‌خوانی دارد. هم‌چنین در واکنش به این تکانه، تولید غیرنفتی در وضعیت پایدار تصادفی از ماندگاری به نسبت بالاتری برخوردار است و سرمایه‌گذاری خصوصی به نسبت سریع‌تر تعدیل می‌شود.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. توابع واکنش آنی نسبت به تکانه پولی

نمودار ۵، توابع واکنش آنی نسبت به یک تکانه قیمت نفت را نشان می‌دهد. همان‌طور که از این نمودار مشخص است، بر اثر وقوع این تکانه، تولید غیرنفتی کاهش می‌یابد و میزان این کاهش از افزایش تولید نفتی بیشتر است که سبب شده تولید کل نیز کاهش یابد. هم‌چنین اشتغال بر اثر این تکانه در ابتدا افزایش می‌یابد، اما در ادامه کاهش پیدا می‌کند. نرخ تورم نیز با افت اولیه مواجه می‌شود، با این حال، در پی آن این نرخ نیز افزایش را تجربه می‌کند. مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی نیز با افزایش مواجه می‌شوند. به استثنای نرخ تورم و تولید غیرنفتی به نظر می‌رسد که در مورد سایر متغیرها، واکنش در وضعیت پایدار تصادفی از پایداری کمتری برخوردار باشد. هم‌چنین، همانند توابع واکنش قبلی، در این‌جا نیز واکنش‌ها در وضعیت پایدار تصادفی از مقیاس پایین‌تری نسبت به وضعیت پایدار غیرتصادفی برخوردارند.

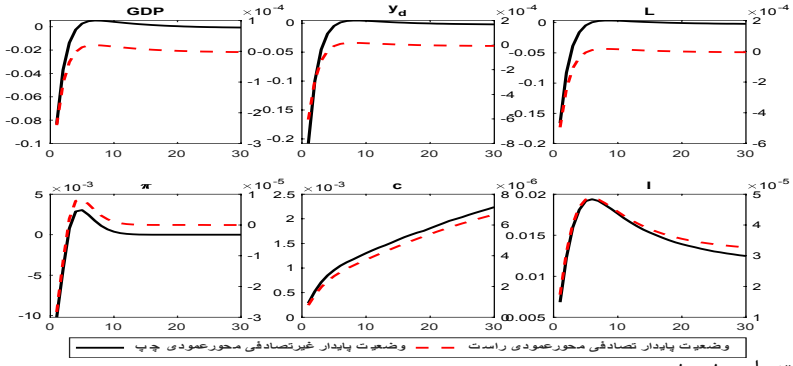


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. توابع واکنش آنی نسبت به قیمت نفت

نمودار ۶، واکنش متغیرها نسبت به یک تکانه تکنولوژی بخش نفت را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار در اثر وقوع یک تکانه تکنولوژی نفت، در ابتدا تولید غیرنفتی کاهش پیدا می‌کند اما در ادامه تأثیر مثبت حداقلی را از این تکانه می‌پذیرد. هم‌چنین این افت تولید غیرنفتی از افزایش تولید نفت بیشتر بوده و همین امر سبب می‌شود که تولید کل نیز در ابتدا کاهش یابد.

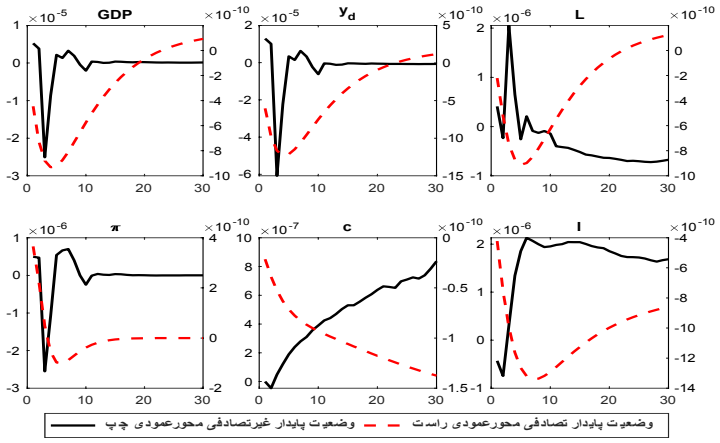
به دلیل افت تولید غیرنفتی، اشتغال نیز دچار افت شده و تورم نیز کاهش یابد. مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی به دلیل افت قیمت‌ها افزایش می‌یابد که این امر سبب ایجاد فشار طرف تقاضا شده و نرخ تورم را بالا می‌برد. هم‌چنین پایداری این تکانه در تولید و اشتغال در وضعیت پایدار تصادفی کمتر بوده و تأثیر این تکانه سریع‌تر از بین می‌رود، درحالی‌که اثر تورمی آن از پایداری بیشتری برخوردار است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. توابع واکنش آنی نسبت به تکانه تکنولوژی بخش نفت

با توجه به این‌که در این مطالعه به دنبال مقایسه دو وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی هستیم و در محاسبه وضعیت پایدار تصادفی می‌بایست تقریب مراتب بالاتر الگو به‌دست آید، مهم‌ترین توابع واکنش مربوط به نااطمینانی قیمت و مقدار تولید نفت است، چرا که نااطمینانی مفهومی غیرخطی است و در نتیجه تقریب‌های مراتب پایین‌تر نمی‌توانند آن‌ها را توضیح دهند. دو نمودار ۷ و ۸ به‌ترتیب توابع واکنش آنی نسبت به نااطمینانی قیمت و مقدار تولید نفت را گزارش می‌دهند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در هر دو نمودار، توابع واکنش آنی در وضعیت پایدار قطعی اشکالی غیرمتعارف دارند، نشان می‌دهند که در وضعیت پایدار غیرتصادفی و تقریب مرتبه پایین‌تر، الگو توانایی بررسی تأثیر نااطمینانی‌ها بر متغیرها را ندارد، این در حالی است که به‌وضوح، توابع واکنش آنی در وضعیت پایدار تصادفی اشکالی کاملاً متعارف را نشان می‌دهند.

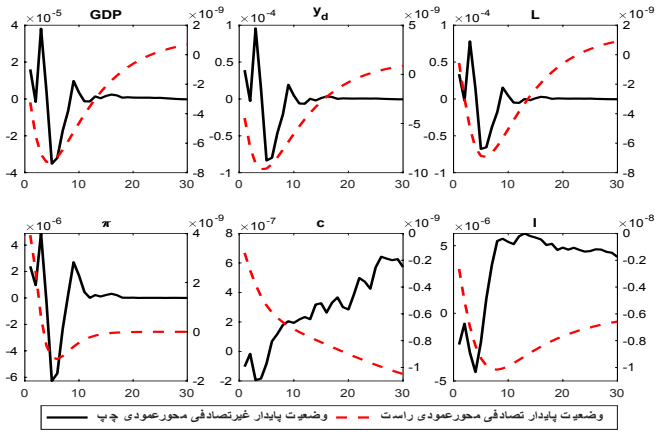


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷. توابع واکنش آنی نسبت به نااطمینانی قیمت نفت

بر اساس نمودار ۷، افزایش نااطمینانی قیمت نفت سبب می‌شود تمامی متغیرهای حقیقی کاهش یابند و نرخ تورم افزایش پیدا کند؛ بنابراین می‌توان گفت که تغییرپذیری بیشتر قیمت نفت همه متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان ایران را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد و نرخ تورم را نیز بالا می‌برد. نمودار ۸، نیز رفتار مشابه متغیرهای کلان اقتصادی را در مواجه با نااطمینانی تولید نفت نشان می‌دهد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نقش پررنگ نفت در اقتصاد ایران بیشتر از کانال تلاطم‌ها و نااطمینانی این بخش می‌تواند بر اقتصاد کلان اثرگذار باشد که اتفاقاً با لحاظ وضعیت پایدار تصادفی در

الگو می‌توان این عامل را در نظر گرفت، لذا در صورت عدم لحاظ وضعیت پایدار تصادفی، اثرات کلان بخش نفت در اقتصاد ایران را نمی‌توان به‌خوبی مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه با توجه به آثار سوء تحریم‌های نفتی و اهمیت بخش نفت در اقتصاد ایران، برای نشان دادن تفاوت وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی، بر نااطمینانی‌های این بخش تأکید شده است اما این نکته می‌تواند در مورد نااطمینانی سایر تکانه‌ها نیز صادق باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۸. توابع واکنش آنی نسبت به نااطمینانی تولید نفت

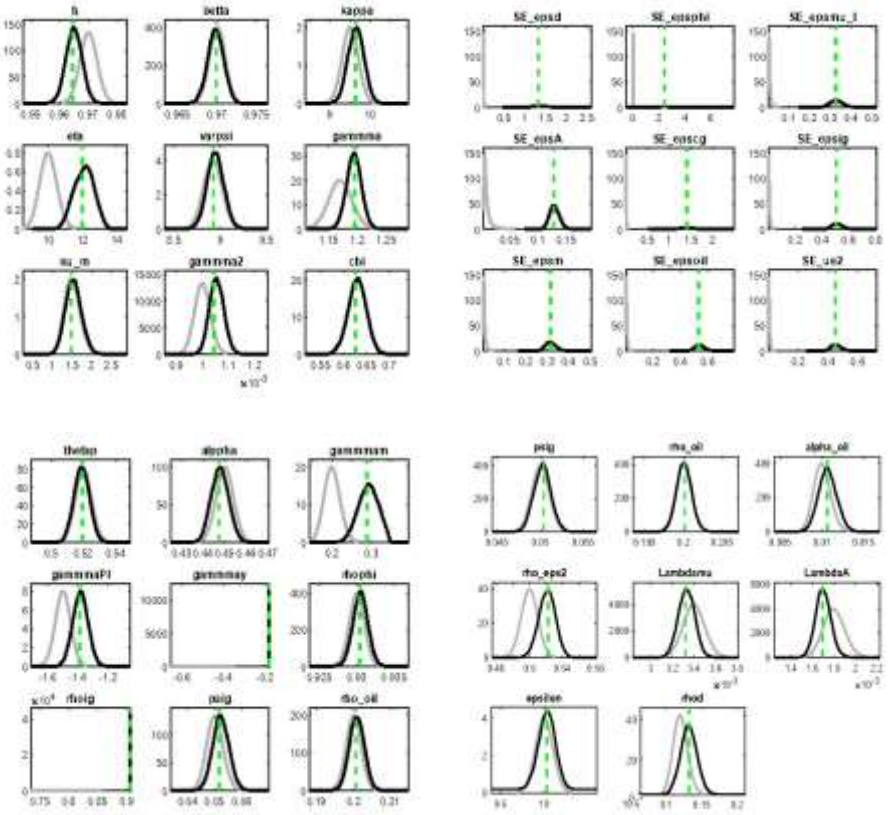
۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه به دنبال بررسی تفاوت وضعیت پایدار تصادفی و غیرتصادفی برای اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی کینزی جدید غیرخطی تعدیل یافته است. ویژگی اساسی وضعیت پایدار تصادفی این است که در آن کارگزاران اقتصادی در هر لحظه ریسک پیش روی خود را در نظر می‌گیرند و قاعده تصمیم‌گیری خود را بر اساس امیدریاضی وضعیت پایدار تصادفی تعیین می‌کنند؛ بنابراین با لحاظ وضعیت پایدار تصادفی هم می‌توان عامل بسیار مهم ریسک و نااطمینانی را در الگو در نظر گرفت و هم این‌که تلاطم‌های اقتصادهای بی‌ثباتی مانند اقتصاد ایران را بهتر توضیح داد. الگوی پیشنهادی این مطالعه دو نااطمینانی تولید و قیمت نفت را در نظر گرفته و نتایج الگو حاکی از آن است که لحاظ وضعیت پایدار تصادفی و تقریب مراتب بالاتر بسط تیلور می‌تواند وضعیت اقتصاد ایران را بهتر توضیح دهد. هم‌چنین، نتایج نشان می‌دهد که

سطح مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی و تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است، درحالی‌که مخارج جاری و عمرانی دولت در وضعیت پایدار تصادفی بیشتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است. بررسی نتایج مربوط به توابع واکنش آنی نیز بیان‌گر آن است که واکنش متغیرهای اقتصادی نسبت به تکانه‌های مختلف در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از شرایط وضعیت پایدار غیرتصادفی است. در نهایت، توصیه می‌شود مطالعات آتی که از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی در تحلیل خود استفاده می‌کنند، تقریب الگوی خود حول وضعیت پایدار تصادفی را مورد بررسی قرار دهند.

پیوست‌ها

پیوست ۱: نمودار توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده



پیوست ۲: آزمون گیویکی (۱۹۹۲) پارامترهای برآورد شده

پارامتر	Post. Mean	Post. Std	p-val No Taper	p-val 4% Taper	p-val 8% Taper	p-val 15% Taper
σ_d	۲,۸۹۳	۰,۲۹۲	۰	۰,۰۰۳	۰,۰۰۷	۰,۰۲
σ_φ	۲,۵۲۲	۰,۳۳۶	۰	۰,۰۰۶	۰,۰۱۶	۰,۰۱۸
σ_μ	۰,۲۱۶	۰,۰۲۲	۰	۰,۱۴۹	۰,۱۵۶	۰,۱۰۱
σ_A	۰,۱۱۳	۰,۰۰۸	۰	۰,۱۶۱	۰,۱۶۱	۰,۱۲۴
σ_{c_g}	۱,۵۶۹	۰,۲۷۶	۰	۰,۲۰۶	۰,۲۱۸	۰,۲۵
σ_{I_g}	۰,۷۸۳	۰,۰۷۷	۰	۰,۰۹۲	۰,۰۹۸	۰,۱۱۷
σ_m	۰,۳۶۵	۰,۰۲۴	۰	۰,۶۸۳	۰,۷۱۳	۰,۷۱۸
σ_{p^o}	۰,۵۴۱	۰,۰۳۴	۰	۰,۳۲۶	۰,۳۱۵	۰,۲۷۲
σ_{A_o}	۰,۵۹۶	۰,۰۳۹	۰	۰,۰۳۹	۰,۲۳	۰,۲۲
h	۰,۹۷۱	۰,۰۰۱	۰	۰,۱۱۱	۰,۲۰۳	۰,۲۸۹
β	۰,۹۷۱	۰,۰۰۱	۰	۰,۶۴۲	۰,۶۸	۰,۶۸
κ	۹,۸۰۴	۰,۲۰۲	۰	۰,۸۲۵	۰,۸۳۸	۰,۸۴۷
η	۹,۸۸۶	۰,۰۸۷	۰	۰,۵۵۶	۰,۶۱۵	۰,۶۶۷
ψ	۸,۹۲۲	۰,۰۹۲	۰	۰,۲۰۳	۰,۲۹	۰,۳۵۹
γ	۱,۱۸۳	۰,۰۱۴	۰	۰	۰,۰۶۳	۰,۰۶۵
ν	۱,۴۶۹	۰,۱۹۵	۰	۰,۳۱۹	۰,۳۷۵	۰,۳۸۱
γ_2	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۱	۰	۰	۰,۰۴۶	۰,۰۴۷
χ	۰,۴۳۶	۰,۰۲	۰	۰,۶۲۳	۰,۶۴۳	۰,۶۲۹
θ_p	۰,۳۲۴	۰,۰۰۵	۰	۰,۰۰۹	۰,۰۳۵	۰,۰۴۷
α	۰,۵۵۲	۰,۰۰۲	۰	۰,۱۷۴	۰,۲۴۱	۰,۲۹۳
γ_m	۰,۲۱۸	۰,۰۱۱	۰	۰,۱۵۷	۰,۲۲۹	۰,۲۷
γ_π	-۱,۴۹۹	۰,۰۲	۰	۰,۵۷۱	۰,۶۴۱	۰,۶۸۱
γ_y	-۰,۴۸۷	۰,۰۱	۰	۰	۰,۱۲	۰,۱۷
ρ_d	۰,۱۳۴	۰,۰۱۱	۰	۰,۶۳۱	۰,۶۵۹	۰,۶۳۳
ρ_φ	۰,۹۴	۰,۰۰۵	۰	۰,۸۰۸	۰,۷۹۵	۰,۷۵۶
ρ_{I_g}	۰,۸۵۸	۰	۰	۰,۸۱۸	۰,۸۴۵	۰,۸۶۴
ψ_g	۰,۰۵۱	۰,۰۰۱	۰,۴۷۲	۰,۹۷۴	۰,۹۷۶	۰,۹۷۶
ρ_{p^o}	۰,۲	۰,۰۰۱	۰	۰,۵۰۱	۰,۵۳۱	۰,۵۱۷
a_o	۰,۰۱۱	۰,۰۰۱	۰	۰	۲۵۱.۰	۰,۲۴۲
ρ_{A_o}	۰,۵۲۳	۰,۰۱	۰	۰,۰۷۱	۰,۰۸۲	۰,۰۴۸
Λ_μ	۰,۰۰۳	۰,۰۰۰۴	۰	۰,۰۳۹	۰,۱۳	۰,۱۲۸
Λ_A	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰۲	۰	۰,۳۲۲	۰,۴۲۲	۰,۴۷۹

منابع

۱. بمان پور، مسلم، نادران، الیاس، توکلیان (۱۳۹۶). تبیین پویایی‌های حساب جاری در اقتصاد ایران و تعیین پیشرانه‌های آن. مجلس و راهبرد، ۲۴(۹۲)، ۳۶۳-۴۰۴.

۲. بهرامی جاوید، قریشی نیره سادات (۱۳۹۰). تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. مدل‌سازی اقتصادی، ۱(۵)، ۱-۲۲.

۳. بیات، مرضیه، افشاری، زهرا و توکلیان، حسین (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴(۷۸)، ۱۷۱-۲۰۶.

۴. پاشا زانوس، پگاه، بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین و محمدی، تیمور (۱۳۹۸). بررسی عملکرد رژیم‌های ارزی بر نوسانات تولید و تورم در شرایط ادغام مالی بین‌المللی برای اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. اقتصاد و تجارت نوین، ۱۴، ۳.

۵. پاشا زانوس، پگاه، بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین و محمدی، تیمور (۱۳۹۹). نقش ادغام مالی بین‌المللی بر نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۰، ۳۹.

۶. پاک نیت، بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین و شاه حسینی (۱۳۹۷). سرمایه‌گذاری بانک‌ها در بخش مسکن در اقتصاد نفتی ایران تحت رویکرد DSGE. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۸(۲۹)، ۲۷-۶۷.

۷. توکلیان، حسین (۱۳۹۰). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۳)، ۱-۲۲.

۸. توکلیان، حسین (۱۳۹۳). برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی، ۷(۲۱)، ۳۲۹-۳۵۹.

۹. توکلیان، حسین (۱۳۹۴). سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج‌ساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی، ۸(۲۳)، ۱-۳۸.

۱۰. توکلیان، حسین و افضلی ابرقویی، وجیهه (۱۳۹۵). مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و رژیم‌های مختلف ارزی با رویکرد .(DSGE) پژوهشنامه اقتصادی، ۱۶(۶۱)، ۸۱-۱۲۵.

۱۱. توکلیان، حسین و جلالی نائینی، احمد رضا (۱۳۹۶). سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاحدیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۲(۷۰)، ۳۳-۹۸.

۱۲. جلالی نائینی سید احمدرضا، توکلیان حسین، زمان زاده حمید و داودی پدرام (۱۳۹۷). لحاظ ورود و خروج بنگاه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. مطالعات اقتصاد کاربردی ایران، ۸، ۲۹.

۱۳. رئیسی گاوگانی، زهراسادات، محمدی، تیمور، غفاری، فرهاد و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۷) اثر نامتقارن تکانه‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران: الگوی DSGE با تقریب مرتبه دوم. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۳(۷۷), ۳۷-۷۲

۱۴. کاوند، حسین (۱۳۸۹). تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطهٔ مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲(۸)، ۸۷-۱۱۷.

۱۵. کمیجانی، خلیلی عراقی، سیدمنصور، عباسی‌نژاد، حسین و توکلیان، حسین (۱۳۹۳). تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۹)، ۱-۲۳.

۱۶. متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی). ۱۰(۴) ۸۷-۱۱۶.

17. Calvo, G. A., ‘‘Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework’’, Journal of Monetary Economics, 12(3), Sept. 1983, 983–998.
18. Coeurdacier N, Rey H, Winant P. ‘‘The risky steady state’’. American Economic Review. 2011 May;101(3):398-401.

19. Fernández-Villaverde J, Rubio-Ramírez JF. ‘‘A baseline DSGE model’’. Unpublished manuscript. Available at http://economics. sas. upenn. edu/~ jesusfv/benchmark_DSGE. pdf. 2006 Oct 10.
20. Geweke, J., “Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments,” in J.O. Berger, J.M. Bernardo, A.P. Dawid, and A.F.M. Smith (eds.) Proceedings of the Fourth Valencia International Meeting on Bayesian Statistics, 1992, 169–194, Oxford University Press.
21. Ghiaie H, Tabarraei H, Shahmoradi A. ‘‘Financial rigidities and oil-based business cycles’’. International Journal of Finance & Economics. 18 Aug, 2020, 1-14.
22. Juillard M. Local approximation of DSGE models around the risky steady state. Wp. comunite. 2011 Oct 20;87:21-42.
23. Permeh Zoorar, ghorbani mohammad, Tavakolian Hossein, Shahnooshi Naser. ‘‘Effects of Oil Price Shocks on Agricultural Sector Using Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.’’ 19(6), 2018, Journal of Agricultural Science and Technology.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۸۳۰-۸۱۳

بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بازار سهام تهران با استفاده از حجم معاملات

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.3.4

قهرمان عبدلی[۱]، محمد حیدری*[۲]

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

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه تهران، پردیس کیش، mheidari407@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۱۷

چکیده

رفتار توده‌وار یا شبیه جمع رفتار کردن، یکی از تورش‌های رفتاری در بین سرمایه‌گذاران است که می‌تواند بی‌قاعدگی‌هایی مثل حباب و سقوط قیمت، افزایش نوسانات قیمت در بازار و به‌طورکلی، نبود تعادل در بازار سرمایه را به دنبال داشته باشد، بنابراین با شناسایی و بررسی این پدیده، علاوه بر اینکه یکی از ابعاد رفتاری بازار سرمایه ایران تبیین می‌شود، می‌توان شرایطی را برای به‌کارگیری تصمیمات بهینه برای سرمایه‌گذاران و عوامل بازار فراهم کرد. در این تحقیق وجود رفتار توده‌وار بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از حجم معاملات با روش هاچیکا که یک ابتکار و نوآوری از مدل هوانگ و سالمون است، برای دوره زمانی ۱۳۹۴ لغایت ۱۳۹۸ در خصوص ۱۴۲ شرکت از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سهام تهران اجرا شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد توده‌واری به‌صورت پیوسته در بازار سهام تهران در طول دوره بررسی وجود داشته است.

طبقه‌بندی JEL: G12, G14, G40, G41

واژه‌های کلیدی: توده‌واری، اقتصاد مالی رفتاری، حجم معاملات سهام، رفتار جمعی، ضریب بتا

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

۱- مقدمه

یکی از انواع تورش‌های رفتاری که در بازارهای مالی وجود دارد، رفتار توده‌وار است. در بازارهای مالی بسیاری از سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای و گاه حرفه‌ای، به دور از انجام تحلیل‌های لازم، به صرف این که دیگران سهمی را خریده یا فروخته‌اند، اقدام به عملی مشابه می‌کنند که این تقلید کورکورانه از رفتار دیگران، همان رفتار گله‌ای یا رفتار توده‌وار[1] نامیده می‌شود.

در حقیقت رفتار توده‌وار عبارت است از پذیرش ریسک فراوان بدون اطلاعات کافی، به عبارتی می‌توان آن را قصد و نیت آشکار سرمایه‌گذاران جهت تکرار کردن رفتار سایر سرمایه‌گذاران تعریف کرد. (بیخچندانی و شارما[2]، ۲۰۰۱). تقلید سهامداران از یکدیگر، ریسک سرمایه‌گذاری در بازار را افزایش می‌دهد و سرانجام منجر به تحمیل زیان به اکثریت سرمایه‌گذاران در بازار می‌شود (جانسون، لیندبلم و پلاتان[3]، ۲۰۰۲).

پدیدهٔ رفتار جمعی در بازار سرمایه می‌تواند بی‌قاعدگی‌هایی مثل حباب و سقوط قیمت، افزایش نوسانات قیمت در بازار و به‌طورکلی، نبود تعادل در بازار سرمایه را به دنبال داشته باشد، بنابراین با شناسایی و بررسی این پدیده، علاوه بر اینکه یکی از ابعاد رفتاری بازار سرمایه ایران تبیین می‌شود، می‌توان شرایطی را برای به‌کارگیری تصمیمات بهینه برای سرمایه‌گذاران و عوامل بازار فراهم کرد.

هدف اصلی این پژوهش پاسخ به این پرسش است که آیا تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازار سهام ایران تحت تأثیر حجم معاملات سهام قرار دارد یا خیر؟ پس از پی بردن به وجود رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بازار سهام ایران، در فرضیه فرعی پایداری یا عدم پایداری این پدیده با استفاده از آزمون تعمیم یافته ریشه واحد آزموده می‌شود.

۲- ادبیات نظری

چارلز کرامر در سال ۱۹۹۴، در مقاله‌ای به نقش حجم معاملات در ارتباط بین ریسک و بازده در مدل CAPM اشاره می‌کند و نتیجه می‌گیرد که حجم معاملات منبع ریسک بوده که نقش اساسی را در تعیین قیمت و بازده سهام در مدل مذکور دارد و

1. Herding
2. Bikhchandani & Sharma
3. Johnson, Lindblom, & Platan

رابطه ریسک و بازده در ماه‌های با حجم بالای معاملات را متفاوت از ماه‌های با حجم پایین معاملات می‌کند (کرامر[1]، ۱۹۹۴). اهمیت حجم معاملات به‌گونه‌ای است که ضرب المثل‌هایی در بازارهای مطرح بورس وال استریت و نیویورک برای آن ساخته شده است: حجم معاملات است که تغییرات قیمت را به‌وجود می‌آورد یا حجم معاملات است که قیمت را به حرکت درمی‌آورد (کارپوف[2]، ۱۹۸۷). در سال ۲۰۱۰، هاچیکا، نخستین بار با الهام از مدل هوانگ و سالمون، به جای بازده، با استفاده از حجم معاملات توده‌واری را در بازار بورس تورنتو بررسی کرده و به نتایج بیشتری نسبت به روش‌های مشابه دست‌یافته است (هاچیکا[3]، ۲۰۱۰). حجم معاملات عاملی مؤثر بر تغییر قیمت سهم می‌باشد هم‌چنین حجم معاملات در حقیقت مسئله پایداری و درستی قیمت را مورد بررسی قرار می‌دهد (اسلامی بیدگلی و شعبان پورفرد، ۱۳۹۵). سعیدی و فرهانیان در تحقیقی از روش هوانگ و سالمون رفتار گله‌ای را در بورس اوراق بهادار تهران شناسایی و تأیید کرده‌اند آنها این آزمون را بین متغیرهای دیگر از جمله حجم معاملات و ارزش معاملات انجام داده‌اند که نتایج نشان می‌دهد که توده‌واری متأثر از این دسته متغیرها نیز می‌باشد. (سعیدی و فرهانیان، ۱۳۹۰).

بنابراین حجم معاملات یکی از معیارهای اصلی در تحلیل‌های تکنیکال است که عاملی اساسی در تحلیل معاملات به شمار می‌رود که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های خود بنا بـه دلایلـی از جملـه در اختیـار نداشتن اطلاعات درست و به‌موقع، ناتوانی در تحلیل درست اطلاعات و دلایل ناشناختهٔ دیگر به حجم معاملات به منزلهٔ عامل مهم و تأثیرگذار توجه و به‌صورت جمعـی از ایـن عامـل پیروی می‌کنند.

۳- پیشینه پژوهش

هوانگ و سالمون در سال ۲۰۰۶، در تحقیقی در آمریکا و کره جنوبی برای فاصله زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۳ توده‌واری را با استفاده از انحراف معیار مقطعی حساسیت سهام (بتا)، شناسایی و اندازه‌گیری کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که توده‌واری در بازار منجر به نوسانات زیاد می‌شود (هوانگ و سالمون[4]، ۲۰۰۶).

1. Kramer
2. Karpoff
3. Hachicha
4. Hwang & Salmon

تان و همکاران (۲۰۰۸) در تحقیقی نقش حجم معاملات را بر رفتار توده‌وار با روش تحقیق مبتنی بر تعیین انحراف معیار مقطعی بازده سهام و تخمین رگرسیون در بازارهای سهام چین را بررسی کردند که نتایج حاکی از آن است که رفتار توده‌وار در شرایط بازارهای صعودی، حجم بالای معاملات و فراریت بالا از خود نشان می‌دهند. (تان، چیانگ، ماسون و نلینگ[1]، ۲۰۰۸).

هاچیکا (۲۰۱۰) برای نخستین بار با استفاده از پراکندگی مقطعی حجم معاملات، رفتار جمعی در بورس تورنتو را بررسی کرد. وی در این پژوهش نوعی رفتار جمعی عمدی دائمی باثبات از سوی سرمایه‌گذاران را مشاهده کرد (هاچیکا[2]، ۲۰۱۰).

فرای و همکاران (۲۰۱۴) رفتار توده‌واری مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در آلمان را بررسی کردند و نشان دادند میان مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در این کشور میزان معینی از رفتار توده‌واری وجود دارد (فرای، هربست و والتر[3]، ۲۰۱۴).

یائو و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی توده‌واری در دو بازار A و B (شانگ‌های و شنژن) پرداختند که نتایج نشان‌دهنده تفاوت رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در دو بازار مذکور بود (یائو، ما و هی[4]، ۲۰۱۴).

در داخل نیز مطالعاتی پیرامون رفتار توده‌واری انجام شده است که در ادامه به آنها اشاره می‌شود.

سعیدی و فرهانیان در تحقیقی از روش هوانگ و سالمون رفتار گله‌ای را در بورس اوراق بهادار تهران شناسایی و تأیید کردند هم‌چنین آنها این آزمون را بین متغیرهای دیگر از جمله حجم معاملات و ارزش معاملات انجام دادند که نتایج نشان داد که توده‌واری متأثر از این دسته متغیرها نیز است (سعیدی و فرهانیان، ۱۳۹۰).

یوسفی و شهرآبادی در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران" توده‌واری را با استفاده از مدل هوانگ و سالمون اندازه‌گیری و تأیید نمودند (یوسفی و شهرآبادی، ۱۳۸۸).

خجسته و زنجیردار (۱۳۹۵) با استفاده از مدل هوانگ و سالمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی و بازده سهام را تأیید کردند. (خجسته و زنجیردار، ۱۳۹۵).

---

1. Tan, Chiang, Mason, & Nelling
2. Hachicha
3. Frey, Herbst, & Walter
4. Yao, Ma, & He

در بیشتر پژوهش‌هایی که نام برده شد، از بازده سهام و بازده بازار برای محاسبه و سنجش رفتار جمعی سرمایه‌گذاران استفاده شده است. هدف سرمایه‌گذاران با رفتار توده‌وار، بازده بیشتر است که خود بازده از عوامل گوناگونی تأثیر می‌پذیرد و نمی‌تواند از ابتدا دچار توده‌واری شود، بلکه آن عوامل مؤثر بر بازده هستند که توده‌واری را شکل می‌دهند به‌عنوان مثال، قیمت عامل ماقبل بازده، عرضه و تقاضا (حجم معاملات) عامل ماقبل قیمت، تحلیل داده‌ها یا اخبار یا افشای اطلاعات شرکت‌ها و ... عوامل ماقبل عرضه و تقاضا هستند؛ بنابراین حجم معاملات عامل کلیدی علامت‌دهی بروز رفتار گله‌ای در بازار سرمایه است و اصولاً رفتار گله‌ای از حجم معاملات شروع می‌شود. معیارهایی که این پژوهش برای سنجش رفتار جمعی سرمایه‌گذاران به کار می‌برد، حجم معاملات سهام و حجم معاملات بازار است که این روش در ایران جدید است و در این مقیاس و دوره زمانی برای اولین بار اجرا می‌شود.

۴- روش شناسی پژوهش

این پژوهش‌ها را می‌توان بر اساس شیوه‌های به کارگرفته شده در آنها در دو دسته کلی قرار داد: دسته اول مطالعاتی که بر مبنای اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران، اطلاعات مربوط به پرتفوی و تغییرات انجام گرفته در آن، تلاش در تأیید یا رد رفتار توده‌ای در بازارهای مالی داشته‌اند؛ که مدل‌های اصلی این دسته شامل: مدل لاکونیشوک، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۲)، مدل ورمرز (۱۹۹۵) و مدل نوفسینگر (۱۹۹۶) می‌باشند. دسته دوم نیز محققین با استفاده از اطلاعات بازار و با رویکرد اقتصادسنجی پدیده رفتار توده‌ای را در بازارهای مالی مورد بررسی قرار داده‌اند. در این دسته از مطالعات مدل کریستی و هوانگ (۱۹۹۵)، مدل چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) و مدل تبعیت از بتای هوانگ و سالمون (۲۰۰۶)، عمده‌ترین مدل‌های مطرح این دسته به شمار می‌آیند.

در رویکرد مبتنی بر دسته اول (اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران)، لازم است جزئیات معاملات سرمایه‌گذاران در اختیار باشد تا امکان بررسی رفتار توده‌ای وجود داشته باشد و این دسته بیشتر در بازارهای توسعه نیافته با محدودیت‌هایی مواجه است. در رویکرد مبتنی بر دسته دوم (اطلاعات بازار) که پدیده رفتار توده‌ای با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی و با استفاده از اطلاعات و داده‌های بازار، در بازارهای مالی مورد

مطالعه و بررسی قرار می‌گیرد، از اطلاعات کل بازار استفاده می‌شود، لذا با محدودیت کمتری مواجه هستیم و نتایج به دست آمده از آن را به آسانی می‌توان به کل بازار اعم از سرمایه‌گذاران حقیقی یا نهادی تعمیم داد، لذا این دسته از مزیت بیشتری نسبت به دسته اول برخوردار است. دسته دوم به دو گروه مدل‌سازی شده است. گروه اول مدل‌های مبتنی بر پراکندگی پارامتر مورد نظر (بازده یا حجم یا ...) هستند و گروه دوم مدل‌های مبتنی بر حساسیت عاملی مبتنی بر بتا هستند که اولین بار توسط هوانگ و سالمون (هوانگ و سالمون[1]، ۲۰۰۱، ۲۰۰۴ و ۲۰۰۶) ارائه شد و در آن فرض می‌شود تخمین‌های CAPM[2] دارای تورش بوده و یک مدل فضای حالت برای تعیین مقدار انحراف بین پارامتر واقعی بازار و پارامتر تعادل بازار ایجاد می‌نمایند. آنها در مدل خود به جای تغییرات مقطعی بازده از تغییرات مقطعی عوامل حساسیت (بتا) استفاده کرده و انحراف معیار مقطعی ضرایب بتا را به‌عنوان یکسری متغیر مشاهده شده می‌دانند که تابعی از متغیر غیرقابل مشاهده به نام رفتار توده‌ای است. به اعتقاد آنها همسویی رفتار سرمایه‌گذاران و تبعیت آنها از عوامل مؤثر بر بازده (پارامتر مورد نظر) می‌تواند موجب تمایل ضرایب بتا به میانگین و در نتیجه کاهش نوسان مقطعی (انحراف معیار مقطعی) این ضرایب گردد؛ و در حضور رفتار توده‌ای و تبعیت سرمایه‌گذاران از عامل بازار، بازده مورد انتظار (پارامتر مورد انتظار) یک دارایی از تابع بدون اریب طبق رابطه CAPM در شرایط عادی خارج شده و بازده تورش‌دار دارایی‌ها (پارامتر مورد انتظار تورش‌دار دارایی‌ها) از تابعی اریب‌دار از بازده بازار (پارامتر مورد انتظار تورش‌دار) برخوردار خواهد شد. در سال ۲۰۱۰ هاچیکا نخستین بار با الهام از مدل هوانگ و سالمون، ولی بجای بازده، با استفاده از حجم معاملات توده‌واری را در بازار بورس تورنتو بررسی کرد. مطالعه حاضر نیز می‌کوشد با استفاده از مبنای مذکور رفتار توده‌وار در ایران را که پیش از این بیشتر متکی به روش‌های غیر از حجم معامله بود؛ برای دوره اخیر بازار سهام ایران مورد آزمون قرار دهد.

۴-۱- مدل پژوهش

مدل پژوهش حاضر که برگرفته از مدل هاچیکا است در واقع رابطه بین حجم معاملات سهام و بازار را براساس مدل سنتی CAPM، به‌صورت زیر تبیین می‌کند:

1. Hwang & Salmon
2. Capital Asset Pricing Model

$$V_i = a_i + \beta_i V_m + \varepsilon_i \quad (۱)$$

V_i و V_m به ترتیب حجم معاملات سهام i و حجم معاملات بازار؛ α_i عرض از مبدأ و β_i شیب خط است. رابطه ۱ بر این فرض استوار است که حجم معاملات می‌تواند در شامل اطلاعات قابل توجهی از شرکت باشد؛ بدین معنا که افزایش یا کاهش در حجم می‌تواند دربردارنده اطلاعاتی باشد که افراد را به خرید یا فروش ترغیب می‌کند. در وضعیت تعادل براساس مدل سنتی CAPM، رابطه تعادلی حجم-ریسک به‌صورت زیر برقرار خواهد بود:

$$V_{i,t} = \beta_{i,m,t} \cdot V_{m,t} \quad (۲)$$

که $V_{i,t}$ و $V_{m,t}$ به ترتیب حجم معاملات سهام i و حجم معاملات بازار در زمان t و $\beta_{i,m,t}$ ضریب حساسیت معاملات سهم i به کل معاملات بازار در زمان t است.

با فرض تبعیت سرمایه‌گذاران از عملکرد بازار، می‌توان ادعا کرد توازن حجم-ریسک که با رابطه ۲ نمایش داده شده است، دچار تورش شده و به‌صورت زیر درخواهد آمد:

$$V^b_{i,t} = \beta^b_{i,m,t} \times V^b_{m,t} \quad (۳)$$

که $V^b_{i,t}$ و $V^b_{m,t}$ ترتیب حجم تورش‌دار معاملات سهام i و معاملات بازار در دوره t و $\beta^b_{i,m,t}$ ضریب بتای تورش‌دار سهم i در دوره t است.

با فرض اینکه $\delta_{i,t}$ و $\delta_{m,t}$ به‌ترتیب انحراف معیار معاملات سهم i و بازار باشند، در آن صورت حجم معاملات تورش‌دار سهم i و بازار به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$V^b_{I,t} = V_{I,t} + \delta_{I,t} \quad (۴)$$

$$V^b_{m,t} = V_{m,t} + \delta_{m,t} \quad (۵)$$

با تقسیم انحراف معیار بر حجم معاملات می‌توان احساس سرمایه‌گذاران نسبت به بازار و سهم i را به دست آورد.

$$S_{i,t} = \frac{\delta_{i,t}}{V_{m,t}} \quad (۶)$$

$$S_{m,t} = \frac{\delta_{m,t}}{V_{m,t}} \quad (۷)$$

که $S_{i,t}$ نشان‌دهنده میزان احساس سرمایه‌گذار نسبت به سهام i و $S_{m,t}$ معرف میزان احساس سرمایه‌گذار نسبت به بازار است. با داشتن میزان تمایلات سرمایه‌گذاران نسبت به سهم i و بازار، ضریب بتای تورش‌دار سهم i طبق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\beta^b_{i,m,t} = \frac{\beta_{i,m,t} + S_{i,t}}{1 + S_{m,t}} \quad (۸)$$

طبق تعریف بتا، بتای تورش‌دار را به روش زیر می‌توان محاسبه کرد:

$$\frac{V^{b}_{i,t}}{V^{b}_{m,t}} = \beta^{b}_{i,m,t} \qquad (۹)$$

رابطه بین بتای تعادلی ($\beta_{i,m,t}$) و بتای تورش‌دار ($\beta^{b}_{i,m,t}$) نیز به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\beta^{b}_{i,m,t} = \beta_{i,m,t} - h_{m,t}(\beta_{i,m,t} - 1) \qquad (۱۰)$$

که $h_{m,t}$ نشان‌دهنده پارامتر رفتار جمعی است که در طول زمان تغییر می‌کند و می‌تواند یکی از سه حالت زیر را داشته باشد:

حالت اول: $h_{m,t} = 0$ باشد که یعنی هیچ‌گونه رفتار جمعی در بازار وجود ندارد.

حالت دوم: $h_{m,t} = 1$ باشد که یعنی به‌طورکامل رفتار جمعی در بازار وجود دارد.

حالت سوم: $0 \leq h_{m,t} \leq 1$ باشد که یعنی درجاتی از رفتار جمعی در جهت بازار وجود دارد که شدت و مقدار آن توسط پارامتر $h_{m,t}$ تعیین می‌شود.

می‌توان رابطه ۱۰ را به‌صورت زیر نوشت:

$$\beta^{b}_{i,m,t} - \beta_{i,m,t} = h_{m,t}(\beta_{i,m,t} - 1) \qquad (۱۱)$$

معناداری شیب خط یا $h_{m,t}$ در رابطه ۱۱ را می‌توان بروز رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بازار تعبیر کرد.

تعریف هوانگ و سالمون از توده‌واری عبارت است از واریانس مقطعی بتا که از توده‌واری و احساسات نشأت گرفته است؛ به‌صورت زیر می‌باشد:

$$h_{m,t} = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\left(\beta^{b}_{i,m,t} - 1\right)^{2} \qquad (۱۲)$$

$h_{m,t}$: مقدار رفتار توده‌واری در بازار سهام در زمان t، $\beta^{b}_{i,m,t}$: بتای توده‌واری سهم i در زمان t و N_t: تعداد سهم در بازار در زمان t است.

در رابطه ۱۲ برای محاسبه $h_{m,t}$ نیاز به تخمین $\beta^{b}_{i,m,t}$ می‌باشد که در تحقیقات مختلف نشان داده شده که بتا در طول زمان عدد ثابتی نیست و در حال تغییر است. تغییرات زمانی بتا توسط روش‌های مختلف قابل اندازه‌گیری است. در این تحقیق برای اندازه‌گیری تغییرات زمانی بتا به‌عنوان شاخصی برای $\beta^{b}_{i,m,t}$ از روش پنجره متحرک استفاده شده است. برای تخمین $\beta^{b}_{i,m,t}$ از روش رگرسیون ساده استفاده می‌شود:

$$r_{it} = \alpha^{s}_{it} + \beta^{b}_{i,m,t} r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad t = 1,2,3,\dots,\tau \qquad (۱۳)$$

$\varepsilon_{i,t}$ مقادیر پسماندها یا خطاهای به‌دست آمده از رابطه رگرسیون فوق برای هر سهم i می‌باشد. به این ترتیب تخمین زننده $\beta^{b}_{i,m,t}$ برای سهم i در زمان t عبارتست از $b^{b}_{i,m,t}$ و خواهیم داشت:

$$b^{b}_{i,m,t} = \frac{\hat{\sigma}^2_{i,m,t}}{\hat{\sigma}^2_{m,t}} = \frac{cov(r_{i,t},r_{m,t})}{var(r_{m,t})} \quad (۱۴)$$

$$var(b^{b}_{i,m,t}) = \frac{\hat{\sigma}^2_{\varepsilon_i,t}}{\hat{\sigma}^2_{m,t}} \quad (۱۵)$$

در این رابطه $\hat{\sigma}^2_{i,m,t}$ کوواریانس $r_{i,t}$ و $r_{m,t}$ است و $\hat{\sigma}^2_{m,t}$ عبارتست از واریانس $r_{m,t}$ و $\hat{\sigma}^2_{\varepsilon_i,t}$ واریانس پسماندها نمونه‌ای است که بر آن اساس رگرسیون‌ها محاسبه شده است، بنابراین براساس تخمین‌زن $b^{b}_{i,m,t}$، می‌توان مقدار توده‌واری را از رابطه هوانگ و سالمون مذکور (رابطه ۱۲) به‌دست آورد:

$$H^{0}_{m,t} = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\left(b^{b}_{i,m,t} - 1\right)^2 \quad (۱۶)$$

در این معادله، معناداری تخمین $\beta^{b}_{i,m,t}$ به معناداری $b^{b}_{i,m,t}$ بستگی دارد و این معناداری ممکن است در طول زمان تغییر کند که محاسبات مربوط به $H^{0}_{m,t}$ را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. هم‌چنین مبنای محاسباتی $b^{b}_{i,m,t}$ در حالتی درست خواهد بود که $r_{m,t}$، $r_{i,t}$ و $\varepsilon_{i,t}$ با سرعت یکسان تغییر کنند، در غیر این‌صورت توده‌واری تحت تأثیر ناهمسانی واریانس‌ها نیز ممکن است قرار گیرد.

بنابراین به‌منظور جلوگیری از این ویژگی نامناسب و تحت تأثیر قرارگرفتن $H^{0}_{m,t}$ و هم‌چنین کاهش تأثیر ناشی از تغییر در ناپایداری بازار به‌ویژه در طول بحران‌های مالی از آماره t به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری توده‌واری استفاده می‌شود؛ به عبارت دیگر b^{b}_{imt} با استفاده از انحراف معیار استاندارد شده است.

$$\frac{b^{b}_{i,m,t} - E_c(\beta^{b}_{i,m,t})}{Stde_c(b^{b}_{i,m,t})} = \frac{b^{b}_{i,m,t} - 1}{\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i,t}}{\hat{\sigma}_{m,t}}} \quad (۱۷)$$

در حقیقت با استفاده از آماره t که دارای توزیع با واریانس‌های همسان است، موضوع ناهمسانی واریانس‌ها در تخمین $b^{b}_{i,m,t}$ و هم‌چنین تأثیر نوسانات بازار از بین می‌رود؛ بنابراین آماره t به‌عنوان شاخص توده‌واری دو دوره را بررسی می‌کند.

$$\frac{b^{b}_{i,m,t} - 1}{\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i,t}}{\hat{\sigma}_{m,t}}} \approx t\ (DF;\ \frac{\beta^{b}_{i,m,t} - 1}{\frac{\sigma_{\varepsilon_i,t}}{\sigma_{m,t}}}) \quad (۱۸)$$

که در این رابطه DF درجه آزادی است؛ بنابراین شاخص استاندارد شده برای محاسبه توده‌واری به شکل زیر است:

$$H^{0}_{m,t} = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\left(\frac{b^{b}_{i,m,t} - 1}{\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i,t}}{\hat{\sigma}_{m,t}}}\right)^2 \quad (۱۹)$$

که در این رابطه داریم:

$H^0_{m,t}$: مقدار استاندارد شده رفتار توده‌وار در زمان t

$\hat{\sigma}_{\varepsilon_{i,t}}$: انحراف معیار پسماندهای معادلات رگرسیون برای سهم i

$\hat{\sigma}_{m,t}$: انحراف معیار بازده ماهانه بازار

در این پژوهش ابتدا پارامتر $H^0_{m,t}$ را در مقاطع ماهانه طبق رابطه ۱۹ به‌دست می‌آوریم. سپس جهت آزمون پایداری فرآیند رفتار جمعی و سپس معادلهٔ خود هم‌بستگی مرتبهٔ اول را طبـق رابطـهٔ ۲۰ برای متغیر یادشده به‌صورت زیر تشکیل می‌دهیم:

$$H^0_{m,t} = pH^0_{m,t-1} + e_t \qquad (۲۰)$$

درنهایت با اجرای آزمون ریشه واحد روی ضریب متغیر وقفه p پایداری یا ناپایداری رفتـار جمعی آزمایش خواهد شد.

۳-۲- *جامعه آماری*

جامعه آماری این پژوهش را تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهند. نمونه آماری پژوهش در بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ که به روش حذف سیستماتیک انتخاب شده است و شامل شرکت‌هایی می‌شود که معامله سهام آنها از ابتدای سال ۱۳۹۴ و قبل از آن و بدون وقفه‌های طولانی مدت (بیش از یک ماه) صورت گرفته باشد. نمونه انتخابی به این روش ۱۴۲ شرکت را در برمی‌گیرد.

۳-۳- *فرضیه‌های پژوهش*

۱- در بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران رفتار توده‌وار وجود دارد.

۲- رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران، نوعی فرآیند پایدار است.

۴- نتایج پژوهش

ابتدا شرح مختصری از مراحل عملی روش تحقیق را به ترتیب بیان می‌کنیم:

۱- حجم روزانه معاملات شرکت‌ها و شاخص بازار از سایت شرکت فناوری بورس تهران، استخراج و سپس با بررسی شرایط، تبدیل به متغیرهای ماهانه می‌شود.

۲- برای محاسبه رفتار توده‌وار ($H^0_{m,t}$) توده‌واری (استاندارد شده)، متغیرهای فرمول (رابطه ۱۹) برای تک‌تک ۱۴۲ شرکت در هر ماه اندازه‌گیری می‌شود.

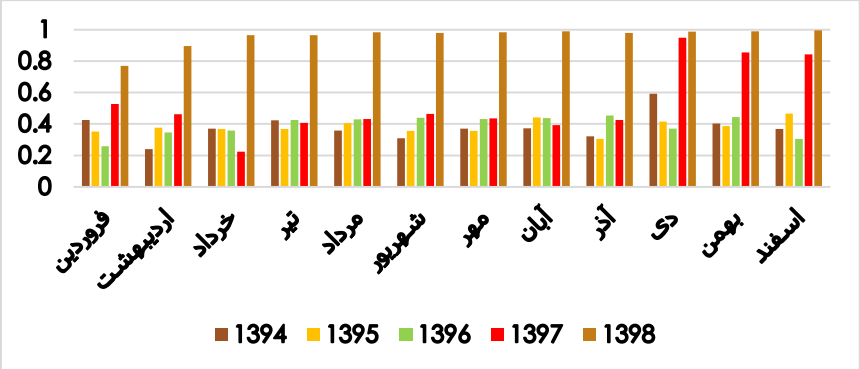
۳- پس از محاسبه مقدار توده‌واری تمام سهم‌ها، درصورتی‌که مقدار محاسبه شده، $H^0_{m,t}$ برابر صفر شود، رفتار توده‌واری وجود ندارد و درصورتی‌که مقادیر آن بیشتر از صفر باشد، توده‌واری در بورس اوراق بهادار وجود دارد.

نتایج محاسبه مقدار توده‌واری با استفاده از داده‌های ماهانه به شرح ذیل می‌باشد:

جدول ۱. مقادیر معیار توده‌واری بازار $H^0_{m,t}$ با استفاده از داده‌های ماهانه

ماه	سال ۹۴	سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸
فروردین	۰/۴۲۴۱	۰/۳۵۱۵	۰/۲۵۷۴	۰/۵۲۶۹	۰/۷۶۸۷
اردیبهشت	۰/۲۳۹۱	۰/۳۷۶۸	۰/۳۴۴۸	۰/۴۶۰۹	۰/۸۹۵۱
خرداد	۰/۳۶۹۵	۰/۳۶۸۸	۰/۳۵۶۹	۰/۲۲۲۷	۰/۹۶۵۲
تیر	۰/۴۲۲۲	۰/۳۶۸۰	۰/۴۲۶۰	۰/۴۰۷۵	۰/۹۶۴۷
مرداد	۰/۳۵۸۶	۰/۴۰۳۸	۰/۴۲۸۶	۰/۴۳۱۲	۰/۹۸۲۹
شهریور	۰/۳۰۸۶	۰/۳۵۶۰	۰/۴۳۸۴	۰/۴۶۴۳	۰/۹۷۸۸
مهر	۰/۳۷۰۵	۰/۳۵۶۲	۰/۴۳۱۶	۰/۴۳۵۵	۰/۹۸۲۵
آبان	۰/۳۷۲۴	۰/۴۴۲۳	۰/۴۳۶۵	۰/۳۹۲۱	۰/۹۸۸۶
آذر	۰/۳۲۰۳	۰/۳۰۴۳	۰/۴۵۴۰	۰/۴۲۵۷	۰/۹۷۸۵
دی	۰/۵۹۲۵	۰/۴۱۴۷	۰/۳۷۰۶	۰/۹۴۸۶	۰/۹۸۷۴
بهمن	۰/۴۰۳۵	۰/۳۸۵۸	۰/۴۴۳۷	۰/۸۵۴۱	۰/۹۸۸۷
اسفند	۰/۳۶۸۶	۰/۴۶۶۲	۰/۳۰۵۶	۰/۸۴۱۶	۰/۹۹۵۵

منبع: یافته‌های پژوهش



منبع: یافته‌های پژوهش

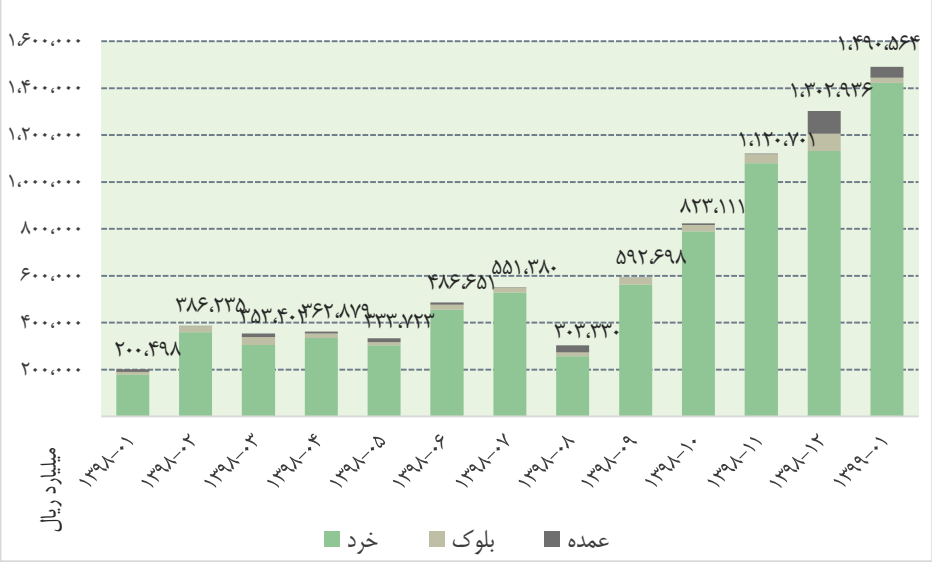
نمودار ۱. مقایسه مقدار توده‌واری ماهانه در طول دوره بررسی (۱۳۹۸-۱۳۹۴)

جدول ۲. آمار توصیفی مقدار توده‌واری ماهانه در طول دوره بررسی (۱۳۹۸-۱۳۹۴)

سال	میانگین توده‌واری در سال	بیشترین توده‌واری در سال	کمترین توده‌واری در سال	واریانس توده‌واری	انحراف معیار توده‌واری	چولگی توده‌واری	کشیدگی توده‌واری
۱۳۹۴	۰/۳۷۹۲	۰/۵۹۲۵	۰/۲۳۹۱	۰/۰۰۷۲	۰/۰۸۴۶	۱/۱۸۴۳	۳/۶۴۹۶
۱۳۹۵	۰/۳۸۲۹	۰/۴۶۶۲	۰/۳۰۴۳	۰/۰۰۱۹	۰/۰۴۳۷	۰/۳۵۳۱	۰/۳۸۸۹
۱۳۹۶	۰/۳۹۱۲	۰/۴۵۴۰	۰/۲۵۷۴	۰/۰۰۴۰	۰/۰۶۳۴	-۱/۰۳۵۲	۰/۰۵۰۶
۱۳۹۷	۰/۵۳۴۳	۰/۹۴۸۶	۰/۲۲۲۷	۰/۰۰۴۲	۰/۲۲۲۴	۰/۹۲۸۳	-۰/۲۱۳۳
۱۳۹۸	۰/۹۵۶۴	۰/۹۹۵۵	۰/۷۶۸۷	۰/۰۰۴۲	۰/۰۶۴۷	-۲/۶۶۵۶	۷/۲۹۷۵

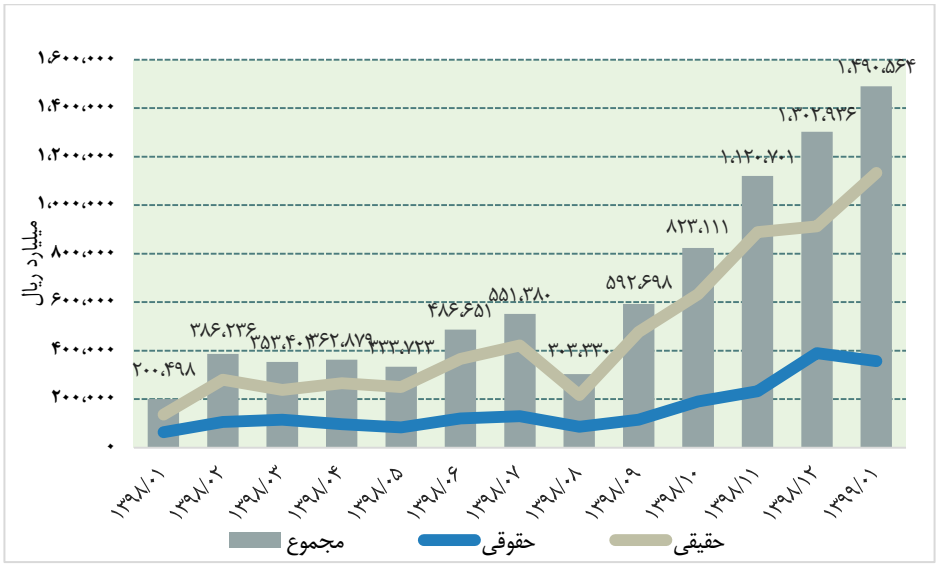
منبع: یافته‌های پژوهش

با مشاهده نتایج به‌دست آمده که در جدول ۱ نشان داده شده است، در تمامی ماه‌های سال‌های ۹۸-۱۳۹۴ مقادیر محاسبه شده، $H^{0}_{m,t}$ غیرصفر و مثبت می‌باشد، یعنی درجاتی از رفتار جمعی در جهت بازار وجود دارد که شدت و مقدار آن در هر ماه با توجه به شرایط بازار متفاوت بوده است که هرچه به عدد ۱ نزدیک باشد، مقدار رفتار توده‌واری در آن ماه بیشتر می‌باشد و برعکس، هرچه این عدد به صفر نزدیک شود، مقدار رفتار توده‌واری کمتر بوده است. به‌عنوان مثال در جدول ۲ که آمار توصیفی جدول ۱ آمده است، مشاهده می‌شود که میانگین توده‌واری از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ در حال افزایش بوده که از علل عمده آن می‌توان به ورود سرمایه‌گذاران جدید، تعداد زیاد نوسان‌گیرهای بازار نسبت به قبل و در یک جمله هجوم قابل توجه سرمایه‌ها به این بازار به‌دلیل سودآوری آن نسبت به سایر بازارها بوده است. هم‌چنین با توجه به نمودار ۱ تمام سال‌های دوره نیز همین نتیجه حاصل می‌شود، بنابراین فرضیه اصلی تحقیق تأیید می‌شود، یعنی رفتار توده‌وار در بین تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۹۸-۱۳۹۴ دیده می‌شود. با توجه به تحولات انجام گرفته اخیر (۹۸ تا اردیبهشت ۹۹) در بازار بورس اوراق بهادار تهران، شاهد مشارکت زیاد و ورود بی‌سابقه سرمایه‌گذاران به‌طور عمده حقیقی و خرد در این بازار و به‌دنبال آن افزایش قابل توجه ورود سرمایه‌ها از سایر بازارها به این بازار خواهیم بود که گواه این ادعا در نمودارهای ۳، ۲ و ۴ نمایان است.



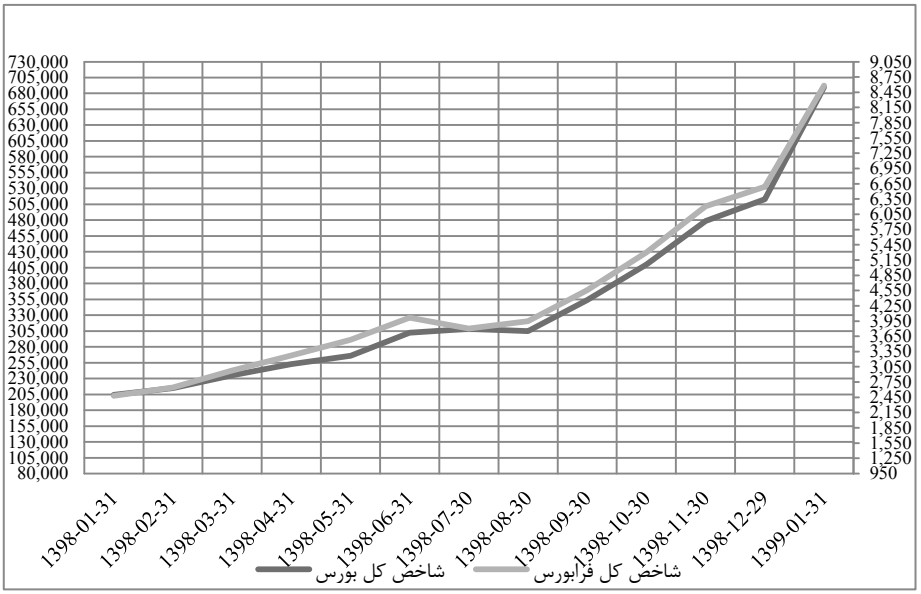
منبع: سازمان بورس و اوراق بهادار تهران

نمودار ۲. روند یک‌ساله ارزش معاملات سهام به تفکیک نوع معاملات



منبع: سازمان بورس و اوراق بهادار تهران

نمودار ۳. روند یک‌ساله ارزش معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی در سهام



منبع: سازمان بورس و اوراق بهادار تهران

نمودار ۴. روند یک‌ساله شاخص کل بورس تهران و فرابورس ایران

یافته‌های این پژوهش در قالب آزمون فرضیه‌ها تشریح می‌شوند. در فرضیه اصلی پـژوهش ادعـا شده است، سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت جمعـی عمـل مـی‌کننـد؛ که بیـان آماری فرضیه یادشده به‌صورت زیر است:

سرمایه‌گذاران به‌صورت جمعی عمل نمی‌کنند: $H_0 : H^0_{m,t} = 0$

سرمایه‌گذاران به‌صورت جمعی عمل می‌کنند: $H_1 : H^0_{m,t} \neq 0$

با توجه به ماهیت داده‌های پژوهش، فرضیه اول به روش داده‌های پـانلی آزمـون مـی‌شـود. برای این منظور ابتدا پیش‌آزمونF لیمر برای حصول اطمینان از پانل بودن داده‌ها صورت گرفتـه است. جدول ۳، نتایج آزمون یادشده را نشان می‌دهد:

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

آزمون تأثیرات	آماره F	درجه آزادی	سطح معناداری
Cross-section F	۴/۴۱۹۷	۱۴۱/۴۱۷۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه سطح معناداری کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، با ۹۵ درصد اطمینان می‌توان ادعـا کرد که داده‌های این پژوهش از نوع پانل‌اند. پس از تأیید پانل بودن داده‌ها، آزمون هاسـمن بـرای تشخیص مدل تأثیرات ثابت یا تصادفی بودن اجرا می‌شود، کـه نتـایج آن در جـدول ۴ آمده است:

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

سطح معناداری	درجه آزادی X^2	آماره X^2	خلاصه آزمون
۰/۴۳۴۱	۱	۰/۵۴۹۸۷۱	Cross-section random

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجا که سطح معنادار بیشتر از ۰/۰۰۵ است، با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان ادعا کرد که باید مدل تأثیرات تصادفی به‌کار گرفته شود. پس از اطمینان از تشخیص تصادفی بودن تأثیرات مقاطع با برآورد رابطهٔ ۱۱، وجود داشتن یا نداشتن رفتار جمعی در بازار آزمایش می‌شود. جدول ۵، نتـایج آزمون فرضیه اصلی پژوهش از برازش رابطهٔ ۱۱به‌صورت زیر می‌باشد:

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه اصلی پژوهش از برازش رابطهٔ ۱۱

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	۰/۰۴۵۶۱۲	۰/۰۰۳۰۱۴	۱۴/۹۳۶۱۵	۰/۰۰۰۰
$h_{m,t}$	۰/۰۴۶۶۹۹	۰/۰۰۳۱۱۷	۱۴/۹۲۲۶۹	۰/۰۰۰۰
F-statistic		۶/۰۸۷۴۲۷	R-squared	۰/۱۵۷۵۶۷
Durbin Watson		۱/۷۴۳۳۷۱	Adjusted R-squared	۰/۱۳۱۲۶۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، $H^0_{m,t}$ به‌عنوان شـیب خـط رگرسـیون در سـطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است؛ بنابراین با ۹۵ درصد اطمینان می‌توان فـرض H_0 را رد کـرد و مدعی شد که رفتار جمعی بی‌توجه به عمدی یا غیرعمدی بودن آن، بین سـرمایه‌گـذاران بـورس اوراق بهادار تهران صورت می‌گیرد. به بیان دیگر، نتایج آزمون فرضیه اصلی نشان می‌دهد یکـی از معیارهای شایان توجه سهامداران و

سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بـورس اوراق بهـادار تهران، حجم معاملات انجام شده در بازار است. پس از اطمینـان نسـبت بـه وجـود رفتـار جمعـی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، پایداری یا ناپایداری آن در قالب فرضیه دوم آزمایش می‌شود. بیان آماری فرضیه یاد شده به‌صورت زیر است:

$H_0: |H^0_{m,t}| \geq 1$ رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران فرایند پایدار نیست.

$H_1: |H^0_{m,t}| < 1$ رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در اوراق بهادار بورس تهران فرایند پایدار است:

برای آزمایش این فرضیه، آزمون تعمیم یافته ریشه واحد اجرا شده است که جدول ۶ نتایج آزمون یادشده را نشان می‌دهد:

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد

آزمون دیکی فولر	t-Statistic	Prop.
	-۴/۲۰۷۴۲۱	۰/۰۰۰۱
level ٪۱	-۳/۶۲۹۵۰۰	
level ٪۵	-۲/۹۳۸۵۰۱	
level٪۱۰	-۲/۶۱۷۲۴۸۴	

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، قدر مطلق آماره آزمون از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر است و بنابراین، در سطح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ رصد با رد فرض H_0 می‌توان ادعـا کـرد کـه رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در تبعیت از حجم معاملات بازار نوعی فرایند پایدار است و در نتیجه فرضیه دوم پژوهش نیز اثبات می‌شود.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

همان‌طور که اشاره شد در بازار اوراق بهادار ایران یکی از متغیرهای اصلی و بنیادی در تحلیل هر سهم برای معامله، توجه به تغییر حجم آن سهم است که علت این مسئله، دلایل زیادی از جمله عدم کارایی بازار و عدم شفافیت کافی اطلاعات و عدم دسترسی کافی به همه ابزارهای لازم در تصمیم‌گیری‌های خود بنا بـه دلایلـی از جملـه در اختیـار نداشتن اطلاعات صحیح و به‌موقع، ناتوانی در تحلیل درست اطلاعات و دلایل ناشناختهٔ دیگر به حجم معاملات به منزلهٔ عامل مهم و تأثیرگذار توجه می‌کنند و

به‌صورت جمعی از این عامل پیروی می‌کنند. توجه همزمان سرمایه‌گذاران به حجم معاملات بازار سبب می‌شود که حجم معاملات سهم به حجم بازار تورش پیدا کند که این نشان می‌دهد افراد هنگام تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری در سهمی خاص، به جای توجه به اطلاعات داخلی و ارزش ذاتی سهم، حجم معاملات را مبنای تصمیمات خود قرار داده و لذا این متغیر نقش تعیین‌کننده‌ای برای شروع تحلیل سهام بازی می‌کند. هم‌چنین برای کارایی هرچه بهتر بازارهای مالی در ایران، راهکارهای سیاستی مبتنی بر موضوع این پژوهش در جدول ۶ به‌صورت پیشنهاد ارائه می‌شود:

جدول ۶. راهکارهای سیاستی مبتنی بر موضوع این پژوهش

برخی عوامل ناکارایی بازار مرتبط با موضوع تحقیق	راهکارهای سیاستی مبتنی بر موضوع این پژوهش (درمان عوامل ناکارایی بازار)
اصطکاک بازار	۱- افزایش دامنه نوسان قیمت و حذف حجم مبنا در بورس ۲- عدم محدودیت در معاملات بورس و روان‌سازی بیشتر معاملات ۳- کاهش زمان بسته بودن نماد سهام در بورس
حجم معاملات	۱- افزایش سهام شناور شرکت‌ها ۲- وضع مقررات بروزتر جهت بازار گردانی اوراق بهادار

منبع: یافته‌های پژوهش

در آخر به پژوهشگران محترم بررسی تحقیقات آتی زیر پیشنهاد می‌شود:
- تأثیر رفتار گروهی سرمایه‌گذاران نهادی بر سرمایه‌گذاران حقیقی
- تأثیر رفتار هدایتی سیاست‌گذار بر رفتار گله‌ای جامعه

منابع

۱. اسلامی بیدگلی، سعید و شعبان‌پور فرد، پژمان (۱۳۹۵). رابطه حجم معاملات و اجزای آن با بازده؛ مطالعه موردی در بورس اوراق بهادار تهران با تمرکز بر معاملات حین روز و حذف اثر U شکل، چشم‌انداز مدیریت مالی، ۱۴، ۶۳-۴۵.

۲. زنجیردار، مجید و خجسته، صدف (۱۳۹۵). تأثیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی بر بازده سهام، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۴(۱۵)، ۱۳۴-۱۱۵.

۳. سعیدی، علی و فرهانیان، سید محمدجواد (۱۳۹۰). رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۴(۱۶)، ۱۹۸-۱۷۵.
۴. سعیدی، علی و فرهانیان، سید محمدجواد (۱۳۹۴). مبانی اقتصاد و مالی رفتاری، انتشارات بورس.
۵. یوسفی، راحله و شهرآبادی، ابوالفضل (۱۳۸۸). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، مجله مدیریت توسعه و تحول، ۲، ۶۴-۵۷.
6. Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff Papers*, 47, 279-310.
7. Frey, S., Herbst, P., & Walter, A. (2014). Measuring mutual fund herding–a structural approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32*, 219-239.
8. Hachicha, N. (2010). New sight of herding behavioural through trading volume, *Economics Discussion Paper*, 2010-11.
9. Hwang, S., & Salmon, M. (2006). Sentiment and beta herding, seminar participants at the International Conference of Econometrics of Financial Markets.
10. Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding, *Journal of Empirical Finance*, 11(4), 585-616.
11. Hwang, S., & Salmon, M. (2001). A new measure of herding and empirical evidance, *Working Paper*, University of London Business School.
12. Johnson, M. Lindblom, H., & Platan, P. (2002). Bihavioral finance-and the change of investor behavior during and after the speculative bubble at the end of the 1990s, MS. Thesis, School of Economics and Management, Lund University.
13. Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-126.
14. Kramer, Ch. (1999). Noise trading, transaction costs, and the relationship of stock returns and trading volume, *International Review of Economics & Finance*, 8(4).
15. Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nellin, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. *Pacific-Basin Finance Journal, 16*(1-2), 61-77 .
16. Yao, J., Ma, C., & He, W.P. (2014). Investor herding behaviour of Chinese stock market. *International Review of Economics & Finance, 29*, 12-29 .

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۸۵۲-۸۳۱

توسعه پایدار و شادی؛ آیا سرانه مصرف انرژی بر رضایتمندی و شادی افراد جامعه مؤثر است؟

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.4.5

هدی زبیری*[1]، هانیه صداقت کالمرزی[2]

۱. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، h.zobeiri@umz.ac.ir

۲. دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، sedaghatkalmarzi.haniyeh@razi.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۲۶

چکیده

توسعه پایدار معطوف به ارتقای سطح و کیفیت زندگی افراد و بهبود رفاه جامعه و استمرار این فرآیند در طول نسل‌های بشر است. افزایش سرانه مصرف انرژی در سطح جهان و پیامدهای مخرب زیست‌محیطی این روند علی‌رغم پیشرفت‌های فناوری و گستردگی هشدارها (تحلیل رفتن منابع، افزایش آلاینده‌ها و گرم شدن کره زمین)، موجب بروز نگرانی‌هایی در سطح جهانی درباره‌ی توسعه پایدار شده است. با این همه، بسیاری همچنان تمایلی به کاهش مصرف انرژی ندارند، زیرا این باور گسترده هرچند ضمنی وجود دارد که سطح رفاه و شادی یک ملت به میزان مصرف انرژی آن وابسته است. هدف از این پژوهش بررسی تجربی نحوه اثرگذاری سرانه مصرف انرژی بر شادی جوامع است. نتایج برآورد تأثیر آستانه‌ای مصرف انرژی بر شادی کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۷ نشان داده است که مصرف انرژی تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر شادی داشته است؛ به عبارت دیگر تا زمانی که سطح مصرف انرژی سرانه کمتر از مقدار حد آستانه برآورد شده بوده، افزایش مصرف سرانه انرژی به افزایش سطح شادی در جامعه منجر شده است اما پس از عبور از سطح آستانه‌ای و قرار گرفتن در رژیم مصرف انرژی بالا، افزایش مصرف سرانه انرژی موجب کاهش سطح شادی شده است. آلودگی محیط‌زیست و گرم‌تر شدن کره زمین در نتیجه افزایش بی‌رویه مصرف انرژی و پیامدهای ناگوار آن بر کیفیت زندگی از دلایل وقوع پارادوکس رابطه مصرف انرژی و شادی است.

طبقه‌بندی JEL: 131, Z13, O01,O56

واژه‌های کلیدی: شادی، توسعه پایدار، مصرف انرژی، پارادوکس استرلین، پانل پویای آستانه‌ای

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۱۳۱۱۲۸۵۱

۱- مقدمه

انرژی یک منبع استراتژیک است و تقریباً همه کشورها به دنبال به دست آوردن منابع انرژی بیشتر هستند. تعداد زیادی از کشورها به‌طور گسترده‌ای بر تولید انرژی متکی هستند و بسیاری دیگر، از انرژی به‌عنوان یک ابزار سیاسی استفاده می‌کنند. با این حال، حداقل به دو دلیل لازم است مصرف انرژی کاهش یابد؛ اول این‌که بیشتر انرژی‌های مصرفی در سراسر جهان، قابل تجدید نیستند و این الگوی مصرف تا مدتی ادامه خواهد داشت (مک‌کای[1]، ۲۰۰۸). دوم این‌که مصرف انرژی سبب آلودگی می‌شود و افزایش این آلاینده‌ها به محیط‌زیست، سایر گونه‌ها و خود ما آسیب می‌رساند (فرریا و همکاران[2]، ۲۰۱۳). در حقیقت، پیامدهای زیست‌محیطی مصرف انرژی توسط انسان‌ها یکی از بزرگ‌ترین مشکلات جهان در مسیر توسعه پایدار است، به‌ویژه این‌که مصرف انرژی، عامل اصلی تغییرات اقلیمی می‌باشد (پاچاوری و اسپرنگ[3]، ۲۰۰۴؛ مک‌کای[4]، ۲۰۰۸؛ خوچیانی و نادمی[5]، ۲۰۲۰). مطالعات نشان می‌دهد تغییرات اقلیمی می‌تواند رشد اقتصاد جهانی را در آینده به‌طور قابل توجهی کاهش دهد، این در حالی است که باوجود پیشرفت‌های تکنولوژیکی، سرانه مصرف انرژی زمین طی چهار دهه گذشته حدود ۴۰ درصد افزایش یافته و این روند هم‌چنان ادامه دارد (کالیز و همکاران[6]، ۲۰۱۲؛ اکیوزیک-کوزارین و همکاران[7]، ۲۰۱۹).

بدین ترتیب، چالش مهم سیاستی در جهان امروز یافتن راه‌هایی در جهت افزایش سطح کیفیت زندگی و شادی انسان‌ها همراه با حفظ کارایی زیست‌محیطی است. از یک‌سو، افزایش مصرف انرژی هم برای رشد اقتصادی کل کشور و هم برای افزایش امکاناتی که مصرف آن‌ها به‌طورمستقیم سبب افزایش رفاه می‌شوند، (مانند کولر، مسافرت، روشنایی و ...) ضروری است. عدم دسترسی به انرژی به تضعیف قابل ملاحظه‌ای در بسیاری از نیازهای اساسی انسان از قبیل مراقبت‌های بهداشتی، سلامت، آموزش و ارتباطات منجر می‌شود، از این رو یک رابطه مستقیم بین مصرف انرژی و منافع فردی و جمعی در سطح ملی یک کشور وجود دارد (جورگنسون و همکاران[8]،

1. MacKay
2. Ferreira et al
3. Pachauri & Spreng
4. MacKay
5. Khochiani & Nademi
6. Kallis et al
7. Okulicz-Kozaryn
8. Jorgenson et al,

۲۰۱۴؛ دیتز[1]، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، درحالی‌که مصرف انرژی در راستای تولید و رشد بیشتر اقتصادی و افزایش رفاه انسان مفید است، مصرف بی‌رویه آن همراه با تغییرات زیست‌محیطی و افزایش آلاینده‌هایی است که به‌طور بالقوه منافع حاصل از مصرف انرژی را از بین می‌برد و می‌تواند کاهش رضایتمندی و شادی افراد جامعه را در پی داشته باشد (استرن[2]، ۲۰۰۶). این‌که در نهایت، استفاده از انرژی چه تأثیری بر بهتر زیستن انسان‌ها و سطح رفاه و شادی آن‌ها دارد تا حدودی نامشخص است و مطالعات در این زمینه ادامه دارد. کوزارین و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه خود نشان می‌دهند در مناطق توسعه‌یافته اقتصادی، مردمی که انرژی بیشتری مصرف می‌کنند، شادتر نیستند. هم‌چنین، در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته‌ای که اقتصادها در شرایط عادی هستند، رابطه معکوس قوی بین رفاه ذهنی و شدت انرژی (میزان انرژی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی) مشاهده می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش مصرف انرژی در سطح ملی به افزایش شادکامی و مطلوبیت ذهنی افراد جامعه کمکی نمی‌کند، مگر در مواردی که چنین مصرفی منجر به افزایش بسیار بزرگ و غیرمعمولی در تولید ناخالص داخلی شود.

بر این اساس، پژوهش حاضر این ایده را مطرح می‌کند که یک آستانه مصرف انرژی وجود دارد که فراتر از آن شادی اشباع می‌شود، به این معنی که افزایش مصرف انرژی تا قبل از حد آستانه به علت افزایش و گسترش امکانات رفاهی و رشد جوامع منجر به افزایش شادی و رضایتمندی در سطح جامعه می‌شود؛ اما افزایش مصرف انرژی بالاتر از حد آستانه، به علت انباشت آثار منفی زیست‌محیطی و افزایش آلاینده‌ها و تخریب و تخلیه منابع طبیعی، بر افزایش سطح شادی بی‌اثر یا دارای اثر منفی است. به‌منظور آزمون تجربی نحوه اثرگذاری سرانه مصرف انرژی بر شادی در این پژوهش، تأثیر آستانه‌ای مصرف انرژی بر شادی در کشورهای منتخب درحال توسعه طی دوره ۲۰۱۷ -۲۰۰۲ مورد بررسی قرار می‌گیرد. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. پس از این مقدمه، در بخش دوم، ادبیات پژوهش ارائه شده است. بخش سوم، به معرفی مدل و تحلیل داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم، نتایج تجربی و در نهایت، در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه شده است.

1. Dietz
2. Stern

۲- ادبیات پژوهش

دسترسی به انرژی در راستای تأمین نیازهای اساسی جوامع و رشد اقتصادی و در نهایت افزایش رضایتمندی و کیفیت زندگی انسان‌ها ضروری است. مصرف انرژی هم به‌عنوان یک نهاده و جزئی از تولید کل به‌طور مستقیم نقش مهمی در رشد اقتصادی دارد و هم به‌طور غیرمستقیم از طریق سایر بخش‌ها در رشد و توسعه اقتصادی مؤثر است که این اثر دوم می‌تواند مثبت یا منفی باشد (مهرآرا و زارعی، ۱۳۹۰). اهمیت انرژی و نقش آن در اقتصاد کشورها در گزارش سال ۲۰۰۱ بانک جهانی به خوبی نشان داده شده است. در این گزارش، یک راه‌کار مقابله با فقر و دست‌یابی به رشد و توسعه بالاتر، مصرف انرژی و دسترسی بیشتر به آن بیان شده است. بررسی ادبیات موجود در این زمینه نشان می‌دهد باور کلی بر این است که بین استانداردهای زندگی و مصرف انرژی یک رابطه مثبت وجود دارد؛ و این استاندارد زندگی در کشورهایی که مصرف انرژی بیشتری دارند، بالاتر است (وو و همکاران[1]، ۲۰۱۰؛ کوزارین و همکاران، ۲۰۱۹).

مطالعات زیادی با به‌کارگیری روش‌های متفاوت به بررسی رابطه مصرف انرژی با رشد اقتصادی کشورها پرداخته‌اند. در تمام این مطالعات بر نقش انرژی به‌عنوان عامل مؤثر بر رشد و توسعه جوامع تأکید شده است؛ اما با این‌که رشد اقتصادی عامل مهمی در کاهش فقر و بهبود زندگی و رضایتمندی افراد جامعه است، همان‌گونه که استرلین در مطالعات خود نشان داده است، نمی‌تواند بیانگر درجه رضایتمندی و شادی افراد جامعه باشد. یافته‌های استرلین[2] (۱۹۹۵) نشان می‌دهد طی دوره ۲۵ ساله (۱۹۷۰-۱۹۴۶) که آمریکا بسیار ثروتمندتر شد، بر اساس نظرسنجی موسسه افکار عمومی آمریکا، سطح رضایت و شادی مردم آمریکا افزایش نیافته است. استرلین (۱۹۹۵)، در مطالعه دیگری نشان می‌دهد افزایش درآمد آحاد جامعه لزوماً شادی همه را افزایش نمی‌دهد؛ زیرا شادی امری کاملاً نسبی است و افراد یک جامعه، دائماً خود را با دیگران مقایسه می‌کنند. در نتیجه، سطح رشد اقتصادی جامعه‌ای که در آن زندگی می‌کنند، بر میزان شادی افراد آن جامعه بی‌اثر خواهد بود. این موضوع «پارادوکس استرلین[3]» نامیده شده است. پس از وی محققان گوناگونی به بررسی اثر رشد اقتصادی و ارزیابی سایر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بر شادی پرداخته‌اند.

1. Wu, et al
2. Easterlin
3. Easterlin Paradox

امروزه، افزایش توجه به توسعه اقتصادی از جنبه‌های متفاوت کیفی در سطوح خرد از راهبردهای توسعه به شمار می‌آید. هدف از توسعه، ایجاد محیطی توانمند در جهت گسترش قابلیت‌های انسانی و افزایش کیفیت زندگی و رضایتمندی و رفاه انسان‌هاست. در این دیدگاه، «انسان» مبدأ توسعه معرفی می‌شود و دستیابی به «زندگی بهتر» تنها با درآمد بالاتر محقق نمی‌شود بلکه توجه و دسترسی به سایر ابعاد زندگی از جمله گسترش حیطه انتخاب‌های انسانی، ایجاد ظرفیت‌ها، پرورش قوای ذهنی و روحی انسانی، همدلی و مشارکت، ملاحظات اخلاقی و زیست‌محیطی و ... در مرکز توجه قرار می‌گیرد. در این راستا، «اقتصاد شادکامی[1]» حوزه نسبت جدیدی در اقتصاد است که با «مفهوم رفاه ذهنی» سروکار دارد؛ «درآمد» همه زندگی انسانی نیست و بنابراین شادی و رفاه ذهنی را نمی‌توان تنها با درآمد اندازه‌گیری کرد. مطابق اینگلهارت و همکاران[2] (۲۰۰۸)، بالاتر از میانگین تولید سرانه ۱۵۰۰۰ دلار در سال، متوسط درآمد یک ملت تفاوت اندکی در متوسط شادی آن ملت دارد.

پژوهش در باب «شادی[3]» از زمان ارسطو برای فلاسفه جذاب بود. بعد از مدتی اقتصاددانانی مانند آدام اسمیت[4]، جان استوارت میل[5] و جرمی بنتام[6] هم به پژوهش در این حوزه پرداخته و به اهمیت بحث شادکامی تأکید کرده‌اند. به اعتقاد جرمی بنتام، نماینده‌ی مکتب «اصالت فایده»، در هر لحظه بین انواع امکانات باید چیزی را انتخاب کرد که به افراد بیشتری لذت برساند (گراهام[7]، ۲۰۱۱). در گذشته بیشتر اقتصاددانان نئوکلاسیک برای اندازه‌گیری رفاه، میزان زیادی از توجه را بر دارایی، ثروت، یا پول موجود معطوف می‌کردند؛ اما امروزه مفهوم شادی نسبت به سایر مفاهیم رفاه مادی، جایگاه ویژه‌ای در تحلیل‌های رفاهی بین اقتصاددانان پیدا کرده است (نیلی و همکاران ۱۳۹۴). از دیدگاه لی و لیو[8] (۲۰۰۹)، شاخص‌های رضایت از زندگی و شادکامی به‌صورت مقیاس‌های ذهنی و عینی است که مقیاس ذهنی، کاملاً وابسته به طرز فکر افراد است. ابعاد ذهنی شادی در مقیاس با ابعاد عینی از دقت کمتری برخوردار هستند. به اعتقاد آنها، شادی یا نارضایتی، با قوانین ثابت قابل اندازه‌گیری نیست. چون افراد در

1. Economics of Happiness
2. Inglehart et al
3. Happiness
4. Adam Smith
5. John Stuart Mill
6. Jeremy Bentham
7. Graham
8. Li & Lu

شرایط خاص احساسات خود را تعدیل می‌کنند؛ اما به اعتقاد برخی از دانشمندان با عکس‌برداری از ناحیه خاصی از مغز افراد می‌توان شادی عینی و انتزاعی را اندازه‌گیری کرد (استرلین، ۲۰۰۱).

با توجه به آن‌که شادی و خوشبختی به‌طورکلی یکی از مهم‌ترین اهداف زندگی جوامع بشری محسوب می‌شوند، اقتصاد شادی یا اقتصاد خوشبختی امروزه جایگاه مهمی در پژوهش‌های اقتصادی ایفا می‌کند و روز به روز توجه اقتصاددانان به مباحث مرتبط با شادی بیشتر می‌شود، به‌ویژه اینکه چگونه عواملی چون رشد اقتصادی بر شادی و خوشبختی افراد تأثیر می‌گذارند. این در حالی است که تا پیش از این، فرض ضمنی بسیاری از مطالعات و الگوهای اقتصادی این بوده است که افزایش سطح درآمد و رشد اقتصادی، رفاه ذهنی و شادی را نیز در پی خواهد داشت. به همین دلیل به‌طور مستقیم به بررسی عوامل مؤثر بر شادی و رفاه ذهنی پرداخته نشده است، اما با توجه به اهمیت این موضوع در درک مفهوم توسعه و راهبردهای آن طی سال‌های اخیر، مطالعات در این زمینه در حال گسترش است. شواهد علمی نیز نشان داده است که شادی بیشتر موجب شکوفایی استعدادها و پویایی بیشتر در جامعه، افزایش طول عمر، ارتقای کارایی و بهره‌وری، افزایش تولید و اشتغال و در نهایت اقتصادی سالم‌تر می‌شود (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۵؛ صداقت کالمرزی و همکاران، ۱۳۹۸).

استرلین (۱۹۷۴)، اولین اقتصاددانی است که در مطالعه خود از داده‌های شادمانی استفاده کرد. معمای استرلین این سؤال را مطرح می‌کند که چرا سطوح شادی در کشورهای مختلف متناسب با سطوح درآمدی یا ثروت آنها نیست؟ در میان مطالعات تجربی در زمینه عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی، می‌توان به بررسی اثر درآمد و ثروت بر شادی (کلارک و اسوالد[1]، ۱۹۹۴؛ آرگیل[2]، ۲۰۰۱؛ استیونسن و ولفرس[3]، ۲۰۰۸؛ استرلین و همکاران، ۲۰۱۰؛ کاهنمن[4]، ۲۰۱۰؛ فلیحی پیربستی و رهبری نژاد،۱۳۹۱؛ دلهی و کرول[5]، ۲۰۱۳)، بررسی اثر فقر و نابرابری توزیع درآمد بر شادی (آلسینا و همکاران[6]، ۲۰۰۴؛ کلئودی و همکاران[7]، ۲۰۱۲؛ آلویس[8]، ۲۰۱۴؛ اویشی و کیسبیر[9]،

1. Clark & Oswal
2. Argyle
3. Stevenson & Wolfers
4. Kahneman
5. Delhey & Kroll
6. Alesina et al
7. Claudia et al,
8. Alois
9. Oishi & Kesebir

۲۰۱۵؛ ریس[1]، ۲۰۱۷؛ نادمی و جلیلی کامجو، ۱۳۹۷؛ جلیلی کامجو و نادمی، ۱۳۹۸؛ ما و چن[2]، ۲۰۲۰؛ صداقت کالمرزی و زبیری، ۱۳۹۹)، بررسی اثر تورم، اشتغال و بیکاری بر شادی (نابه و راتزل[3]، ۲۰۱۰؛ خورسندی و علی بابایی، ۱۳۹۵؛ منصف و همکاران، ۱۳۹۸)، بررسی اثر رانت منابع طبیعی و مخارج دولت بر شادی (پرویچ و گلم[4]، ۲۰۱۰؛ سکوئرا[5] و همکاران، ۲۰۱۷؛ صداقت کالمرزی و همکاران، ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹)، بررسی اثر توسعه انسانی و سرمایه اجتماعی بر شادی (گراهام و همکاران[6]؛ ۲۰۱۷؛ لی و چن[7]،۲۰۲۱)، اشاره کرد.

بررسی مطالعات تجربی نشان می‌دهد بسیاری از عوامل مؤثر بر شادی طی سال‌های اخیر مورد توجه مطالعات و سیاست‌گذاری‌ها قرارگرفته‌اند؛ اما چگونگی تأثیر مصرف انرژی بر شادی و خوشبختی جوامع، کمتر مورد توجه پژوهش‌گران قرار گرفته است. اگرچه زیدانسک[8] (۲۰۰۷)، کلوتیر و پفیفر[9] (۲۰۱۵)، کاکلوسکاس و و همکاران[10] (۲۰۲۰)، کرکل و مک‌کرون[11] (۲۰۲۰) اثر پایداری محیط‌زیست بر شادی را مورد مطالعه قرار داده‌اند؛ اما مطالعه اکیوزیک-کوزارین و همکاران (۲۰۱۹)، تنها پژوهشی است که در آن رابطه مصرف انرژی و شادی مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های ایشان نشان می‌دهد در میان کشورهای توسعه‌یافته، رابطه‌ای میان مصرف انرژی و توسعه وجود ندارد. افزون بر این، برای تمام کشورهای با شرایط نرمال اقتصادی، هرچه اقتصاد آن کشور، از شدت انرژی کمتری برخوردار باشد، مردم شادتری دارد. اهمیت مصرف انرژی و تأثیر آن بر شادی و خوشبختی جوامع زمینه جذابی را برای تحقیق ایجاد می‌کند که در آغاز راه است و مطالعات در این زمینه رو به افزایش می‌باشد. پژوهش حاضر با مقاله اکیوزیک-کوزارین و همکاران (۲۰۱۹) از دو جنبه متمایزاست. تفاوت نخست در بسط و تحلیل چگونگی اثرگذاری مصرف انرژی بر شادی است. تفاوت

1. Reis
2. Ma & Chen
3. Knabe & Rätzel.
4. Perovic & Golem
5. Sequeira
6. Graham et al
7. Li & Chen
8. Zidanšek
9. Cloutier & Pfeiffer
10. Kaklauskas et al
11. Krekel & Mackerron

دوم در به‌کارگیری رگرسیون پانل پویای آستانه‌ای و بررسی تأثیر آستانه‌ای مصرف انرژی بر شادی کشورهای منتخب می‌باشد.

مصرف انرژی، پایداری محیط‌زیست و شادی

از زمان معرفی مفهوم «توسعه پایدار» توسط کمیسیون براندلند[1] در سال ۱۹۸۷ و «دستور کار ۲۱»[2]، به‌عنوان یک برنامه عملی برای توسعه پایدار در سال ۱۹۹۲ تلاش‌های زیادی برای اندازه‌گیری پایداری با استفاده از شاخص‌های مختلف توسعه پایدار انجام شده است (زیدانسک، ۲۰۰۷). پایداری مستلزم توسعه متوازن اقتصاد، جامعه و محیط زندگی به‌گونه‌ای است که توسعه نسل فعلی، امکان توسعه نسل‌های آینده را حداقل در حد یکسان با نسل فعلی و یا بهتر ایجاد کند (دپارتمان توسعه پایدار سازمان ملل[3]). پایداری توسعه توسط سازمان‌های بین‌المللی مانند سازمان ملل با استفاده از شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و نهادی اندازه‌گیری می‌شود. هم‌چنین تلاش‌های آکادمیک زیادی برای اندازه‌گیری پایداری صورت گرفته است. به دنبال مجموع این تلاش‌ها دو شاخص پایداری محیط‌زیست (ESI) و شاخص عملکرد محیط‌زیست (EPI) در این زمینه معرفی شده است.

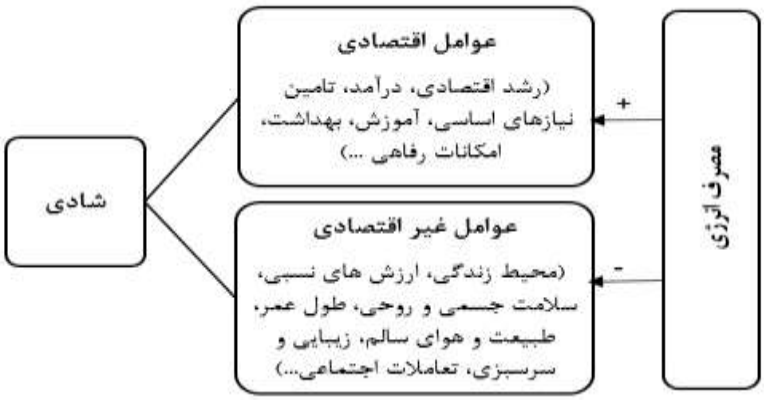
به عقیده زیدانسک (۲۰۰۷)، مطالعه و برآورد شادی که توسط وینهوون[4] (۱۹۹۲) معرفی شده است، با نشان دادن کیفیت زندگی شخصی انسان‌ها، استراتژی متفاوتی برای اندازه‌گیری پایداری توسعه ارائه می‌دهد. برنامه اقدام برای گذار به پایداری که به‌عنوان «دستور کار ۲۱» در کنفرانس ۱۹۹۲ سازمان ملل در رابطه با زمین و توسعه در ریودوژانیرو معرفی شده، یکی از اقدامات عملی در این راستا را نیاز به تغییر ارزش‌ها و حرکت به سمت زندگی با ارزش‌های مادی کمتر یا فرامادی[5] مطرح می‌کند. از سوی دیگر، مطالعات نشان داده‌اند، اگرچه شادی افراد تا حد زیادی از عوامل ژنتیک تأثیر می‌پذیرد، اما اهمیت انتخاب‌ها و ارزش‌های نسبی نیز در شادی افراد بسیار مهم است و درآمد و مادیات بیشتر لزوماً شادی بیشتر به همراه ندارد. طبق بائو و ون[6] (۲۰۲۱)، شادی برای انسان‌ها همواره هدفی بزرگ‌تر از ثروت بوده است. بدین ترتیب، اگر تغییر ارزش‌ها و ارزش‌گذاری کمتر پول و مادیات برای پایداری مفید است و اگر شادی با

1. Brundtland Commission
2. Agenda 21
3. United Nations Division for Sustainable Development
4. Veenhoven
5. Postmaterialistic
6. Bao & Van

ارزش‌های غیرمادی ارتباط مثبت دارد، منطقی است که انتظار داشته باشیم توسعه پایدار برای شادی افراد مفید باشد. مطالعه کاکلوسکاس و و همکاران (۲۰۲۰) نیز همبستگی قوی میان پایداری زیست‌محیطی، موفقیت و شادی را نشان می‌دهد؛ اما دستیابی به توسعه پایدار بدون حفاظت محیط‌زیست و صرفه‌جویی در مصرف انرژی امکان‌پذیر نیست.

فلوریدا (۲۰۰۹)، معتقد است تمام جنبه‌های زندگی انسان، از جمله شادی و احساس رضایت، تحت تأثیر مکان و محیط زندگی انسان قرار دارد. کرکل و مک‌کرون (۲۰۲۰)، سه عامل بالقوه و همپوشان را در پاسخ به چرایی تأثیر کاهش مصرف انرژی و کیفیت محیط‌زیست بر شادی انسان‌ها مطرح می‌کند: اول، *بیوفیلی*[1] که به این فرضیه اشاره دارد که ارتباط غریزی و تنگاتنگی بین انسان‌ها و سایر موجودات زنده یا زیستگاه‌های خاص ناشی از تکامل بیولوژیکی وجود دارد و به موجب آن، طبیعت، تأثیر مستقیم و مثبتی بر شادی دارد که از ریشه‌های تکاملی انسان شکل گرفته است. در روانشناسی نیز شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد قرار گرفتن در معرض محیط‌های طبیعی و سبز، سلامتی ذهنی و شادابی انسان را به علت کاهش استرس و افزایش احساسات مثبت بهبود می‌بخشد. دوم، سرسبزی و طبیعت سالم ممکن است از طریق فراهم آوردن فضای باز و عمومی و تشویق برخی رفتارها، به‌عنوان مثال، ورزش بدنی یا تعامل اجتماعی که سبب بهبود سلامت روانی یا جسمی و طول عمر می‌شود، تأثیرات مثبت غیرمستقیم بر شادی داشته باشند. ادبیات قوی‌ای در فواید سلامتی محیط‌های سبز و طبیعی وجود دارد. در ادبیات پزشکی و اپیدمیولوژی شواهدی برای هر دو مکانیزم وجود دارد: طبیعت و هوای سالم فعالیت بدنی را تشویق می‌کنند که سبب ایجاد مزایای سلامتی می‌شود (که ممکن است در بین مردم نابرابر توزیع شود) و تعامل اجتماعی را توصیه دارند. معاشرت با دوستان، اقوام و آشنایان از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده شادی شمرده می‌شوند؛ و در نهایت، سوم، اماکن و محیط‌زیست سالم شهری با برخورداری از کیفیت بالاتر محیطی، از انواع آلاینده‌های محیطی که با بیماری‌های تنفسی و قلبی عروقی و افزایش سطح استرس مرتبط هستند، در امانند. افزون بر این، در چنین فضایی امکان فراهم شدن کالاهای زیست‌محیطی مانند مناظر دیدنی یا پوشش زمینی برای تفریح افزایش می‌یابد. هر دوی این مکانیسم‌ها تأثیر غیرمستقیم بر شادی دارند.

1. Biophilia



منبع: نظری

چارت ۱. اثر مصرف انرژی بر شادی افراد جامعه

چارت (۱)، مکانیسم تأثیر مصرف انرژی بر شادی انسان‌ها را نشان می‌دهد. از یک‌سو، افزایش مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر عوامل اقتصادی مانند رشد اقتصادی، تأمین نیازهای اساسی بهداشت، آموزش، ارتباطات و افزایش امکانات رفاهی را به همراه دارد؛ و از سوی دیگر به موجب افزایش آلاینده‌ها و کاهش کیفیت محیط‌زیست اثر منفی بر عوامل غیراقتصادی مانند محیط زندگی، هوای سالم، ارزش‌های نسبی، تعاملات اجتماعی و سلامت جسمی و روحی دارد. مسیر اول به افزایش شادی و مسیر دوم به کاهش شادی انسان‌ها می‌انجامد. برآیند این دو اثر تأثیر مصرف انرژی بر سطح شادی در جامعه را تعیین می‌کند.

۳- روش پژوهش

به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری مصرف انرژی بر شادی مبتنی بر ادبیات نظری و مطالعات پیشین به‌ویژه مطالعات اکیوزیک-کوزارین و همکاران (۲۰۱۹) و صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۹)، مدل اقتصادسنجی زیر تصریح شده است:

$$\mathrm{Hap_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Hap_{it-1}} + \beta_2 \mathrm{Un_{it}} + \beta_3 \mathrm{Inf_{it}} + \beta_4 \mathrm{Hum_{it}} + \mathrm{I}(\mathrm{En_{it}} \le \gamma) * \beta_5 \mathrm{En_{it}} + \mathrm{I}(\mathrm{En_{it}} > \gamma) * \beta_6 \mathrm{En_{it}} + \beta_7 \mathrm{GDPP_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$\begin{cases} \mathrm{I}(\mathrm{En_{it}} \le \gamma) = 1 & \text{if } \mathrm{En_{it}} \le \gamma \\ \mathrm{I}(\mathrm{En_{it}} \le \gamma) = 0 & \text{if } \mathrm{En_{it}} > \gamma \end{cases} \quad (۲)$$

که در آن شاخص شادی[۱] (Hap_{it})، تابعی از وقفه اول خود (Hap_{it-1})، نرخ بیکاری[۲] (Un_{it})، نرخ تورم[۳] (Inf_{it})، شاخص سرمایه انسانی یا نرخ ثبت‌نام متوسطه (Hum_{it})، مصرف سرانه انرژی[۴] (En_{it}) و درآمد سرانه ($GDPP_{it}$) است. مصرف انرژی به‌صورت متغیر آستانه‌ای در مدل تصریح شده است تا بتوان فرضیه غیرخطی بودن تأثیر مصرف انرژی بر شادی را مورد آزمون قرار داد. $I(En_{it} \leq \gamma)$، نیز تابع شاخص است که مطابق با شرایط تعریف شده در معادله ۲، مقادیر صفر و یک به خود می‌گیرد. γ پارامتر آستانه است که باید در کنار سایر پارامترهای مدل برآورد شود. نحوه برآورد این پارامتر نیز مبتنی بر حداقل سازی مجموع توان دوم خطاهای معادله ۱ به ازای مقادیر مختلف متغیر آستانه‌ای است (نادمی و وینکر[۵]، ۲۰۲۰). روش برآورد نیز با توجه به پویایی مدل روش گشتاوری تعمیم یافته می‌باشد.

مدل شادی قبلاً در مطالعات صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۸ و ۱۳۹۹) و صداقت کالمرزی و زبیری (۱۳۹۹) به‌صورت پویا مدل‌سازی شده است و دلیل آن پویایی شادی و اثرات شادی یا غم گذشته بر شادی و غم دوره جاری می‌باشد، لذا در مطالعه حاضر نیز به‌صورت پویا مدل‌سازی شده است. لحاظ کردن متغیرهای تورم و بیکاری در مدل شادی نیز بر اساس مطالعات پیشین هم‌چون پرویچ و گلم (۲۰۱۰)، نابه و راتزل (۲۰۱۰)، خورسندی و علی بابایی (۱۳۹۵) و منصف و همکاران (۱۳۹۸) انجام شده است. در نظر گرفتن متغیر سرمایه انسانی در مدل شادی نیز برگرفته از مطالعات گراهام و همکاران (۲۰۱۷)، لی و چن (۲۰۲۱) و صداقت کالمرزی و زبیری (۱۴۰۰) بوده است. منبع داده‌های شادی از گزارش جهانی شادمانی[۶] و منبع سایر داده‌ها بانک جهانی[۷] می‌باشد. کشورهای مورد بررسی شامل ۵۹ کشور در حال توسعه از جمله ایران در بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۲ است.

---

۱. اطلاعات شاخص شادی در این پژوهش از «گزارش جهانی شادمانی» دریافت شده است که نتیجه پرسشنامه‌های گسترده‌ای است که در ۱۱۶ کشور در طول چند دهه گذشته تکمیل شده است.

۲. عبارت است از نسبت تعداد بیکاران بر جمعیت فعال که از تعاریف سازمان بین‌المللی کار محاسبه می‌شود.

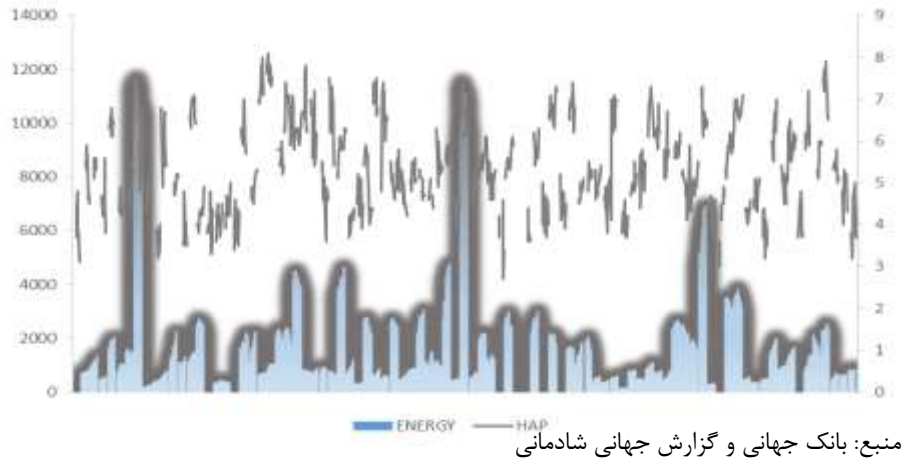
۳. محاسبه شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده است.

۴. مصرف انرژی سرانه برحسب کیلوگرم معادل با نفت است.

5. Nademi & Winker

6. World Database of Happiness in https://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/

7. World Development Indicators



منبع: بانک جهانی و گزارش جهانی شادمانی

نمودار ۱. مصرف سرانه انرژی و شادی در کشورهای منتخب در حال توسعه

جدول ۱. آماره‌های توصیفی مصرف انرژی و شادی در کشورهای منتخب در حال توسعه

متغیر	میانگین	کمترین	بیشترین	انحراف معیار
مصرف سرانه انرژی (کیلوگرم معادل نفت)	۱۶۲۷/۴۹۹	۱۱۳/۰۹۰۵	۱۱۶۷۵/۴۶	۱۸۲۹/۶۷۴
شاخص شادی (۱۰-۰)	۵/۳۷۱۲	۱/۸۰	۸/۱۰	۱/۰۵۸
ضریب همبستگی مصرف سرانه انرژی و شادی	۰/۲۵			

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱، نشان‌دهنده دو متغیر اصلی پژوهش شاخص شادی و مصرف انرژی سرانه در بین کشورهای در حال توسعه است که پراکندگی زیادی بین کشورهای مختلف نشان می‌دهد. در برخی موارد مصرف سرانه پایین انرژی با سطح شادی بالا مرتبط است و در برخی دیگر از کشورها عکس آن رخ داده است لذا به نظر می‌رسد یک ارتباط غیرخطی بین مصرف انرژی و شادی برقرار است؛ بنابراین برای کشف ارتباط دقیق این دو متغیر نیاز به مدل‌سازی اقتصادسنجی است. با این وجود در جدول ۱ محاسبه ضریب همبستگی بین این دو متغیر نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین مصرف سرانه انرژی و شادی می‌باشد.

۴- یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد مدل لازم است پایایی متغیرهای پژوهش بررسی شود. بدین منظور نتایج آزمون پایایی لوین، لین و چو[1] در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش حاکی از پایایی همه متغیرهای پژوهش در سطح معنای ۱٪ می‌باشد که در ادامه نتایج برآورد مدل پژوهش ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی لوین، لین و چو

متغیر	نوع آزمون	آماره آزمون	P-Value	نتیجه آزمون
شادی	با عرض از مبدأ	-۱۲/۷۳	۰/۰۰	پایا
وقفه اول شادی	با عرض از مبدأ	-۱۳/۲۶	۰/۰۰	پایا
نرخ بیکاری	با عرض از مبدأ	-۵/۷۹	۰/۰۰	پایا
نرخ تورم	با عرض از مبدأ	-۱۸/۳۷	۰/۰۰	پایا
نرخ ثبت نام متوسطه (شاخص سرمایه انسانی)	با عرض از مبدأ	-۸/۴۰	۰/۰۰	پایا
مصرف سرانه انرژی	با عرض از مبدأ	-۲/۳۶	۰/۰۰	پایا
درآمد سرانه	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۳۹	۰/۰۰	پایا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل پانل پویای آستانه‌ای با روش گشتاوری تعمیم یافته در جدول ۳ ارائه شده است. برای برآورد مدل از وقفه‌های متغیر توضیحی به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. هم‌چنین رویکرد تفاضلی در برآورد گشتاوری تعمیم یافته رفته است.

1. Levin, Lin & Chu

جدول ۳. نتایج برآورد مدل پانل پویای آستانه‌ای با روش GMM

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value
Hap_{it-1}	۰/۱۵	۹/۹۷	۰/۰۰
Un_{it}	-۰/۰۰۱۹	-۴/۲۱	۰/۰۰
Inf_{it}	-۰/۰۱۴	-۱۲/۷۲	۰/۰۰
Hum_{it}	-۰/۰۰۳	-۳/۴۸	۰/۰۰
$GDPP_{it}$	۰/۰۰۰۰۴	۵/۶۲	۰/۰۰
En_{it} $(En_{it} \leq 704.4)$	۰/۰۰۰۱۶۳	۱۰/۱۵	۰/۰۰
En_{it} $(En_{it} > 704.4)$	-۰/۰۰۰۱۰۴	-۶/۹۵	۰/۰۰
آزمون خطی بودن هانسن با روش بوت استرپ	۶۷/۷۹		۰/۰۰
آزمون J سارگان	۵۵/۰۲		۰/۳۶
آزمون خودهمبستگی آرلانو- باند مرتبه AR(1)	-۳/۱۱		۰/۰۰
آزمون خودهمبستگی آرلانو- باند مرتبه AR(2)	-۱/۷۶		۰/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل را به شرح زیر می‌توان خلاصه کرد:

وقفه اول شادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شادی داشته است؛ به عبارت دیگر شادی یک وضعیت پویا دارد که شادی دوره‌های قبل بر شادی دوره جاری تأثیرگذار است. این یافته با مطالعات پیشین هم‌چون مطالعه صداقت کالمرزی و زبیری (۱۳۹۹) مطابقت دارد.

نرخ بیکاری تأثیری منفی و معنی‌دار بر شادی داشته است. افزایش نرخ بیکاری علاوه بر تبعات ناگوار اقتصادی و اجتماعی هم‌چون افزایش بار تکفل، افزایش فقر و تشدید نابرابری توزیع درآمد تبعات روانی ناگواری بر جامعه بیکار و خانواده‌های آنها دارد که ناراحتی و افسردگی از تبعات آن است که موجب کاهش سطح شادی در کل جامعه نیز می‌شود. این یافته با مطالعات پیشین هم‌چون مطالعات پرویچ و گلم (۲۰۱۰)، نابه و راتزل (۲۰۱۰)، خورسندی و علی بابایی (۱۳۹۵) و منصف و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد.

نرخ تورم نیز تأثیری منفی و معنی‌دار بر شادی داشته است. تورم به دلیل اثراتی چون کاهش قدرت خرید و ایجاد زیان رفاهی برای اکثریت اقشار جامعه به تشدید نابرابری و فقر نیز دامن می‌زند و در نتیجه اثرات روانی پیامدهای تورم موجب کاهش سطح شادی در جامعه می‌شود. این یافته نیز با مطالعات پیشین هم‌چون مطالعات صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۸ و ۱۳۹۹) مطابقت دارد.

سرمایه انسانی یا نرخ ثبت نام متوسطه نیز تأثیری منفی و معنی‌دار بر شادی داشته است؛ به عبارت دیگر آموزش بیشتر نیروی کار از طریق ایجاد شکاف بیشتر بین شادی انتظاری و شادی تحقق یافته سطح شادی وقوع یافته فرد را کاهش می‌دهد؛ زیرا آمال و آرزوهای افراد با افزایش سطح تحصیلات معمولاً گسترش می‌یابد و اگر سطح شادی تحقق یافته با شادی انتظاری رشد نکند، به نوعی فرد دچار کاهش سطح شادی نیز می‌شود. از سوی دیگر بیکاری افراد تحصیلکرده و نبود درآمد کافی بر شاغلان تحصیلکرده در کشورهای در حال توسعه منجر به نوعی احساس ناکامی و سرخوردگی در افراد تحصیلکرده می‌شود و در نتیجه تأثیری منفی بر شادی جامعه برجای می‌گذارد. این یافته با مطالعه صداقت کالمرزی و زبیری (۱۳۹۹) مطابقت دارد.

درآمد سرانه تأثیری مثبت و معنی‌دار بر شادی داشته است. بهبود درآمد سرانه موجب افزایش سطح رفاه جامعه و افزایش قدرت خرید افراد می‌شود و در نتیجه آحاد جامعه با مصرف بیشتر کالاها و خدمات می‌توانند رضایتمندی بیشتری کسب کنند و لذا سطح شادی جامعه ارتقا می‌یابد.

مصرف سرانه انرژی تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر سطح شادی در کشورهای منتخب در حال توسعه داشته است؛ به عبارت دیگر تا زمانی که سطح مصرف انرژی سرانه کمتر از ۷۰۴/۴ کیلوگرم معادل نفت بوده، افزایش مصرف سرانه انرژی به افزایش سطح شادی در جامعه منجر شده است، اما پس از عبور از سطح آستانه مذکور و قرار گرفتن در رژیم مصرف انرژی بالا، افزایش مصرف سرانه انرژی موجب کاهش سطح شادی شده است. آزمون خطی بودن هانسن با روش بوت استرپ نیز مؤید اثرات آستانه‌ای مصرف انرژی بر شادی است. از دلایل تأثیر مثبت مصرف انرژی بر شادی در رژیم مصرف پایین انرژی، می‌توان به افزایش استانداردهای زندگی، بهبود درآمد و تولید در جامعه اشاره کرد و دلیل اثرگذاری منفی آن در رژیم مصرف انرژی بالا را به عواملی چون آلودگی محیط‌زیست و در نتیجه کاهش کیفیت و استانداردهای زندگی و درگیری

بیشتر افراد با بیماری‌های تنفسی و قلبی عروقی و افزایش سطح استرس در جامعه مرتبط دانست. آزمون معنی‌داری سطح آستانه هانسن نیز تأییدکننده معنی‌داری حد آستانه مصرف سرانه انرژی است و لذا به نظر می‌رسد ارتباط بین مصرف انرژی و سطح شادی یک رابطه غیرخطی است که می‌توان آن را به پارادوکس استرلین مشابه دانست. در حقیقت رابطه غیرخطی مصرف انرژی و شادی می‌تواند یکی از دلالت‌های وجود پارادوکس استرلین یا تناقض درآمد - شادی باشد، زیرا مصرف انرژی بیشتر اگرچه به تولید و درآمد بیشتر منجر می‌شود اما لزوماً نمی‌تواند سطح شادی جامعه را ارتقا دهد، بلکه به دلیل اثرات مخرب آن بر محیط‌زیست تأثیری معکوس بر سطح شادی جامعه نیز دارد.

جدول ۴، وضعیت کشورها را در بالا و پایین حد آستانه مصرف سرانه انرژی نشان می‌دهد. برای نمونه کشور ایران بالاتر از سطح آستانه مصرف انرژی سرانه قرار دارد، که تبعات این مصرف بالا در آلودگی کلان شهرهایی چون تهران، موجب کاهش سطح شادی آحاد جامعه شده است.

جدول ۴. کشورهای پایین و بالای آستانه مصرف سرانه انرژی

کشورهای پایین آستانه	کشورهای بالای آستانه
ارمنستان (۲۰۰۲-۲۰۰۴)، بنگلادش، بولیوی (۲۰۰۲-۲۰۱۱)، کامرون، کلمبیا، اکوادور (۲۰۰۲-۲۰۰۸)، مصر (۲۰۰۲-۲۰۰۳)، السالوادور (۲۰۰۹-۲۰۱۷)، غنا، گواتمالا (۲۰۰۲-۲۰۰۹)، کنیا، قرقیزستان، مراکش، نپال، نیکاراگوئه، نیجر، پاکستان، پاراگوئه (۲۰۰۲-۲۰۰۶)، پرو، سنگال، سری لانکا، تاجیکستان و تانزانیا.	الجزایر، ارمنستان (۲۰۰۵-۲۰۱۷)، بولیوی (۲۰۱۲-۲۰۱۷)، برزیل، بلغارستان، شیلی، چین، کرواسی، قبرس، جمهوری چک، جمهوری دومنیکن، اکوادور (۲۰۰۹-۲۰۱۷)، مصر (۲۰۰۴-۲۰۱۷)، السالوادور (۲۰۰۲-۲۰۰۸)، استونی، یونان، گواتمالا (۲۰۱۰-۲۰۱۷)، مجارستان، اندونزی، ایران، اردن، قزاقستان، کویت، لتونی، لیتوانی، مالزی، مالت، مکزیک، مونته نگرو، نیجریه، پاناما، پاراگوئه (۲۰۰۷-۲۰۱۷)، لهستان، پرتغال، رومانی، عربستان سعودی، اسلواکی، اسلوونی، تایلند، ترکیه، اروگوئه، ونزوئلا و زیمبابوه.

نتایج آزمون سارگان نیز مؤید اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده می‌باشد، به‌طوری‌که نتایج این آزمون حاکی از عدم ارتباط بین جزء خطای مدل و متغیرهای

ابزاری است. در نهایت آزمون خودهمبستگی آرلانو باند نیز که مؤید وجود خودهمبستگی مرتبه اول و عدم خودهمبستگی مرتبه دوم است نشان می‌دهد برآورد مدل به روش گشتاوری تعمیم یافته معتبر است.

۵- نتیجه‌گیری

حداکثر شدن رضایت افراد و رفاه جامعه همواره یکی از اهداف جوامع بشری بوده است. شادی یکی از معیارهای شناسایی سطح رضایت افراد در جامعه می‌باشد. دلایل مختلفی مانند شرایط اقتصادی و اجتماعی می‌توانند شادی افراد را تحت تأثیر قرار دهد. در جهان امروز، آگاهی تأثیر، بیشتری از تأثیرات تغییر اقلیم بر کیفیت زندگی انسان‌ها دارد. دولت‌های سراسر دنیا به‌منظور کاهش تأثیرات تغییرات آب و هوایی، استراتژی‌های کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار کربن و گازهای گلخانه‌ای را به‌طور فعال بررسی می‌کنند. امروزه بسیاری از محققان بر این باورند که تغییر در شیوه زندگی و عادت‌های مصرفی علاوه بر پیشرفت فناوری برای صرفه‌جویی در مصرف انرژی ضروری است. با این حال، در بسیاری از موارد، افزایش مصرف انرژی مترادف با افزایش رفاه و خوشبختی انسان تلقی می‌شود، این در حالی است که محققان معتقدند مقیاس مصرف انرژی در جامعه مدرن امروزی، هم برای پایداری محیط‌زیست و هم برای شادی و رفاه جوامع مضر است و بشر می‌تواند بدون کاهش سطح شادی و رضایتمندی انسان‌ها، مصرف را به میزان قابل توجهی کاهش دهد؛ بنابراین، چگونگی کاهش مصرف انرژی ضمن اطمینان از بهبود خوشبختی و شادی انسان، توجه بیشتری به خود جلب کرده است. برای بررسی این چگونگی، ابتدا باید رابطه بین مصرف انرژی و شادی انسان درک شود. پژوهش حاضر اثر مصرف انرژی بر شادی ۵۹ کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۷ را بررسی کرده است. نتایج برآورد مدل پژوهش نشان‌دهنده وجود پارادوکس استرلین در رابطه مصرف انرژی و شادی است، به‌طوری‌که در رژیم پایین مصرف سرانه انرژی، رابطه‌ای مثبت بین مصرف انرژی و شادی حاکم است، اما در رژیم بالای مصرف سرانه انرژی، تأثیر مصرف انرژی بر شادی منفی است. از دیگر یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان به پویایی شادی و اثرات منفی تورم، بیکاری و نرخ ثبت نام متوسطه بر سطح شادی و تأثیر مثبت درآمد سرانه بر شادی اشاره کرد.

یافته‌های این پژوهش لزوم توجه بیشتر به مباحث توسعه پایدار و توجه به ارتقای سطح شادی جامعه در امر سیاست‌گذاری اقتصادی را بیش از پیش نمایان می‌کند. در این راستا سیاست‌های مصرف بهینه انرژی در چارچوب توسعه پایدار باید بیش از قبل مورد توجه جوامع در حال توسعه از جمله ایران قرار گیرد.

منابع

۱. خورسندی، مرتضی و علی‌بابایی، نسترن (۱۳۹۵). بیکاری بدتر است یا تورم؟ مقایسه اثر بیکاری و تورم بر شادی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶(۶۳)، ۱-۲۴.

۲. جلیلی کامجو، سید پرویز و نادمی، یونس (۱۳۹۸). ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد و نابرابری شادی، مطالعه موردی: ایران. سیاست‌گذاری اقتصادی، ۱۱(۲۱)، ۷۷-۱۰۱.

۳. صداقت کالمرزی، هانیه، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۸). مطالعه اثرات رانت نفت بر نابرابری شادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت. رفاه اجتماعی. ۱۹ (۷۵): ۵۷-۸۵

۴. صداقت کالمرزی، هانیه، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۹). بررسی اثرات متقابل رشد اقتصادی و شادی در چارچوب فرضیه نفرین منابع و معمای استرلین: رویکرد پانل معادلات همزمان پویا. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، در نوبت چاپ.

۵. صداقت کالمرزی، هانیه، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۹). رانت نفت: شادی آفرین یا محنت بار؟. مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۵(۴), ۹-۳۱.

۶. صداقت کالمرزی، هانیه و زبیری، هدی (۱۳۹۹). نابرابری در توزیع درآمد و دلالت‌های پارادوکس استرلین. اقتصاد و تجارت نوین، ۱۵(۳), ۸۳-۱۰۶.

۷. فتاحی، شهرام، کرمی، جهانگیر و محمدی‌راد، منصور (۱۳۹۵). بررسی عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر شادی و بهره‌وری نیروی کار (مطالعه موردی کارگاه‌های صنعتی شهرستان کرمانشاه). *مدیریت بهره‌وری (فراسوی مدیریت)*، ۹(۳۶)،۷-۳۶.

۸. فلیحی پیربستی، نعمت و رهبری نژاد، شیرین (۱۳۹۱). خوشبختی و بهره‌وری نیروی کار در ایران: رویکرد اقتصادسنجی و سیستم دینامیکی. *پژوهش‌های اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۱(۱)، ۱-۲۴.

۹. منصف، عبدالعلی، معلمی، مژگان، بیابانی، جهانگیر، نجاتی، مهدی، طاهری‌زاده و اناری‌پور، جواد (۱۳۹۸). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی در کشورهای منتخب: رهیافت رگرسیون آستانه‌ای پانل. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۹(۳۶)، ۱۵-۳۴.*

۱۰. مهرآرا، محسن و زارعی، محمد (۱۳۹۰). اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد استان‌های. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی* ۵(۲)، ۱۱-۴۴.

۱۱. نادمی، یونس و جلیلی کامجو، سید پرویز (۱۳۹۷). ارزیابی تأثیر فقر مطلق و نسبی بر نابرابری شادی در ایران. *پژوهشنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۲(۴۱)، ۱-۲۶.

۱۲. نیلی، فرهاد، بابازاده خراسانی، بهزاد و شادکار، محمدسعید (۱۳۹۴). بررسی وابستگی رفاه ذهنی مردم جوامع در حال توسعه به متغیرهای کلان اقتصادی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۰(۱)، ۲۱-۴۸.

13. Alois, P. (2014). Income inequality and happiness: is there a relationship? (No. 614). LIS Working Paper Series.
14. Argyle, M. (2001). The psychology of happiness. Routledge
15. Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?. Journal of public economics, 88(9-10), 2009-2042.
16. Bao, N. K. Q., & Van, L. (2021). The Relationship between Global Wealth and Happiness An Analytical Study of Returns and Volatility Spillovers. *Borsa Istanbul Review*. In Press.
17. Claudia, S., Flèche, S., & Clark, A. (2012). The Great Happiness Moderation. Paris School of Economics.
18. Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. The Economic Journal, 104(424), 648-659.
19. Cloutier, S., & Pfeiffer, D. (2015). Sustainability through happiness: A framework for sustainable development. Sustainable Development, 23(5), 317-327.
20. Delhey, J., & Kroll, C. (2013). A "happiness test" for the new measures of national well-being: how much better than GDP are they?. In Human happiness and the pursuit of maximization (pp. 191-210). Springer, Dordrecht.

21. Dietz, T. (2015). Altruism, self-interest, and energy consumption. Proceedings of the National Academy of Sciences, 112(6), 1654-1655.
22. Easterlin, R. A. (1995). Will raising the incomes of all increase the happiness of all?. Journal of Economic Behavior & Organization, No. 27(1), 35-47.
23. Easterlin, R. A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In P. A. David & W. R. Melvin (Eds.), Nations and Households In Economic Growth (pp. 89–125). New York, NY: Academic Press.
24. Easterlin, R. A., McVey, L. A., Switek, M., Sawangfa, O., & Zweig, J. S. (2010). The Happiness–Income Paradox Revisited. Proceedings of the National Academy of Sciences,107(52), 22463-22468.
25. Easterlin, R. A. (2001). Income and happiness: Towards a unified theory. The economic journal, 111(473), 465-484.
26. Ferreira, S., Akay, A., Brereton, F., Cuñado, J., Martinsson, P., Moro, M., & Ningal, T. F. (2013). Life satisfaction and air quality in Europe. Ecological Economics, 88, 1-10.
27. Florida, R.L. (2009). Who's your city? How the creative economy is making where to live the most important decision of your life. Vintage Canada.
28. Graham, C., Zhou, S., & Zhang, J. (2017). Happiness and health in China: The paradox of progress. World development, 96, 231-244.
29. Inglehart, R., Foa, R., Peterson, C., & Welzel, C. (2008). Development, freedom and rising happiness: a global perspective 1981–2007. Perspectives Psychological Science, 3 (4), 264–285.
30. Jorgenson, A. K., Alekseyko, A., & Giedraitis, V. (2014). Energy consumption, human well-being and economic development in central and eastern European nations: A cautionary tale of sustainability. Energy Policy, 66, 419-427.
31. Kahneman, D., & Deaton, A. (2010). High Income Improves Evaluation of life but not Emotional Well-being. Proceedings of the national academy of sciences, 107(38), 16489-16493.
32. Kallis, G., Kerschner, C., & Martinez-Alier, J. (2012). The economics of degrowth. Ecological economics, 84, 172-180.
33. Kaklauskas, A., Dias, W. P. S., Binkyte-Veliene, A., Abraham, A., Ubarte, I., Randil, O. P. C., ... & Puust, R. (2020). Are environmental sustainability and happiness the keys to prosperity in Asian nations?. Ecological Indicators, 119, 106562.
34. Khochiani, R., & Nademi, Y. (2020). Energy consumption, CO2 emissions, and economic growth in the United States, China, and India: A wavelet coherence approach. Energy & Environment, 31(5), 886-902.

35. Knabe, A., & Rätzel, S. (2010). Income, happiness, and the disutility of labour. Economics Letters, 107(1), 77-79.
36. Krekel, C., & MacKerron, G. (2020). How environmental quality affects our happiness. World Happiness Report 2020, 95-112.
37. Li, Q., & Chen, H. (2021). The Relationship between Human Well-Being and Carbon Emissions. Sustainability, 13(2), 547.
38. Ma, Y., & Chen, D. (2020). Openness, Rural-Urban Inequality, and Happiness in China. Economic Systems, 100834.
39. MacKay, D. (2008). Sustainable Energy-without the hot air. UIT Cambridge.
40. Nademi, Y., & Winker, P. (2020). Non-Linear Effects of Government Size on Inflation in OPEC Countries: A Threshold Panel Approach. Iranian Economic Review. doi: 10.22059/ier.2020.77970.
41. Oishi, S., & Kesebir, S. (2015). Income Inequality Explains Why Economic Growth Does Not Always Translate to an Increase in Happiness. Psychological science, 26(10), 1630-1638.
42. Okulicz-Kozaryn, A., & Altman, M. (2019). The energy paradox: energy use and happiness. Applied Research in Quality of Life. Rutgers University. https://doi.org/10.7282/t3-bxjn-2r52
43. Pachauri, S., & Spreng, D. (2004). Energy use and energy access in relation to poverty. Economic and Political weekly, 271-278.
44. Perovic, L. M., & Golem, S. (2010). "Investigating macroeconomic determinants of happiness in transition countries: How important is government expenditure? ", Eastern European Economics, No. 48(4), pp. 59-75.
45. Reis, J. (2017). What is The Effect of Income Inequality on Happiness? A Cross Section of the Period between 1981 and 2014 from 43 Countries around the World. Bachelor Thesis, Erasmus University Rotterdam, School of Economics.
46. Sequeira, T. N., Minas, T. S., Ferreira-Lopes, A., & Santos, M. (2017). "Do large governments decrease happiness? New evidence of a negative effect in Europe", International Journal of Happiness and Development, No. 3(3), pp. 193-240.
47. Stern, N. H., Peters, S., Bakhshi, V., Bowen, A., Cameron, C., Catovsky, S., ... & Zenghelis, D. (2006). Stern Review: The economics of climate change (Vol. 30, p. 2006). Cambridge: Cambridge University Press.
48. Stevenson, B., & Wolfers, J. (2008). Happiness inequality in the United States. The Journal of Legal Studies, 37(S2), S33-S79.
49. United Nations Division for Sustainable Development. Indicators of sustainable development. See also: /http://www.un.org/esa/sustdev/ natlinfo/indicators/isdms2001/table 4.htmS.
50. Veenhoven, R., Ehrhardt, J., Ho, M. S. D., & de Vries, A. (1993). Happiness in nations: Subjective appreciation of life in 56 nations 1946–1992. Erasmus University Rotterdam.

51. Wu, Q., Clulow, V., & Maslyuk, S. (2010). Energy consumption inequality and human development. International Conference on Management Science & Engineering 17th Annual Conference Proceedings, 1398-1409. IEEE.
52. Zidanšek, A. (2007). Sustainable development and happiness in nations. Energy, 32(6), 891-897.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۸۸۶-۸۵۳

رابطه شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه

20.1001.1.00398969.1400.55.4.5.6

سید محمد مستولی‌زاده*[۱]، لیلا سلیمی[۲]

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان
mostolizadeh@semnan.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان،
l_salimi73@semnan.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۲۸

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه است. بر این اساس، برای اندازه‌گیری میزان دانش به‌کاررفته در تولیدات یک کشور، شاخص‌های مختلفی از جمله، شـاخص پیچیدگی اقتصادی و توسعه انسانی وجود دارد. برای این منظور، داده‌های پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی و هم‌چنین، شاخص‌های تأثیرگذار متغیرهای نهادی چون آزادی اقتصادی، ثبات سیاسی و حاکمیت قانون، مربوط به ۲۸ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۷، با استفاده از روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده پنل (*Panel ARDL*) به کار گرفته شده‌اند. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد، در کشورهای توسعه‌یافته رابطه علی یک طرفه‌ای از شاخص توسعه انسانی به سمت پیچیدگی اقتصادی وجود دارد. بنابراین؛ طبق نتایج حاصل، تأثیرگذاری شاخص توسعه انسانی و ثبات سیاسی در بلندمدت بر پیچیدگی اقتصادی، مثبت و معناداراست، هم‌چنین شاخص آزادی اقتصادی در بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر پیچیدگی اقتصادی دارد، با این وجود شاخص حاکمیت قانون در این کشورها تأثیر معناداری بر پیچیدگی اقتصادی ندارد. در مقابل، یافته‌ها نشان می‌دهند، در کشور درحال‌توسعه رابطه علی یک طرفه‌ای از شاخص پیچیدگی اقتصادی به سمت شاخص توسعه انسانی وجود دارد، به‌طوری‌که، پیچیدگی اقتصادی و ثبات سیاسی در بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر شاخص توسعه انسانی دارند و تأثیرگذاری شاخص حاکمیت قانون و آزادی اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی مثبت و معنادار می‌باشد.

طبقه بندی JEL: O15, O43 ,O17

واژه‌های کلیدی: توسعه انسانی، پیچیدگی اقتصادی، خود توضیحی با وقفه‌های گسترده پنل

---

۱. نویسنده مسئول، شماره تماس □□□□□□□□□□□□

۱- مقدمه

امروزه صاحب‌نظران، برنامه‌ریزان و اندیشمندان جهان معتقدند که انسان محور توسعه است و توسعه انسانی مهم‌ترین نقش و جایگاه را در توسعه متعادل و پایدار اقتصادی، اجتماعی، سیاسی، فرهنگی و ... برعهده دارد. با توجه به نقش و محور قرار-گرفتن توسعه انسانی در برنامه‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت توسعه کشورها از یک‌سو و ناتوانی شاخص‌هایی چون درآمد ملی سرانه و رشد تولید ناخالص در تبیین و اندازه‌گیری میزان توسعه کشورها، از سوی دیگر، سازمان ملل متحد[1] از سال ۱۹۹۰ شیوه جدیدی را برای اندازه‌گیری توسعه کشورهای مختلف و مقایسه آن‌ها با یکدیگر انتخاب کرده است. این روش منجر به معرفی و محاسبه شاخص جدیدی با عنوان شاخص توسعه انسانی[2] شده است (زینل زاده و همکاران،۱۳۹۱،۶۴).

پروفسور آمارتیا سن[3]، برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال (۱۹۹۸)، با طرح ایده "ظرفیت و کارکردهای انسانی"، این واقعیت مهم را آشکار ساخت که دستیابی به زندگی بهتر بیش از آنکه نیازمند مصرف بیشتر کالاها و خدمات باشد، ثمره پرورش و بسط استعدادها و ظرفیت‌های انسانی است و بنابراین ظرفیت‌های ذهنی از طریق آموزش در کنار درآمد از عناصر اصلی توسعه انسانی به شمار می‌آید (آذر و غلامرضایی، ۱۵۵، ۱۳۸۴). در کل می‌توان بیان داشت که بررسی وضعیت توسعه انسانی هر کشور، می‌تواند راهنمای مسئولان آن جامعه برای تدوین سیاست‌های مناسب اقتصادی هم‌چون ایجاد اشتغال، توزیع عادلانه درآمد، حذف انحصارات، تخصیص بهینه منابع و هزینه‌ها، کاهش فقر و شتاب در دگرگونی‌های نهادی باشد (ویسی ناب و همکاران، ۱۵۴، ۱۳۹۲).

از سوی دیگر، گروهی از محققان شروع به تحقیق گسترده‌ای براساس ایده "فضای محصولات" و "پیچیدگی اقتصادی" کرده‌اند. تحقیقات این گروه منجر به استخراج "شاخص پیچیدگی اقتصادی"[4] شده است. بر پایه این تفکر، مهم‌ترین عامل تعیین کننده میزان توسعه‌یافتگی هر کشور، میزان دانش شکل‌گرفته در آن کشور است. دانش به معنی مجموعه جریانی از تجارب، ارزش‌ها، اطلاعات موجود و نگرش‌های کارشناسی نظام‌یافته است که چارچوبی برای ارزشیابی و بهره‌گیری از تجربیات و اطلاعات جدید به دست می‌دهد (APEC، ۲۰۰)؛ بنابراین دانش کشورها نسبت مستقیمی با انواع

1. United Nation Development Program (UNDP)
2. Human Development Index (HDI)
3. Amartya Sen
4. Economic Complexity Index

محصولات تولید شده در آن‌ها دارد. تولید هر محصول نیازمند دارا بودن دانش‌های خاصی است و هرچه تولیدات یک کشور متنوع‌تر باشد؛ یعنی دانش شکل‌گرفته و مجتمع شده بیشتری در آن کشور وجود دارد؛ بنابراین پیچیدگی اقتصادی یکی از عواملی است که تفاوت میان کشورها را توجیه می‌کند. راز جوامع مدرن در این نیست که هر شخص در مقایسه با جوامع سنتی، میزان بیشتری دانش مولد در اختیار دارد؛ بلکه در آن است که جوامع مدرن از حجم زیادی از دانش با به‌کارگیری شبکه اعضای جامعه استفاده می‌کند. این شبکه به اعضا اجازه می‌دهد تا تخصص پیدا کرده و دانش خود را با دیگران به اشتراک گذاشته و سبب افزایش حجم دانش و مهارت انباشت شده شوند. در اینجا منظور از دانش و مهارت انباشت شده همان قابلیت‌ها است (هاسمن و همکاران، ۱۶، ۲۰۱۱)[1]. پیچیدگی اقتصادی معیاری برای محاسبه میزان دانش و مهارت در یک جامعه است که از طریق محصولات تولید شده در آن جامعه به این مهم می‌رسد؛ و بر این اساس اگر ساخت یک محصول، نیازمند نوع خاصی از دانش و مهارت باشد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که کشورهایی که آن مدل را تولید می‌کنند، دانش و مهارت مورد نیاز برای تولید آن را نیز دارند (باهار و همکاران، ۲۰۱۴)[2]، به عبارت دیگر محصولات تولید شده ردپای دانش و مهارت را به ما نشان می‌دهند (شاهمرادی و چینی فروشان، ۳۶، ۱۳۹۶).

حال با توجه به معرفی دو شاخص توسعه انسانی و شاخص پیچیدگی اقتصادی، این سؤال مطرح می‌شود که شاخص توسعه انسانی با سه بعد امید به زندگی در بدو تولد، دسترسی به دانش و سطح استاندارد زندگی، اثرگذار بر شاخص پیچیدگی اقتصادی جوامع می‌باشد؟ و یا این تأثیرگذاری ممکن است در جوامع توسعه‌یافته و در حال توسعه متفاوت باشد؟ جهت پاسخ به سؤالات فوق این مطالعه با تکیه بر نقش محوری انسان و دانش منتسب به او در میزان سطح توسعه انسانی و میزان پیچیدگی اقتصادی، در پی پاسخ به سؤالات تحقیق ذیل است:

الف- تعیین جهت علیت شاخص توسعه انسانی و شاخص پیچیدگی اقتصادی در دو گروه کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته؟

ب- چگونگی ارتباط میان دو متغیر شاخص توسعه انسانی و شاخص پیچیدگی اقتصادی در دو گروه کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته؟

1. Hausmann & Hidalgo
2. Bahar

برای این منظور، این مطالعه به بررسی رابطه پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۷ می‌پردازد.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق ارائه شده است. بخش سوم، به روش تحقیق شامل جمع‌آوری و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل نتایج تجربی مدل انجام می‌گیرد و بخش پنجم، به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

در این قسمت مروری بر مبانی نظری پیچیدگی اقتصادی، توسعه انسانی و منافذ تأثیرگذاری پیچیدگی اقتصادی بر توسعه انسانی خواهد شد.

پیچیدگی اقتصادی

ایده معرفی شاخص پیچیدگی اقتصادی توسط گروهی از دانشمندان و محققان در سال ۲۰۰۶ کلید خورده است. در این راستا پروفسور ریکاردو هاسمن[1]، با تشکیل گروه تحقیقاتی گسترده به مطالعه پیچیدگی اقتصادی و سپس فضای محصول پرداخته است (هیدالگو و همکاران[2]، ۲۰۰۷). آن‌ها با نوشتن مقالات گوناگونی از سال ۲۰۰۷ به بعد اقدام به معرفی پیچیدگی اقتصادی به دنیای خارج کرده‌اند، به‌طوری‌که آن‌ها اولین اطلس پیچیدگی اقتصادی جهان را در سال ۲۰۱۱ منتشر نموده‌اند. هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹)، در پژوهشی روابط بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص‌های مختلف اقتصاد کلان را شناسایی کردند. بر این اساس، شاخص پیچیدگی اقتصادی:

۱- اطلاعات مربوط به مجموعه دانش و توانمندی‌های موجود در کشور را ارائه می‌دهد.
۲- ارتباط زیادی با سطح درآمد سرانه دارد.
۳- امکان تخمین رشد آینده را فراهم می‌کند.
۴- تعیین‌کننده سطح پیچیدگی صادرات برای آینده می‌باشد.

1. Ricardo Hausman.
2. Hidalgo

پیچیدگی اقتصادی نشان می‌دهد که میزان دانش و مهارت که یک کشور در اختیار دارد را می‌توان با متنوع کردن محصولاتی که تولید می‌کند (و یا از تعداد محصولات مجزایی که تولید می‌کند) به دست آورد. در نتیجه حجم دانش و مهارت موجود در یک اقتصاد به این مسئله که هر یک از افراد جامعه از چه میزان دانش و مهارت برخوردار هستند، وابسته نیست؛ بلکه حجم و انباشت دانش و مهارت می‌بایست بر اساس تنوع دانش و مهارت باشد؛ و به تبع، این تنوع دانش و مهارت موجود در بین افراد و توانایی آن‌ها، به ترکیب این دانش و مهارت و استفاده آن در قالب شبکه‌های پیچیده تعاملات وابسته است (شاهمرادی و چینی فروشان ۳۶، ۱۳۹۶).

کشورهایی که معمولاً به‌عنوان توسعه‌یافته در نظر گرفته می‌شوند، بسیار متنوع هستند و انواع مختلفی از محصولات را از بسیار ساده تا بسیار پیچیده صادر می‌کند. بالعکس کشورهایی که به‌صورت کلی کمتر توسعه‌یافته هستند، تنها محصولاتی را صادر می‌کنند که بیشتر کشورها نیز می‌توانند آن‌ها را صادر کنند (کریستلی و همکاران، ۱، ۲۰۱۳)[1]. هاسمن و همکاران، ادعا می‌کنند که پیچیدگی اقتصادی کشورها، بیشترین قدرت پیش‌بینی‌کنندگی رشد اقتصادی را در مقایسه با اقدامات سنتی، مانند سرمایه انسانی (برحسب سال تحصیلی)، حکمرانی و کیفیت نهادی، داشتن منابع طبیعی و ... دارد (هاسمن و همکاران، ۳۶، ۲۰۱۴). بررسی‌ها نشان می‌دهد کشورهایی که علاوه بر داشتن تنوع محصولات، دارای محصولات پیچیده‌تری نیز می‌باشند، معمولاً از لحاظ اقتصادی پیشرفته‌تر هستند و انتظار می‌رود رشد اقتصادی سریع‌تر را در آینده نزدیک تجربه کنند (پاگلیس و همکاران، ۷، ۲۰۱۴)[2].

در روش هاسمن و هیدالگو، به‌منظور محاسبه پیچیدگی اقتصادی از ماتریس M_{cp} استفاده شده است. بدین ترتیب که اگر کشور c در خصوص محصول p دارای مزیت نسبی آشکار شده (شده[3]) بزرگ‌تر از یک باشد، درایه‌های ماتریس، عدد 1 را به خود اختصاص داده و در غیر این صورت عدد صفر برای آن لحاظ می‌شود.

حال می‌توان اعداد مربوط به درایه‌های ماتریس M_{cp} را بدین صورت تعریف کرد:

$$M_{cp}=\begin{cases} 1 & \text{اگر} \quad RCAcp \geq 1 \\ 0 & \text{درغیراینصورت} \end{cases} \qquad (۱)$$

1. Cristelli & Gabrielli & Tacchella & Caldarelli & Pietronero
2. Pugliese & Chiarotti & Zaccaria & Pietronero
3. Revealed Comparative Advantage

بر این اساس می‌توان متنوع بودن و فراگیر بودن کالاها را با جمع زدن ردیف‌ها و ستون‌ها محاسبه کرد. بنابراین می‌توان نشان داد:

$$\text{Diversity}=k_{c.0}=\sum_p M_{cp} \quad (۲)$$

$$\text{Ubiquity}=k_{p.0}=\sum_c M_{cp} \quad (۳)$$

برای ایجاد شاخصی دقیق از تعداد قابلیت‌ها و توانمندی‌های موجود در یک کشور یا تعداد قابلیت‌های مورد نیاز برای ساخت یک کالا، لازم است اطلاعات مربوط به تنوع و فراگیری را تکمیل نمود. این موضوع را می‌توان چنین نمایش داد:

$$k_{c.N}=\frac{1}{k_{c.o}}\Sigma_P M_{c.p}.k_{p.N-1} \quad (۴)$$

$$k_{p.N}=\frac{1}{k_{p.o}}\Sigma_c M_{c.p}.k_{c.N-1} \quad (۵)$$

سپس رابطه (۵) را در رابطه (۴) قرار داده و به دست می‌آید:

$$k_{c.N}=\frac{1}{k_{c.o}}\Sigma_P M_{c.p}\frac{1}{k_{p.o}}\Sigma_{c'} M_{\acute{c}.p}.k_{\acute{c}.N-2} \quad (۶)$$

$$k_{c.N}=\Sigma_c.k_{\acute{c}.N-2}\Sigma_P \frac{M_{c.p}M_{\acute{c}.p}}{k_{c.o}k_{p.o}} \quad (۷)$$

اگر $\frac{M_{c.p}M_{\acute{c}.p}}{k_{c.o}k_{p.o}}$ را $\widetilde{M_{c\acute{c}}}$ نام‌گذاری کنیم، داریم:

$$k_{c.N}=\Sigma_{c'}\widetilde{M_{c\acute{c}}}k_{\acute{c}.N-2} \quad (۸)$$

رابطه (۸) وقتی برقرار است که $k_{c.N}=k_{c.N-2}=1$. این بردار ویژه $M_{cc'}$ است که با بزرگ‌ترین مقدار ویژه مرتبط است. ازآنجا که این بردار ویژه، برداری از اعداد یک است، دربردارنده اطلاعات مفیدی نیست، بنابراین به جای آن از بردار ویژه مربوط به دومین مقدار ویژه بزرگ استفاده می‌شود. این برداری است که بزرگ‌ترین مقدار واریانس را منعکس می‌کند و شاخصی برای اندازه‌گیری پیچیدگی اقتصادی است؛ بنابراین پیچیدگی اقتصادی (ECI) را می‌توان چنین تعریف کرد:

$$ECI=\frac{\vec{k}-<\vec{k}>}{stdev(\vec{k})}$$

در این رابطه نماد $<>$ معرف میانگین، $stdev$ نشان‌دهنده انحراف معیار و $\vec{K}$ بردار ویژه ماتریس $\tilde{M}_{cc'}$ مرتبط با دومین مقدار ویژه بزرگ آن است.

توسعه انسانی

تفکر توسعه انسانی برای اولین بار توسط آمارتیاسن و محبوب الحق[1] اقتصاددانان پاکستانی مطرح شده (نیسی، ۵۶، ۱۳۸۹) و اندازه‌گیری آن، شاخص توسعه انسانی (HDI)، برای اولین بار در سال ۱۹۹۰ در گزارش توسعه انسانی منتشر شده توسط سازمان ملل به‌کار رفته است. توسعه انسانی به مفهوم فرآیند گسترش حیطه انتخاب افراد و بهبود رفاه آن‌هاست (سوری و همکاران، ۲۰۰۱)[2]. شاخص توسعه انسانی با سه متغیر اندازه‌گیری و مورد مقایسه قرار می‌گیرد. طول عمر به‌وسیله امید زندگی در بدو تولد اندازه‌گیری می‌شود، دانش به‌وسیله ترکیبی از میزان سواد بزرگسالان و نسبت ثبت نام خاص ترکیبی در آموزش ابتدایی، متوسطه و دانشگاهی (میانگین سال‌های تحصیل)، استاندارد زندگی به‌وسیله GDP سرانه و یا درآمد اندازه‌گیری می‌شود. مفهوم رشد انسانی دو بعد دارد: اول، شکل‌گیری توانایی‌های انسانی مانند سلامتی، دانش و مهارت‌ها. دوم، مزایایی است که مردم از این توانایی‌ها می‌گیرند (فعال بودن در امور فرهنگی، اجتماعی و سیاسی و غیره). انگیزه اصلی این مفهوم از این واقعیت ناشی می‌شود که هیچ ارتباط مستقیمی بین رشد درآمد و توسعه انسانی وجود ندارد. با توجه به این که درآمد فقط یک نتیجه نیست؛ بلکه یک ابزار است؛ بنابراین درآمد می‌تواند برای داروها و هم‌چنین مواد مخدر هزینه شود، پس نحوه استفاده از درآمد مهم‌تر از میزان درآمد می‌باشد. افزون بر این، نمونه‌هایی مانند کشورهایی با سطح درآمد پایین و سطح بالایی از توسعه انسانی و کشورهایی با سطح درآمد بالا و سطح پایین توسعه انسانی نیز این تمایز را نشان داده‌اند. از این نظر، توسعه انسانی به روند توسعه گزینه‌های افراد و سطح رفاهی که می‌رسند، اشاره دارد (آندپ، ۱۹۹۰)[3].

منافذ اصلی ارتباط شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی

نظراتی در مورد اینکه تعاملات مثبت و منفی بین پیچیدگی اقتصادی و سطح توسعه انسانی وجود دارد و با توجه به این؛ سطح پیچیدگی اقتصادی با افزایش دسترسی به امکاناتی از قبیل آموزش بهتر و مراقبت‌های بهداشتی بهتر و غیره، با امکان‌پذیر ساختن آن‌ها برای دستیابی به سطح استاندارد زندگی، تأثیر مثبتی بر مردم دارد. افزون بر این تأثیر مستقیم، هم‌چنین سطح پیچیدگی اقتصادی می‌تواند به‌طور

1. Mahbub ul haq
2. Suri, Boozer, Ranis, Stewart
3. UNDP

غیرمستقیم تأثیرات مثبتی داشته باشد. با توجه به اینکه؛ پیچیدگی اقتصادی می‌تواند نگاه مردم را نسبت به محصولات جدید باز کند، می‌تواند گزینه‌ها و سبک زندگی بیشتری را ارائه دهد؛ بنابراین، می‌تواند از توسعه انسانی حمایت کند. با این حال، برخی از اثرات منفی احتمالاً رخ می‌دهد. ناپایداری اکولوژیکی ناشی از مصرف، تولید و استفاده از منابع در افزایش تقاضا را می‌توان به‌عنوان یکی از این تأثیرات منفی بیان کرد. هم‌چنین عدم اطمینان فرآیندهای تصمیم‌گیری به دلیل افزایش پیچیدگی می‌تواند منجر به عدم رضایت افراد شود (آندپ، ۱۹۹۰). از سوی دیگر، ممکن است سطح توسعه انسانی بر سطح پیچیدگی اقتصادی نیز تأثیر بگذارد وقتی پیشرفتی در شاخص‌های تأثیرگذار بر سطح توسعه انسانی مانند تحصیلات، بهداشت و غیره حاصل شود، ممکن است توانایی اقتصاد در ترکیب دانش موجود و تولید محصولات پیچیده‌تر، افزایش یابد.

عوامل نهادی و پیچیدگی اقتصادی

نظریه‌پردازان مختلف نهادگرا تعاریف متفاوتی از نهاد پیشنهاد داده‌اند و تعریف یکپارچه که مورد پذیرش همه دانشمندان نهادگرا باشد، وجود ندارد و هرکس براساس تفکر و ذهنیت‌های خود به تعریف جداگانه‌ای از نهاد می‌پردازد. از اقتصاددانان نهادگرای جدید[1] می‌توان سه نظریه‌پرداز و برنده جایزه نوبل اقتصاد چون: کاوز[2]، نورث[3] وویلیامسون[4] نام برد.

نورث (۲۰۰۰)، نهادها را به این صورت تعریف می‌کند: "نهادها، قوانین بازی در جامعه‌اند. در نتیجه نهادها سبب ساختارمند شدن انگیزه‌های نهفته در مبادلات بشری می‌شوند، چه این مبادلات سیاسی باشند، چه اقتصادی و اجتماعی. در یک تعبیر کلی، نهادها مشتمل بر باورها، رفتارها (حوزه عقلانی یا غیرعقلانی)، سنت‌ها، ضوابط و مقررات حقوقی هستند که پیرامون یک هسته اصلی، مجموعه هماهنگی را شکل می‌دهند." اندیشمندان و محققان مختلف از شاخص‌های گوناگونی برای بررسی اثر نهادها بر روی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده می‌کنند. از جمله متغیرهای نهادی که می‌توان بر مبنای آنها نسبت به وضعیت نهادی یک کشور اطلاعاتی حاصل کرد به شرح زیر است:

1. New Institutional Economists
2. Ronald. H. Coase
3. Douglas C. North
4. Oliver E. Williamson

- ثبات سیاسی و عدم وجود خشونت، اظهار نظر و پاسخگویی، اثربخشی دولت، کیفیت نظم، حاکمیت قانون و کنترل فساد ارائه شده توسط کافمن[1]
- حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی ارائه شده توسط خانه آزادی[2]
- شاخص آزادی اقتصادی ارائه شده توسط جی وارتنی[3]
- شاخص حکمرانی خوب[4] ارائه شده توسط کافمن و همکارانش در بانک جهانی با توجه به استفاده بسیاری از مطالعات انجام شده از زیر شاخص‌های حکمرانی خوب به‌منظور بررسی اثر متغیرها و شاخص‌های نهادی بر روی شاخص‌های کلان اقتصادی، نکته قابل توجهی در خصوص نحوه به‌کارگیری این شاخص‌ها مطرح است، که عدم توجه به آن می‌تواند منجر به ایجاد محدودیت و قابلیت تشخیص در پژوهش گردد. نکته این است که بسته به هدف پژوهش تجمیع هریک از شاخص‌ها می‌تواند موجب انحراف در آن شود. به‌طور مثال، عددی که از میانگیری از میزان فساد قضایی و فساد اداری به‌دست می‌آید، اطلاعات کلی راجع به میزان سایر انواع فساد داده و به‌عنوان عدد کلی فساد منتشر می‌شود؛ اما این عدد نمی‌تواند به تنهایی بیانگر صرفاً فساد اداری باشد یا با میانگیری از شاخص آزادی مطبوعات و آزادی انتخابات و سایر انواع آزادی، عددی با عنوان شاخص اظهار نظر، حاصل می‌شود، اما لزوماً این عدد نمایانگر وضعیت آزادی در هر یک از شاخه‌های انتخابات یا مطبوعات نمی‌باشد؛ بنابراین با توجه به امکان تجزیه هریک از شاخص‌ها به زیرمجموعه‌های کوچک‌تر، محقق می‌بایست بسته به هدف پژوهش، نسبت به انتخاب مناسب و بهینه شاخص مورد نظر اقدام نماید (کافمن و کرای[5]، ۲۰۰۸).

توسعه انسانی و نهاد

تعریف نهاد: نهاد در سازمان و مدیریت، به ساختار انطباق‌پذیر با بعد ارزشی بسیار بالا اطلاق می‌شود که ضمن ارائه کالای ممتاز، از اعضایی برخوردار است که حیات و زندگی خویش را با تکیه بر حیات و بقای نهاد استوار کرده و متأثر از هرگونه تغییر و اُفت و خیز در آن هستند (مقیمی و میرزایی اهرنجانی، ۱۳۸۲). کارکردهای اصلی نهادها عبارت است از:

1. Kauffman
2. Freedom House
3. G. Wartney
4. Good Governance
5. Kraay

- نهادها، الگوی رفتارهای اجتماعی را به افراد می‌آموزند؛ یعنی افراد از طریق نهادها یاد می‌گیرند که در موقعیت‌های متفاوت چه رفتاری داشته باشند. در حقیقت نهادها از طریق فرآیند اجتماعی شدن، رفتارها را به افراد منتقل می‌کنند.

- نهادها برای افراد جامعه نقش‌های گوناگونی را مشخص و انتظارات از آن نقش‌ها را نیز تعریف می‌کنند. وقتی انتظارات از یک نقش مشخص شود، فرد متناسب با توانایی‌های خود می‌تواند تصمیم بگیرد که در موقعیت‌های متفاوت چه نقشی را به عهده بگیرد.

- نهادها از طریق ثبات و استمرار فرهنگ، شیوه رفتار نهادی شده را به افراد القا می‌کنند. افراد از طریق نهادها به شیوه‌های نهادی شده به‌عنوان شیوه‌های خاص رفتار عادت می‌کنند.

- نهادها رفتارهای افراد جامعه را تنظیم و بر آنها نظارت می‌کنند. در حقیقت، ازآنجاکه نهادها، انتظارات مقبولیت یافته در جامعه را منعکس می‌کنند و بی‌توجهی به این انتظارات ممکن است به مجازات فرد بیانجامد. افراد ترجیح می‌دهند برای آنکه طرد نشوند، خود را با انتظارات جامعه سازگار کنند (کوئن، ۱۳۷۲).

۲-۲- پیشینه تحقیق

مطالعات داخلی

خاندوزی و میر نظامی (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای سنجش تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری را در ۱۱۸ کشور با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۷ مورد بررسی و آزمون قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد پیچیدگی اقتصادی و حکمرانی خوب هـر دو تأثیر منفی و معناداری بر آسیب‌پذیری اقتصـادی دارند. پیشنهاد مقاله آن اسـت کـه برای کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد، سیاست‌گذاران کشور بر بهبود کیفیت حکمرانی، پیچیدگی اقتصـاد (تنوع بخشی و دانش بنیان ساختن صادرات) و کاهش سهم صادرات نفتی تمرکز کنند.

الهی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی پیچیدگی اقتصادی و عوامل نهادی میان ۳ گروه از کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۳ بر اساس مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی پرداخته‌اند. نتایج مدل نشان می‌دهد

که بیشترین تأثیر ساختار نهادی بر روی پیچیدگی اقتصادی به ترتیب به کشورهای توسعه‌یافته در حال توسعه و نوظهور اختصاص یافته است.

شاه‌آبادی و حسینی (۱۳۹۷)، به بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بر پیچیدگی اقتصادی در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۴ براساس مدل VAR پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد مؤلفه‌های اقتصاد دانش ازجمله متغیرهای آزادی اقتصادی، فناوری اطلاعات و ارتباطات و ابداع و اختراع، اثرات مثبت و معنی‌دار بر پیچیدگی اقتصادی ایران دارد.

عظیمی (۱۳۹۷)، به بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر پیچیدگی اقتصادی کشورها طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۶ با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که مهم‌ترین و اثرگذارترین متغیر بر پیچیدگی اقتصادی مؤلفه آموزش است. سپس، به ترتیب بیشترین ضرایب مثبت و معناداری مربوط به مؤلفه‌های رژیم نهاد اقتصادی، نوآوری و فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات است.

شاهمرادی و صادقی (۱۳۹۶)، در پژوهشی شناسایی سطح دانش مولد ایران ۱۴۰۴ در منطقه با رویکرد پیچیدگی اقتصادی طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۵ را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این پژوهش، بیانگر آن است که رژیم اشغالگر قدس و ترکیه به ترتیب، بالاترین شاخص پیچیدگی اقتصادی را در منطقه دارند، درحالی‌که ایران جایگاه هفدهم را در بین نوزده کشور مورد بررسی به خود اختصاص داده است و درنهایت یمن و ترکمنستان به ترتیب جایگاه‌های هجدهم و نوزدهم را کسب کرده‌اند.

تقوی و حسن‌پورکارسالاری (۱۳۹۵)، در پژوهشی، پیچیدگی صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه با تأکید بر ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۷ با استفاده از مدل روش حداقل مربعات تعمیم یافته بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه معناداری با شاخص پیچیدگی صادرات غیرنفتی کشورهای در حال توسعه دارد.

پژم و سلیمی فر (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۴۲ کشور برتر در تولید علم بر اساس داده‌های پانلی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند رابطه منفی پیچیدگی اقتصادی با رشد اقتصادی کشورهای منتخب است که نشان‌دهنده نامناسب بودن استفاده از داده‌های

پانلی در مدل این تحقیق می‌باشد، اما نتایج داده‌های مقطعی مدل رابطه معنی‌دار و مثبت پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

مطالعات خارجی

روبو و همکاران[1] (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای شیوه‌های اصلی مدیریت دانش در رابطه با پیچیدگی اقتصادی در کشورهای BRIC طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۱، مورد بررسی و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد کشوری که بهترین چشم‌انداز صعودی را در رابطه با پیچیدگی اقتصادی دارد، کشور هند است که دارای حداکثر اقدامات مدیریت دانش می‌باشد. هم‌چنین روسیه با کمترین میزان فعالیت‌های مدیریت دانش، بدترین (ضعیف‌ترین) طرح پیچیدگی اقتصادی را دارد.

گالا و همکاران[2] (۲۰۱۸)، در پژوهشی بنشان داده‌اند که آیا پیچیدگی ساختار صادرات کشورها همگرایی یا واگرایی بین کشورهای ثروتمند و فقیر توضیح می‌دهد؟ بر این اساس از داده‌های سالانه ۱۴۷ کشور در دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۹ استفاده کرده‌اند. طبق یافته‌ها کشورهای دارای پیچیدگی صادرات بالا در کاهش شکاف درآمد با کشورهای پیشرفته قوی‌تر از کشورهایی هستند که از پیچیدگی صادرات کمی برخوردار هستند؛ بنابراین، هرچه پیچیدگی اقتصادی محصولات صادراتی کشورهای در حال توسعه بیشتر باشد، همگرایی درآمدهای این کشورها به سطح کشورهای پیشرفته بیشتر است.

هارتمن و همکاران[3] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای پیوند پیچیدگی اقتصادی، نهادها و نابرابری درآمد در کشورها را طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۳ را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که سیاست‌های اجتماعی به تنهایی نمی‌تواند منجر به برطرف کردن نابرابری توزیع عادلانه درآمد گردد، بلکه باید تعدیلات لازم در سبد تولیدات کشورها رخ دهد، در حقیقت بین پیچیدگی اقتصادی بالا و نابرابری درآمد رابطه منفی وجود دارد.

زکریا و همکاران[4] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای معیارهای جدید، در رابطه با پیچیدگی اقتصادی کشور هلند طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵، مورد بررسی قرار داده‌اند. طبق نتایج به‌دست آمده، بخش‌های تک و علوم زیستی، محصولاتی باکیفیت بالا اما

1. Rubbo Rubbo & Pilatti
2. Gala & Rocha & Magacho
3. Hartmann & Guevara & Figueroa & Aristaran & Hidalgo
4. Zaccaria & Cristelli & Kupers & Tacchella & Pietronero

رقابت‌پذیری پائین تولید می‌کنند. در مقابل، بخش باغبانی و انرژی رقابت‌پذیری بالایی را نشان می‌دهد. آن‌ها هم‌چنین بخش دارویی را به‌صورت جزئی‌تر مورد بررسی قرار داده‌اند که نشان از کاهش پیچیدگی جهانی آن دارد و سبب گرایش به تولید محصولات باکیفیت پایین‌تر می‌شود.

استوجکاسکی و همکاران[1] (۲۰۱۶)، در پژوهشی به بررسی تأثیر خدمات بر پیچیدگی اقتصادی تأثیر خدمات بر تولید ثروت کشورها طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تنوع صادرات خدمات و پیچیدگی آن می‌تواند راه دیگری برای رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه فراهم کند.

لاپاتیناس[2] (۲۰۱۶)، با استفاده از تحلیل رگرسیون برای ۱۲۶ کشور، رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و متغیرهای شاخص توسعه انسانی را تجزیه و تحلیل کرده است. این نتایج نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی و تنوع صادراتی که نیروی محرکه توسعه اقتصادی هستند، هیچ تأثیری در توسعه انسانی ندارند.

شوجین ژو و رنیولی[3] (۲۰۱۶)، در پژوهشی پیچیدگی اقتصادی، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بین ۲۱۰ کشور با استفاده از داده‌های پانل مورد آزمون قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان‌دهنده آن است که سطح پیچیدگی کشورها با درآمد بالا از پیچیدگی بالاتری نسبت به درآمد کم و متوسط برخوردار می‌باشد؛ و هم‌چنین پیچیدگی اقتصادی و سطوح مختلف سرمایه انسانی تأثیرات مثبتی بر رشد بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد. علاوه بر این، رشد میزان تأثیر تعامل بین پیچیدگی اقتصادی و سرمایه انسانی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌عنوان مزیت نسبی مقایسه شده افزایش می‌دهد.

ارکان و یلدریمچی[4] (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه میان پیچیدگی اقتصادی و رقابت صادراتی در کشور ترکیه بر اساس مدل حداقل مربعات معمولی و آنالیز داده‌های مقطعی و ضرایب تغییرات CV طی دو ره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۳ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد محصولاتی که صادرکنندگان اصلی آن، کشورهای توسعه یافته بوده‌اند، نسبت به سایر محصولات پیچیده‌تر بوده و این کشورها دارای بیشترین قابلیت رقابت‌پذیری صادراتی هستند.

1. Stojkoski & Utkovski & Kocarev
2. Lapatinas
3. Shujin Zhu & Renyu Li
4. Erkan & Yildirimci

پاگلیس و همکاران (۲۰۱۴)، بررسی کرده‌اند که چگونه سیستم پیچیدگی اقتصادی نقش اساسی در پروسه صنعتی شدن هند طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۶۳ داشته است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اقتصادهای پیچیده‌تر و متنوع‌تر زمانی که صنعتی شدن را تجربه کرده‌اند با محدودیت‌های کمتری در به دست آوردن تولید ناخالص داخلی سرانه مواجه شده‌اند.

۳- روش تحقیق

در ادامه به توصیف داده‌ها و تصریح مدل پرداخته شده است.

۳-۱- جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها

داده‌های شاخص توسعه انسانی و شاخص پیچیدگی اقتصادی مورد استفاده در این پژوهش مربوط به ۲۸ کشور شامل دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۷ -۱۹۹۷ به ترتیب از سایت بانک جهانی[1] استخراج شده و از وب سایت اطلس پیچیدگی اقتصادی که توسط مرکز توسعه بین‌المللی[2] دانشگاه هاروارد محاسبه می‌شود، به‌دست آمده است.

کشورهای توسعه یافته عبارتند از: استرالیا، اتریش، کانادا، نروژ، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان پرتغال، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، رومانی، هلند.

کشورهای در حال توسعه عبارتند از: مصر، اندونزی، مراکش، مالزی، فیلیپین، ایران، تایلند، ترکیه، پاکستان، تونس، آلبانی، بلغارستان، پاناما، هند.

با توجه به اهداف و محدودیت‌ها در جمع‌آوری آمار و اطلاعات، متغیرهای مورد استفاده در مطالعه به‌صورت زیر معرفی می‌شوند:

شاخص توسعه انسانی، شاخصی ترکیبی است برای سنجیدن موفقیت در هر کشور در سه معیار پایه از توسعه انسانی: زندگی طولانی و سالم، دسترسی به دانش، سطح زندگی مناسب و ارائه‌دهنده جدیدترین اطلاعات مربوط به توسعه جهانی می‌باشد. ارزش شاخص توسعه انسانی نشان می‌دهد که هر کشور چه مقدار از مسیر خود را برای رسیدن به بالاترین ارزش ممکن یعنی یک طی کرده است. از سال ۱۹۹۰، هر سال

1. The World Bank
2. Center of international development

توسط برنامه توسعه سازمان ملل متحد منتشر می‌شود و در این مطالعه از داده‌های سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۷ استفاده شده است.

ترکیب فعالیت‌های تولید شده در یک اقتصاد به‌روشنی می‌تواند اطلاعات کافی برای محاسبه پیچیدگی اقتصادی ارائه کند. اگر بپذیریم که تولید یک کالا نیازمند نوع و ترکیب خاصی از دانش کاربردی است، بدیهی است کشوری می‌تواند آن را تولید کند که به دانش کاربردی دسترسی داشته باشد. از همین اصل ساده می‌توان دو نکته مفید برای سنجش شاخص پیچیدگی اقتصادی استخراج کرد:

۱- کشورهایی که ساکن یا سازمان‌های آن‌ها دانش کاربردی بیشتری در اختیار دارند، از این امکان بهره‌مند هستند که مجموعه متنوع‌تری از کالاها را تولید کنند (تنوع تولیدات).

۲- تولید کالاهایی که به حجم زیادی از دانش کاربردی نیاز دارد، تنها در تعداد محدودی از کشورها امکان‌پذیر است و آن هم کشورهایی که دانش کاربردی مورد نیاز در اختیار دارند (فراگیری، یعنی کالاهای پیچیده، کمتر فراگیر هستند) (خاندوزی و میر نظامی، ۱۷،۱۳۹۸).

۳-۲- *تصریح مدل*

در این پژوهش، با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۸ کشور طی دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۱۷، بر اساس میزان دسترسی به اطلاعات، ارتباط میان شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طبق معادلات رگرسیونی ذیل مطرح می‌شود:

$$ECI_{it}=\alpha+\beta_1 HDI_{it}+\beta_2 FRE_{it}+\beta_3 PS_{it}+\beta_4 RLI_{it}+\varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$HDI_{it}=\alpha+\beta_1 ECI_{it}+\beta_2 FRE_{it}+\beta_3 PS_{it}+\beta_4 RLI_{it}+\varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن ε_{it}، جز خطای تصادفی، HDI شاخص توسعه انسانی متناظر با کشور i در سال t و ECI شاخص پیچیدگی اقتصادی متناظر با کشور i در سال t می‌باشد.

پیچیدگی اقتصادی به دانش مولد نهفته در کالاها اشاره دارد. دانش مولد در حالت اولیه در مغز افراد نهفته شده است؛ اما وجود افراد مختلف با دانش‌های مولد متفاوت لزوماً منجر به تولید کالاهای پیچیده در اقتصاد نمی‌شود. برقراری شبکه بین دانش‌های مولد مختلف در سطح خرد (افراد) نیازمند وجود بستر قانونی، اجتماعی، مدیریتی و

نظارتی می‌باشد که بتوانند این شبکه را ایجاد و به‌درستی مدیریت و با کمک دانش‌های مولد موجود، دانش‌های مولد جدید ایجاد کنند. عملکرد بهینه و موفق در مورد به کار بستن این نوع دانش در تولید کالاهای پیچیده، محیط نهادی (مانند قوانین وضع شده در جامعه از جمله قانون اساسی، حقوق مالکیت و تشکیلات سیاسی و نهادهای اولیه مالی) و سطح حکمرانی مناسب (شامل نهادهای اعمال مدیریت یا مجری قواعد و قوانین) را علاوه بر ظرفیت‌های مولد (شامل زیرساخت‌های فیزیکی، نیروی کار، سرمایه و منابع طبیعی) می‌طلبد. نظریه‌های بازار بیان می‌کنند که کارکرد تقویت‌کنندگی بازار در نهادها، به دلیل هماهنگ‌سازی فعالیت‌ها، اطلاعات را جمع‌آوری و منتشر کرده، رفتار و انتخاب‌ها را هدایت و محدود می‌کند و ریسک‌های مربوط به فعالیت‌های کارآفرینی را کاهش می‌دهد. نهادها، مشوق ایجاد پیچیدگی اقتصادی و رشد هستند، چراکه مشوق‌هایی را برای مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ظرفیت‌هایی مولد هم‌چون فناوری و مهارت‌های جدید و در خویابی خلق می‌کنند (هاسمن و رودریک، ۲۱:۲۰۰۳)[1]. بدین جهت سایر متغیرهای کنترلی توضیحی از جنس متغیرهای نهادی عبارتند از:

متغیر FRE، نشان‌دهنده شاخص آزادی اقتصادی می‌باشد. در صورت دارا بودن آزادی سیاسی، آزادی بیان، قلم، اندیشه و وجود رسانه‌های متعدد و مستقل منجر به بالا رفتن سطح آگاهی و اعتماد مردم و ایجاد حس امنیت و آزادی در جامعه می‌شود، مطالبه حقوق کارگران به‌وسیله اتحادیه‌ها را ارتقا داده، انباشت سرمایه‌های انسانی را افزایش داده و سبب اطمینان کارآفرینان و سرمایه‌گذاران از انعقاد قراردادهای مختلف شده و در نهایت می‌تواند منجر به افزایش پیچیدگی اقتصادی شود.

متغیر RLI، نشان‌دهنده شاخص حاکمیت قانون می‌باشد. در ارتباط با قوانین و حاکمیت قانون آنچه که بیش از موارد دیگر مورد توجه است، حقوق مالکیت و قوانین وضع شده و برخورد دستگاه قضایی با متخلفان است، به‌طوری‌که چنانچه حقوق مالکیت حفظ نشده و در صورت برخورد و جریمه مناسبی برای آن ارائه نگردد، میزان کارآفرینی و سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت. هم‌چنین چنانچه قوانین مناسبی در ارتباط با نحوه تعامل و برخورد کارآفرینان، سرمایه‌گذاران و ذینفعان وضع نگردد، هزینه مبادله[2]

1. Hausmann & Rodrik
2. Transaction cost

به‌شدت افزایش یافته و منجر به کاهش انگیزه طرفین برای پیشبرد فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.

متغیر PS، نشان‌دهنده ثبات سیاسی می‌باشد. بی‌ثباتی سیاسی از کانال سرمایه‌گذاری روی پیچیدگی تأثیرگذار است. بی‌ثباتی سیاسی نرخ ترجیحات زمانی را به‌ویژه برای سرمایه‌گذاران ریسک گریز افزایش داده و سرمایه‌گذاری بلندمدت بر روی طرح‌های نوآورانه و امکان کسب دانش و مهارت به شدت کاهش می‌یابد.

۴- روش برآورد مدل و تفسیر نتایج

با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش (داده‌های پنل)، ابتدا، آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها و در مرحله بعدی، پایایی متغیرهای موجود در الگو مورد بررسی قرارگرفته است.

در مدل‌های ترکیبی نیز مانند مدل‌های سری زمانی، در صورت غیرایستا بودن متغیرها، مسئله رگرسیون کاذب مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست (جراتی، ۱۳۸۳). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی برای تضمین درستی و اعتبار نتایج، موضوعی ضروری است. در این پژوهش، به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های یم، پسران و شین[۱] (IPS)، فیشر[۲] (PP) و دیکی فولر تعمیم یافته[۳] (ADF) استفاده شده است.

۴-۱- الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنل[۴]

در مواردی که پایایی متغیرها از درجه‌های مختلف باشد، برآوردهای مختلف داده‌های پنل مانند اثرات ثابت[۵]، اثرات تصادفی[۶] و برآورد حداقل مربعات معمولی مختلط[۷] نامناسب هستند. هم‌چنین در برخی روش‌های یادشده مانند حداقل مربعات معمولی مختلط[۸]، عرض از مبدأ و ضرایب برای تمام مقاطع عرضی یکسان است. در

1. Im & Pesaran & shin
2. Fisher - PP
3. Augemented Dicky-fuller
4. Panel ARDL
5. Fixed Effects
6. Random Effects
7. Pooled Ordinary Least Squares (pooled OLS)
8. Pooled OLS

روش اثرات ثابت نیز اگرچه عرض از مبدأ برای هر گروه یا کشور متفاوت بوده، اما دارای این محدودیت است که ضرایب برای تمام گروه‌ها یکسان می‌باشد (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸). هم‌چنین درصورتی‌که برخی متغیرهای مستقل، درون‌زا نیز باشند و با جمله پسماند هم‌بستگی داشته باشند، برآوردگر اثرات ثابت با مشکل اریب مواجه خواهد بود (کمپوس و کینوشیتا[2]، ۲۰۰۸). هم‌چنین مدل‌های اثرات ثابت دارای محدودیت در درجه آزادی هستند. در مقابل، روش اثرات تصادفی با مشکلات کمتری از جمله درجه آزادی مواجه است، اما روش یادشده با فرض محدودیت زمان روبه‌رو می‌باشد، بدین مفهوم که خطا در هر دوره با دوره قبل همبسته نیست (آرلانو[3]، ۲۰۰۳). هم‌چنین، برآوردهای پویا مانند روش گشتاورهای تعمیم یافته پنلی[4] (panel GMM) برای مدل‌های پنل که دارای دوره زمانی طولانی هستند، مناسب نیستند (احمد و همکاران، ۲۰۱۶)[5].

در مقابل، رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی، دارای ویژگی‌های مناسبی است که موجب شده در مطالعات اخیر بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد. از جمله اینکه روش یادشده در مواردی که متغیرهای مورد استفاده در مدل، در یک سطح ایستا نباشند و تعدادی در سطح (I(0)) و تعدادی با یک بار تفاضل‌گیری (I(1)) پویا شوند، مورد استفاده قرار می‌گیرد (پسران و شین[6]، ۱۹۹۸). این رهیافت در برآورد داده‌های پنل که دارای سری زمانی طولانی باشند نیز قابل استفاده است. البته، این روش انعطاف‌پذیری بالایی در خصوص تعداد داده دارد و ازاین‌رو، در برآورد مدل‌هایی با تعداد اندک، داده‌های سری زمانی نیز کاربرد زیادی دارد (احمد و همکاران، ۲۰۱۶).

رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی دارای سه ساختار یا روش متفاوت برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت است که شامل روش میانگین گروهی[7] (MG) روش میانگین گروهی تلفیقی[8] (PMG) و روش اثرات ثابت پویا[9] (DEF) می‌باشد. هر سه روش یادشده از برآوردگر حداکثر راست‌نمایی استفاده می‌کنند. در این پژوهش به‌منظور بررسی رابطه پیچیدگی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه و

1. Baltagi
2. Campos & Kinoshita
3. Arellano
4. Panel Generalized Methods of Moments (panel GMM)
5. Ahmed et al.
6. Pesaran & Shin
7. Mean Group (MG)
8. Pooled Mean Group (PMG)
9. Dynamic Fixed Effect (DFE)

توسعه‌یافته در این بخش از رابطه (۱) و (۲) در چهارچوب پنل ARDL استفاده شده است.

$$\Delta y_{it} = \emptyset_{i.t-1} + \acute{\beta}_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^{*} \Delta y_{i.t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \acute{\gamma}_{ij} \Delta X_{i.t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن، $i = 1.2. \ldots . N$ بیان‌کننده تعداد مقاطع و $t = 1.2. \ldots . T$ به دوره زمانی اشاره دارد. y_{it} متغیر وابسته و X_{it} به متغیرهای توضیحی مدل اشاره دارد و μ_i اثر ثابت و ε_{it} جمله پسماند معادله است.

نخستین ساختار رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی، روش میانگین گروهی (MG) است که به‌وسیله پسران و اسمیت[1] (۱۹۹۵)، ارائه شده است. این روش، ضرایب بلندمدت را با میانگین‌گیری از ضرایب بلندمدت برآورد شده برای هر مقطع عرضی به‌طور مثال، برای هر کشور، به دست می‌آورد. این چهارچوب برای هر کشور یک رگرسیون جداگانه برآورد شده و سپس، پارامترها را با میانگین‌گیری غیروزنی از ضرایب برآورده شده برای هر کشور بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیتی، اندازه‌گیری می‌کند. از این رو، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد شده در روش میان‌گروهی (MG) می‌توانند ناهمگن باشند. به عبارت بهتر، در این روش، عرض از مبدأ، ضرایب برآوردی و خطای معیار برای هر کشور متفاوت است (چایتیپ و همکاران، ۲۰۱۵)[2].

روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) توسط پسران و همکاران[3] (۱۹۹۹)، توسعه داده شده است. این روش برای تمام کشورها در بلندمدت ضرایب همگنی برآورد می‌کند، اما در این روش، ضرایب کوتاه‌مدت برآورد شده برای هر کشور به‌منظور تعدیل به سمت تعادل بلندمدت، ناهمگن هستند. هم‌چنین در روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG)، علامت ضریب تصحیح خطا (ECM) باید منفی به دست آید و جملات پسماند مدل تصحیح خطا در این روش الزاماً خوداهمبسته باشند.

در روش اثرات ثابت پویا (DEF) مانند روش میان‌گروهی تلفیقی (PMG)، ضرایب هم‌جمعی بلندمدت برآورد شده برای تمام کشورها یکسان است. در مقابل، روش اثرات ثابت پویا (DEF) برخلاف روش میان‌گروهی تلفیقی (PMG)، دارای سرعت تعدیل کمتری است و ضرایب کوتاه‌مدت آن همگن هستند. هم‌چنین روش اثرات ثابت پویا

1. Pesaran & Smith
2. Chaitip et al.
3. Pesaran et al

(DEF) دارای مشکل اریب همزمانی معادلات هستند (بالتاجی و کائو[1]، ۲۰۰۱). بیان این مطلب ضروری است که با فرض شیب همگن در بلندمدت، روش میان‌گروهی تلفیقی (PMG) در مقایسه با دو روش اثرات ثابت پویا (DEF) و میان‌گروهی (MG)، کارآتر است (پسران و همکاران، ۱۹۹۹).

بنابراین، در پژوهش حاضر، به‌منظور برآورد رابطه پیچیدگی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه از روش میان‌گروهی تلفیقی (PMG) استفاده شده است.

۴-۲- برآورد مدل برای کشورهای توسعه‌یافته

آزمون قابلیت تلفیق

با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، ابتدا آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها صورت گرفته است و بنابراین انجام دو آزمون همگنی و هاسمن مهم می‌باشد. آزمون همگنی به‌منظور تعیین برابری عرض از مبدأها (Pooled Data) با حالت تفاوت در عرض از مبدأ (Panel Data) است و به کمک آماره F انجام شده است. هم‌چنین آزمون هاسمن به‌منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام گرفته که نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون همگنی و هاسمن

آزمون همگنی		آزمون هاسمن	
آماره (F_{TEST})	Prob	آماره (x^2)	Prob
۴۶/۵۴۳	۰/۰۰۰	۱۹/۱۳۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌کنید، مقدار آماره آزمون همگنی برابر با ۴۶/۵۴۳ است. با توجه به معنادار بودن آن در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبدأها تأیید نمی‌شود و برآورد مدل به‌صورت پنل انجام می‌گیرد. همان‌طور که ملاحظه

1. Baltagi & Kao

می‌کنید نتایج آزمون هاسمن فرضیه صفر، مبنی بر به‌کارگیری روش اثرات تصادفی، رد و به‌منظور برآورد ضرایب مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

آزمون علیت گرنجر

براساس رهیافت خودتوضیحی برداری پنلی (PVAR)، رابطه علی میان شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی بررسی شده است. هم‌چنین، تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارتز تعیین شده که نتایج در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲. رابطه علی میان متغیر پیچیدگی اقتصادی و توسعه انسانی رهیافت (PVAR)

فرض صفر	آماره آزمون	Prob	نتیجه آزمون
پیچیدگی اقتصادی علت توسعه انسانی نیست	۰/۱۲۹	۰/۸۹۷	تأیید
توسعه انسانی علت پیچیدگی اقتصادی نیست	۱/۶۸۴	۰/۰۹۲	رد

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، رابطه علی یک طرفه‌ای از شاخص توسعه انسانی به سمت پیچیدگی اقتصادی وجود دارد. به بیان دیگر، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علیت در سطح احتمال ۰/۹۰ درصد رد می‌شود. بر این اساس، متغیر پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان متغیر وابسته و متغیر توسعه انسانی به‌عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده و در نتیجه معادله رگرسیونی در کشورهای توسعه‌یافته بر طبق رابطه زیر است:

$$ECI_{it}=\alpha+\beta_1 HDI_{it}+\beta_2 FRE_{it}+\beta_3 PS_{it}+\beta_4 RLI_{it}+\varepsilon_{it}$$

آزمون پایایی متغیرها

برای اجتناب از رگرسیون کاذب در تخمین مدل، بایستی از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های یم، پسران و شین (IPS)، فیشر (PP) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. این آزمون‌ها از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانلی است. تمامی نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد IPS، PP وADF برای کشورهای توسعه‌یافته منتخب جهان

نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		تفاضل مرتبه اول		
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	درجه جمعی
ECI	۰/۵۴۳	۰/۷۰۶	-۶/۳۵۰	۰/۰۰۰	I(1)
HDI	۰/۱۵۱	۰/۵۶۰	-۴/۵۰۹	۰/۰۰۰	I(1)
FRE	-۱/۰۱۶	۰/۱۵۴	-۴/۹۳۰	۰/۰۰۰	I(1)
PS	-۱/۲۶۱	۰/۱۰۳	-۶/۷۴۹	۰/۰۰۰	I(1)
RLI	-۲/۷۳۹	۰/۰۰۳	...	...	I(0)
آزمون یم، پسران و شین (IPS)					
نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		تفاضل مرتبه اول		
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	درجه جمعی
ECI	۲۲/۰۷۲	۰/۷۷۷	۱۷۲/۳۱۳	۰/۰۰۰	I(1)
HDI	۶۹/۵۰۰	۰/۰۰۰	...	...	I(0)
FRE	۲۷/۴۴۷	۰/۴۹۴	۱۶۵/۲۷۱	۰/۰۰۰	I(1)
PS	۳۹/۱۲۷	۰/۰۷۸	۱۹۰/۹۹۲	۰/۰۰۰	I(1)
RLI	۴۱/۷۷۶	۰/۰۴۵	...	...	I(0)
فیشر (PP)					
نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		تفاضل مرتبه اول		
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	درجه جمعی
ECI	۱۹/۷۴۷	۰/۸۷۳	۹۱/۷۳۵	۰/۰۰۰	I(1)
HDI	۳۳/۹۵۰	۰/۲۰۲	۶۹/۱۶۵	۰/۰۰۰	I(1)
FRE	۳۴/۲۷۵	۰/۱۹۲	۷۳/۶۲۰	۰/۰۰۰	I(1)
PS	۴۱/۲۹۴	۰/۰۶۱	۹۸/۳۵۲	۰/۰۰۰	I(1)
RLI	۵۴/۹۹۲	۰/۰۰۱	...	...	I(0)
آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)					

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج جدول (۳)، برای کشورهای توسعه‌یافته در آزمون ریشه واحد یم، پسران و شین و دیکی فولر تعمیم یافته تمام متغیرها به جز حاکمیت قانون در تفاضل مرتبه اول می‌باشند و متغیر حاکمیت قانون در سطح و عرض از مبدأ پایا شده است.

هم‌چنین در آزمون ریشه واحد فیشر متغیر حاکمیت قانون و متغیر توسعه انسانی در سطح و عرض از مبدأ پایا می‌باشند و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند. از این رو با توجه به وجود توأم متغیرهای پایایی در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند، از روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنل (Panel ARDL) استفاده شده است.

تخمین مدل به روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنل

نتایج حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر توسعه انسانی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته برای دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۱۷رویکرد (PMG) در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش (PMG)

Long Run Equation			
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
HDI	۵/۱۹۸	۸/۳۲۱	۰/۰۰۰
FRE	-۰/۰۸۵	-۷/۰۸۹	۰/۰۰۰
PS	۱/۵۱۶	۳/۶۴۷	۰/۰۰۰
RLI	۰/۰۸۱	۰/۵۴۸	۰/۵۸۴
Short Run Equation			
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
D(HDI)	۳/۲۴۰	۱/۴۷۰	۰/۱۴۲
D(FRE)	-۰/۰۱۲	-۱/۰۴۶	۰/۲۹۶
D(PS)	-۰/۴۶۹	-۲/۹۴۴	۰/۰۰۳
D(RLI)	-۰/۱۲۲	-۱/۴۰۶	۰/۱۶۰
ECM	-۰/۱۰۶	-۳/۰۶۹	۰/۰۰۲
Schwarzcriterion= -۰/۹۲۷		Mean dependent var= -۰/۰۰۴	
Akaike info criterion=-۱/۸۵۵		S.E. of regression= ۰/۱۰۰	
Log likelihood = ۳۴۶/۷۰۴		S.D. dependent var =۰/۱۱۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد نشان‌دهنده آن است که شاخص توسعه انسانی، شاخص ثبات سیاسی تأثیر مثبت بر پیچیدگی اقتصادی دارند و ضریب آن‌ها در سطح یک

درصد از لحاظ آماری حائز اهمیت می‌باشد، به‌طوری‌که با افزایش یک واحدی شاخص توسعه انسانی، انتظار می‌رود که پیچیدگی اقتصادی ۵/۱۹۸ واحد افزایش یابد و همین‌طور در صورت افزایش یک واحدی شاخص ثبات سیاسی، پیچیدگی اقتصادی ۱/۵۱۶ واحد افزایش یابد. هم‌چنین شاخص آزادی اقتصادی نیز اثر منفی و معناداری بر پیچیدگی اقتصادی داشته است، هنگامی‌که شاخص آزادی اقتصادی یک واحد افزایش یابد، پیچیدگی اقتصادی نیز به اندازه ۰/۰۸۵ واحد کاهش می‌یابد. همان‌طور که ملاحظه می‌کنید، شاخص حاکمیت قانون تأثیر معناداری بر پیچیدگی اقتصادی ندارد.

ضریب جمله تصحیح خطا در جدول (۴) نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معناداری بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال یک درصد معنادار و دارای علامت منفی است، به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود در هر دوره، حدود ۰/۱۰ واحد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت تعدیل شود. ضریب یادشده در این مدل نشان‌دهنده سرعت پایین تعدیل به سمت رابطه تعادلی بلندمدت است. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر توسعه انسانی در کوتاه‌مدت حدود دو دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

۴-۳- برآورد مدل برای کشورهای در حال توسعه

آزمون قابلیت تلفیق

با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، ابتدا آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها صورت گرفته و بنابراین انجام دو آزمون همگنی و هاسمن مهم است. آزمون همگنی، به‌منظور تعیین برابری عرض از مبدأها (Pooled Data)، با حالت تفاوت در عرض از مبدأ (Panel Data) است و به کمک آماره F انجام شده است. هم‌چنین آزمون هاسمن به‌منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام گرفته که نتایج در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون همگنی و هاسمن

آزمون همگنی		آزمون هاسمن	
آماره (F_{TEST})	Prob	آماره (x^2)	Prob
۵۱/۳۵	۰/۰۰۰	۳۳/۱۹۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج، مقدار آماره آزمون همگنی برابر با ۵۱/۳۵ است. با توجه به معنادار بودن آن در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبدأها تأیید نمی‌شود و برآورد مدل به‌صورت پنل انجام می‌گیرد. همان‌طورکه ملاحظه می‌کنید نتایج آزمون هاسمن فرضیه صفر، مبنی بر به‌کارگیری روش اثرات تصادفی را رد می‌کند و به‌منظور برآورد ضرایب مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

آزمون علیت گرنجر

براساس رهیافت خودتوضیحی برداری پنلی (PVAR)، رابطه علی میان شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی بررسی شده است. هم‌چنین، تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارتز تعیین می‌شود که نتایج در جدول (۶) آمده است.

جدول ۶. رابطه علی میان متغیر پیچیدگی اقتصادی و توسعه انسانی رهیافت (*PVAR*)

فرض صفر	آماره آزمون	Prob	نتیجه آزمون
پیچیدگی اقتصادی علت توسعه انسانی نیست	۱/۷۳۱	۰/۰۸۳	رد
توسعه انسانی علت پیچیدگی اقتصادی نیست	۰/۲۱۵	۰/۸۲۹	تأیید

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه‌که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، رابطه علی یک طرفه‌ای از شاخص پیچیدگی اقتصادی به سمت شاخص توسعه انسانی وجود دارد. به بیان دیگر، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علیت در سطح احتمال ۰/۹۰ درصد رد می‌شود. بر این اساس، شاخص توسعه انسانی به‌عنوان متغیر وابسته و شاخص پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. در نتیجه معادله رگرسیونی در کشورهای در حال توسعه بر طبق رابطه ذیل است:

$$HDI_{it}=\alpha+\beta_1 ECI_{it}+\beta_2 FRE_{it}+\beta_3 PS_{it}+\beta_4 RLI_{it}+\varepsilon_{it}$$

آزمون پایایی متغیرها

برای اجتناب از رگرسیون کاذب در تخمین مدل، بایستی از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های یم، پسران و شین (IPS)، فیشر (PP) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. این آزمون‌ها از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانلی است. تمامی نتایج در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد IPS، LLC و ADF برای کشورهای در حال توسعه منتخب جهان

نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		تفاضل مرتبه اول		درجه جمعی
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	
HDI	۱/۵۶۳	۰/۹۴۱	-۵/۲۴۸	۰/۰۰۰	I(1)
ECI	-۱/۴۳۶	۰/۰۷۵	-۶/۱۵۰	۰/۰۰۰	I(1)
FRE	-۱/۱۳۰	۰/۱۲۹	-۶/۰۲۶	۰/۰۰۰	I(1)
PS	-۲/۲۳۷	۰/۰۱۲	...	...	I(0)
RLI	-۰/۹۲۲	۰/۱۷۸	-۶/۴۵۹	۰/۰۰۰	I(1)
آزمون یم، پسران و شین (IPS)					
نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		تفاضل مرتبه اول		درجه جمعی
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	
HDI	۳۸/۳۲۳	۰/۰۹۲	۱۳۲/۰۸۸	۰/۰۰۰	I(1)
ECI	۲۷/۰۹۲	۰/۵۱۳	۱۷۸/۷۳۷	۰/۰۰۰	I(1)
FRE	۲۸/۴۱۳	۰/۴۴۲	۱۶۲/۱۴۰	۰/۰۰۰	I(1)
PS	۴۶/۸۱۵	۰/۰۱۴	...	...	I(0)
RLI	۲۸/۵۰۵	۰/۸۰۳	۱۴۰/۵۱۸	۰/۰۰۰	I(1)
فیشر (PP)					
نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		تفاضل مرتبه اول		درجه جمعی
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	
HDI	۲۳/۶۲۸	۰/۷۰۱	۷۸/۴۲۱	۰/۰۰۰	I(1)
ECI	۳۵/۹۷۴	۰/۱۴۳	۸۹/۳۸۰	۰/۰۰۰	I(1)
FRE	۳۴/۴۲۴	۰/۱۸۷	۸۸/۷۱۹	۰/۰۰۰	I(1)
PS	۵۱/۳۵۱	۰/۰۰۴	...	....	I(0)
RLI	۳۶/۷۹۶	۰/۱۷۸	-۶/۴۵۹	۰/۰۰۰	I(1)
آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)					

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج جدول (۷)، برای کشورهای در حال توسعه، آزمون ریشه واحد یم، پسران و شین، دیکی فولر تعمیم یافته و فیشر تمام متغیرها به جز شاخص ثبات سیاسی در تفاضل مرتبه اول پایا می‌باشند و شاخص ثبات سیاسی در سطح و عرض از مبدأ پایا شده است. از این رو با توجه به وجود هم‌زمان متغیرهای پایایی در سطح و

متغیرهایی که پس از انجام یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند، از روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنل (Panel ARDL) استفاده شده است.

تخمین مدل به روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنل

نتایج حاصل از برآورده بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر شاخص توسعه انسانی بر شاخص پیچیدگی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۷ رویکرد (PMG) در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش (PMG)

Long Run Equation			
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
ECI	-۰/۳۴۲	-۵/۵۲۳	۰/۰۰۰
FRE	۰/۰۱۱	۲۸/۵۱۳	۰/۰۰۰
PS	-۰/۷۸۲	-۵/۳۷۴	۰/۰۰۰
RLI	۰/۱۵۶	۳/۵۵۳	۰/۰۰۰
Short Run Equation			
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
D(ECI)	-۰/۰۰۰۹	-۰/۲۷۶	۰/۷۸۲
D(FRE)	-۲/۹۵	-۰/۱۷۶	۰/۸۵۹
D(PS)	۰/۰۰۰۷	۰/۱۳۵	۰/۸۹۲
D(RLI)	-۰/۰۰۰	۰/۴۱۱	۰/۶۸۱
ECM	-۰/۰۰۲	-۰/۰۳۳	۰/۰۶۰
Schwarzcriterion=-۹/۶۲۸		Mean dependent var= -۰/۰۰۶	
Akaike info criterion=-۷/۵۵۵		S.E. of regression= ۰/۰۰۴	
Log likelihood =۱۱۴۸/۶۱۸		S.D. dependent var =۰/۰۰۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل، پیچیدگی اقتصادی و شاخص ثبات سیاسی تأثیر منفی بر شاخص توسعه انسانی دارند و ضریب آن‌ها در سطح یک درصد از لحاظ آماری حائز اهمیت می‌باشد، به‌طوری‌که با افزایش یک واحدی شاخص پیچیدگی اقتصادی، انتظار می‌رود که شاخص توسعه انسانی ۰/۳۴۲ واحد کاهش یابد و همین طور در صورت افزایش یک واحدی شاخص ثبات سیاسی، شاخص توسعه انسانی ۰/۷۸۲ واحد کاهش

یابد. هم‌چنین شاخص آزادی اقتصادی و شاخص حاکمیت قانون نیز اثر مثبت و معناداری بر شاخص توسعه انسانی دارند، هنگامی‌که شاخص آزادی اقتصادی یک واحد افزایش یابد، شاخص توسعه انسانی نیز به اندازه ۰/۰۱۱ واحد افزایش می‌یابد، هم‌چنین اگر شاخص حاکمیت قانون یک واحد افزایش یابد، شاخص توسعه انسانی نیز به اندازه ۰/۱۵۶ واحد افزایش می‌یابد.

ضریب جمله تصحیح خطا در جدول (۸) نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معناداری بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال یک درصد معنادار و دارای علامت منفی است، به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۰/۰۰۲ واحد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت تعدیل شود. ضریب یادشده در این مدل نشان‌دهنده سرعت پایین تعدیل به سمت رابطه تعادلی بلندمدت است. براساس این، اثر یک شوک بر متغیر پیچیدگی اقتصادی در کوتاه‌مدت حدود دو دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

۵- نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش، بررسی ارتباط میان شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص توسعه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۷ با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنل است. نتایج حاصل از این مطالعه به شرح ذیل است:

۱) تأثیر مثبت شاخص توسعه انسانی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته را می‌توان توانایی لازم برای تجاری‌سازی و پیاده‌سازی دستاوردهای پژوهشی در محصولات و فرایندهای جدید و عرضه آن‌ها به بازار که یکی از نقاط قوت عمده کشورهای توسعه‌یافته می‌باشد، دانست. چالش اصلی در زمینه تولیدات علمی، کاربردی شدن آنها در بخش‌های صنعتی و ورود محصولات و نتایج آن در سطح کشورها می‌باشد؛ بنابراین جایگاه مطلوب کشورهای توسعه‌یافته در عرصه تولید علم، گویای وجود ظرفیت‌های بالقوه سرمایه انسانی برای دستیابی به جایگاه اقتصادی بالاتر می‌باشد، در حقیقت توسعه انسانی پیش شرط پیچیدگی اقتصادی می‌باشد. با این حال، توانایی در کاربردی و تجاری

کردن دستاوردها و پژوهش‌های علمی سبب شده است تا کشورهای توسعه‌یافته در تولید و صادرات کالاهای پیچیده جایگاه مناسبی را در جهان به دست آورند. همین امر شاخص پیچیدگی اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته را افزایش داده است.

۲) طبق نتایج، شاخص ثبات سیاسی اثر مثبت بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته دارد. بر این اساس، ایجاد ثبات سیاسی در داخل کشور و جلب اعتماد همگانی نسبت به دولت در چارچوب قوانین کشور یک ضرورت جدی است تا به این ترتیب بتوان با برقراری آرامش، ضمن کاهش فشارهای ناشی از تحریم‌های اقتصادی، زمینه برای تبدیل تهدید به فرصت فراهم شود. از این رو، پرهیز از هرگونه ایجاد تنش سیاسی و برنامه‌ریزی مناسب برای ایجاد ثبات سیاسی در شکوفایی رشد و توسعه اقتصادی بسیار حائز اهمیت بوده است؛ بنابراین، یکی از ارکان اصلی رشد اقتصادی مستمر و باثبات کشورها، توجه به پیچیدگی اقتصادی، جهت تولید مجموع‌های متنوعی از کالاهای مولد است.

۳) بر این اساس با توجه به تعاریف مختلف آزادی اقتصادی می‌توان گفت آزادی اقتصادی مبتنی بر مالکیت فردی است و محدوده‌ای را که اقتصاد برمبنای بازار عمل می‌کند، مشخص می‌سازد؛ بنابراین یکی از نقش‌های دولت حفظ دارایی افراد است. از این رو در هر کشوری با توجه به شرایط اقتصادی آنها حداقل مداخله برای دولت تعریف می‌شود و چنانچه دولت بیش از این حد عمل کند، آزادی اقتصادی محدود خواهد شد؛ بنابراین تأثیر منفی شاخص آزادی اقتصادی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته را می‌توان به مداخله بیش ازحد دولت‌ها در این کشورها مرتبط دانست.

۴) تأثیر منفی پیچیدگی اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه یافته را می‌توان با توجه به مطالعه آندپ (۱۹۹۰) به ناپایداری اکولوژیکی ناشی از مصرف، تولید و استفاده از منابع درافزایش تقاضا، عدم اطمینان فرآیندهای تصمیم‌گیری در این کشورها اشاره کرد. هم‌چنین پیچیدگی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه به دلایل مختلف از جمله فراوانی منابع طبیعی، نابرابری درآمدی، فرهنگی، اجتماعی، جنسیتی و... منجر به ایجاد رانت برای گروه خاصی می‌شود، به همین دلیل اگر رشدی در این اقتصادها رخ دهد،

موجب توزیع متعادل درآمد نمی‌شود؛ زیرا منافع ناشی از رشد در انحصار این قشر خاص متمرکز است؛ بنابراین عمده کالاهای تولیدی در این کشورها، کالاهایی ساده و با تکنولوژی ابتدایی بوده و این اقتصادهای ساده پشتوانه ضعیفی از دانش مولد دارند، لذا کاهش پیچیدگی اقتصادی از اصل تنوع (تعداد کالاهای متمایز یک کشور) و همه‌جایی بودن (تعداد کشورهای تولیدکننده یک محصول خاص) می‌تواند سه بعد دانش، درآمد سرانه و امید به زندگی در شاخص توسعه انسانی را متأثر سازد.

۵) طبق نتایج، شاخص ثبات سیاسی اثر منفی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه دارد. بر این اساس در این کشورها به دلیل پایین بودن ثبات سیاسی و نبود محیطی رقابت‌پذیر، سرمایه‌گذاری به‌ویژه سرمایه‌گذاری‌های خارجی به حداقل میزان خود رسیده است. این شرایط سبب شده است تا بسیاری از افراد برای ادامه تحصیل، سرمایه‌گذاری و غیره به کشورهای دیگر مهاجرت کنند. هم‌چنین، عدم ثبات سیاسی و احتمال بالای وقوع نابسامانی‌های سیاسی، اقتصادی، جنگ و ... موجب پایین آمدن امید به زندگی در این کشورها شده است.

۶) شاخص آزادی اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه تأثیر مثبت دارد. شاخص آزادی اقتصادی با سیاست باز تجاری منجر به انتقال تکنولوژی و دانش، ایده‌هایی را برای متمایز کردن محصول و بهبود طراحی تولید عمل می‌کند. هم‌چنین فرصت‌هایی را برای بهره‌برداری از موفقیت‌های پژوهشی فراهم می‌کند و محرک‌های سرمایه‌گذاری را در تحقیق و توسعه انسانی را افزایش می‌دهد. هم‌چنین نتایج این مطالعه با نتایج دیگر پژوهش‌ها سازگار است.

۷) براساس نتایج، اثر شاخص حاکمیت قانون بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه مثبت می‌باشد؛ بنابراین در این کشورها در سال‌ها اخیر برای ایجاد مشارکت مناسب بین جامعه مدنی، بخش خصوصی و دولت و برای اجرای هر چه بهتر قانون، مقررات و بالا بردن سطح اطمینان مردم هزینه و تلاش شده است. به دلیل حاکمیت قوانین، فساد و جرم به کمترین میزان خود رسیده است.

منابع

۱. آذر، عادل، غلامرضایی، داوود (۱۳۹۱)، رتبه‌بندی استان‌های کشور با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها با به‌کارگیری شاخص‌های توسعه انسانی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۷): ۱۷۳-۱۵۳.

۲. پژم، سید مهدی و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۴۲ کشور برتر در تولید علم مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای۲(۱۰): ۳۸-۱۶.

۳. تقوی، مهدی و حسن‌پور کار سالاری، یوسف (۱۳۹۵)، پیچیدگی صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: مطالعه موردی کشورهای در حال توسعه با تأکید بر ایران، مجله علوم اقتصادی،۱۰(۳۶): ۱-۱۴.

۴. خاندوزی، سید احسان و میرنظامی، ابراهیم (۱۳۹۸)، سنجش تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری، دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران، ۱۶(۳۲): ۳۳-۹.

۵. زینل زاده، رضا، بروزیان، صمد و قجری، علیرضا (۱۳۹۱)، بررسی و تعیین شاخص‌های توسعه انسانی – آموزش در استان‌ها کشور در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸، فصلنامه نگرش‌های نو در جغرافیای انسانی،۴(۲): ۸۱-۶۳.

۶. شاه‌آبادی، ابوالفضل و حسینی، مریم (۱۳۹۷)، تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بر پیچیدگی اقتصادی ایران، دو فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی،۱۴(۲)

۷. شاهمرادی، بهروز و چینی فروشان، پیام (۱۳۹۶)، سنجش دانش و مهارت با تکیه بر رویکرد پیچیدگی اقتصادی رهیافت،۲۷(۶۷): ۳۳-۴۸.

۸. شاهمرادی، بهروز و صادقی، مهسا (۱۳۹۶)، شناسایی سطح دانش مولد ایران ۱۴۰۴ در منطقه با رویکرد پیچیدگی اقتصادی، فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، ۵(۳): ۵۰-۲۹.

۹. عظیمی، ناصرعلی (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بنیان بر پیچیدگی اقتصادی، فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی،۲۴(۴): ۲۴-۱.

۱۰. کوئن بروس (۱۳۷۲)، درآمدی به جامعه‌شناسی. ترجمه محسن ثلاثی. تهران: فرهنگ معاصر.

۱۱. مقیمی، سید محمد و میرزایی اهرنجانی، حسن (۱۳۸۲)، ارائه الگوی مطلوب سازمانی برای سازمان‌های غیردولتی ایران با استفاده از رویکرد کارآفرینی، دانش و مدیریت،۱۶(۲):۱۳۸-۱۰۱.

۱۲. ناصر، الهی، حسن، حیدری، سید ضیاالدین، کیاالحسینی و محمد امین ابوالحسنی (۱۳۹۷)، پیچیدگی اقتصادی و عوامل نهادی (مقایسه میان کشورهای توسعه یافته، نوظهور و در حال توسعه)، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۳(۳): ۳۷-۱۱.

۱۳. نیسی، عبدالکاظم (۱۳۸۹)، شاخص توسعه انسانی در استان‌های ایران، فصلنامه علوم بهداشتی،۲(۲): ۶۲-۵۵.

۱۴. ویسی ناب، فتح الله، بابایی اقدم، فریدون و ابراهیم‌زاده آسمین، حسین (۱۳۹۲)، تحلیل تطبیقی وضعیت شاخص توسعه کشورها شبه قاره هند، فصلنامه شبه قاره، ۵(۱۷): ۱۷۰-۱۵۳.

15. Ahmed, A., Uddin, G. S., & Sohag, K. (2016). Biomass energy, technological progress and the environmental Kuznets curve: Evidence from selected European countries. Biomass and Bioenergy, 90: 202-208.
16. Arellano, M. (2003). Panel data econometrics. Oxford university press.
17. Bahar, D., Hausmann, R., & Hidalgo, C. A. (2014). Neighbors and the evolution of the comparative advantage of nations: Evidence of international knowledge diffusion?. Journal of International Economics, 92(1): 111-123.
18. Baltagi,B.H. and Kao, C. (2001). Nonstationary panels,cointegration in panels and dynamic panels: a survey.(pp.7_51). Emerald Group Publishing Limited
19. Chaitip, P., Chokethaworn, K., Chaiboonsri, C., & Khounkhalax, M. (2015). Money Supply Influencing on Economic Growth-wide Phenomena of AEC Open Region. Procedia Economics and Finance, 24:108-115.
20. Cristelli, M., Gabrielli, A., Tacchella, A., Caldarelli, G., & Pietronero, L. (2013). Measuring the intangibles: A metrics for the economic complexity of countries and products. PloS one, 8(8): e70726.
21. Erkan, B. & Yildirimci, E. (2015), Economic Complexity and Export Competitiveness: The Case of Turkey, Procedia-Social and Behavioral Sciences, 195: 524-533.
22. Gala, P., Rocha, I.,& Magacho, G. (2018). The structuralist revenge: Economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development. Brazilian Journal of Political Economy, 38(2): 219-236.

23. Hartmann, D., Guevara, M., Figueroa, C., Aristaran, M. & Hidalgo, C. (2017), Linking economic complexity, institutions, and income inequality, World Development, 93: 75-93.
24. Hausmann, R., & Hidalgo, C. A. (2011). The network structure of economic output. Journal of Economic Growth, 16(4): 309-342.
25. Hausmann, R., & Rodrik, D. (2003). Economic Development as Self Discovery,Journal of Development Economics,2(72):603-633.
26. Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. Proceedings of the National Academy of Sciences, 106(26): 10570-10575.
27. Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabasi, A.-L. & Hausmann, R. (2007), The product space conditions the development of nations, Science, 317(5837): 482–487.
28. Kaumann, D. & Kraay, A. (2008), Governance Indicators: Where are we, where should be going: 1-30, The World Bank Research Observer, 23(1): 1- 30.
29. Kinoshita, Y., & Campos, N. F. (2008). Foreign direct investment and structural reforms: Evidence from Eastern Europe and Latin America (No. 3332). International Monetary Fund.
30. Lapatinas, A. (2016). Economic complexity and human development: A note. Economics Bulletin, 36(3): 1441-1452.
31. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econometric Society Monographs, 31: 371-413.
32. Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Journal of econometrics, 68(1): 79-113.
33. Pugliese, E., Chiarotti, G. L., Zaccaria, A., & Pietronero, L. (2014). The discernment of heterogeneous country industrialization patterns through economic complexity.
34. Rubbo, P., Rubbo, C.T., & Pilatti, L. A. (2018). Knowledge management practices and economic complexity in BRIC countries from 2001 to2014 Int. J. Knowledge Management Studies, 9(1):1-17.
35. Semanur, S., Ercan, E., Elife, A. (2019). Investigation of The Relationship Between Economic Complexity Level and Human Development Level: Comparison of Developed and Developing Countries.journal of management, marketing and logistics, V.6,iss.3-(4)-p.162-174.
36. Stojkoski, V., Utkovski, Z., & Kocarev, L. (2016). The impact of services on economic complexity: service sophistication as route for economic growth. PloS one, 11(8):e0161633.

37. Suri, T. Boozer, M.A. Ranis, G. Stewart, F. (2001). Paths to Success: The Relationship between Human Development and Economic Growth, World Development, 39(4): 506 –522.
38. UNDP. (1990). Human Development Report 1990, New York: Oxford University Press.
Zaccaria, A., Cristelli, M., Kupers, R., Tacchella, A., & Pietronero, L. (2016). A case study for a new metrics for economic complexity: The Netherlands. Journal of Economic Interaction and Coordination, 11(1): 151-169.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۹۱۴-۸۸۷

ارائه یک مدل جهت سنجش عملکرد شرکت‌های واگذارشده به بخش خصوصی

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.6.7

محمدجواد شمسی[۱]، محمود شهرخی*[۲]، سیده محبوبه امینی[۳]

۱. دانشجوی دکتری گروه مهندسی صنایع، دانشکده مهندسی، دانشگاه کردستان، سنندج، m.j.shamsi66@gmail.com

۲. دانشیار، دانشکده مهندسی، دانشگاه کردستان، سنندج، shahrokhi292@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری، گروه کارشناسان ایران، sm.aminieng@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۲

چکیده

در چارچوب ارزیابی عملکرد سالیانه سازمان خصوصی‌سازی از شرکت‌های واگذارشده به بخش غیردولتی، پژوهش حاضر برخی از شرکت‌های منتخب واگذارشده به بخش غیردولتی از ابتدای دولت یازدهم تا سال ۱۳۹۴ در سه سال قبل و همه سال‌های پس از واگذاری را مورد سنجش قرار داده است. این شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیارها و شاخص‌های مدل ارزیابی عملکرد به سه صورت رتبه‌بندی شده‌اند. در این رتبه‌بندی شرکت تولید نیروی برق آبادان در بین کلیه شرکت‌ها (دارای فروش داخلی و خارجی) و هم‌چنین در بین شرکت‌های بدون صادرات رتبه اول را کسب کرده و شرکت ایران ایرتور نیز رتبه اول در بین شرکت‌های صادرکننده را به‌دست آورده است. هم‌چنین ۶۵ درصد شرکت‌ها بر پایه معیار بهره‌وری، ۵۹ درصد بر پایه معیار بازدهی و ۴۷ درصد بر پایه معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت دارای افزایش امتیاز نسبت به قبل از واگذاری هستند. در پایان تعداد و درصد شرکت‌های دارای افزایش و کاهش و یا بدون تغییر نسبت به قبل از واگذاری نیز به تفکیک شاخص‌ها محاسبه و تحلیل شده است.

طبقه‌بندی JEL: L33 ,H21 ,D24 ,D92

واژه‌های کلیدی: خصوصی‌سازی، رتبه‌بندی شرکت‌ها، بازدهی، بهره‌وری، سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۶۳۶۵۶۳۴۴

۱- مقدمه

واگذاری شرکت‌های دولتی به بخش غیردولتی از سال ۱۹۷۹ میلادی مورد توجه مدیران و سیاست‌گذاران جهان قرار گرفته است. در کشور ما نیز این امر از سال ۱۳۶۸ در برنامه‌های اول و سوم توسعه آغاز و با ایجاد سازمان مستقل خصوصی‌سازی جهت واگذاری شرکت‌های دولتی تمرکز بیشتری یافته است. هم‌چنین با ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی در سال ۱۳۸۴، بسترسازی مناسبی برای واگذاری‌ها فراهم شده است.

در همین راستا، سازمان خصوصی‌سازی همه ساله به‌منظور شناسایی دلایل موفقیت و عدم موفقیت سازمان در دستیابی به اهداف تعیین شده و ارائه پیشنهادهای کاربردی در جهت بهبود فرآیند اجرایی خود و الگوبرداری از شرکت‌های موفق برای بهبود وضعیت سایر شرکت‌ها، اقدام به ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذارشده می‌کند. بر این اساس، گروه کارشناسان ایران فرآیند ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذارشده برای دوره زمانی سه سال قبل و همه سال‌های پس از واگذاری تا پایان سال ۱۳۹۶ را انجام داده است. این پژوهش به ارائه مسئله ارزیابی، مدل به‌کار رفته و نتایج به‌دست آمده، می‌پردازد.

در ادامه نخست مروری بر مبانی نظری و پژوهش‌های پیشین انجام گرفته در زمینه خصوصی‌سازی شرح داده می‌شود. در بخش ۳ بیان مسئله تشریح و هدف از انجام پروژه بیان می‌شود. بخش ۴، روش‌شناسی پژوهش است که در آن گام‌های اجرای پژوهش و مدل ارزیابی عملکرد تعریف می‌شوند. در بخش ۵، نحوه امتیازدهی به هریک از معیارها و شاخص‌ها تشریح شده و در بخش ۶ نیز فهرستی از شرکت‌های ارزیابی شده و رتبه‌بندی هر یک از آن‌ها بر اساس معیارها و شاخص‌ها انجام شده است. بخش ۷ به تحلیل و نتیجه‌گیری پژوهش اختصاص یافته است.

۲- مروری بر مبانی نظری و پژوهش‌های پیشین

واژه خصوصی‌سازی تعاریف مختلفی دارد:

- خصوصی‌سازی انتقال دارایی از مالکیت عمومی به مالکیت خصوصی است (پالگراو، ۱۹۶۶).

- خصوصی‌سازی وسیله‌ای برای بهبود بهره‌وری و افزایش کارآیی در سطح اقتصاد است (منار‌ی، ۲۰۰۲).

- خصوصی‌سازی وسیله‌ای برای بهبود عملکرد فعالیت‌های اقتصادی است (بیسلی و لیتلچایلد، ۱۹۸۳).

به‌طورکلی می‌توان گفت، خصوصی‌سازی برنامه‌ای است که در آن شرکت‌ها و بنگاه‌های بخش دولتی با هدف کلی بهبود بخشیدن به اوضاع و شرایط اقتصادی به بخش خصوصی واگذار می‌شوند؛ اما خصوصی‌سازی اهداف فرعی دیگری هم‌چون ارتقاء کارایی بنگاه‌های اقتصادی، بهره‌وری منابع مادی، افزایش رقابت‌پذیری در اقتصاد ملی، افزایش سهم بخش‌های خصوصی، کاستن از بار مالی و مدیریتی دولت در فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری و بهبود درآمد خانوارها دارد. مرحله اول خصوصی‌سازی از اواسط دهه ۱۹۷۰ در برخی از کشورهای صنعتی با هدف کاهش نقش دولت و رشد اقتصادی شروع شده است. پس از گذر از این مرحله در دهه ۱۹۹۰، خصوصی‌سازی در بلوک شرق با هدف آزادسازی اقتصادی رونق بسیاری گرفت و تا به امروز هم با فراز و نشیب‌هایی ادامه داشته است. در ایران نیز فرآیند خصوصی‌سازی در دو مرحله انجام گرفت. مرحله اول در دهه ۱۳۴۰ با واگذاری سهام به کارگران و با هدف افزایش سهم بخش خصوصی در اقتصاد آغاز شده و مرحله دوم نیز از سال ۱۳۶۸ با هدف مشارکت بخش خصوصی در اقتصاد انجام گرفته است.

انواع نظریه‌های خصوصی‌سازی را می‌توان به سه دسته کلی تقسیم کرد:

نظریه اقتصادی خصوصی‌سازی

در درون این نظریه دو نگرش یا مدل کلی وجود دارد:

- مدل‌های نوع اول: خصوصی‌سازی به معنای واگذاری مجدد حقوق مالکیت

واگذاری حق مالکیت شامل اعطای حق بهره‌برداری، تغییر حالت و یا تغییر مکان و انتقال تمامی یا بخشی از دارایی‌ها است. موضوع کلیدی در این نگرش اشخاصی هستند که حقوق مالکیت به آن‌ها واگذار می‌شود و چگونگی تحقق حق‌های مزبور است. در این گونه مدل‌ها هیچ تغییر بنیادینی در عملکرد شرکت‌های خصوصی به‌عنوان پیامد تفکیک مالکیت و مدیریت در شرکت مدنظر قرار نمی‌گیرد (استار، ۱۹۸۸).

- مدل‌های دوم: خصوصی‌سازی به‌عنوان تغییر مکان وظایف اقتصادی

پایه این مدل‌ها آن است که خصوصی‌سازی حرکتی به سمت رقابتی با کارآمد کردن شرکت در بازار است. بر طبق این نظریه اطلاعات ناقص، عوامل خارجی، بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس اقتصادی و نابرابری ثروت، موانع دستیابی بازار به عملکرد بهینه و مطلوب هستند و خصوصی‌سازی روشی برای انتقال وظایف و فعالیت‌ها از بخش ناکارا به یک بخش کاراتر است (وولف، ۱۹۷۹).

نظریه خصوصی‌سازی به مثابه توانمندسازی اجتماعات محلی

این نظریه نتایج خصوصی‌سازی را از منظر جامعه‌شناسی بررسی می‌کند. در این نظریه دولت باید به انجمن‌های داوطلبانه، سازمان‌های غیردولتی، مراکز مذهبی، گروه‌های خود اشتغال و دیگر نهادهای واسطه‌ای غیررسمی که میان اشخاص و جامعه قرار می‌گیرند، اختیار عمل دهد (برگر و نویهاس، ۱۹۷۷).

نظریه خصوصی‌سازی به مثابه کاهش بار اضافی دولت

این نظریه در دهه ۱۹۷۰ با هدف کاهش هزینه‌های زیاد و هم‌چنین عملکرد اقتصادی ضعیف دولت شکل گرفته است. در این نظریه، خصوصی‌سازی دربرگیرنده سیاست‌های گوناگونی می‌باشد که به مقابله با نابسامانی‌های مالی و اقتصادی می‌پردازد (کروزیر، هانتینگتون و واتانوکی، ۱۹۷۵).

در ادامه مهم‌ترین پژوهش‌های انجام شده در حوزه خصوصی‌سازی بیان می‌شوند.

کمیجانی و رحیمی‌فر، به تحلیل خرد عملکرد شرکت‌های واگذار شده به بخش غیردولتی پرداخته‌اند. در مطالعه مذکور ابعاد مختلف واگذاری با رعایت روش‌های مختلف واگذاری (بورس، مزایده و مذاکره)، عرضه‌کنندگان مختلف سهام و درصد سهام واگذارشده مورد بررسی قرار گرفته و نتایج نشان داده است که شاخص سودآوری و فروش در بیشتر شرکت‌های واگذارشده از روند صعودی و مثبتی برخوردار بوده که البته افزایش سطح عمومی قیمت‌ها طی سال‌های اجرای سیاست خصوصی‌سازی در بروز این پدیده بی‌تأثیر نبوده است. هم‌چنین شاخص‌های اشتغال و سودآوری عملکرد، در بیشتر شرکت‌های نمونه مورد بررسی تحت هر یک از روش‌های واگذاری اعم از بورس و یا مزایده (مذاکره) از روند افزایشی طی سال‌های پس از واگذاری برخوردار بوده است (کمیجانی و رحیمی‌فر، ۱۳۷۷). نجات و همکاران، تمامی شرکت‌های واگذارشده از طریق بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۵ را به‌عنوان جامعه آماری، انتخاب و از میان آن‌ها عملکرد سه سال قبل و سه سال بعد از خصوصی‌سازی ۴۶ شرکت را با استفاده از آزمون T test زوجی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که میان عملکرد شرکت‌ها قبل از خصوصی‌سازی و عملکرد آن‌ها بعد از خصوصی‌سازی تفاوت معناداری وجود نداشته و حتی در بعضی از موارد سبب کاهش سودآوری شرکت‌ها نیز شده است که دلیل این امر را سیاست‌های اشتباه اتخاذ شده خصوصی‌سازی دانسته‌اند (نجات، میرزاده، شهبازی و جواهری کامل، ۱۳۸۹). شیرازی و همکاران از طریق اندازه‌گیری مقایسه‌ای نسبت‌های پرمعنی مالی، اثر خصوصی‌سازی بر

عملکرد شرکت‌های واگذارشده از طریق بورس به بخش خصوصی را طی سال‌های ۸۵-۱۳۸۰ با استفاده از سه نسبت ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده بازار و نسبت Q و با استفاده از روش طرح پیش‌آزمون- پس‌آزمون برای ۲ یا ۳ سال قبل و بعد از خصوصی‌سازی اندازه‌گیری کرده‌اند. هم‌چنین آن‌ها یک گروه کنترل (شرکت‌های دولتی) که از نظر صنعت مشابه شرکت‌های خصوصی بوده‌اند را نیز انتخاب و بررسی کرده‌اند. با بررسی تطبیقی تجربه کشورهای مختلف در امر خصوصی‌سازی در سه گروه (کشورهای پیشرفته سرمایه‌داری، کشورهایی با اقتصاد متمرکز و کشورهای جهان سوم) نتایج نشان داده است که تفاوت معناداری بین میانگین شاخص‌ها قبل و بعد از واگذاری وجود نداشته است (مصلح شیرازی و قائد شرف، ۱۳۹۰). در مطالعه‌ای دیگر به بررسی وضعیت یک نمونه آزمایشی از شرکت‌های دولتی واگذارشده در سازمان بورس اوراق بهادار، قبل و بعد از واگذاری با استفاده از روش حسابداری و تکنیک تصمیم‌گیری فرآیند تحلیل سلسله مراتبی (AHP[1]) پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که بیش از ۵۰ درصد شرکت‌های مورد بررسی بهبود وضعیت داشته‌اند (منطقی، ۱۳۸۵). صفارزاده با مروری بر سیاست خصوصی‌سازی و تحلیل سایر جنبه‌های مرتبط با این فرآیند، به بررسی عوامل مؤثر در موفقیت کامل اجرای سیاست خصوصی‌سازی هم‌چون عدم شفافیت قیمت‌گذاری، عدم ثبات اقتصادی، وجود قوانین دست و پاگیر، ناکارایی بازار سرمایه، انقباضی عمل کردن بانک‌ها، عدم نگرش درست بخش خصوصی به بخش دولتی و عملکرد نادرست برخی مجریان پرداخته است (صفارزاده پاریزی، ۱۳۸۱). مسعودی اصل و همکاران، به بررسی موضوع واگذاری پایگاه‌های بهداشتی به بخش خصوصی از منظر شاخص‌های بهداشتی در قیاس با پایگاه‌های بهداشتی مشابه دولتی پرداخته‌اند. آن‌ها توصیفی- تحلیلی دو پایگاه از پایگاه‌های غیردولتی با دو پایگاه از پایگاه‌های دولتی منتخب و شاخص‌های بهداشتی در آن‌ها را بررسی کرده‌اند (مسعودی اصل، ملکی و ایمانی، ۱۳۹۰). رحمان[2]، عوامل تأثیرگذار بر خصوصی‌سازی بخش مراقبت‌های بهداشتی در عربستان سعودی را مورد بررسی کرده و دریافته است که خصوصی‌سازی با وجود افزایش هزینه‌ها در مراقبت‌های بهداشتی بر افزایش عدالت اجتماعی و پاسخگویی در ارائه خدمات نیز تأثیرگذار بوده است (رحمان، ۲۰۲۰). مک‌کلور[3] و همکاران، یک چارچوب چندسطحی برای اجرای فرآیند خصوصی‌سازی

1. Analytical Hierarchy process
2. Rahman
3. McClure

معرفی کرده و سیستم آموزش عالی را در ایالت متحده آمریکا مورد بررسی قرار داده و چهارچوب جدید برای فرآیند خصوصی‌سازی آن ارائه کرده‌اند (مک‌کلور، بارینجر و براون، ۲۰۲۰). جیاسوندارا[1] و همکاران، عملکرد مالی و رفاه اجتماعی بنادر خصوصی شده در استرالیا را ارزیابی و تأثیر بالقوه عملکرد مالی و اجتماعی خصوصی‌سازی بر آن‌ها را بررسی کرده‌اند. هم‌چنین برای بررسی رابطه بین تغییر مالکیت و عملکرد مالی و رفاه اجتماعی بنادر در شرایط قبل و بعد از خصوصی‌سازی از روش‌های ترکیبی با پیروی از تئوری شرکت استفاده کرده‌اند (جیاسوندارا، جوینز و ساندز، ۲۰۲۰). کاواساکی[2] و همکاران، به‌طور همزمان تأثیرات "ادغام" و "خصوصی‌سازی" بندرهای مجاور هم را بررسی کرده‌اند (کاواساکی، تاگاوا، واتانابه و هانیاوکا، ۲۰۲۰). زو[3] و همکاران تأثیر خصوصی‌سازی هفت فرودگاه را به‌صورت گروهی در منطقه گردشگری هوکایدو در کشور ژاپن بر بازار حمل و نقل هوایی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که خصوصی‌سازی گروهی آن‌ها موجب کاهش هزینه‌های فرودگاه شده و این مدل یک الگوی مطلوب واگذاری است (زو، هانیاوکا و اونیشی، ۲۰۱۹).

۳- بیان مسئله

تحقق سیاست‌ها و برنامه‌های خصوصی‌سازی مستلزم اطمینان یافتن از بهبود عملکرد شرکت‌های واگذارشده پس از واگذاری می‌باشد؛ بنابراین ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذارشده به‌طور مداوم و اثربخش یکی از مسائل بسیار مهم در این حوزه می‌باشد. در حقیقت این ارزیابی‌ها می‌تواند موجب ارائه پیشنهادهای کاربردی در جهت بهبود فرآیند اجرایی خصوصی‌سازی شود. هم‌چنین می‌توان با رتبه‌بندی و تعیین شرکت‌های برتر و موفق و مطالعه دلایل موفقیت این شرکت‌ها، نسبت به الگوبرداری از آن‌ها برای بهبود وضعیت سایر شرکت‌ها اقدام کرد.

هدف این پژوهش ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذارشده به بخش غیردولتی با استفاده از مدلی شامل ۳ معیار بازدهی، بهره‌وری، سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت می‌باشد. به این منظور ارزیابی عملکرد ۱۷ شرکت نمونه واگذارشده از ابتدای دولت یازدهم تا سال ۱۳۹۴ برای دوره زمانی سه سال قبل و همه سال‌های پس از واگذاری انجام می‌گیرد. شرکت‌های مورد بررسی با استفاده از یک مکانیزم امتیازدهی، رتبه‌بندی شده و شرکت‌های برتر از مجموع شرکت‌های مورد بررسی و هم‌چنین به تفکیک هر

1. Jayasundara
2. Kawasaki
3. Xu

معیار و شاخص مشخص می‌شوند. رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیارها به سه صورت زیر انجام می‌پذیرد:

۱. رتبه‌بندی تمامی شرکت‌ها (دارای فروش داخلی و خارجی)
۲. رتبه‌بندی شرکت‌های بدون صادرات (دارای فروش داخلی)
۳. رتبه‌بندی شرکت‌های صادرکننده (دارای فروش داخلی و خارجی)

ارزیابی عملکرد و رتبه‌بندی شرکت‌های واگذارشده به بخش غیردولتی در این پژوهش با محدودیت‌های زیر همراه بوده است:

۱. محدودیت تعداد شرکت‌های مورد ارزیابی قرار گرفته
۲. محدودیت دوره زمانی اطلاعات در دسترس
۳. عدم ارائه به موقع صورت‌های مالی توسط دو شرکت مورد ارزیابی

۴- روش‌شناسی پژوهش

شکل ۱، گام‌های اجرای پروژه ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذارشده توسط گروه کارشناسان ایران را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۱. گام‌های اجرای پروژه

همان‌طور که گفته شد مدل مورد استفاده در این پروژه شامل ۳ معیار و ۱۱ شاخص می‌باشد که به همراه امتیاز هر شاخص و در نهایت جمع کل امتیازات هر یک از معیارهای سه‌گانه در جدول ۱ نشان داده شده است. جمع کل امتیازات در مدل ۱۰۰ می‌باشد.

جدول ۱. مدل ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذارشده به بخش غیردولتی

معیار	شاخص	نحوه محاسبه	حداکثر امتیاز
بازدهی	۱. بازده دارائی‌ها	سود خالص نسبت به مجموع دارائی‌ها	۱۰
	۲. بازده حقوق صاحبان سهام	سود خالص نسبت به حقوق صاحبان سهام	۵
	۳. بازده فروش	سود خالص نسبت به فروش	۱۰
	جمع		**۲۵**
بهره‌وری	۱. بهره‌وری هزینه نیروی انسانی	نسبت ارزش افزوده به هزینه نیروی کار	۱۰
	۲. بهره‌وری هزینه سرمایه	نسبت ارزش افزوده به هزینه سرمایه	۱۰
	۳. بهره‌وری انرژی	نسبت ارزش افزوده به هزینه انرژی	۱۰
	۴. بهره‌وری مواد اولیه	نسبت ارزش افزوده به هزینه مواد اولیه	۱۰
	جمع		**۴۰**
سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت	۱. افزایش سرمایه از محل آورده نقدی		۱۰
	۲. مالیات		۱۰
	۳. میزان فروش		۸
	۴. میزان صادرات[۱]		۷
	جمع		**۳۵**
	جمع کل امتیازات		**۱۰۰**

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

۵- نحوه امتیازدهی به شاخص‌ها

نمادهای به‌کار رفته برای تشریح امتیازدهی شاخص‌ها به‌صورت زیر معرفی شده‌اند:

V_j^i مقدار شاخص iام در سال jام

V_{min}^i حداقل مقدار شاخص iام برای شرکت مورد ارزیابی در کل بازه زمانی ارزیابی عملکرد

V_{max}^i حداکثر مقدار شاخص iام برای شرکت مورد ارزیابی در کل بازه زمانی ارزیابی عملکرد

۱. اگر شرکت صادرکننده نباشد، امتیاز مربوط به این شاخص به امتیاز شاخص "میزان فروش" اضافه می‌شود.

برای امتیازدهی شاخص‌های مطلوب از معادله (۱) و برای امتیازدهی شاخص‌های نامطلوب از معادله (۲) استفاده می‌شود.

$$\frac{V_j^i - V_{min}^i}{V_{max}^i - V_{min}^i} \quad (۱)$$

گزینه مطلوب رشد شاخص است

$$\frac{V_{max}^i - V_j^i}{V_{max}^i - V_{min}^i} \quad (۲)$$

گزینه مطلوب افت شاخص است

نزدیکی به مقدار حداقل در سال j ام، صورت کسر را کوچک کرده و سبب کاهش ضریب امتیازی این شاخص خواهد شد و نزدیک بودن به مقدار حداکثر در سال j ام، صورت کسر را بزرگ خواهد کرد و سبب افزایش ضریب امتیازی این شاخص خواهد شد. سپس میانگین ضرایب به دست آمده در این مرحله برای سال‌های قبل و همه سال‌های پس از واگذاری محاسبه شده و در انتها با ضرب این میانگین در حداکثر امتیاز شاخص مربوطه، امتیازدهی صورت می‌پذیرد. فرض کنید شرکت A در انتهای سال ۱۳۸۵ واگذار شده و داده‌های مربوط به شاخص بازده دارایی‌ها (ROA) آن به شرح جدول ۲ است.

جدول ۲. روش امتیازدهی به شاخص‌ها

		قبل از واگذاری			بعد از واگذاری								
Index/year	**Score**	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
ROA	**۳**	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۳	۰	-۰/۰۱	-۰/۱۳	-۰/۰۵	-۰/۰۸	-۰/۱۱	-۰/۲۳
بیشترین مقدار کل دوره		۰/۰۶											
کمترین مقدار کل دوره		-۰/۲۳											
نتایج معادله (۱)		۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۶	۱	۰/۹۳	۰/۸۰	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۶۲	۰/۵۲	۰/۴۳	۰
امتیاز هر سال		۳	۲/۹	۲/۹	۳	۲/۸	۲/۴	۲/۴	۱/۱	۱/۹	۱/۶	۱/۳	۰
میانگین امتیاز هر دوره		۲,۹			۱,۸								

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

۶- نتایج

۶-۱- فهرست شرکت‌های واگذارشده و ارزیابی شده

اطلاعات و صورت‌های مالی ۱۵ شرکت به‌طور کامل دریافت و مورد ارزیابی قرار گرفته است، ولی صورت مالی سال‌های ۹۵ و ۹۶ شرکت نوسازی صنایع ایران و سال مالی ۹۶ شرکت ایران ایرتور قابل دسترسی نبوده است. جدول ۳، فهرست شرکت‌های ارزیابی شده را نشان می‌دهد.

جدول ۳. فهرست شرکت‌های ارزیابی شده

ردیف	تاریخ واگذاری	نام شرکت	ارزیابی شده
۱	۱۳۹۴/۱۱/۲۶	کشت و صنعت نیشکر هفت‌تپه	✓
۲	۱۳۹۴/۱۱/۲۶	خدمات کیفیت آریا SGS	✓
۳	۱۳۹۴/۰۶/۲۳	ایران ایرتور	✓
۴	۱۳۹۴/۰۴/۰۹	گسترش زیست فناوری	✓
۵	۱۳۹۳/۱۲/۱۸	مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	✓
۶	۱۳۹۳/۱۱/۱۹	مهندسان مشاور نیرو (ساتکاب)	✓
۷	۱۳۹۳/۱۱/۱۸	نوسازی صنایع ایران	✓
۸	۱۳۹۳/۰۹/۱۸	پالایش پارس فرآیند شیراز	✓
۹	۱۳۹۳/۰۷/۱۹	عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب	✓
۱۰	۱۳۹۳/۰۴/۰۹	نورد و لوله اهواز	✓
۱۱	۱۳۹۳/۰۴/۰۳	پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	✓
۱۲	۱۳۹۳/۰۳/۱۹	سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	✓
۱۳	۱۳۹۳/۰۲/۱۵	مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	✓
۱۴	۱۳۹۳/۰۱/۲۰	ذغال‌سنگ البرز شرقی	✓
۱۵	۱۳۹۲/۱۲/۲۴	شرکت خدمات مهندسی آب و خاک کشور (پارس)	✓
۱۶	۱۳۹۲/۱۲/۰۷	تولید نیروی برق آبادان	✓
۱۷	۱۳۹۲/۱۱/۰۱	صدرا امید چابهار	✓

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

۶-۲- رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیارها

اطلاعات موردنیاز برای محاسبه شاخص‌ها و دستیابی به نتایج از صورت‌های مالی حسابرسی‌شده، سایت کدال بورس اوراق بهادار و اطلاعات شرکت‌های مورد بررسی در طرح ارزیابی عملکرد استخراج شده و در مدل ارزیابی عملکرد استفاده شده که نتایج آن‌ها در جدول ۶ ارائه شده است. ازآنجا که منطق امتیازدهی در مدل ارزیابی این دوره برای شرکت‌های صادرکننده و غیرصادرکننده متفاوت در نظر گرفته شده است؛ رتبه‌بندی آن‌ها نیز به‌طور مجزا صورت گرفته تا مقایسه نتایج و رتبه‌بندی شرکت‌ها به‌درستی انجام پذیرد. بر همین اساس، در این بخش رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیارها به سه صورت انجام و نتایج آن در ادامه ارائه شده است.

۱- رتبه‌بندی تمامی شرکت‌ها (دارای فروش داخلی و خارجی)
۲- رتبه‌بندی شرکت‌های بدون صادرات (دارای فروش داخلی)
۳- رتبه‌بندی شرکت‌های صادرکننده (دارای فروش داخلی و خارجی)

رتبه‌بندی تمامی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیارها

برای رتبه‌بندی شرکت‌ها مورد ارزیابی ابتدا امتیازهای هر یک از شاخص‌ها پیش و پس از واگذاری محاسبه شده است. در جدول ۱، نحوه محاسبه هر یک از شاخص‌ها بیان شده است. پس از محاسبه امتیاز شاخص‌ها، امتیاز معیارها پیش و پس از واگذاری به‌دست آمده و با محاسبه تفاضل امتیازهای پس از واگذاری از امتیازهای پیش از واگذاری، شرکت‌ها بر اساس این تفاضل به‌دست آمده رتبه‌بندی شده‌اند.

در جداول ۴ و ۵ به‌صورت نمونه عملکرد شرکت تولید نیروی برق آبادان به تفکیک معیارها و شاخص‌های مدل ارزیابی عملکرد مورد ارزیابی قرار گرفته و امتیازهای هر یک از شاخص‌ها و معیارهای این شرکت محاسبه شده است. برای ۱۶ شرکت دیگر نیز این محاسبات انجام گرفته است.

جدول ۴. عملکرد شرکت تولید نیروی برق آبادان به تفکیک شاخص‌های مدل ارزیابی عملکرد

معیار	شاخص	امتیاز شاخص پیش از واگذاری	امتیاز شاخص پس از واگذاری
بهره‌وری	بهره‌وری هزینه نیروی انسانی	۲/۰۲۱	۷/۸۶۷
	بهره‌وری هزینه سرمایه	۱/۳۰۵	۸/۷۸۰
	بهره‌وری انرژی	۰/۳۰۴	۷/۸۸۹
	بهره‌وری مواد اولیه		
بازدهی	بازده دارائی‌ها	۰/۷۲۰	۸/۶۷۹
	بازده فروش	۱/۹۰۵	۸//۳۷۱
	بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۵۱۱	۴/۴۴۱
سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت	افزایش سرمایه از محل آورده نقدی	۰	۰
	میزان مالیات	۲/۷۷۵	۳/۱۲۸
	میزان فروش	۰/۵۹۱	۱۳/۲۵۸
	میزان صادرات	۰	۰

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

جدول ۵. عملکرد شرکت تولید نیروی برق آبادان به تفکیک معیارهای مدل ارزیابی عملکرد

معیار	امتیاز معیار پیش از واگذاری	امتیاز معیار پس از واگذاری
بهره‌وری	۳/۶۳۰	۲۴/۵۳۶
بازدهی	۳/۱۳۶	۲۱/۴۹۱
سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت	۳/۳۶۶	۱۶/۳۸۶
مجموع	۱۰/۱۳۲	۶۲/۴۱۲
تفاضل	۵۰/۲۸۰	

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

جدول ۶، رتبه‌بندی شرکت‌های مورد ارزیابی بر اساس تفاضل امتیاز معیارها پیش و پس از واگذاری را نشان می‌دهد.

جدول ۶. رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیارها پیش و پس از واگذاری

شرکت	تمامی شرکت‌ها		شرکت‌های بدون صادرات		شرکت‌های صادرکننده	
	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه
تولید نیروی برق آبادان	۵۲/۲۸۰	۱	۵۲/۲۸۰	۱		-
خدمات مهندسی آب و خاک کشور	۴۵/۱۶۳	۲	۴۵/۱۶۳	۲		-
گسترش زیست‌فناوری	۳۵/۸۱۶	۳	۳۵/۸۱۶	۳		-
پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	۳۳/۲۹۵	۴	۳۳/۲۹۵	۴		-
مهندسان مشاور نیرو	۱۶/۲۸۴	۵	۱۶/۲۸۴	۵		-
ایران ایرتور	۱۲/۶۷۸	۶	-	-	۱۲/۶۷۸	۱
پالایش پارس فرآیند شیراز	۵/۴۴۷	۷	۵/۴۴۷	۶		-
عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب	۵/۳۱۴	۸	۵/۳۱۴	۷		-
سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	۴/۲۵۵	۹	۴/۲۵۵	۸		-
کشت و صنعت نیشکر هفت تپه	۲/۲۹۵	۱۰	۲/۲۹۵	۹		-
خدمات کیفیت آریا اس جی اس	۰/۷۸۵	۱۱	-	-	۰/۷۸۵	۲
ذغال‌سنگ البرز شرقی	-۴/۶۱۵	۱۲	-۴/۶۱۵	۱۰		-
نورد و لوله اهواز	-۱۶/۶۳۵	۱۳	-۱۶/۶۳۵	۱۱		-
صدرا امید چابهار	-۱۹/۴۲۴	۱۴	-۱۹/۴۲۴	۱۲		-
مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	-۲۴/۳۱۳	۱۵	-	-	-۲۴/۳۱۳	۳
نوسازی صنایع ایران	-۳۱/۰۱۲	۱۶	-۳۱/۰۱۲	۱۳		-
مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	-۳۱/۹۳۱	۱۷	-۳۱/۹۳۱	۱۴		-

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

بیشترین و کمترین تفاضل امتیاز در دوره زمانی سه سال قبل و همه سال‌های پس از واگذاری به ترتیب توسط تولید نیروی برق آبادان (۵۲/۲۸۰) و مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو (۳۱/۹۳۱-) کسب شده است. با توجه به تفاوت منطق امتیازدهی در مدل برای شرکت‌های صادرکننده و شرکت‌های بدون صادرات، در میان ۳ شرکت صادرکننده، شرکت ایران ایرتور با تفاضل امتیاز ۱۲/۶۷۸ بالاترین رتبه را داراست.

۶-۳- رتبه‌بندی شرکت‌ها به تفکیک معیارها

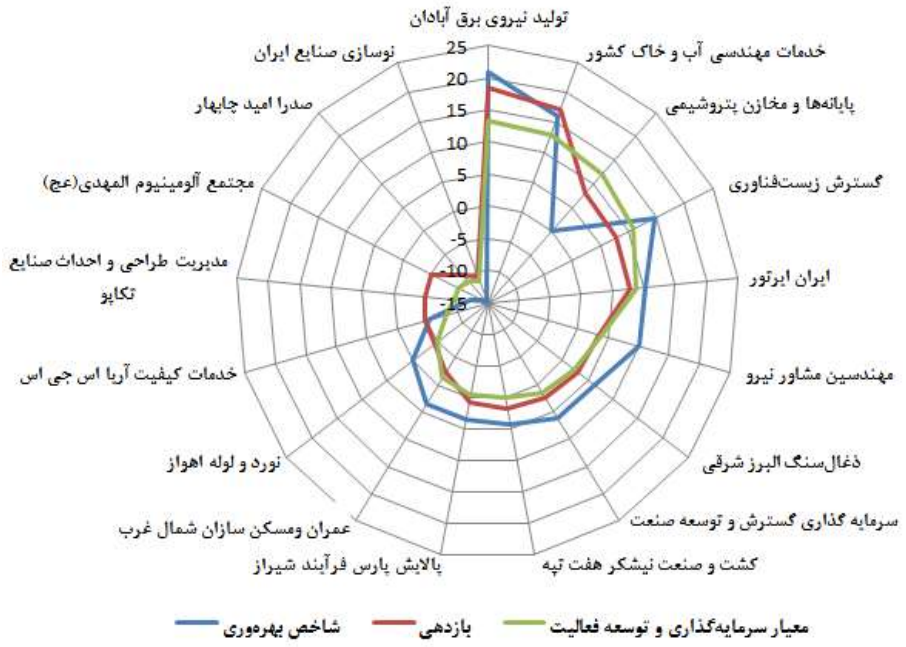
در این بخش، شرکت‌ها به‌طورکلی و با در نظر گرفتن تفاضل امتیاز هر یک از معیارها پیش و پس از واگذاری رتبه‌بندی شده‌اند. نتایج در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷. رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز هر یک از معیارها پیش و پس از واگذاری

شرکت	بهره‌وری		بازدهی		سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت	
	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه
تولید نیروی برق آبادان	۲۰/۹۰۶	۱	۱۸/۳۵۴۷۹	۱	۱۳/۰۱۹۵۶	۲
خدمات مهندسی آب و خاک کشور	۱۶/۰۳۷	۲	۱۷/۱۷۷۴۳	۲	۱۱/۹۴۷۹۸	۳
پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	۱۴/۷۳۶	۳	۷/۶۷۸۱۳	۵	۱۰/۸۸۰۶۸	۴
گسترش زیست‌فناوری	۱۴/۶۵۰	۴	۷/۸۰۴۱۲	۴	۱۳/۳۶۱۳۳	۱
ایران ایرتور	۱۰/۲۷۲	۵	۰/۷۲۳۴۵	۱۰	۱/۶۸۲۶۷	۸
مهندسان مشاور نیرو	۹/۹۸۰	۶	۲/۴۷۴۱۵	۸	۳/۸۲۹۳۵	۶
ذغال‌سنگ البرز شرقی	۶/۴۴۵	۷	-۱۰/۷۳۰۷۸	۱۷	-۰/۳۲۸۸۴	۱۰
سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	۶/۱۱۵	۸	۸/۱۳۳	۳	-۹/۹۹۳۸۴	۱۵
کشت و صنعت نیشکر هفت تپه	۴/۴۲۳	۹	-۴/۵۰۸۲۲	۱۲	۲/۳۴۴۲۳	۷
پالایش پارس فرآیند شیراز	۳/۶۶۲	۱۰	۱/۷۸۵۲۱	۹	۰	۹
عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال غرب	۳/۵۰۸	۱۱	۳/۰۳۷۶۸	۷	-۱/۲۳۱۵۸	۱۱
نورد و لوله اهواز	-۰/۲۳۰	۱۲	-۵/۰۵۴۴۱	۱۴	-۱۱/۳۵۱۳	۱۷
خدمات کیفیت آریا اس جی اس	-۵/۵۲۶	۱۳	-۲/۳۵۲۰۷	۱۱	۸/۶۶۳۰۵	۵
مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	-۱۲/۰۸۵	۱۴	-۹/۱۸۹۶۳	۱۶	-۱۰/۶۵۶۳	۱۶
مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	-۱۴/۱۴۲	۱۵	-۵/۱۳۰۰۷	۱۵	-۵/۰۴۱۲۵	۱۲
صدرا امید چابهار	-۱۴/۶۸۳	۱۶	۳/۵۹۲۶	۶	-۸/۳۳۳۳۳	۱۳
نوسازی صنایع ایران	-۱۴/۵۶۲	۱۷	-۴/۷۸۰۲۲	۱۳	-۹/۶۷۰۲۴	۱۴

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

شکل ۲، نمودار عنکبوتی مقادیر معیارهای مدل ارزیابی عملکرد برای شرکت‌های مورد ارزیابی را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۲. نمودار عنکبوتی مقادیر معیارهای مدل ارزیابی عملکرد برای شرکت‌ها

۶-۴- رتبه‌بندی شرکت‌ها به تفکیک معیارها و شاخص‌های مدل

در این بخش، شرکت‌ها به‌طورکلی و با در نظر گرفتن همه معیارها و شاخص‌های مدل رتبه‌بندی شده‌اند. نتایج در جداول ۸ الی ۱۱ ارائه شده است.

ازآنجاکه منطق امتیازدهی شاخص‌های صادرات و فروش کل در مدل بازنگری شده این دوره از ارزیابی متفاوت می‌باشد و این دو شاخص در معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت قرار دارند، نتایج رتبه‌بندی شرکت‌های واگذارشده در این معیار و شاخص میزان فروش به‌طور جداگانه در ادامه ارائه شده است.

رتبه‌بندی تمامی شرکت‌ها بر پایه معیار بهره‌وری

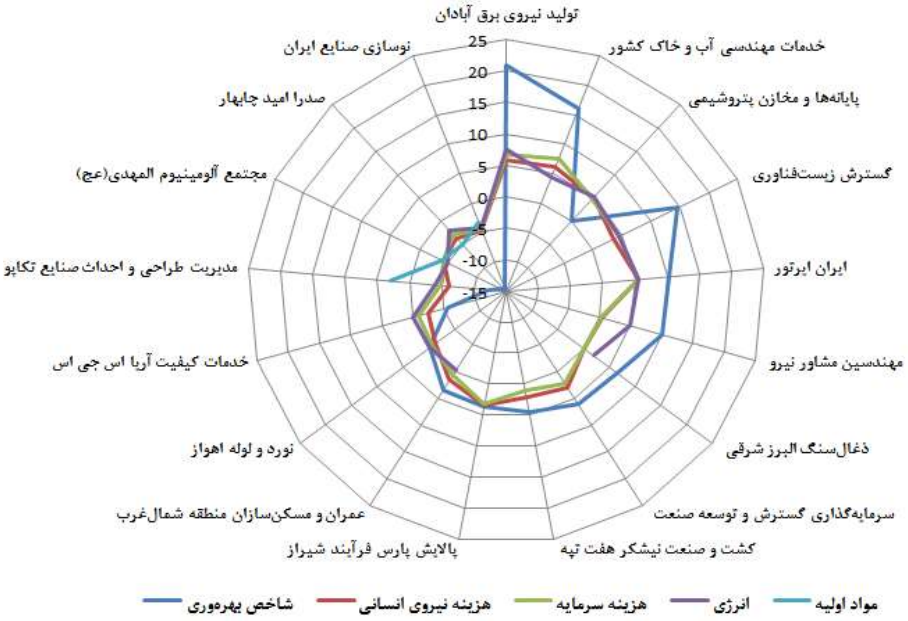
جدول ۸، رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز قبل و پس از واگذاری معیار بهره‌وری و زیر شاخص‌های آن را نشان می‌دهد.

جدول ۸. رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز معیار بهره‌وری و زیر شاخص‌های آن، پیش و پس از واگذاری

شرکت	معیار بهره‌وری		هزینه نیروی انسانی		هزینه سرمایه		انرژی		مواد اولیه	
	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه
تولید نیروی برق آبادان	۲۰/۹۰۶	۱	۵/۸۴۳۶	۲	۶/۶۰۸۸۵	۲	۷/۵۸۴۷۳	۱	–	–
خدمات مهندسی آب و خاک کشور	۱۶/۰۳۷	۲	۶/۱۱۶۳۲	۱	۷/۴۷۴۷۳	۱	۴/۳۹۲۶۱	۶	–	–
پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	۱۴/۷۳۶	۳	۴/۹۹۳۱۷	۴	۴/۶۶۱۲۵	۴	۵/۲۶۰۲۴	۳	–	–
گسترش زیست‌فناوری	۱۴/۶۵۰	۴	۳/۵۵۵۹۲	۵	۴/۴۸۲۵۳	۵	۴/۴۸۵۷۱	۵	–	–
ایران ایرتور	۱۰/۲۷۲	۵	۵/۴۷۷۵۳	۳	۵/۵۲۸۴۸	۳	۵/۵۴۰۶۴	۲	–	–
مهندسان مشاور نیرو	۹/۹۸۰	۶	۰/۳۳۹۷۴	۱۰	۰/۲۲۴۴۶	۱۰	۴/۹۹۲۴	۴	–	–
ذغال‌سنگ البرز شرقی	۶/۴۴۵	۷	۰/۱۶۷۴۷	۱۱	۰/۰۹۰۴	۱۱	۱/۸۸۲۴۳	۷	۳/۴۳۸	۱
سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	۶/۱۱۵	۸	۲/۸۸۷۶۳	۷	۲/۲۳۸۰۷	۷	–	–	–	–
کشت و صنعت نیشکر هفت تپه	۴/۴۲۳	۹	۲/۰۰۴۵۱	۸	۰/۹۵۵۸۹	۸	۱/۰۸۴۹۱	۸	۰/۷۰۲۷	۴
پالایش پارس فرآیند شیراز	۳/۶۶۲	۱۰	۳/۴۳۷۳۴	۶	۳/۲۲۷۸۱	۶	–	–	–	–
عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب	۳/۵۰۸	۱۱	۱/۵۵۸۱۷	۹	۰/۶۳۰۴۲	۹	-۰/۲۸۸۵۹	۱۰	–	–
نورد و لوله اهواز	-۰/۲۳۰	۱۲	-۱/۲۲۵۷۲	۱۲	-۰/۷۴۶۲	۱۲	-۰/۲۹۲۱	۱۱	۱/۱۹۷۸	۳
خدمات کیفیت آریا اس جی اس	-۵/۵۲۶	۱۳	-۲/۵۱۸۱۷	۱۳	-۰/۹۷۸۰۷	۱۳	-۰/۱۰۰۵	۹	–	–
مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	-۱۲/۰۸۵	۱۴	-۶/۱۶۲۴۵	۱۷	-۴/۷۹۳۹۱	۱۷	-۴/۰۱۳۹۸	۱۳	۲/۸۸۵۱	۲
مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	-۱۴/۱۴۲	۱۵	-۴/۲۱۸۵۲	۱۵	-۴/۱۹۲۰۵	۱۵	-۴/۹۰۰۴۶	۱۵	-۴/۰۴۴	۶
صدرا امید چابهار	-۱۴/۶۸۳	۱۶	-۳/۵۸۰۳۸	۱۴	-۲/۹۰۷۱۶	۱۴	-۱/۹۱۰۸۹	۱۲	-۵	۷
نوسازی صنایع ایران	-۱۴/۵۶۲	۱۷	-۴/۵۷۳۳۱	۱۶	-۴/۴۸۰۹۳	۱۶	-۴/۱۶۶۴۵	۱۴	-۳/۳۴۱	۵

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

شکل ۳ نمودار عنکبوتی مقادیر معیار بهره‌وری و زیر شاخص‌های آن برای شرکت‌های مورد ارزیابی را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۳. نمودار عنکبوتی مقادیر معیار بهره‌وری و زیر شاخص‌های آن

- در معیار بهره‌وری، تولید نیروی برق آبادان با حدود ۵۷۶٪ رشد نسبت به قبل از واگذاری در بالاترین رتبه و شرکت نوسازی صنایع ایران با حدود ۱۰۰٪ کاهش بهره‌وری در پایین‌ترین رتبه قرار دارد.

- ثبت هزینه انرژی در هیچ یک از سال‌های مورد بررسی در شرکت سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت انجام نشده است. هم‌چنین در شرکت پالایش پارس فرآیند شیراز نیز تنها در صورت مالی سال ۹۱ هزینه انرژی ثبت شده است؛ بنابراین امکان محاسبه شاخص بهره‌وری انرژی وجود ندارد.

- محاسبه شاخص بهره‌وری مواد اولیه در شرکت‌های تولید نیروی برق آبادان، عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب، شرکت خدمات مهندسی آب و خاک کشور، شرکت خدمات کیفیت آریا اس جی اس، پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی، ایران ایرتور، مهندسان مشاور نیرو، پالایش پارس فرآیند شیراز، گسترش زیست فناوری و

سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت به دلیل عدم استفاده از مواد اولیه در سال‌های مورد بررسی امکان‌پذیر نبوده است. هم‌چنین شرکت‌های صدرا امید چابهار و نوسازی صنایع ایران در سال‌های پس از واگذاری هزینه مواد اولیه نداشته‌اند.

رتبه‌بندی تمامی شرکت‌ها بر پایه معیار بازدهی

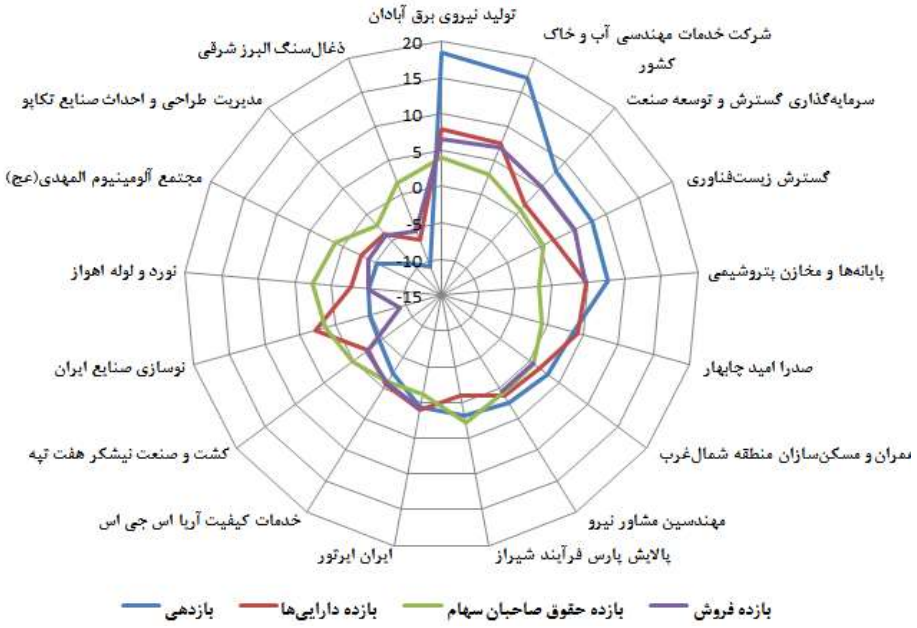
جدول ۹، رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز قبل و پس از واگذاری معیار بازدهی و زیر شاخص‌های آن را نشان می‌دهد.

جدول ۹. رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز پیش و پس از واگذاری در معیار بازدهی و زیر شاخص‌های آن

شرکت	معیار بازدهی		بازده دارایی‌ها		بازده حقوق صاحبان سهام		بازده فروش	
	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه
تولید نیروی برق آبادان	۱۸/۳۵۴۷۹	۱	۷/۹۵۸۷۲	۱	۳/۹۳۰۲۸	۱	۶/۴۶۵۷۹	۲
خدمات مهندسی آب و خاک کشور	۱۷/۱۷۷۴۳	۲	۷/۳۹۵۱۷	۲	۲/۸۹۵۶۹	۲	۶/۸۸۶۶	۳
سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	۸/۱۳۳	۳	۱/۹۰۶۳۹	۷	۰/۹۷۳۷۶	۸	۵/۲۵۲۹۴	۳
گسترش زیست‌فناوری	۷/۸۰۴۱۲	۴	۲/۰۵۱۶۷	۶	۰/۵۱۳۵۷	۱۱	۵/۲۳۸۸۸	۴
پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	۷/۶۷۸۱۳	۵	۴/۷۹۰۹۵	۳	-۱/۷۶۵۳۹	۱۶	۴/۶۵۲۵۷	۵
صدرا امید چابهار	۳/۵۹۲۶	۶	۴/۲۹۹۷	۴	-۰/۷۰۷۱	۱۳	-	-
عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب	۳/۰۳۷۶۸	۷	۱/۷۲۷۱۶	۸	۰/۷۰۶۷	۱۰	۰/۶۰۳۸۲	۷
مهندسان مشاور نیرو	۲/۴۷۴۱۵	۸	۱/۱۶۵۸۱	۹	۰/۸۵۳۸۸	۹	۰/۴۵۴۴۶	۸
پالایش پارس فرآیند شیراز	۱/۷۸۵۲۱	۹	-۰/۹۵۳۲	۱۲	۲/۷۳۹۰۳	۳	--	-
ایران ایرتور	۰/۷۲۳۴۵	۱۰	۰/۹۹۶۱۴	۱۰	-۱/۱۶۵۱۱	۱۵	۰/۸۹۲۴۲	۶
خدمات کیفیت آریا اس‌جی اس	-۲/۳۵۲۰۷	۱۱	-۰/۵۰۹۱	۱۱	-۱/۰۷۰۸۸	۱۴	-۰/۷۷۲۰	۹
کشت و صنعت نیشکر هفت تپه	-۴/۵۰۸۲۲	۱۲	-۲/۵۱۳۱	۱۳	۰/۲۲۷۵۱	۱۲	-۲/۲۲۲۶	۱۰
نوسازی صنایع ایران	-۴/۷۸۰۲۲	۱۳	۲/۸۸۹۰۵	۵	۱/۳۹۴۰۳	۶	-۹/۰۶۳۳	۱۵
نورد و لوله اهواز	-۵/۰۵۴۴۱	۱۴	-۲/۶۸۳۶	۱۴	۲/۶۵۸۱۹	۴	-۵/۰۲۸۹	۱۳
مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	-۵/۱۳۰۰۷	۱۵	-۲/۸۰۵۶	۱۵	۱/۱۶۷۹۱	۷	-۳/۸۹۲۳	۱۱
مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	-۹/۱۸۹۶۳	۱۶	-۳/۴۴۲۳	۱۶	-۲/۰۰۳۱۲	۱۷	-۳/۷۴۴۱	۱۲
ذغال‌سنگ البرز شرقی	-۱۰/۷۳۰۷	۱۷	-۶/۸۲۹۱	۱۷	۱/۵۷۹۴	۵	-۵/۴۸۱۰	۱۴

منبع: تارنمای سازمان خصوصی سازی: https://ipo.ir/ ارزیابی عملکرد شرکت‌های واگذار شده بعد از سال ۱۳۹۲

شکل ۴، نمودار عنکبوتی مقادیر معیار بازدهی و زیر شاخص‌های آن برای شرکت‌های مورد ارزیابی را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۴. نمودار عنکبوتی مقادیر معیار بازدهی و زیر شاخص‌های آن

- در معیار بازدهی، تولید نیروی برق آبادان با حدود ۵۸۵٪ رشد نسبت به قبل از واگذاری در بالاترین رتبه و شرکت ذغال‌سنگ البرز شرقی با حدود ۵۷٪ کاهش در این معیار در پایین‌ترین رتبه قرار دارد.

- عدم فروش در شرکت صدرا امید چابهار و هم‌چنین وجود تنها یکسال فروش در شرکت پالایش پارس فرآیند شیراز سبب خروج دو شرکت مذکور از رتبه‌بندی شاخص بازده فروش شده است.

رتبه‌بندی کلیه شرکت‌ها بر پایه معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت

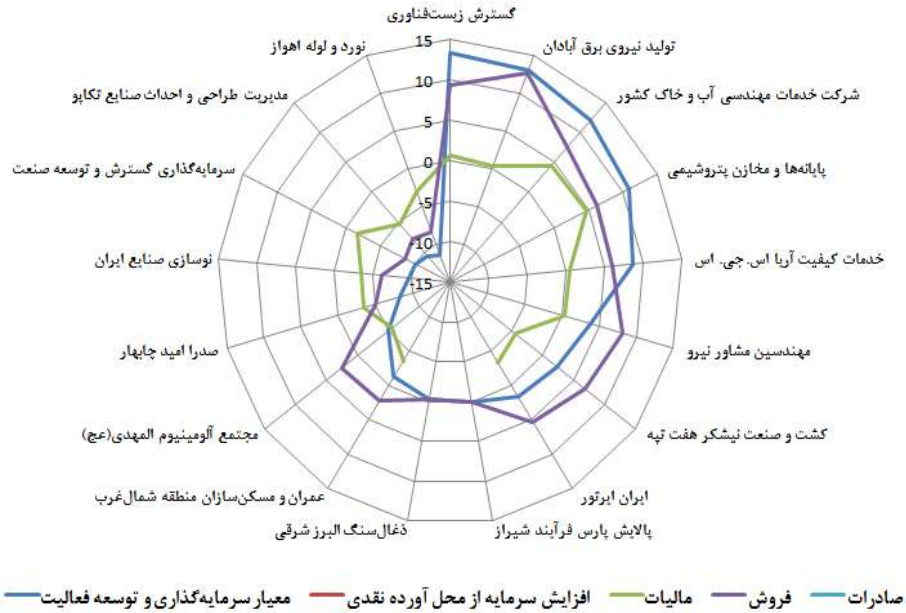
جدول ۱۰، رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز قبل و پس از واگذاری معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت و زیر شاخص‌های آن را نشان می‌دهد.

جدول ۱۰. رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه تفاضل امتیاز قبل و پس از واگذاری معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت و زیر شاخص‌های آن

شرکت	معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت		افزایش سرمایه از محل آورده نقدی		مالیات		فروش		صادرات	
	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه	تفاضل امتیاز	رتبه
گسترش زیست‌فناوری	۱۳/۳۶۱۳۳	۱	۳/۳۳۳	۲	۰/۷۱۷۸۷	۳	۹/۳۱۰۱۹	۲	–	–
تولید نیروی برق آبادان	۱۳/۰۱۹۵۶	۲	–	–	۰/۳۵۲۷۳	۵	۱۲/۶۶۶۸	۱	–	–
خدمات مهندسی آب و خاک کشور	۱۱/۹۴۷۹۸	۳	–	–	۴/۴۳۸۲۶	۲	۷/۵۰۹۷۲	۴	–	–
پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	۱۰/۸۸۰۶۸	۴	–	–	۴/۶۴۸۲۷	۱	۶/۲۳۲۴۱	۶	–	–
خدمات کیفیت آریا SGS	۸/۶۶۳۰۵	۵	۵	۱	۰/۵۴۳۴۸	۴	۶/۱۳۰۴۱	۷	۳/۰۱۰ –	۳
مهندسان مشاور نیرو	۳/۸۲۹۳۵	۶	–	–	۰/۳۵۲۷۳	۱۲	۸/۲۳۳۵۴	۳	–	–
کشت و صنعت نیشکر هفت تپه	۲/۳۴۴۲۳	۷	–	–	-۴/۴۵۹۷	۱۳	۶/۸۰۴۰۲	۵	–	–
ایران ایرتور	۱/۶۸۲۶۷	۸	–	–	-۳/۳۳۳۳	۹	۵/۲۶۷۰۴	۸	۰/۲۵۱ –	۱
پالایش پارس فرآیند شیراز	۰	۹	–	–	–	–	۰	۹	–	–
ذغال‌سنگ البرز شرقی	-۰/۳۲۸۸۴	۱۰	–	–	–	–	-۰/۳۲۸۸	۱۲	–	–
عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب	-۱/۲۳۱۵۸	۱۱	–	–	-۳/۴۹۹۴	۱۰	۲/۲۶۷۸۴	۱۰	–	–
مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	-۵/۰۴۱۲۵	۱۲	–	–	-۵/۵۱۷۰	۱۵	۲/۵۸۱۰۵	۹	۲/۱۰۵ –	۲
صدرا امید چابهار	-۸/۳۳۳۳۳	۱۳	–	–	-۳/۳۳۳۳	۸	-۵	۱۳	–	–
نوسازی صنایع ایران	-۹/۶۷۰۲۴	۱۴	–	–	-۳/۵۴۶۷	۱۱	-۶/۱۲۳۴	۱۴	–	–
سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	-۹/۹۹۳۸۴	۱۵	–	–	-۱/۵۵۴۰	۶	-۸/۴۳۹۷	۱۷	–	–
مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	-۱۰/۶۵۶۳	۱۶	۲/۵	۳	-۵/۳۴۳۳	۱۴	-۷/۸۱۲۹	۱۵	–	–
نورد و لوله اهواز	-۱۱/۳۵۱۳	۱۷	–	–	-۳/۰۴۴۳	۷	-۸/۳۰۷۰	۱۶	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۵، نمودار عنکبوتی مقادیر معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت و زیر شاخص‌های آن برای شرکت‌های مورد ارزیابی را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۵. نمودار عنکبوتی مقادیر معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت و زیر شاخص‌های آن

- در معیار سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت، شرکت گسترش زیست فناوری (گسترش صنعت علوم زیستی) با حدود ۲۷۰٪ رشد نسبت به قبل از واگذاری در بالاترین رتبه و شرکت نورد و لوله اهواز با حدود ۷۴٪ کاهش در پایین‌ترین رتبه قرار دارد. در میان شرکت‌های صادرکننده نیز خدمات کیفیت آریا (SGS) بالاترین رتبه را در این معیار کسب کرده است. این شرکت در مجموع ۱۷ شرکت در این معیار رتبه پنجم را دارد.

- تنها شرکت‌های خدمات کیفیت آریا اس جی اس، گسترش زیست‌فناوری و مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو افزایش سرمایه از محل آورده نقدی داشته‌اند.

- در صورت‌های مالی شرکت‌های پالایش پارس فرآیند شیراز و ذغال‌سنگ البرز شرقی میزان مالیات پرداختی ثبت نشده است. البته لازم به توضیح است که شرکت

پالایش پارس فرآیند شیراز قبل از بهره‌برداری می‌باشد؛ لذا امکان دارد معاف از مالیات باشد. هم‌چنین در صورت مالی شرکت ذغال‌سنگ البرز شرقی مالیات پرداختی به دلیل عدم رسیدگی و یا به دلیل زیان ابرازی بیان نشده است؛ بنابراین این دو شرکت از مقایسه در این شاخص حذف شده‌اند.

رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه شاخص‌های اشتغال و بهره‌وری کل

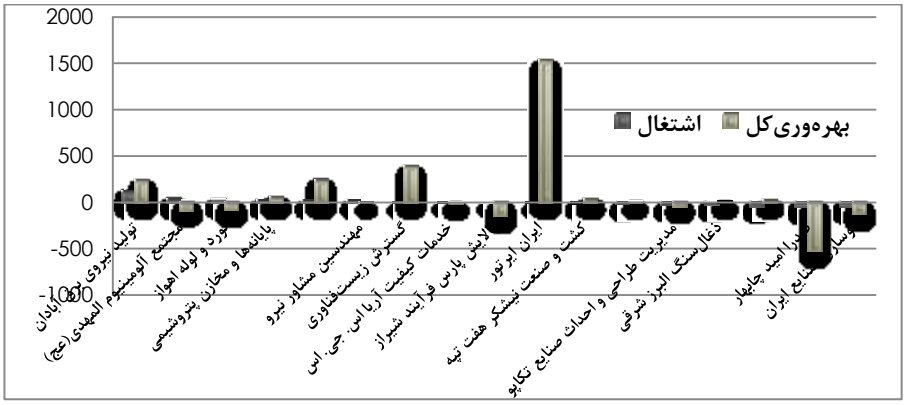
جدول ۱۱، رتبه‌بندی شرکت‌ها بر پایه نرخ رشد شاخص‌های اشتغال و بهره‌وری کل نسبت به قبل از واگذاری را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. رتبه‌بندی استان‌ها بر پایه نرخ رشد شاخص اشتغال و شاخص بهره‌وری کل

	اشتغال		بهره‌وری کل	
	نرخ رشد	رتبه	نرخ رشد	رتبه
تولید نیروی برق آبادان	۱۲۵	۱	۲۳۴/۵۸	۴
مجتمع آلومینیوم المهدی (عج)	۳۸/۸۸	۲	-۸۳/۸۱	۱۴
نورد و لوله اهواز	۲۸/۸	۳	-۷۸/۵۷	۱۳
پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی	۲۱/۲۳	۴	۵۴/۵۴	۵
سرمایه‌گذاری گسترش و توسعه صنعت	۱۸/۲۷	۵	۲۴۰/۹۶	۳
مهندسان مشاور نیرو	۱۷/۱۵	۶	۵/۳۷	۱۰
گسترش زیست‌فناوری	۵/۲۶	۷	۳۹۱/۶۱	۲
خدمات کیفیت آریا SGS	۴/۴	۸	-۱۳/۲	۱۱
پالایش پارس فرآیند شیراز	۰	۹	-۱۴۸/۹۶	۱۶
ایران ایرتور	-۴/۶۷	۱۰	۱۵۳۵/۴	۱
کشت و صنعت نیشکر هفت تپه	-۹/۵۷	۱۱	۳۵/۰۵	۶
عمران و مسکن‌سازان منطقه شمال‌غرب	-۱۶/۲۸	۱۲	۱۴/۹۱	۸
مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو	-۲۲/۲۲	۱۳	-۴۶/۸۵	۱۲
ذغال‌سنگ البرز شرقی	-۲۴/۸۸	۱۴	۱۲/۰۴	۹
شرکت خدمات مهندسی آب و خاک کشور	-۴۵/۰۲	۱۵	۲۱/۸۳	۷
صدرا امید چابهار	-۵۰/۸	۱۶	-۵۲۳/۴	۱۷
نوسازی صنایع ایران	-۵۱/۰۲	۱۷	-۱۲۳/۳	۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۶ نمودار ستونی شاخص‌های اشتغال و بهره‌وری کل برای شرکت‌های مورد ارزیابی را نشان می‌دهد.



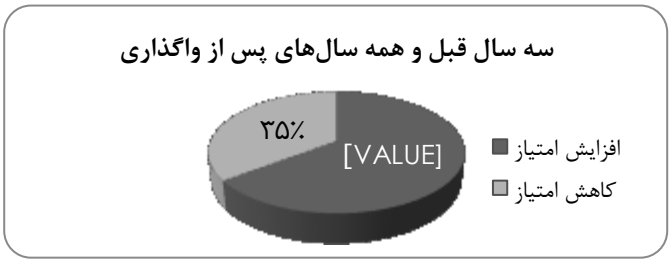
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل۶. نمودار ستونی شاخص‌های اشتغال و بهره‌وری کل برای شرکت‌ها

با توجه به اینکه دو شاخص اشتغال و بهره‌وری کل از مدل ارزیابی عملکرد بازنگری شده خارج شده و به تنهایی مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند؛ لذا ارزیابی عملکرد شرکت‌ها در مورد دو شاخص مذکور براساس روند عملکرد سالیانه آن‌ها، انجام شده است. بر پایه نتایج به‌دست آمده شرکت تولید نیروی برق آبادان با ۱۲۵٪ رشد در شاخص اشتغال و شرکت ایران ایرتور با ۱۵۳۵٪ رشد در شاخص بهره‌وری کل بالاترین رتبه را کسب کرده‌اند.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پس از رتبه‌بندی ۱۷ شرکت موردنظر بر پایه مدل ارزیابی عملکرد که دارای ۳ معیار و ۱۱ شاخص بوده، حال به مقایسه درصد شرکت‌های دارای کاهش یا افزایش امتیاز نسبت به قبل از واگذاری پرداخته شده است. شکل ۷، درصد شرکت‌های دارای کاهش یا افزایش امتیاز نسبت به قبل از واگذاری را نشان می‌دهد.

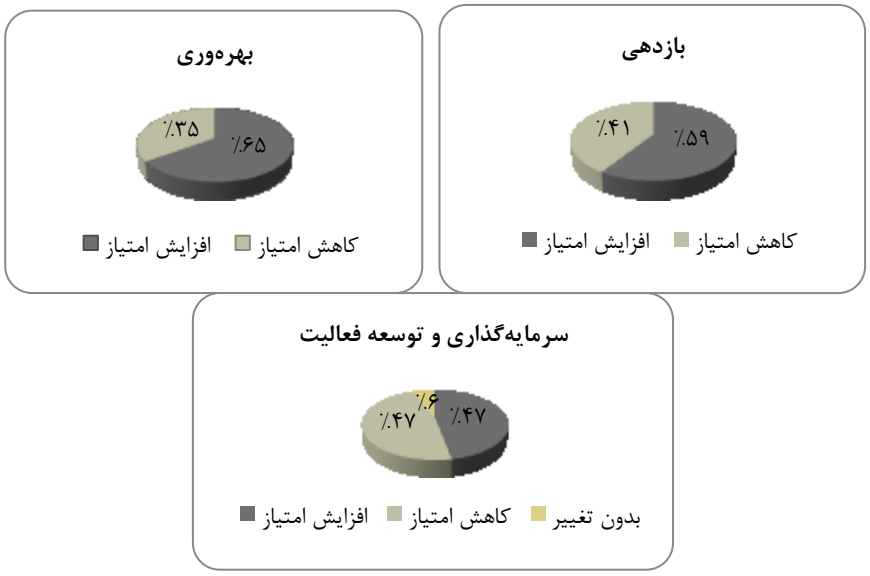


منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۷. درصد شرکت‌های دارای کاهش یا افزایش امتیاز نسبت به قبل از واگذاری

با توجه به شکل ۷، به‌طورکلی ۶۵٪ از شرکت‌ها نسبت به قبل از واگذاری افزایش امتیاز داشته و ۳۵٪ از آن‌ها با کاهش امتیاز روبرو بوده‌اند.

شکل ۸ نیز نشان می‌دهد چند درصد از شرکت‌ها براساس هر معیار افزایش یا کاهش امتیاز داشته یا بدون تغییر باقی مانده‌اند.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۸. درصد شرکت‌های دارای افزایش و کاهش امتیاز نسبت به قبل از واگذاری به تفکیک معیارها

جدول ۱۲ نیز نشان می‌دهد که در هر یک از ۱۱ شاخص مورد ارزیابی چه تعداد و یا درصدی از شرکت‌ها افزایش یا کاهش امتیاز داشته و یا بدون تغییر باقی مانده‌اند. هم‌چنین سه شرکت دارای بالاترین رتبه در هر شاخص نیز در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۱۲. تعداد و درصد شرکت‌های دارای افزایش و کاهش و یا بدون تغییر نسبت به قبل از واگذاری به تفکیک شاخص‌ها

معیار	نام شاخص		افزایش امتیاز	کاهش امتیاز	بدون تغییر	سه شرکت دارای بالاترین امتیاز
بهره‌وری	بهره‌وری هزینه نیروی کار	تعداد	۱۰	۷	-	خدمات مهندسی آب و خاک کشور تولید نیروی برق آبادان ایران ایرتور
		درصد	٪۵۹	٪۴۱	-	
	بهره‌وری هزینه سرمایه	تعداد	۱۱	۶	-	تولید نیروی برق آبادان گسترش زیست فناوری خدمات مهندسی آب و خاک کشور
		درصد	٪۶۵	٪۳۵	-	
	بهره‌وری انرژی[1]	تعداد	۸	۷	-	تولید نیروی برق آبادان ایران ایرتور پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی
		درصد	٪۵۳	٪۴۷	-	
	بهره‌وری مواد اولیه[2]	تعداد	۴	۳	-	زغال‌سنگ البرز شرقی مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو نورد و لوله اهواز
		درصد	٪۵۷	٪۴۳	-	
بازدهی	بازده دارایی‌ها	تعداد	۱۰	۷	-	خدمات مهندسی آب و خاک کشور تولید نیروی برق آبادان پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی
		درصد	٪۵۹	٪۴۱	-	
	بازده فروش[3]	تعداد	۸	۷	۲	خدمات مهندسی آب و خاک کشور تولید نیروی برق آبادان گسترش زیست فناوری
		درصد	٪۴۷	٪۴۱	٪۱۲	

۱. در صورت‌های مالی ۲ شرکت، هزینه انرژی ثبت نشده است، لذا امکان اظهارنظر در مورد آن‌ها وجود ندارد.

۲. با توجه به اینکه فقط ۷ شرکت در سال‌های قبل و پس از واگذاری دارای هزینه مواد اولیه بوده‌اند، لذا تعداد و درصدها با در نظر گرفتن این موضوع محاسبه شده است.

۳. در شرکت‌های صدرا امید چابهار و پارس فرآیند شیراز میزان فروش در زمان قبل و پس از واگذاری برابر صفر بوده است، لذا کاهش یا افزایشی در امتیاز آن‌ها رخ نداده است.

معیار	نام شاخص		افزایش امتیاز	کاهش امتیاز	بدون تغییر	سه شرکت دارای بالاترین امتیاز
	بازده حقوق صاحبان سهام	تعداد	۱۲	۵	-	پارس فرآیند شیراز
		درصد	٪۷۱	٪۲۹	-	تولید نیروی برق آبادان خدمات مهندسی آب و خاک کشور
سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت	افزایش سرمایه از محل آورده نقدی[1]	تعداد	۳	-	۱۴	خدمات کیفیت آریا
		درصد	٪۱۸	-	٪۸۲	گسترش زیست فناوری مدیریت طراحی و احداث صنایع تکاپو
	فروش کل	تعداد	۱۰	۶	۱	گسترش زیست فناوری
		درصد	٪۵۹	٪۳۵	٪۶	مهندسان مشاور نیرو خدمات مهندسی آب و خاک کشور
	ارزش صادرات[2]	تعداد	-	۳	-	ایران ایرتور
		درصد	-	٪۱۰۰	-	مجتمع آلومینیوم المهدی خدمات کیفیت آریا
	مالیات پرداختی[3]	تعداد	۵	۱۰	-	پایانه‌ها و مخازن پتروشیمی خدمات مهندسی آب و خاک کشور گسترش زیست فناوری

منبع: یافته‌های پژوهش

برای پژوهش‌های آینده می‌توان شرکت‌های واگذار شده به بخش غیردولتی را به تفکیک استان‌ها، بر اساس روش‌های واگذاری، بر اساس اندازه شرکت و هم‌چنین به تفکیک صنعت رتبه‌بندی کرد. هم‌چنین می‌توان شرکت‌های واگذار شده در هر صنعت را با شرکت‌های دولتی و خصوصی فعال در همان صنعت با استفاده از روش‌های آماری مقایسه نمود. افزون بر این موارد می‌توان مدل ارزیابی عملکرد مورد بررسی در این پژوهش را بازنگری نمود و علاوه بر سه معیار بهره‌وری، بازدهی و سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت و شاخص‌های هر یک از این معیارها، از معیارها و شاخص‌های دیگری در مدل ارزیابی عملکرد استفاده کرد.

۱. لازم به توضیح است که از مجموع ۱۷ شرکت فقط ۳ شرکت دارای افزایش سرمایه از محل آورده نقدی بوده‌اند.
۲. لازم به توضیح است که تنها ۳ شرکت دارای فروش خارجی هستند که هر سه شرکت با کاهش امتیاز در این شاخص روبرو بوده‌اند.
۳. در صورت‌های مالی ۲ شرکت مالیات ثبت نشده است.

منابع

۱. کمیجانی، اکبر و رحیمی‌فر، مهری (۱۳۷۷). ارزیابی عملکرد سیاست خصوصی‌سازی از طریق شاخص‌های مالی/عملیاتی شرکت‌های واگذارشده. آینده‌پژوهی مدیریت. (10 شماره ۱ (پیاپی ۳۶)). ۱۹-۴۲.

۲. نجات، سید امیررضا، میرزاده، اکبر، شهبازی، محمد و جواهری کامل، مهدی (۱۳۸۹). بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر عملکرد شرکت‌های دولتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه بازرگانی. ۱۴(۵۵)، ۷۵-۱۰۵.

۳. مصلح شیرازی، علی نقی و قائد شرف، مرجان (۱۳۹۰). انتظار بهبود عملکرد صنایع دولتی واگذارشده به بخش خصوصی: حقیقت یا افسانه؟ فصلنامه انجمن علوم مدیریت ایران. ۶ (شماره ۲۱)، ۱۴۱-۱۷۲.

۴. منطقی، خسرو (۱۳۸۵). بررسی عملکرد شرکت‌های دولتی قبل و بعد از واگذاری در بورس اوراق بهادار " گروه منتخب". پژوهشنامه اقتصادی. ۶ (۲۰). ۲۱۵-۲۳۴.

۵. صفارزاده پاریزی، غلامرضا (۱۳۸۱). مروری بر سیاست خصوصی‌سازی و بررسی عملکرد آن در فاصله سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۶۸ در کشور، پژوهشنامه اقتصادی. ۲ (۵)، ۱۱۵-۱۳۴.

۶. مسعودی اصل، ایروان، ملکی، محمدرضا و ایمانی، آمنه (۱۳۹۰). مقایسه شاخص‌های بهداشتی پایگاه‌های بهداشتی دولتی و واگذارشده به بخش خصوصی مرکز بهداشت جنوب تهران در سال ۱۳۸۸. مجله دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد. ۱۳ (۶): ۱۰۱-۱۰۸.

7. Berger, P. L., & Neuhaus, R. J. (1977). To empower people: The role of mediating structures in public policy (pp. 350-361). Routledge.
8. Crozier, M., Huntington, S. P., & Watanuki, J. (1975). The crisis of democracy (Vol. 70). New York: New York University Press.
9. Hanke, S. H. (1996). The New Palgrave A Dictionary of Economics, Vol. 3, London: The Macmillan Press Limited.
10. Munari, F., E. B. Roberts, and M. Sobrero (2002). 'Privatization Processes and the Redefinition of Corporate R&D Boundaries', Research Policy, Vol. 31, No. 1.
11. Beeasly, M., & S. Littlechild (1983). 'Privatization: Principles, Problems and Priorities', Lloyd's Bank Review, Vol. 149.
12. Rahman, R. (2020). The Privatization of Health Care System in Saudi Arabia. Health Services Insights, 13, 1178632920934497.
13. McClure, K. R., Barringer, S. N., & Brown, J. T. (2020). Privatization as the New Normal in Higher Education: Synthesizing Literature and Reinvigorating Research Through a Multilevel Framework. Higher Education: Handbook of Theory and Research: Volume 35, 589-666.

14. Jayasundara, M. U. R., Jones, G., & Sands, J. (2020). Financial and Social Well-being Performance after Privatisation of the Port of Brisbane: A Case Study. Australasian Accounting, Business and Finance Journal, 14(2), 72-93.
15. Kawasaki, T., Tagawa, H., Watanabe, T., & Hanaoka, S. (2020). The effects of consolidation and privatization of ports in proximity: A case study of the Kobe and Osaka ports. The Asian Journal of Shipping and Logistics, 36(1), 1-12.
16. Starr, P. (2014). The Meaning of Privatization. In Privatization and the welfare state,15-48.
17. Wolf, C. (1979). A theory of non-market failures. The Public Interest, 55, 114.
18. Xu, F., Hanaoka, S., & Onishi, M. (2019). Multi-airport privatization in a Japanese region with trip-chain formation. Journal of Air Transport Management, 80, 101690.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۹۳۹-۹۱۵

تحلیل اثرات دموکراسی و تجارت آزاد بر دریافتی عوامل تولید در ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.7.8

بهروز صادقی عمروآبادی[۱]

استادیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، b.sadeghi@scu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۱/۱۶

چکیده

نظریه مزیت نسبی بر پایه هزینه فرصت معتقد است که تجارت بین‌الملل می‌تواند سبب جابه‌جایی عوامل تولید شود و تئوری استالپر - ساموئلسون بیان می‌کند تجارت می‌تواند بر دریافتی عوامل تولید و بازده آن‌ها اثرگذار باشد. هم‌چنین دموکراسی از یک جهت می‌تواند بر اهمیت خصوصی‌سازی و توجه به بخش خصوصی و طبقه سرمایه‌دار و از جهت دیگر با توجه به نظریه رأی‌دهنده میانی، بر عموم مردم و دارندگان نیروی کار اثرگذار باشد. هدف اصلی این مطالعه تحلیل اثرات دموکراسی و تجارت بر نسبت دریافتی عوامل تولید در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. روش تحقیق همبستگی و استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی GLS و GMM است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیرهای سرمایه‌گذاری خارجی و درجه باز بودن تجاری به‌عنوان شاخص‌های تجارت بر متغیر نسبت دستمزد به نرخ بهره به‌عنوان نسبت دریافتی عوامل تولید مثبت و معنادار و اثر متغیر دموکراسی بر متغیر نسبت دستمزد به نرخ بهره مثبت و معنادار است. هم‌چنین اثر متغیر تعاملی مستقل دو شاخص دموکراسی و درجه بازبودن تجاری (سرمایه‌گذاری خارجی) بر متغیر نسبت دستمزد به نرخ بهره مثبت و معنادار می‌باشد. این نتایج منطبق بر تئوری استالپر–ساموئلسون و مطالعات تجربی می‌باشد.

طبقه بندی JEL: F16 ,J24 ,P16

واژه‌های کلیدی: دموکراسی، تجارت، نسبت دریافتی، عوامل تولید، ایران

---

۱. شماره تماس : ۰۹۱۳۳۲۲۸۷۹۲

۱- مقدمه

مبادلات در تاریخ، ابزاری برای مبادله کالا، خدمات و اشاعه و انتقال تفکر، مذهب، ایدئولوژی و... بوده و در دنیا همواره مورد استفاده قرار گرفته است. مردم و ملل جهان مقادیری از کالا و خدمات که در آن از کارایی بیشتری برخوردار بودند را تولید و صادر و در مقابل کالاها و خدماتی را وارد می‌کرده‌اند که یا اساساً امکان تولید آنها را نداشته‌اند و یا در صورت توان تولید در داخل کشور، آنها را با کارایی کمتری تولید می‌کنند. هابرلر[1]، با طرح نظریه مزیت نسبی خود بر پایه نظریه هزینه فرصت، از جمله نخستین اقتصاددانی است که بین تجارت خارجی و توسعه اقتصادی پیوند برقرار می‌کند و معتقد است تجارت بین‌الملل می‌تواند سبب جابه‌جایی عوامل تولیدی هم‌چون سرمایه و نیروی کار و حتی وسیله انتشار اطلاعات و تکنولوژی در جهت ضد انحصاری شدن تولید باشد. در ادامه، هکشر و اوهلین[2]، بیان کرده‌اند که هر کشور کالایی را صادر می‌کند که در تولید آن نیاز به عامل نسبت فراوان و ارزان دارد و در مقابل کالایی را وارد می‌کند که تولید آن نیاز به استفاده از عامل نسبت کمیاب گران دارد. ساموئلسون، در ادامه نتیجه گرفته است که افزایش در قیمت نسبی کالا سبب افزایش بازده یا درآمد عاملی می‌شود که در تولید آن کالا به‌طور نسبی بیشتر به کار رفته است، لذا بازده حقیقی عامل کمیاب تولید با وضع تعرفه افزایش می‌یابد. در حقیقت ساموئلسمون[3] به این مساله اشاره می‌کند که تجارت می‌تواند بر دریافتی عوامل تولید و بازده آن‌ها اثرگذار باشد. به بیان دیگر، یکی از موضوعات اصلی تجارت، توزیع درآمد از طریق عوامل است (کارلوگاندولفو،۱۳۸۰). اهمیت ساختار سیاسی یک جامعه در تعیین اوضاع اقتصادی موجب شده است تا اقتصاددانانی که نسبت به تمایزات طبقه‌ای افراد دغدغه خاطر دارند، به تحقیق و پژوهش در رابطه با اثر نظام‌های سیاسی بر گستره باز توزیع درآمد و ثروت و نابرابری درآمدها بپردازند. ازآنجاکه دموکراسی به‌صورت نوین آن یک نظام سیاسی تقریباً جدید است، بسیاری را در این اندیشه فروبرده است که عواقب گسترش این ساختار سیاسی برای شکاف‌های درآمد و ثروت در جامعه‌ای که این رویداد را تجربه می‌کند، چیست. در حقیقت دموکراسی سیاسی می‌تواند از یک سو بر اهمیت خصوصی‌سازی (دموکراسی اقتصادی) و توجه به بخش خصوصی سرمایه‌دار و از سوی

1. Haberler
2. Heckscher-Ohlin
3. Samuelson

دیگر با توجه به نظریه رأی‌دهنده میانی، بر عموم مردم و دارندگان نیروی کار اثرگذار باشد.

با توجه به مطالب فوق، دموکراسی و تجارت می‌تواند بر دریافتی‌های عوامل تولید مؤثر باشد، لذا هدف اصلی این مطالعه تحلیل اثرات دموکراسی و تجارت بر نسبت دریافتی عوامل تولید در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. این مقاله شامل پنج بخش است. پس از مقدمه، ادبیات و پیشینه تحقیق مرور می‌شود. در بخش سوم، روش تحقیق، مدل و متغیرها بیان شده و سپس نتایج پژوهش در بخش چهارم مرور می‌شود. در بخش پایانی به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات و پیشینه پژوهش

۲-۱- تجارت، دموکراسی و نابرابری پرداختی عوامل تولید

تا دهه ۱۹۹۰، چارچوب پیشرو برای درک ارتباط بین نابرابری درآمدی عوامل و تجارت، قضیه استالپر- ساموئلسون (SS) در مدل هکشر - اوهلین (HO) است. یک پیامد پذیرش این دیدگاه این است که آزادسازی تجارت باید نابرابری درآمدی را در کشورهای در حال توسعه کاهش دهد، زیرا تجارت می‌تواند بازده واقعی به عواملی که نسبت فراوان است را افزایش دهد (سالواتوره، ۱۳۸۵). با این حال، افزایش نابرابری درآمدی در مورد کشورهای در حال توسعه به‌طور جدی مشاهده شده و عوامل دیگری را مطرح کرده است (هان و همکاران[۱]، ۲۰۱۲؛ هریسون و همکاران[۲]، ۲۰۱۰؛ لیو وی.[۳]، ۲۰۱۵؛ منیزس- فیلیو و همکاران[۴]، ۲۰۰۸). کانال تورش فناوری و مهارت که توسط راتسو و استوک[۵] (۲۰۱۳) و تجارت کالاهای واسطه‌ای و تخصص عمودی (فنسترا و هانسون[۶]،۱۹۹۶؛ گروسمن و همکاران[۷]، ۲۰۰۶؛ گروسمن، راسی هانزبرگ[۸]، ۲۰۰۸) ارائه شده است. با ارائه مدلی از کالاهای واسطه‌ای در چارچوب هکشر- اوهلین، پیش‌بینی می‌شود حرکت بین‌المللی سرمایه، به‌عنوان مثال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)،

1. Han et al.
2. Harrison et al.
3. Lee & Wei
4. Menezes-Filho et al.
5. Rattso & Stokke
6. Feenstra & Hanson,
7. Grossman et al.
8. Grossman & Rossi-Hansberg

می‌تواند افزایش یابد. برخی از مطالعات، با توجه به الگوی بنگاه ناهمگن در تجارت که اختلاف در دستمزد بین شرکت‌ها و درون بنگاه به دلیل مشارکت تجاری بنگاه‌ها است، مکانیسم دیگری بر اثرگذاری تجارت بر نابرابری دستمزد (کل) را مطرح می‌کنند (اگر و کریک میر[1]، ۲۰۰۹؛ هلپمن و همکاران[2]، ۲۰۱۰)؛ بنابراین، توضیحات مختلفی در مورد ارتباط بین نابرابری درآمدهای تجاری و تجارت در کشورهای در حال توسعه وجود دارد (اندرسون، ۲۰۰۵).

یکی از عوامل مطرح مؤثر در ادبیات تحقیق دریافتی عوامل تولید، نهادها و شاخص‌هایی هم‌چون دموکراسی می‌باشند (لین و فیو[3]، ۲۰۱۶). بوبیو[4]، نظریه‌پرداز علوم و فلسفه سیاسی می‌گوید: دموکراسی در رایج‌ترین معنا ناظر بر یکی از گونه‌های ممکن حکومت است که در آن قدرت نه در دست یک یا چندین فرد که از آن همگان یا به بیان دقیق‌تر، اکثریت است (بوبیو، ۱۳۷۹). این فلسفه بر محدودیت‌ها و قیود ضروری که فقط با موافقت اکثریت وضع شده است تأکید دارد و از اصل برابری پیروی می‌کند (دیکشنری کلمبیا[5]، ۲۰۰۴). در یک جمع‌بندی می‌توان گفت، دموکراسی یک حکومت جمعی است که در آن، از بسیاری لحاظ، اعضای اجتماع به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم، در گرفتن تصمیم‌هایی که به همه آنها مربوط می‌شود، مشارکت دارند، یا می‌توانند مشارکت داشته باشند (کوهن ۱۳۷۳). طبق این تعریف، مردم یا وکیلان آنها می‌توانند در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، از جمله در انتخاب نوع سیستم مالیاتی و نرخ آن بر توزیع مجدد درآمدها و لذا برابری درآمدها مؤثر باشند.

در ادبیات ارتباط دموکراسی و توزیع درآمد عوامل تولید، در چارچوب تحلیلی اقتصاد خرد نئوکلاسیک می‌توان گفت، هر چه حق رأی در جامعه گسترش می‌یابد و به طبقات اجتماعی فقیرتر نفوذ کند، نرخ بهینه مالیاتی افزایش یافته و توزیع مجدد درآمد به سمت اقشار فقیر گسترده‌تر می‌شود و لذا نابرابری کاهش می‌یابد (مهربانی، ۱۳۹۴). در مجموع شاید بتوان گفت که دو دیدگاه وجود دارد: در دیدگاه اول، برابری اقتصادی نوعی ابزار یا هدف واسط برای برابری سیاسی است، اما در دیدگاه دوم، برابری اقتصادی؛ خود هدف است و در صورت عدم تأمین آن دموکراسی شکل نمی‌گیرد. در حقیقت،

1. Egger & Kreickemeier
2. Helpman et al.
3. Lin & Fu
4. Bobbio
5. The Columbia Electronic Encyclopedia

برابری اقتصادی جزء ذاتی دموکراسی است نه اینکه مانند دیدگاه اول موضوعی خارج از مفهوم دموکراسی باشد و سپس به آن القاء شود. با این وصف از ویژگی دموکراسی، دو جبهه مخالف در زمینه اثر دموکراسی بر اقتصاد و سهم عوامل تولید شکل گرفته‌اند. گروه اول از اندیشمندان معتقدند دموکراسی به یک سیستم طبقاتی برابرتر منجر نمی‌شود که در دو مکتب قرار می‌گیرند: عملگراها و مارکسیست‌ها. عملگراها چنین ادعا می‌کنند که شکل حکومت، خواه دموکراتیک خواه غیر دموکراتیک، سوسیالیست یا غیرسوسیالیست، تأثیری بر نظام قشربندی ندارد، زیرا نیازهای اقتصادهای صنعتی نوین ایجاب کننده تفاوت‌های مشابه درآمدی در میان گروه‌های شغلی، میزان تحرک مشابه و سیاست‌های حکومتی مشابه است. هر تغییری در نظام توزیع به‌عنوان ماحصل"منطق نظام صنعتی" توضیح داده می‌شود. تحولات صنعتی و فناورانه به الگویی همگرا از توسعه نظام‌های قشربندی در تمام جوامع صنعتی پیشرفته منتهی می‌شوند. مارکسیست‌ها همانند عملگراها اما با دلایلی متفاوت فرض می‌گیرند که خط‌مشی‌ها، آن‌گونه که حداقل در جوامع غیر کمونیستی تجربه شده است، اثر بسیار ناچیزی دارند. طبقه سرمایه‌دار از طریق قدرت اقتصادی خود قادر است تا بر دولت تسلط یابد یا آن را کنترل نماید و از قدرت خود بر دولت در جهت حفظ موقعیت اقتصادی خویش استفاده کند. در نتیجه دموکراسی به‌طور عمده یک فریب است (هیت[1]، ۱۹۷۷). در مقابل، قائلان به همگرایی میان دموکراسی و توسعه و برابری درآمدی به تفاوت جهت‌گیری سیاستی در نظام‌های دموکراتیک و غیر دموکراتیک اشاره می‌کنند و بحث می‌کنند که دولت‌های کشورهایی که دارای نظام دموکراتیک هستند، باید حمایت اکثریت رأی‌دهندگان را جلب کنند. این دولت‌ها برای حفظ این محبوبیت، مجبورند سیاست‌هایی را اتخاذ کنند که تقاضای مردم برای هزینه‌های رفاهی بیشتر به‌صورت توزیع مجدد برآورده شود. نظام‌های دموکراتیک مجبورند تقریباً همه توجه خود را به مسأله توزیع مجدد معطوف کنند و مسائل مرتبط با سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه را به بوته فراموشی بسپارند، لذا دموکراسی بر سیاست‌های تطمیع مردم و توزیع مناسب درآمدی متکی است. نظام‌های دموکراتیک در برقراری موازنه میان سیاست‌هایی که بر تخصیص منابع تأکید می‌ورزند، از یک سو به افزایش رشد می‌انجامند و از سوی دیگر، سیاست‌هایی که در پی توزیع مجدد هستند، برابری را بر بهره‌وری مقدم می‌شمارند (لفتویچ[2]، ۱۳۸۳). استدلال دیگری که مطرح است

1. Hewitt
2. Leftwich

است بر محور توزیع قدرت سیاسی می‌چرخد. گفته می‌شود که دموکراسی توزیع قدرت سیاسی را از ثروتمندان به فقرا منتقل می‌کند و پرداختی به عوامل تولید را متعادل‌تر خواهد کرد. دلیل وجود چنین روندی به فعالیت گروه‌های ذینفع در یک جامعه دموکراتیک برمی‌گردد. در حکومت استبدادی، افراد چندان این حق و آزادی را ندارند تا برای جستجوی منافع و گرفتن حقوق از دست رفته خود به ایجاد احزاب و گروه‌های صاحب نفوذ مبادرت کنند، اما با تداوم نابرابری‌ها و توزیع غیرعادلانه درآمد و ثروت و افزایش درک سیاسی مردم، افراد اجتماع درمی‌یابند که می‌توانند با تشکیل احزاب سیاسی و گروه‌های ذینفع در جریان مبادلات سیاسی نقش بازی کنند. در نتیجه، افراد به‌تدریج در داخل احزاب و گروه‌های ذینفع گوناگون سازماندهی می‌شوند و زمینه مهیا می‌شود تا افرادی که در گذشته (در حکومت خودکامه) از منافع اقتصادی محروم بوده‌اند، اکنون (در دموکراسی) عایداتی را کسب کنند (مهربانی، ۱۳۸۶). عجم اوغلو، معتقد است، گسترش دموکراسی می‌تواند مانع جهت‌گیری فرصت‌های بازار به سوی افزایش نابرابری شود. نبود دموکراسی، بخش بزرگی از جامعه را از فرصت‌های شغلی و تولیدی (مانند مشاغل تخصصی) یا کارآفرینی (مانند قراردادهای پر سود) محروم می‌کند، چنان‌که در آفریقای جنوبی، دوران آپارتاید یا شوروی سابق، چنین روندی حکم‌فرما بوده است؛ اما چنانچه عدم‌تجانس میان جمعیت کشور وجود داشته باشد، ممکن است آزادی مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی توسط نخبگان حاکم محدود شود و نابرابری میان گروه‌های حذف‌شده و در نتیجه کل جامعه افزایش یابد. چنان‌که استیگلر اشاره کرده است، دموکراسی قدرت سیاسی را به طبقه متوسط و نه طبقات فرودست، منتقل خواهد کرد. عجم اوغلو، تأکید می‌کند که تأثیر فزاینده دموکراسی بر میزان نابرابری در آن دسته از جوامع دموکراتیکی به چشم می‌خورد که نابرابری بسیاری در خصوص مساله زمین در آنها وجود دارد و همین امر، سبب انحراف فرآیند دموکراتیک به سود (و توسط) نخبگان صاحب زمین می‌شود. هم‌چنین احتمال افزایش نابرابری در پی روند دموکراتیزاسیون، در جوامع غیرکشاورزی (با سطوح بالایی از فعالیت‌های مولد نابرابری) بیشتر است. دموکراسی، بیشتر زمانی به نابرابری بیشتر انجامیده و درآمد مالیاتی را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد که طبقه متوسط در قیاس با طبقات فرادست و فرودست در موقعیت اقتصادی مناسب‌تری قرار داشته باشد. بر اساس این روابط که در الگوی

پیشنهادی استیگلر قانون مدیر[1] نامیده شده است، برنامه‌های عمومی و مصوب دولت دموکراتیک، اساساً در جهت منافع طبقه متوسط طراحی می‌شوند، درحالی‌که تأمین مالی آنها بیشتر بر دوش طبقات فرادست و فرودست قرار دارد (عجم اوغلو و همکاران[2]،۲۰۱۵).

از نظر تئوریک، تأثیر تجارت بر نابرابری در کشورهای در حال توسعه می‌تواند نتایج متضادی داشته باشد (گلدبرگ و پاچنیک[3]، ۲۰۰۷). وود[4] (۱۹۹۷)، نتیجه می‌گیرد که باز بودن تجاری اثرات متفاوتی بر نابرابری دستمزد در اقتصادهای آسیا و کشورهای آمریکای لاتین دارد. گرین و همکاران[5] (۲۰۰۱)، دریافته‌اند که آزادسازی تجارت هیچ تأثیر مثبتی بر پراکندگی دستمزدها در کشور برزیل ندارد. مسچی و ویوارلی[6] (۲۰۰۹)، نشان می‌دهند که آزادسازی تجارت بسته به میزان درآمد در کشورهای در حال توسعه، اثرات متفاوت بر توزیع درآمد دارد. نیسانک و توربک[7] (۲۰۱۰)، نشان می‌دهند که تأثیر جهانی شدن بر نابرابری در آمریکای لاتین بسیار متناسب است. مطالعات دیگری مربوط به ادبیات تجارت و توزیع درآمد در ابعاد دیگر، به‌عنوان مثال، تأثیرات مختلف در مناطق شهری و روستایی (کاستیهو و همکاران[8]، ۲۰۱۲)، نابرابری جنسیتی (چن و همکاران[9]، ۲۰۱۳) مطرح شده است. مشابه با مطالعات فوق، در این مطالعه، رابطه بین تجارت و نابرابری درآمدی با توجه به تأثیرات مختلف مربوط به کیفیت نهادها هم‌چون شاخص دموکراسی مورد بررسی قرا می‌گیرد، لذا مطالعه حاضر به بحث در مورد این خط از ادبیات در مورد افزایش یا کاهش نابرابری درآمد کلی کمک می‌کند.

این مطالعه بر اساس دو الگوی تجاری کالای نهایی هکشر-اوهلین و الگوی تجارت کالای واسطه‌ای فنسترا و هانسون (۱۹۹۶)، می‌باشد (لین و سیم[10]،۲۰۱۳: آرزکی و بروژنر[11]،۲۰۱۲). مدل فنسترا و هانسون (۱۹۹۶) مربوط به تجارت کالاهای واسطه در تخصص عمودی جهانی می‌باشد. یکی از ویژگی‌های این مدل، جذب FDI داخلی در

1. Director's Law
2. Acemoglu et al
3. Goldberg & Pavcnik
4. Wood
5. Gree et al.
6. Meschi & Vivarelli
7. Nissanke & Thorbecke
8. Castilho et al.
9. Chen et al.
10. Lin & Sim
11. Arezki & Bru¨ckner

کشورهای در حال توسعه است. اخولم و همکاران[1] (۲۰۰۷) و ایتو[2] (۲۰۱۳)، چنین سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی برای صادرات را به لحاظ نظری و تجربی نشان می‌دهند. بوسسی و هفکر[3] (۲۰۰۷)، بناسی و همکاران[4] (۲۰۰۷) و کتاب جنسن و همکاران (۲۰۱۲)، نشان می‌دهند که مسئولیت‌پذیری دموکراتیک دولت و کیفیت بوروکراسی تعیین‌کننده‌های بسیار مهمی از ورود سرمایه‌گذاری خارجی است. جنسن و همکاران (۲۰۱۲)، به طرز قانع‌کننده‌ای نشان می‌دهند که دموکراسی، حاکمیت قانون و حقوق مالکیت، همه الگوهای سرمایه‌گذاری جهانی را شکل می‌دهند و بر جریان FDI اثرگذار می‌باشند. با تمرکز بر دولت‌های استبدادی و دموکراتیک به‌طور جداگانه و با استفاده از استراتژی متغیر ابزاری، یافته‌ها نشان داده است که رابطه بین تجارت و نابرابری درآمدی برای کشورهای دموکراتیک، به‌صورت مثبت می‌باشد. با این حال، برای دولت‌های استبدادی، مشاهده می‌شود که تجارت بر نابرابری درآمد تأثیر منفی می‌گذارد.

برای بررسی اثرات تجارت بر نابرابری درآمد در کشورهای دموکراتیک و استبدادی، از شاخص دموکراسی و FDI استفاده می‌شود. باسوا و هفکر (۲۰۰۷) و جنسن و همکاران (۲۰۱۲)، نتیجه گرفته‌اند که مؤسسات و نهادها برای FDI داخلی مهم هستند. مقاله حاضر با این سناریو مغایرتی ندارد، زیرا نشان می‌دهد که دولت‌های دموکراتیک از نظر FDI نسبت به دولت‌های استبدادی، فعالیت‌های بیشتری دارند. افزون بر این، نشان داده شده است که دولت‌های دموکراتیک بیشتر کالاهای تولیدی صادر می‌کنند، درحالی‌که دولت‌های استبدادی و استکبار بیشتر کالاهای اولیه صادر می‌کنند. پینتو و ویوموث[5] (۲۰۱۴)، نشان می‌دهند که شرکت‌های آمریکایی احتمالاً واردات کالاهای واسطه را از دولت‌های دموکراسی که احتمالاً شرکت‌های عمودی در آن قرار دارند، انجام می‌دهند؛ بنابراین، جذب بیشتر FDI و تجارت بیشتر در کالاهای تولیدی منجر به نابرابری درآمدی بیشتر در کشورهای دموکراتیک می‌شود که توسط فنسترا و هانسون (۱۹۹۶) پیشنهاد شده است، درحالی‌که افزایش تجارت دولت‌های استبدادی که درگیر الگوهای تجاری از نوع هکشر-اوهلین هستند، با کاهش روند نابرابری درآمد، همان‌طور

1. Ekholm et al.
2. Ito
3. Bussea & Hefeker
4. Benassy et al.
5 .Pinto & Weymouth

که توسط قضیه استالپر- ساموئلسون پیشنهاد شده است، در ارتباط می‌باشد. علاوه بر ادبیات مربوط به تجارت و نابرابری درآمدی عوامل تولید، مقاله حاضر به ادبیات مطرح‌کننده این سئوال که بررسی می‌کنند نهادهای سیاسی چگونه بر این رابطه تأثیر می‌گذارند، کمک می‌کند. همان‌طور که توسط ریونی و لی[1] (۲۰۰۳) اشاره شده است، گرچه دانشمندان تأثیر باز بودن اقتصادی و دموکراسی بر نابرابری درآمدهای ملی را به‌طور جداگانه مورد مطالعه قرار داده‌اند، اما این رابطه کم‌تر به‌صورت توآمان بررسی شده است، درحالی‌که در مقالات انجام شده مشاهده می‌شود که دموکراسی می‌تواند نابرابری درآمد عوامل تولید را منوط به تجارت، سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی و سرمایه مالی، کاهش دهد، با این حال، نقش دموکراسی در رابطه نابرابری تجاری عوامل تولید هنوز مورد بررسی قرار نگرفته است.

۲-۲- پیشینه پژوهش

خارجی

کونو[2] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای با عنوان "دموکراسی و تبعیض تجارت"، بیان داشته‌اند که دموکراتیزاسیون قدرت سیاسی را از افراد ثروتمندتر به افراد فقیر منتقل می‌کند، فشارهای سیاسی را برای آزادسازی تجارت با شرکای ثروتمندتر، اما برای افزایش حمایت در برابر افراد فقیرتر ایجاد می‌کند. این تحقیق با استفاده از جریان‌های تجارت از سال ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۰ بین کشورهای درحال توسعه آزمایش می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که دموکراتیک سازی منجر به تبعیض تجاری علیه کشورهای فقیر، در درجه اول از طریق موانع غیرمستقیم می‌شود.

تیلی[3] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با عنوان "اتحادیه‌های کارگری، نابرابری و دموکراسی در ایالات متحده و مکزیک"، مجموعه روابط در ایالات متحده و مکزیک را طی قرن بیستم و اوایل قرن بیست و یکم در نظر گرفته است. در طی این دوره، در ایالات متحده به‌طور گسترده دموکراسی و نابرابری افزایش و سپس کاهش یافته است. در مکزیک، برابری از الگوی مشابهی پیروی کرده، اما دموکراسی از الگوی معکوس، در پی انقلاب

1. Reuveny & Li
2. Kono
3. Tilly

مکزیک پیروی کرده است. در هر دو کشور، دموکراسی در درون کشور، محدود و مشکل ساز بوده است.

گالیانی و همکاران[1] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با عنوان "وفور عوامل، دموکراسی و واگرایی در سیاست تجارت" پرداخته‌اند که یک اقتصاد باز کوچک با دو کالای قابل معامله مدل‌سازی می‌شود که هر یک با استفاده از یک فاکتور خاص (به‌عنوان مثال، زمین و سرمایه) و عامل دیگری که بین این بخش‌های قابل معامله و قابل حمل است (نیروی کار) مشخص می‌شود. در این تحقیق از این الگوی تعادلی کلی استفاده می‌شود تا صریحاً سیاست‌های ایده‌آل گروه‌های مختلف اقتصادی در جامعه (مالکان، صنعتگران، کارگران و کارگر ماهر) استخراج شود. سپس از آن سیاست‌های ایده‌آل برای مدل‌سازی رفتار رأی‌گیری احتمالی فردی اعضای هر یک از این گروه‌های اقتصادی استفاده می‌شود. نتایج نشان داده می‌شود که در منابع طبیعی (زمین) - اقتصادهای فراوان با سرمایه بسیار اندک یا در اقتصادهایی که تخصص در تولید دارند، احزاب تمایل دارند که به همان سکوی سیاست همگرا شوند و سیاست تجارت احتمالاً با ثبات و نسبت نزدیک است. در مقابل، در یک اقتصاد فراوان از منابع طبیعی با یک صنعت داخلی مهم که با واردات رقابت می‌کند، احزاب تمایل به واگرایی دارند و سیاست تجارت احتمالاً محافظه کارتر و ناپایدار است.

داکسیس و همکاران[2] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان "تجارت و دموکراسی: یک رویکرد مبتنی بر عوامل" برای ۱۴۲ کشور بین سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۷ بررسی می‌شود. نتایج آماری حاصل از برآورد حداقل مربعات دو مرحله‌ای نشان می‌دهد که تجارت با دموکراسی در بین کشورهای دارای وفور نیروی کار در ارتباط و همراه است، اما تجارت تأثیر منفی بر دموکراسی در کشورهای دارای وفور سرمایه است. با این حال، نتایج قوی و از لحاظ آماری معنادار نیستند، بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که شواهد در حمایت از استدلال آنها نسبت ضعیف است.

لین و فیو (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با عنوان "تجارت، کیفیت نهادی و نابرابری درآمدی"، بین کشورهای توسعه‌یافته در دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. یافته‌های اصلی این تحقیق نشان می‌دهد که تجارت منجر به کاهش قابل توجه (افزایش) نابرابری درآمد در حکومت‌های مستبدانه (دموکراسی) می‌شود. برای توضیح

1. Galiani et al.
2. Doces et al.

چنین تأثیرات متفاوتی، شواهد حمایتی مبنی بر اینکه حکومت‌های استبدادی، کالاهای اصلی بیشتری را صادر می‌کنند و ممکن است از قضیه استالپر-ساموئلسون در چارچوب تئوری هکشر-اوهلین استفاده کنند، ارائه می‌شود، درحالی‌که دولت‌های دموکراسی فعال در تولید برون سپاری ممکن است از مدل فنسترا و هانسون (۱۹۹۶) پیروی کنند.

لاندمان و لایوث[1] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان "تجارت سیاسی: دموکراسی و حکومت در دنیای متغیر"، پرداخته‌اند. آن‌ها به‌صورت توصیفی، سؤالات نظری و روش‌شناختی و هم‌چنین شناسایی معاملات تجربی را در نظر می‌گیرند. افزون بر این، آنها بینشی در مورد امکان توازن معاملات و استراتژی‌ها را ارائه می‌دهند که می‌تواند به بازیگران و عوامل برای یافتن چنین سازش‌هایی کمک کند.

ویسنر[2] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان "تجارت آزاد در مقابل دموکراسی و استانداردهای اجتماعی در اتحادیه اروپا"، یک مدل مفهومی برای تحلیل تنش‌های موجود و برطرف کردن آنها ارائه می‌دهد: الف) در حقیقت اتحادیه اروپا در دموکراسی‌های ملی و حاکمیت ملی مداخله کرده است، زیرا قانون آن‌ها برتر از قوانین ملی است. ب) قوانین و احکام اتحادیه اروپا در مورد کاهش استانداردهای اجتماعی ملی است. ج) مدیران و نهادها و مؤسسات جدیدی که دارای صلاحیت غیرمستقیم هستند، صلاحیت‌هایی را که در گذشته در حوزه قانون‌گذاران مستقر در کشور مستقر بودند را به عهده گرفته‌اند؛ و د) این تأثیرات منفی مربوط به ترجیح اتحادیه اروپا در آزادسازی تجارت آزاد سرمایه، کالاها و خدمات در مورد دموکراسی، معیارهای اجتماعی و حاکمیت ملی است. این مقاله با بحث در مورد چشم‌اندازهای مورد بررسی و مسیرهای ممکن برای راه حل‌ها نتیجه می‌گیرد و این استدلال ارائه می‌شود که برای حفظ سطح بالایی از ادغام اقتصادی، دموکراسی و استانداردهای اجتماعی در اتحادیه اروپا، باید حاکمیت ملی جای خود را بگیرد.

داخلی

بابازاده و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد با تأکید بر نقش تجارت خارجی مطالعه موردی ایران بین سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۶" نشان می‌دهد که تجارت خارجی موجب کاهش نابرابری درآمدی در ایران

1. Landman & Lauth
2. Wiesner

می‌شود، ولی دارای اثر چشمگیری نمی‌باشد. هم‌چنین صادرات غیرنفتی اثر معنی‌دار بر توزیع درآمد ندارد ولی در مقابل صادرات نفتی منجر به افزایش نابرابری درآمدی در ایران می‌شود. واردات نیز موجب بهبود شاخص توزیع درآمد در ایران می‌شود. هم‌چنین اثر افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه بر توزیع درآمد به‌گونه‌ای است که سهم گروه‌های درآمدی بالا از افزایش GDP بیشتر است و این موضوع نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در مرحله اول منحنی کوزنتس قرار دارد.

نظری و فتوره چی (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با عنوان "رابطه جهانی شدن با توزیع درآمد در ایران آزمون فرضیه کوزنتس، استالپر ـ ساموئلسون و ماندل در ایران" با استفاده از اطلاعات و آمار سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۶ و بر اساس برآورد مدل‌های رگرسیونی، برای مناطق شهری و روستایی و کل کشور ارتباط بین جهانی شدن و توزیع درآمد تبیین می‌شود. تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد در ایران با افزایش GNP، نابرابری ابتدا، افزایش و سپس کاهش می‌یابد. (فرضیه کوزنتس) افزایش باز بودن تجاری به کاهش نابرابری درآمد در کل کشور و مناطق شهری منجر می‌شود (فرضیه استالپر ـ ساموئلسون)، اما در مورد مناطق روستایی، باز بودن تجاری تأثیری بر توزیع درآمد ندارد. افزایش FDI نیز تأثیری بر توزیع درآمد در ایران ندارد (رد فرضیه ماندل). نتایج حاصل از تخمین، حاکی از تأیید فرضیه کوزنتس و استالپر ـ ساموئلسون و رد فرضیه ماندل است.

عبادی (۱۳۹۱)، در مطالعه خود با عنوان "بررسی رابطه بین دموکراسی و توزیع درآمد (شواهدی از ۱۴۲ کشور دنیا)"، در منتخبی از کشورهای دنیا (شامل ۱۴۲ کشور) برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۹ با استفاده از روش پانل دیتا نشان می‌دهد که دموکراسی علیت گرنجری توزیع درآمد می‌باشد اما برای عکس این رابطه شواهدی یافت نشده است. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که بین دموکراسی و توزیع درآمد رابطه مثبت وجود دارد، به این معنا که افزایش شاخص دموکراسی وضع توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد.

امینی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان "تحلیل تأثیر توسعه صادرات بر اشتغال؛ مطالعه موردی صنایع با فناوری بالا در ایران" برای برآورد الگو از روش GMM استفاده کرده‌اند. بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگو، اشتغال با وقفه، ارزش افزوده، صادرات و سرمایه تحقیق و توسعه، اثر مثبت و معنادار بر اشتغال دارند، درحالی‌که دستمزد واقعی، هزینه واقعی سرمایه و سرمایه سرانه تأثیر منفی و معناداری بر اشتغال

دارند؛ بنابراین، فرضیه تحقیق مبنی بر اثر مثبت صادرات بر اشتغال تأیید و در نهایت پیشنهاداتی مرتبط با نتایج تحقیق ارائه شده است.

خراسانی (۱۳۹۱)، در مطالعه خود با عنوان "بررسی رابطه دموکراسی و توزیع درآمد" به بررسی رابطه‌ی بین دموکراسی و توزیع درآمد (ضریب جینی) در منتخبی از کشورهای دنیا (شامل ۱۴۲ کشور) برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۹ با استفاده از روش پانل دیتا نشان می‌دهد که دموکراسی علیت گرنجری توزیع درآمد است، اما برای عکس این رابطه شواهدی یافت نشده است. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که بین دموکراسی و توزیع درآمد رابطه مثبت وجود دارد، به این معنا که افزایش شاخص دمکراسی وضع توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد.

آرمن و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان"بررسی اثر دموکراسی بر توزیع درآمد: رویکرد همجمعی با داده‌های ترکیبی (مطالعه موردی: ۵۰ کشور اسلامی)" در منتخبی از کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۹ با یک رویکرد همجمعی با استفاده از روش پانل دیتا است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت معنی‌دار بین دموکراسی و بهبود توزیع درآمد در کشورهای مورد مطالعه وجود دارد. به عبارتی با افزایش سطح دموکراسی در کشورهای مورد مطالعه، نابرابری توزیع درآمد کاهش می‌یابد.

امینی و لطفی‌پور (۱۳۹۳)، در مطالعه خود با عنوان "تحلیل اثرات آزادسازی تجارت خدمات مالی بر بهره‌وری کل عوامل: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه آزادسازی مالی" در قالب الگوی اقتصادسنجی پنل دیتا و از روش اثرات ثابت، با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ برای ۲۰ کشور در حال توسعه (به همراه ایران)، اثر آزادسازی تجارت خدمات مالی بر بهره‌وری کل عوامل (TFP) اقتصاد این کشورها مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل اثر آزادسازی تجاری خدمات مالی بر بهره‌وری، تأییدکننده وجود ارتباط مثبت و معنادار بین آزادسازی تجارت خدمات مالی و بهره‌وری کل عوامل است.

ابونوری و گرمابی (۱۳۹۵)، در مطالعه خود با عنوان"سهم عامل کار از تولید و اثر آن بر رشد اقتصادی در ایران" با استفاده از تابع تولید کشش جانشینی ثابت (CES)، نشان می‌دهند که در جوامع مصرف‌گرا، افزایش سهم سرمایه در تولید از طریق تأثیر بر نرخ بهره، موجب افت نرخ پس‌انداز می‌شود و این امر با کاهش نرخ رشد اقتصادی همراه

است. براساس این مطالعهٔ تجربی بر پایهٔ مشاهدات اقتصاد ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، فرضیه‌های مذکور رد نشده است.

پندآزمای و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان" تحلیل نظریه هکشر- اوهلین در تجارت خارجی ایران و آلمان (رهیافت الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه)" در قالب یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه نتایج نشان داده است که در بین بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات و نفت و گاز که بیانگر بخش‌های صادرات نفتی و غیرنفتی در اقتصاد ایران و آلمان می‌باشند؛ صادرات بخش‌های خدمات و صنعت و معدن، به ترتیب بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دو کشور دارد. بر این اساس، برای تسریع رشد اقتصادی دو کشور باید صادرات غیرنفتی (صنعتی و خدماتی) مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

۳- روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر نوع داده‌ها مورد استفاده و ماهیت موضوعی از انواع پژوهش‌های کمی بوده و از نظر نحوه گردآوری داده‌ها (طرح پژوهش) نیز از لحاظ هدف کاربردی و از نظر ماهیت توصیفی، از نوع همبستگی- روش‌های تخمین GLS و GMM می‌باشند. به‌منظور بررسی اثر دموکراسی و تجارت بر نسبت دریافتی عوامل تولید در ایران از دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ به‌صورت سالیانه و با استفاده از روش سری زمانی با توجه به ادبیات تحقیق و تئوری‌های تجارت بین‌الملل و فرضیه استالپر سامئولسون و دیدگاه مرتبط با دموکراسی و مطالعات لاندمان و لایوث (۲۰۱۹) و لین وفیو (۲۰۱۶)، الگوی رگرسیونی استفاده شده در این تحقیق به‌صورت رابطه ۱ می‌باشد:

$$\mathrm{PFR_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Open_t} + \alpha_2 \mathrm{Democ_t} + \alpha_3 \mathrm{FDI_t} + \alpha_4 \mathrm{Democ_t} * \mathrm{FDI_t} + \alpha_5 \mathrm{Open} * \mathrm{Democ_t} + \alpha_7 \mathrm{Controls_t} + \varepsilon \quad (۱)$$

که متغیر وابسته PFR نسبت دریافتی عوامل تولید (حداقل دستمزد تعیینی به نرخ بهره پس‌انداز سالیانه) از داده‌های بانک مرکزی ایران و متغیرهای مستقل شاخص‌های درجه بازبودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) Open به‌عنوان شاخص تجارت آزاد و FDI سرمایه‌گذاری خارجی از داده‌های

بانک جهانی، شاخص دموکراسی Democ از داده‌های دموکراسی خانه آزادی[1] و شاخص ضربی (تعاملی) تجارت و دموکراسی می‌باشند. ε میزان خطای مدل و t سال را نشان می‌دهد. متغیرهای کنترل مطالعه عبارتند از: میزان جمعیت فعال کشور، میزان سرمایه کلان کشور، شاخص تورم مبتنی بر شاخص CPI، نرخ ارز بازاری، ارزش تولید کالاهای صنعتی، ارزش تولید کالاهای کشاورزی، ارزش بخش خدمات از تولید، شاخص هرفیندال در بین تولیدکنندگان به‌عنوان شاخص انحصار که همگی از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

۴- نتایج تحقیق

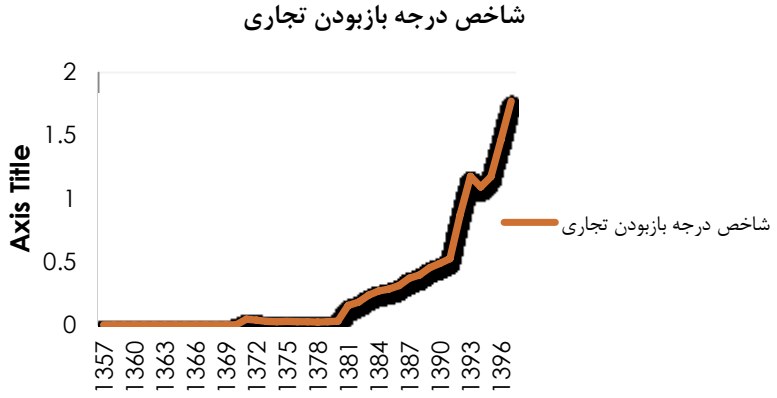
۴-۱- آمار توصیفی

در این بخش ابتدا آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش و وضعیت کلی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نمودار ۱، نشان می‌دهد که شاخص درجه بازبودن تجاری در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ یک شوک مثبت افزایش حجم تجارت در کشور را تجربه کرده است، اما به‌صورت کلی تا قبل از سال ۱۳۸۰ روند نسبت ثابتی را طی و بعد سال ۱۳۸۰ رشد فزاینده‌ای را تجربه کرده که شاخص درجه بازبودن تجاری در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۰ چندین برابر شده و برای اولین بار این نسبت بالاتر از ۱ بوده است، سپس کاهش کمی در سال‌های ۹۳ و ۹۴ و در ادامه روند افزایشی حجم تجارت در کشور، تجربه شده است.

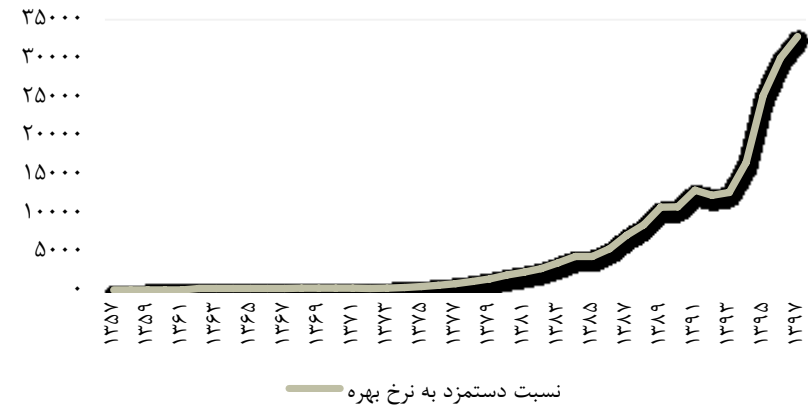
---

۱. خانهٔ آزادی یک مؤسسه‌ی مستقل بین‌المللی می‌باشد که توسعه‌ی دموکراسی در سرتاسر جهان را بررسی می‌کند. از سال ۱۹۷۲ خانه‌ی آزادی سالیانه گزارش‌هایی را منتشر می‌کند که حکایت از میزان آزادی و رعایت دموکراسی در سرتاسر جهان و کشورهایی که آزادی و دموکراسی را منکر می‌شوند، دارد. این معیار، گستره‌ای از یک تا هفت را شامل می‌شود که عدد یک نشاندهنده‌ی بسیار آزاد و عدد هفت برعکس آن، نشان از حداقل آزادی در آن منطقه یا کشور دارد. در این مطالعه از عکس شاخص خانه آزادی به‌عنوان شاخص دموکراسی استفاده شده است.



منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران

نمودار ۱. روند شاخص درجه بازبودن تجاری طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷



منبع: داده‌های بانک مرکزی ایران

نمودار ۲. نسبت دستمزد به نرخ بهره:

نمودار ۲، نشان می‌دهد شاخص نسبت دریافتی عوامل تولید (نسبت دستمزد به نرخ بهره) تا سال ۱۳۹۲ روند افزایشی داشته است، سپس تا سال ۹۴ کاهش را تجربه و در نهایت روند افزایشی ادامه پیدا کرده است. همان‌طور که نمودار ۲ و ۱ نشان می‌دهد شاخص‌های درجه بازبودن تجاری و نسبت دریافتی عوامل تولید طی سالیان اخیر روند صعودی به‌صورت نمایی را طی کرده است. روند دو نمودار حاکی از همزمانی روند دو نمودار دارد که جالب توجه است.

۴-۲- تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌ها

مانایی متغیرهای تحقیق

اگر متغیرهای سری زمانی پایا نباشد، ممکن است رگرسیون کاذب بروز کند. در این مطالعه از آزمون دیکی فولر جهت مانایی استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر نشان می‌دهد که همه متغیرهای پژوهش به جز درجه بازبودن تجاری، ارزش تولید کالاهای کشاورزی و جمعیت فعال در سطح مانا شده‌اند، لذا سه متغیر مذکور پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا شده و در مدل به‌صورت تفاضلی وارد می‌شوند.

تخمین مدل رگرسیونی

در این بخش نتایج مدل رگرسیونی مرور می‌شود. روش تجزیه و تحلیل، روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی تعمیم‌یافته (GLS) می‌باشد که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد مدل GLS (متغیر وابسته: نسبت دستمزد به نرخ بهره) (PFR)

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	C	۰/۴۶۹	۰/۵۳۳	۰/۸۸۰	۰/۳۷۹
تغییرات شاخص درجه بازبودن تجاری	Open	۰/۹۰۳	۰/۰۳۶	۲۴/۷۳۴	۰/۰۰۰
شاخص دموکراسی	Democ	۰/۱۶۹	۰/۰۴۹	۳/۴۲۹	۰/۰۰۶
تعامل درجه بازبودن و دموکراسی	Democ*Open	۰/۰۵۹	۰/۰۲۹	۲/۰۱۲	۰/۰۴۰
سرمایه‌گذاری خارجی	FDI	۰/۰۲۸	۰/۰۰۵	۵/۴۰۹	۰/۰۰۰
تعامل سرمایه‌گذاری خارجی و دموکراسی	Democ* FDI	۰/۱۶۱	۰/۰۵۸	۲/۷۳۹	۰/۰۰۱
شاخص سرمایه	Cap	-۰/۰۸۶	۰/۰۳۸	-۲/۲۶۴	۰/۰۲۳
تغییرات ارزش تولید کالاهای کشاورزی	Agric	-۰/۱۰۷	۰/۰۳۰	-۳/۵۶۲	۰/۰۰۰۴
تغییرات شاخص جمعیت فعال	Pop	۰/۵۶۱	۰/۲۴۰	۰/۲۵۰	۰/۰۰۰
شاخص تورم	CPI	۰/۶۱۹	۰/۲۳۳	۲/۶۴۹	۰/۰۰۸
تغییرات نرخ ارز بازاری	Exch	-۰/۶۲۶	۲/۴۷۵	-۰/۲۵۳	۰/۸۰۰
ارزش بخش خدمات از تولید	Serv	-۰/۲۲۶	۴/۱۴۲	-۰/۰۵۴	۰/۹۵۶
شاخص هرفیندال به‌عنوان شاخص انحصار	Herf	۹/۳۹۳	۰/۵۵۸	۱۶/۸۱۹	۰/۰۰۰
ارزش تولید کالاهای صنعتی	Indust	۵/۰۹۱	۱/۶۵۸	۳/۰۷۰	۰/۰۰۲
ضریب تعیین: ۰/۷۷۱ آماره دوربین واتسن: ۱/۷۰۴ آماره F: ۸/۶۴۲ احتمال: ۰/۰۰۰۰۱					

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده شده است مقدار ضریب تعیین مدل رگرسیونی برابر با R^2 = ۰/۷۷ می‌باشد که گویای این مطلب است که حدود ۷۷٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود؛ که این امر نشان‌دهنده ارتباط بالای متغیرهای مستقل با متغیر وابسته می‌باشد. با توجه به آزمون دوربین واتسون که مقدار آن برابر ۱/۷۰ می‌باشد و ازآنجایی‌که مابین ۱/۵ و ۲/۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت باقیمانده‌ها مستقل از هم می‌باشند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر مستقل درجه بازبودن تجاری و سرمایه‌گذاری خارجی به‌عنوان شاخص‌های تجارت بر متغیر وابسته نسبت دستمزد به نرخ بهره به‌عنوان نسبت دریافتی عوامل تولید مثبت و معنادار با ضرایب ۰,۹۰ و ۰,۰۲ می‌باشند و نشان می‌دهد که افزایش حجم تجارت در کشور منجر به افزایش دریافتی نیروی کار نسبت به سرمایه در کشور خواهد شد. اثر متغیر سرمایه‌گذاری خارجی بر نسبت عوامل تولید نیز مثبت و معنادار بوده است. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که اثر متغیر دموکراسی بر متغیر نسبت دستمزد به نرخ بهره نیز مثبت و معنادار با ضریب ۰,۱۶ می‌باشد و بیانگر این است که افزایش و بهبود وضعیت دموکراسی در کشور منجر به افزایش دریافتی نیروی کار نسبت به سرمایه خواهد شد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که اثر متغیر تعاملی مستقل دو شاخص دموکراسی و درجه بازبودن تجاری (سرمایه‌گذاری خارجی) به‌عنوان شاخص‌های تجارت بر متغیر نسبت دستمزد به نرخ بهره مثبت و معنادار با ضرایب ۰,۰۵ و ۰,۱۶ می‌باشند و نشان می‌دهد که افزایش و بهبود وضعیت دموکراسی در کشور و افزایش حجم تجارت در کشور منجر به افزایش دریافتی نیروی کار نسبت به سرمایه در کشور خواهد شد و اثر یکدیگر را تقویت خواهد کرد.

آزمون‌های مورد نیاز جهت برقراری فروض کلاسیک

یکی از فروض کلاسیک مدل‌های رگرسیونی، همسانی واریانس باقی مانده‌ها است که از فرضیه‌های اساسی هر رابطه محسوب می‌شود. برای بررسی فرض ناهمسانی واریانس در این پژوهش، از آزمون بروش- پاگان- گادفری استفاده شده که در این آزمون فرض صفر بیان‌گر وجود همسانی واریانس است و با توجه به این که مقدار احتمال آماره است و از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد، در نتیجه فرض صفر پذیرفته شده حاکی از آن است که ناهمسانی واریانس وجود ندارد. به‌منظور بررسی وجود خود همبستگی بین مقادیر خطای مدل نیز از آزمون نسبت راستنمایی استفاده شده است. نتایج اولیه خود همبستگی نشان از خود همبستگی مدل دارد، برای برطرف کردن خود همبستگی از روش GLS وزن دهی شده استفاده می‌شود که با توجه به جدول خروجی این آزمون مقدار احتمال بزرگ‌تر از سطح ۵٪ شده است، لذا فرض صفر، تأیید و وجود خود هم‌بستگی بین مقادیر خطا رد شده است.

استحکام نتایج مدل[1]

در این بخش متغیرهای کنترلی تحقیق حذف و اضافه می‌شوند و متغیرهای اصلی پژوهش نیز با وقفه وارد مدل می‌شوند تا اثرات متغیرهای اصلی پژوهش به‌صورت دقیق‌تر و استحکام نتایج مدل بررسی شود. هم‌چنین در این بخش نتایج مدل GMM نیز برای استحکام بیشتر و مقایسه نتایج بررسی می‌شود. در حقیقت روش پویای GMM نه تنها یک روش تخمین قوی نسبت به روش‌های قبلی می‌باشد، بلکه این روش بهتر می‌تواند واقعیت‌ها رانشان داده و قدرت توضیح دهندگی الگو را افزایش دهد که نتایج در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج استحکام مدل (متغیر وابسته: نسبت دستمزد به نرخ بهره) (PFR)

متغیر	نماد	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل GMM
نسبت دستمزد به نرخ بهره با یک وقفه	PFR (1)	–	–	–	۰/۳۷۹**
تغییرات شاخص درجه بازبودن تجاری	Open	۰/۸۹۵**	۰/۹۰۲**	۰/۰۲۸*	۰/۸۹۳**
درجه بازبودن تجاری با یک وقفه	Open (1)	۰/۱۵۸	۰/۰۱۲	۰/۲۴۱*	-
شاخص دموکراسی	Democ	۰/۱۹۹**	۰/۰۴۹*	۰/۴۲۹**	۰/۲۰۶**
شاخص دموکراسی با یک وقفه	Democ (1)	۰/۰۸۵	۰/۰۰۸	۰/۱۰۶*	-
تعامل درجه بازبودن و دموکراسی	Democ*Open	۰/۰۶۲*	۰/۰۲۹*	۰/۰۱۲**	۰/۰۴۰**
سرمایه‌گذاری خارجی	FDI	۰/۱۱۱**	۰/۰۰۵**	۰/۴۰۹**	۰/۰۲۱**
تعامل سرمایه‌گذاری خارجی و دموکراسی	Democ* FDI	۰/۱۸۹**	۰/۰۵۸**	۰/۲۳۹**	۰/۰۴۱**
شاخص سرمایه	Cap	–	-۰/۰۳۸*	-۰/۲۶۴**	-۰/۰۲۳**
تغییرات ارزش تولید کالاهای کشاورزی	Agric	-۰/۲۰۹*	–	-۰/۵۶۲**	-۰/۰۰۴**
تغییرات شاخص جمعیت فعال	Pop	۰/۰۰۳*	۰/۲۴۰	–	۰/۰۹۱*
شاخص تورم	CPI	۰/۶۰۱**	۰/۲۳۳**	۰/۶۴۹**	۰/۵۶۸**
تغییرات نرخ ارز بازاری	Exch	–	۰/۴۷۵*	–	-۰/۷۵۹**
ارزش بخش خدمات از تولید	Serv	-۰/۰۰۲*	–	-۰/۰۵۴**	-۰/۱۵۶**
شاخص هرفیندال به‌عنوان شاخص انحصار	Herf	–	۰/۵۵۸**	۰/۰۰۷*	۰/۸۹۵**
ارزش تولید کالاهای صنعتی	Indust	۰/۰۹۱**	–	۰/۰۷۰*	۰/۲۵۸
ضریب تعیین مدل		۰/۷۹۰	۰/۸۱۰	۰/۸۱۱	۰/۹۰۱
احتمال معناداری آماره F		۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش؛ علامت یک ستاره معناداری در سطح ۹۵ درصد و علامت دو ستاره نشان‌دهنده معناداری در سطح ۹۹ درصد.

1. Robustness check

همان‌طورکه در جدول ۲ نشان داده شده است مقدار ضریب تعیین مدل‌های رگرسیونی با ورود متغیرهای وقفه دار بالاتر از ۷۷ درصد مدل اولیه است، اما ضرایب متغیرهای اساسی تحقیق، دموکراسی، تجارت و اثرات ضربی آن همانند مدل اولیه می‌باشد و این نتایج نشان‌دهنده استحکام نتایج با وجود شرایط و متغیرهای مختلف در مدل پژوهش می‌باشد. فروض کلاسیک هم‌چون ناهمسانی واریانس و خود همبستگی در تمامی مدل‌ها بررسی شده که نتایج عدم وجود این مشکلات را نشان داده است. احتمال آماره F در تمام مدل‌ها نیز کمتر از ۰,۰۵ و نشان‌دهنده معناداری مدل می‌باشد. نتایج مدل GMM نیز حاکی از آن است که اثر درجه بازبودن تجاری و سرمایه‌گذاری خارجی به‌عنوان شاخص‌های تجارت بر نسبت دستمزد به نرخ بهره به‌عنوان نسبت دریافتی عوامل تولید، مثبت و معنادار و اثر متغیر دموکراسی و اثر متغیر تعاملی مستقل دو شاخص دموکراسی و درجه بازبودن تجاری (سرمایه‌گذاری خارجی) نیز بر نسبت دستمزد به نرخ بهره مثبت و معنادار می‌باشد و این رو اثر یکدیگر را تقویت خواهند کرد. در روش GMM، آماره‌ی آزمون سارگان برابر ۳,۰۱ که آزمون صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد می‌کند. در نتیجه، اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شود و نتایج تخمین کاملاً دقیق و بدون اریب می‌باشد.

۵- تجزیه و تحلیل نتایج و پیشنهادها

هدف این مطالعه بررسی تأثیر تجارت و دموکراسی بر نابرابری درآمدی عوامل تولید می‌باشد. برای این منظور، تمرکز اصلی بر تئوری هکشر-اوهلین و مدل استالپر ساموئلسون و هم‌چنین در نظر گرفتن اثر نهاد دموکراسی برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ با استفاده از روش‌های مختلف GLS و GMM می‌باشد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش حجم تجارت (افزایش درجه بازبودن تجاری و افزایش سرمایه‌گذاری خارجی) در کشور منجر به افزایش دریافتی نیروی کار نسبت به سرمایه در کشور خواهد شد. با بررسی صادرات غیرنفتی کشور و سهم بالای صادرات کالاهایی هم‌چون فرش، محصولات کشاورزی و خدمات مهندسی و ... به این نتیجه خواهیم رسید که افزایش تجارت کالاهای کاربر منجر به افزایش بازدهی و دریافتی عوامل تولید استفاده شده در این پروسه‌ها (نیروی کار) خواهد شد. این نتایج منطبق بر تئوری استالپر – ساموئلسون و مطالعات تجربی می‌باشد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که

افزایش و بهبود وضعیت دموکراسی در کشور دریافتی نیروی کار نسبت به سرمایه در کشور را افزایش خواهد داد؛ به عبارت دیگر بهبود دموکراسی سیاسی منجر به بهبود دموکراسی اقتصادی و کاهش تضاد و شکاف دریافتی‌های عوامل تولید خواهد شد. نتایج اثر متغیرهای تعاملی نیز نشان می‌دهد که افزایش و بهبود وضعیت دموکراسی در کشور همزمان با افزایش حجم تجارت در کشور منجر به افزایش دریافتی نیروی کار نسبت به سرمایه در کشور شده و اثر یکدیگر را تقویت خواهد کرد. این نتایج منطبق بر مطالعات تجربی ویسنر (۲۰۱۹)، لاندمان و لایوث (۲۰۱۹) و لین وفیو (۲۰۱۶) و عجم اوغلو و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد. با توجه به نتایج تحقیق، جهت تقویت نسبت دستمزد به نرخ بهره و حمایت از نیروی کار در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، مهم‌ترین پیشنهادهای این مطالعه حمایت از تجارت آزاد و تقویت دموکراسی می‌باشد؛ به عبارت دیگر با تقویت تجارت آزاد و مبتنی بر قضیه استالپر ساموئلسون، میزان دستمزدها به نرخ بهره افزایش خواهد یافت. هم‌چنین تقویت شاخص‌های دموکراسی مبتنی بر نظریه رأی‌دهنده میانی می‌تواند سبب تقویت اکثریت رأی‌دهنده‌ها و حمایت از منافع نیروی کار در سطح گسترده شود. هم‌چنین این نتایج اثرگذاری شاخص انحصار بر نسبت پرداختی عوامل تولید را معنادار دانسته است که مبتنی بر تئوری‌های مدرت تجارت بین‌الملل و به نوعی تکمیل‌کننده تئوری هکشر- اوهلین در تجارت مبتنی بر مطالعات اقتصاد سیاسی بین‌الملل و دیدگاه نهادگرایان می‌باشد.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل، گرمابی، ابوالفضل (۱۳۹۵). سهم عامل کار از تولید و اثر آن بر رشد اقتصادی در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، (۱)۵۱، ۲۴-۱.

۲. آرمن، سید عزیز. مصطفایی، شعبان و کفایت، مجتبی (۱۳۹۲). بررسی اثر دموکراسی بر توزیع درآمد: رویکرد همجمعی با داده‌های ترکیبی (مطالعه موردی: ۵۰ کشور اسلامی). *دومین کنفرانس بین‌المللی مدیریت، کارآفرینی و توسعه اقتصادی*، قم، دانشگاه پیام نور.

۳. امینی، علیرضا، خسروی‌نژاد، علی اکبر و علیزاده، زهرا (۱۳۹۱). تحلیل تأثیر توسعه صادرات بر اشتغال؛ مطالعه موردی صنایع با فناوری بالا در ایران. *اقتصاد مالی*، ۶(۱۹)، ۱۳۵-۱۷۴.

۴. امینی، علیرضا و لطفی پور، مریم (۱۳۹۳). تحلیل اثرات آزادسازی تجارت خدمات مالی بر بهره‌وری کل عوامل: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه. اقتصاد مالی، ۸(۲۸)، ۶۱-۸۲.

۵. بابازاده، محمد، قویدل، صالح و عموزاد خلیلی، حسن (۱۳۸۸). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد با تأکید بر نقش تجارت خارجی مطالعه موردی ایران بین سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۶. پایان‌نامه ارشد دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه.

۶. پندآزمای، سارا، جلایی، عبدالمجید و زاینده رودی، محسن (۱۳۹۷). تحلیل نظریه هکشر- اوهلین در تجارت خارجی ایران و آلمان (رهیافت الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه). *فصلنامه علمی - پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی، (۴۳)۱۶۴*، ۳۵-۱۳۹.

۷. خراسانی، سیدعادل (۱۳۹۱). بررسی رابطه دموکراسی و توزیع درآمد. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.

۸. سالواتوره، دومینیک (۱۳۸۵). تئوری و مسائل اقتصاد بین‌الملل (گلریز حسن و هدایت ایران پرور). تهران. انتشارات نشر نی.

۹. عبادی، جعفر (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین دموکراسی و توزیع درآمد (شواهدی از ۱۴۲ کشور دنیا)، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، https://www.civilica.com/Paper-۰۶۳_۰۱-ECONOMETRICS۰۱ECONOMETRICS.html

۱۰. مهربانی وحید (۱۳۹۴). گسترش حق رأی، دموکراسی و نابرابری درآمدها: یک الگوی نظری و برخی شواهد از ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی) (۱۵) ۳:۱۵۱-۱۷۳

۱۱. کارلوگاندولفو، ژیان (۱۳۸۰). تجارت بین‌الملل. (تقوی، مهدی و تیمور محمدی). تهران. انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.

۱۲. کاهلر، روئل (۱۳۷۵). بازاریابی بین‌المللی. (سعید رحیمی). تهران. انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی.

۱۳. ناجی میدانی، علی اکبر (۱۳۹۴). جهانی شدن و اصلاحات: پندها و تجربه‌ها؛ دومین همایش دو سالانه اقتصاد ایران

۱۴. نظری، محسن، فتوره‌چی، زهرا (۱۳۸۹). رابطه جهانی شدن با توزیع درآمد در ایران آزمون فرضیه کوزنتس، استالپر ـ ساموئلسون و ماندل در ایران. رفاه اجتماعی. (۱۰) ۳۶، ۲۳۷-۲۵۴

15. Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P., & Robinson, J. A. (2015). Democracy, redistribution, and inequality. In Handbook of income distribution (Vol. 2, pp. 1885-1966). Elsevier.
16. Anderson, E. (2005). Openness and inequality in developing countries: A review of theory and recent evidence. World Development, 33(7), 1045–1063.
17. Benassy-Quere, A., Coupet, M., & Mayer, T. (2007). Institutional determinants of foreign direct investment. The World Economy, 30(5), 764–782.
18. Bussea, M., & Hefeker, C. (2007). Political risk, institutions and foreign direct investment. European Journal of Political Economy, 23(2), 397–415.
19. Castilho, M., Menendez, M., & Sztulman, A. (2012). Trade liberalization, inequality, and poverty in Brazilian states. World Development, 40(4), 821–835.
20. Chen, Z., Ge, Y., Lai, H., & Wan, A. (2013). Globalization and gender wage inequality in China. World Development, 44, 256–266.
21. Tilly, Chris (2013). "Trade Unions, Inequality, and Democracy in the US and Mexico", Rethinking Development and Inequality Vol. 2 - Special Issue, pp.:68-83.
22. Wiesner, Claudia (2019). "Free Trade versus Democracy and Social Standards in the European Union: Trade-Offs or Trilemma?", DOI: http://dx.doi.org/10.17645/pag.v7i4.2272.
23. Kono, Daniel Yuichi (2008). "Democracy and Trade Discrimination", The Journal of Politics, Vol. 70, No. 4 | October 2008.
24. Egger, H., & Kreickemeier, U. (2009). Firm heterogeneity and the labour market effects of trade liberalization. International Economic Review, 50(1), 187–216.
25. Ekholm, K., Forslid, R., & Markusen, J. R. (2007). Export-platform foreign direct investment. Journal of the European Economic Association, 5(4), 776–795.
26. Faqin Lin & Dahai Fu (2016). "Trade, Institution Quality and Income Inequality", World Development Vol. 77, pp. 129–142, 2016,0305-750X/ 2015 Elsevier Ltd. All rights reserved.
27. Feenstra, R. C., & Hanson, G. H. (1996). Foreign investment, outsourcing and relative Wages. In R. C. Feenstra, G. M. Grossman, & D. A. Irwin (Eds.), The political economy of trade policy: Papers in Honor of Jagdish Bhagwati (pp. 89–127). Cambridge, MA: MIT Press.

28. Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional effects of globalization in developing countries. Journal of Economic Literature, 45(1), 39–82.
29. Green, F., Dickerson, A., & Arbache, J. (2001). A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: The case of Brazil. World Development, 29(11), 1923–1939.
30. Grossman, G. M., & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading tasks: A simple theory of Offshoring. American Economic Review, 98(5), 1978–1997.
31. Grossman, G. M., Helpman, E., & Szeidl, A. (2006). Optimal integration strategies for the multinational firm. Journal of International Economics, 70(1), 216–238.
32. Han, J., Liu, R. J., & Zhang, J. S. (2012). Globalization and wage inequality: Evidence from urban China. Journal of International Economics, 87(2), 288–297.
33. Harrison, A., McLaren, J., & McMillan, M. (2010). Recent findings on trade and inequality. NBER Working Paper Series No.16425. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
34. Helpman, E., Itskhoki, O., & Redding, S. J. (2010). Inequality and unemployment in a global economy. Econometrica, 78(4), 1239–1283.
35. Ito, T. (2013). Export-platform foreign direct investment: Theory and evidence. The World Economy, 36(5), 563–581.
36. John A. Doces & Christopher S. P. Magee (2015). "Trade and Democracy: A Facor Based Approach", International Interactions, 41:2, 407-425, DOI: 10.1080/03050629.2015.984065.
37. Lee, J., & Wei, D. (2015). Technological change, skill demand, and wage inequality: Evidence from Indonesia. World Development, 67, 238–250.
38. Lin, F. Q., & Sim, N. C. (2013). Trade, income and Baltic Dry Index. European Economic Review, 59, 1–18. Arezki, R., & Bru¨ckner, M. (2012). Commodity windfalls, democracy, and external debt. Economic Journal, 122(561), 848–866.
39. Menezes-Filho, N., Muendler, M. A., & Ramey, G. (2008). The structure of worker compensation in Brazil, with a comparison to France and the United States. Review of Economics and Statistics, 90(2), 324–346.
40. Meschi, E., & Vivarelli, M. (2009). Trade and income inequality in developing countries. World Development, 37(2), 287–302.
41. Nissanke, M., & Thorbecke, E. (2010). Globalization, poverty, and inequality in Latin America: Findings from case studies. World Development, 38(6), 797–802.

42. Pinto, P. M., & Weymouth, S. (2014). Politics, production costs, and offshoring: Evidence from U.S. imports. Working paper 439. McDonough School of Business, Georgetown University.
43. Rattso, J., & Stokke, H. E. (2013). Trade, skill biased technical change and wage inequality in South Africa. Review of International Economics, 21 (3), 419–431.
44. Galiani, Sebastian & Norman Schoflied & Gustavo Torens (2014). "Factor Endowments, Democracy, and Trade policy divergence", Journal of Public Economic Theory, 16 (1), 2014, pp. 119–156.
45. Landman, Todd & Hans-Joachim Lauth (2019). "Political Trade-Offs: Democracyand Governance in a Changing World", Politics and Governance (ISSN: 2183–2463), Vol. 7, Issue 4, PP. 237–242, DOI: 10.17645/pag.v7i4.2642.
46. Wood, A. (1997). Openness and wage inequality in developing countries: The Latin American challenge to East Asian conventional wisdom. The World Bank Economic Review, 11(1), 33–57.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۹۶۰-۹۴۱

برنامه‌ریزی انرژی الکتریکی شهری با استفاده از رویکرد برنامه‌ریزی تصادفی (مطالعه موردی کلان‌شهرهای تهران و اصفهان)

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.8.9

بابک صفاری*[۱]، بهار سالاروند[۲]، نعمت االه اکبری[۳]، ناصر یارمحمدیان[۴]

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، b_saffari@ase.ui.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد شهری دانشگاه هنر اصفهان، bahar.salarvand@gmail.com

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، n.akbari@ase.ui.ac.ir

۴. استادیار گروه اقتصاد شهری، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه هنر اصفهان، naser.yarmohamadian@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۹/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۰۵

چکیده

این مقاله، یک روش برنامه‌ریزی تصادفی مبتنی بر کاپولا ارائه می‌کند که قادر به تعیین مقادیر بهینه استفاده از منابع اولیه انرژی و فناوری‌های مختلف در تأمین انرژی الکتریکی موردنیاز می‌باشد. در این مدل عدم قطعیت ناشی از متغیرهای تصادفی در قالب سناریوهای مختلف ارائه و تعاملات بین متغیرهای تصادفی با استفاده از توابع کاپولا با توزیع احتمالات مختلف نشان داده شده و سپس، براساس رویکرد توسعه یافته‌ی روش مذکور، برنامه‌ریزی سیستم انرژی شهری برای کلان‌شهرهای تهران و اصفهان پیشنهاد گردیده است. نتایج به دست آمده از حل مدل حاکی از عدم انطباق روند فعلی استفاده از فناوری‌ها با نتایج بهینه‌سازی می‌باشد و نشان می‌دهد در هر دو شهر فناوری خورشیدی در مقایسه با فناوری‌های سیکل ترکیبی، گازی و بخاری در تأمین بخشی از تقاضای برق از لحاظ اقتصادی و زیست محیطی مقرون به صرفه‌تر می‌باشد و می‌بایست در سیاست‌های سرمایه‌گذاری در اولویت قرار گیرد. به‌منظور جبران کمبود عرضه، باقیمانده انرژی الکتریکی نیز می‌بایست توسط شبکه برق تأمین گردد که در مقایسه با وضعیت موجود با همان هزینه سرمایه‌ای، میزان آلایندگی کاهش خواهد یافت.

طبقه‌بندی JEL: C02، L11، Q40، R00

واژه‌های کلیدی: برنامه‌ریزی انرژی، برنامه‌ریزی تصادفی، کاپولا

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۳۳۱۹۷۹۴۷

۱- مقدمه

در دهه‌های گذشته، جهان با افزایش تقاضای انرژی مواجه بوده است. مصرف انرژی جهانی در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۰ به میزان ۲,۳ درصد افزایش یافته و پیش‌بینی می‌شود که در سال‌های ۲۰۵۰-۲۰۳۵ به ۰,۹ درصد کاهش یابد. با این وجود بیش از ۷۵ درصد کل منابع انرژی هنوز وابسته به سوخت‌های فسیلی (زغال سنگ، گاز و نفت) می‌باشد (چشم‌انداز انرژی[1]، ۲۰۱۷). در همین حال، سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و انتشار آلاینده‌ها در ارتباط با صنعت برق اثرات نامطلوبی بر محیط‌زیست دارد. به‌عنوان مثال، طبق گزارش آژانس بین‌المللی انرژی (IEA)[2]، حدود ۶,۵ میلیون مرگ و میر سالانه به کیفیت پایین هوا نسبت داده می‌شود و این امر چهارمین عامل خطرناک برای سلامت انسان در سراسر جهان، پس از فشار خون بالا، خطرات رژیم غذایی و سیگار کشیدن به‌شمار می‌رود (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۶). بخش انرژی، یک موتور پیشرفت اقتصادی و اجتماعی است، اما در عین حال بزرگ‌ترین منبع آلودگی هوا ناشی از فعالیت‌های انسانی، احتراق سوخت‌های فسیلی و انرژی زیستی می‌باشد. بر این اساس، بخش انرژی باید در خط مقدم هر گونه استراتژی برای بهبود کیفیت هوا باشد و در حقیقت، چنین ملاحظاتی به‌طور فزاینده‌ای سبب توجه به سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی در بسیاری از کشورها می‌شود؛ بنابراین، چگونگی به تعادل رسیدن این تناقض بین قابلیت اطمینان عرضه-تقاضای انرژی و بهبود کیفیت هوا به‌طور مؤثر، همچنان چالش بزرگی است که با تصمیم‌گیری‌ها مواجه می‌شود (یو[3] و همکاران، ۲۰۱۷). از سویی طبق گزارش وضعیت محیط‌زیست ایران، کیفیت هوای شهرهای تهران و اصفهان، طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۶ بین ۱۰۰ تا ۳۰۰ روز در یکی از شرایط ناسالم و یا خطرناک قرار داشته که مصرف انرژی بیشترین سهم از انتشار گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص داده و این امر موجب شده است کلان‌شهرهای تهران و اصفهان در ردیف آلوده‌ترین شهرهای ایران قرار بگیرند، بنابراین سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در حوزه انرژی شهری امری مهم و غیرقابل اجتناب است (گزارش ملی وضعیت محیط‌زیست ایران، ۱۳۹۴).

1. Bp Energy Outlook
2. International Energy Agency
3. Yu

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

توجه جدی و گسترده به برنامه‌ریزی انرژی در جهان را می‌توان به افزایش قیمت نفت در دهه ۱۹۷۰ میلادی نسبت داد. بحران نفتی و وابستگی زیاد کشورها به‌ویژه کشورهای توسعه‌یافته به سوخت‌های فسیلی نظیر نفت و گاز طبیعی، توجه به سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی را دوچندان کرده است. هم‌چنین توجه به امنیت انرژی کشورها، شکل‌گیری بازارهای انرژی و تبادلات منطقه‌ای انرژی، متنوع سازی منابع انرژی به‌ویژه استفاده از منابع تجدیدپذیر و نو و چالش‌های جهانی ناشی از انتشار آلاینده‌های محیط‌زیست و گازهای گلخانه‌ای در جهان، متخصصان و سیاست‌گذاران حوزه انرژی را به این مهم واداشته است که با دقت و اهمیت بیشتری به مسئله برنامه‌ریزی انرژی بپردازند. با گذشت زمان و مطرح شدن مفاهیم مربوط به توسعه‌ی پایدار، برنامه‌ریزی انرژی در سطوح ملی و بین‌المللی، جایگاه و اهداف خود را در راستای توسعه‌ی پایدار، یعنی ابعاد اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و نهادی قرار داده است (گلیل، ۱۹۹۸).

در این راستا یو[1] و همکاران (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ی خود یک روش برنامه‌ریزی تصادفی انعطاف‌پذیر مبتنی بر کاپولا برای برنامه‌ریزی سیستم انرژی منطقه‌ای را طراحی کردند که می‌توانست با عدم اطمینان چندگانه‌ای که به‌صورت مقادیر بازه‌ای، متغیرهای تصادفی و مجموعه‌های فازی و هم‌چنین ترکیبات آنها بیان شده است، مقابله کند. ادتایو[2] و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از برنامه‌ریزی محدودیت شانس یک روش یکپارچه برای برنامه‌ریزی سیستم‌های توزیع برق و گاز طبیعی، برای دستیابی به قابلیت اطمینان از تأمین گاز طبیعی برای تولید برق ارائه کرده‌اند. نتایج نشان داده است که رویکرد برنامه‌ریزی یکپارچه در مقایسه با یک رویکرد برنامه‌ریزی سنتی، یک سیستم ارزان‌تر و قابل اطمینان‌تر است. در مطالعه‌ای دیگر لی[3] و همکاران (۲۰۱۰)، یک مدل برنامه‌ریزی انرژی تصادفی فازی دومرحله‌ای تحت شرایط عدم قطعیت چندگانه برای سیستم‌های انرژی و محیط‌زیست پیشنهاد کرده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از تطابق میان الگوهای تخصیص منابع انرژی، تحلیل توازن هزینه‌های سیستمی، فرموله‌کردن سیاست‌های محلی با توجه به مصرف انرژی و درجه رضایت و ملزومات زیست‌محیطی

1. Yu
2. Odetayo
3. Li

تحت شرایط عدم قطعیت چندگانه می‌باشد. اکبری[1] و همکاران (۲۰۱۱)، به بیان یک مدل برنامه‌ریزی تصادفی چندمرحله‌ای برای برنامه‌ریزی سیستم‌های انرژی پرداخته‌اند که قادر به تسهیل پیچیدگی‌های مؤثر بر برنامه‌ریزی ازجمله تعادل بین کاهش آلایندگی‌های زیست محیطی و هم‌چنین کاهش هزینه‌ها بوده است. در این تحقیق از روش شبیه‌سازی مونت کارلو برای تولید سناریوهای مختلف استفاده شده است. براکنر[2] و همکاران (۱۹۹۷)، یک مدل بهینه‌سازی پویای انرژی را برای آنالیز رقابت و ترکیبی بهینه از فناوری‌های تبدیل انرژی، جهت استفاده منطقی انرژی و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به‌کار برده‌اند. مدل، یک ابزار انعطاف‌پذیر را فراهم می‌کند که می‌تواند از تصمیمات سرمایه‌گذاری در هنگام ساخت و ساز مجدد سیستم‌های شهری پشتیبانی کند. صفاری و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهش خود با عنوان"برنامه‌ریزی عرضه بهینه انرژی پایدار با استفاده از برنامه‌ریزی آرمانی"، موضوع تداوم عرضه انرژی، امکان دسترسی بلندمدت به منابع و کاهش انتشار آلایندگی‌ها از بعد محلی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که سهم تولید فناوری‌های خورشیدی و بادی باید در بازه زمانی۱۰ سال آینده به ۸ درصد مصرف کل برسد و از توان شبکه برق سراسری برای جبران کمبود تولید برق استفاده شود. صفاری و همکاران (۱۳۹۱)، به ارائه یک مدل برنامه‌ریزی تصادفی بازه‌ای چند مرحله‌ای که توانایی مشخص کردن مقادیر بهینه استفاده شده از منابع اولیه انرژی و فناوری‌های مختلف در تأمین انرژی الکتریکی موردنیاز در کشور ایران را دارد، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در بیشتر موارد، روند استفاده از فناوری‌های تولید توان الکتریکی در کشور ایران از بازه‌های بهینه به دست آمده، منطبق با روند بهینه نیست و با مقادیر بهینه در سناریوهای مختلف فاصله داشته است. بخرد و همکاران (۱۳۹۰)، یک مدل بهینه عرضه انرژی برای کشور ایران با استفاده از برنامه‌ریزی دومرحله‌ای پویا و رویکرد برنامه‌ریزی خطی عدد صحیح مختلط را ارائه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، می‌تواند یک راه‌حل متناسب با محیط‌زیست تلقی شود و برای توسعه تولید برق در میان سوخت‌های فسیلی، گاز طبیعی بهترین گزینه می‌باشد.

1. Akbari
2. Bruckner

۳- روش تحقیق

۳-۱- مدل برنامه‌ریزی تصادفی مبتنی بر کاپولا (CSP)

کاپولا اولین بار توسط اسکلار در سال ۱۹۵۹ مورد استفاده قرار گرفته است. این رویکرد مبتنی بر ارتباط و وابستگی غیرخطی بین متغیرها بوده و با اتصال مجموعه‌ای از توابع احتمال تجمعی حاشیه‌ای تک متغیره به یکدیگر، یک تابع احتمال تجمعی چند متغیره را تولید می‌کند. براساس مدل ارائه شده توسط نلسون، چارنز و همکاران، اینفنگر و موتن[1]، یک مدل برنامه‌ریزی تصادفی مبتنی بر کاپولا (CSP) را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\mathrm{MinE} = \sum_{j=1}^{n} c_j x_j \qquad (۱)$$

Subject to:

$$\mathrm{pr}\{\sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_j \le b_i^{\eta}, i = 1,2,\dots,k\} \ge 1 - p \qquad (۲)$$

$$\sum_{j=1}^{n} a_{ij}\, x_j \le b_i, i = k+1, k+2, \dots, m \qquad (۳)$$

$$x_j \ge 0, j = 1,2,\dots,n \qquad (۴)$$

که E یک تابع هدف خطی است، x_j متغیرهای تصمیم هستند، $b_i^{\eta}, i = 1,2,\dots,k$ متغیرهای تصادفی با توزیع احتمالی ناشناخته هستند، a_{ij} و b ضرایب محدودیت هستند، $1-p$ یک سطح احتمالی مشترک است که در آن همه محدودیت‌های احتمالی اعمال شده است.

بر اساس مدلی که توسط چن و همکاران پیشنهاد شده، محدودیت شانس مشترک می‌تواند به محدودیت‌های شانس فردی تبدیل شود که به شرح زیر می‌باشد:

$$\mathrm{pr}\{\sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_j \le b_i^{\eta}\} \ge 1 - p, i = 1,2,\dots,k \qquad (۵)$$

$$C(1-p_1, 1-p_2, \dots, 1-p_k) = 1 - p \qquad (۶)$$

C بهترین کاپولا می‌باشد که از قبل تعیین شده است؛ و $p_i = (i = 1,2,\dots,k)$ سطوح نقض احتمالی برای محدودیت شانس فردی هستند؛

با توجه به مدل توسعه داده شده توسط چارنز و کوپر، محدودیت (۵) را می‌توان به‌صورت زیر تبدیل کرد:

$$\sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_j \le b_i^{p_i}, i = 1,2,\dots,k \qquad (۷)$$

بنابراین، روش CSP تعریف شده در مدل (a1) را می‌توان به‌صورت ذیل تغییر داد:

1. Infanger and Morton

$$MinE = \sum_{j=1}^{n} c_j x_j \quad (۸)$$

Subject to:

$$\sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_j \le b_i^{\eta}, i = 1,2,\dots,k \quad (۹)$$

$$C(1-p_1, 1-p_2, \dots, 1-p_k) = 1-p \quad (۱۰)$$

$$\sum_{j=1}^{n} a_{ij}\, x_j \le b_i, i = k+1, k+2, \dots, m \quad (۱۱)$$

$$x_j \ge 0, j = 1,2,\dots,n \quad (۱۲)$$

که $b_i^{p_i} = F_i^{-1}(p_i)$ از تابع توزیع تجمعی$b_i(i.e.\, F_i(b_i))$ و احتمال نقض محدودیت $i(i.e.\, p_i)$ گرفته شده است، بنابراین یک مدل برنامه‌ریزی تصادفی مبتنی بر کاپولا (CSP) می‌تواند به شرح زیر باشد:

$$Min E = \sum_{J=1}^{K} c\ x + \sum_{j=k+1}^{n} c\ x + \sum_{j=1}^{k} f_j\ y + \sum_{j=k+1}^{n} f_j\ y \quad (۱۳)$$

Subject to:

$$\sum_{j=1}^{k} a_{ij}\, x_j + \sum_{j=k+1}^{n} a_{ij}\, x_j \ge \left(d_i^{p_i}\right), i = 1,2,\dots,k \quad (۱۴)$$

$$C(1-p_1, 1-p_2, \dots, 1-p_k) = 1-p \quad (۱۵)$$

$$\sum_{j=1}^{k} a_{ij}\, x_j + \sum_{j=k+1}^{n} a_{ij}\, x_j \ge d_i, i = k+1, k+2, \dots, m \quad (۱۶)$$

$$B\, x_j = 0 \quad (۱۷)$$

$$S\, x_j \le N \quad (۱۸)$$

$$T\, y \le 1 \quad (۱۹)$$

$$y \in \{0,1\}, x \ge 0, j = 1,2,\dots,n \quad (۲۰)$$

که x متغیر پیوسته وy متغیر دوتایی؛ f هزینه ثابت و c هزینه متغیر؛ d میزان تقاضا و ماتریس‌های A و B و S وT وN ضرایب محدودیت هستند که N نشان‌دهنده ظرفیت امکانات می‌باشد.

۳-۲- معرفی اندیس‌های متغیر

c نشان‌دهنده شهرهای مورد مطالعه، J نشان‌دهنده انواع منابع اولیه انرژی، k انواع فناوری‌های تبدیل انرژی الکتریکی، q انواع آلایندگی ناشی از مصرف انرژی و t نشان‌دهنده افق زمانی موردمطالعه می‌باشد.

۳-۳- معرفی پارامترها

پارامترها	توضیحات	واحد
$AMR_{k,q}$	ضریب انتشار آلاینده فناوری k برای آلاینده نوع q	(tonne/GWh)
CU_t	هزینه انتقال برق در دوره زمانی t	(10^3\$/GWh)
$D_{c,t}$	تقاضای انرژی الکتریکی شهر c در دوره زمانی t	(Gwh)
$EC_{c,k,t}$	میزان توسعه ظرفیت فناوری شهر c توسط فناوری k در سال t	(GW)
$ES_{t,q}$	میزان انتشار آلاینده مجاز در دوره t برای آلاینده نوع q	(10^3tonne)
$FE_{k,t}$	ضریب مصرف فناوری k ام در دوره زمانی t	(TJ/GWh)
FEC_k	هزینه سرمایه برای توسعه ظرفیت فناوری k	(10^3\$/GW)
FGC_k	هزینه ثابت عملیات و نگهداری برای فناوری k	(10^3\$/GW)
$PEC_{j,t}$	هزینه تأمین منبع نوع j در دوره زمانی t	(10^3\$/TJ)
PEJ_t	هزینه واردات برق در دوره زمانی t	(10^3\$/GWh)
$RC_{c,k,t}$	ظرفیت موجود فناوری در شهر **C** ام برای فناوری k ام در سالt	(GW)
$ST_{c,k,t}$	زمان خدمات برای شهر **C** ام توسط فناوری k ام در دوره زمانی t	(h)
SC_q	هزینه اجتماعی آلاینده نوع q	(10^3\$/GWh)
VGC_k	هزینه متغیر عملیات و نگهداری فناوری k	(10^3\$/GWh)
$ZL_{c,k,t}$	مصرف داخلی نیروگاه‌ها برای شهر **C** ام توسط فناوری k در سال t	(%)
$TE_{c,k,t}$	بازده تبدیل انرژی الکتریکی برای شهر **C** توسط فناوری k در سال t	(%)

۳-۴- معرفی متغیرها

متغیرها	توضیحات	واحد
$NYL_{c,j,t}$	میزان خرید منابع برای شهر c ام از منبع نوع j در دوره زمانی t	(TJ)
$EGA_{c,k,t}$	میزان تولید برق برای شهر c ام توسط فناوری k ام در سال t	(Gwh)
$YC_{c,k,t}$	متغیر ۰و ۱ برای تولید برق شهر c توسط فناوری k در سال t	(GW)
$PE_{c,t}$	میزان واردات برق شهر c در دوره زمانی t	(Gwh)

۳-۵- تابع هدف مدل

هدف از این پژوهش، تخصیص الگوی عرضه برق و برنامه‌ریزی توسعه ظرفیت فناوری‌های تبدیل انرژی برای دستیابی به حداقل هزینه سیستم است.

Minimize Costtotal (۲۱)

Costtotal= $cost_{resource}+ cost_{import}+ cost_{fixed}+ cost_{variable}+ cost_{capital}+ cost_{transport}+ cost_{social}$

که در آن:

$cost_{resource}$: هزینه تأمین منابع اولیه انرژی ($۱۰۰۰)؛

$cost_{import}$: هزینه واردات برق ($۱۰۰۰)؛

$cost_{fixed}$: هزینه ثابت تبدیل انرژی الکتریکی ($۱۰۰۰)؛

$cost_{variable}$: هزینه متغیر تبدیل انرژی الکتریکی ($۱۰۰۰)؛

$cost_{capital}$: هزینه سرمایه برای توسعه ظرفیت فناوری‌های تبدیل انرژی ($۱۰۰۰)؛

$cost_{transport}$: هزینه انتقال برق ($۱۰۰۰)؛

$cost_{social}$: هزینه اجتماعی ناشی از تولید انرژی الکتریکی ($۱۰۰۰).

$$\mathrm{cost_{resource}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}\sum_{t=1}^{5} \mathrm{PEC_{j,t}} \times \mathrm{NYL_{c,j,t}} \quad (۲۲)$$

$$\mathrm{cost_{import}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{t=1}^{5} \mathrm{PEJ_{t}} \times \mathrm{PE_{c,t}} \quad (۲۳)$$

$$\mathrm{cost_{fixed}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{k=1}^{4}\sum_{t=1}^{5} \mathrm{FGC_{k}} \times (\mathrm{RC_{c,k,t=0}} + \mathrm{EC_{c,k,t}} \times \mathrm{YC_{c,k,t}}) \quad (۲۴)$$

$$\mathrm{cost_{variable}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{k=1}^{4}\sum_{t=1}^{5} \mathrm{VGC_{k}} \times \left(\mathrm{EGA_{c,k,t}} + \mathrm{EC_{c,k,t}} \times \mathrm{YC_{c,k,t}} \times \mathrm{ST_{c,k,t}}\right) \quad (۲۵)$$

$$\mathrm{cost_{capital}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{k=1}^{4}\sum_{t=1}^{5} \mathrm{FEC_{k}} \times \mathrm{EC_{c,k,t}} \times \mathrm{YC_{c,k,t}} \quad (۲۶)$$

$$\mathrm{cost_{transport}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{k=1}^{4}\sum_{t=1}^{5}\left(\mathrm{EGA_{c,k,t}} + \mathrm{EC_{c,k,t}} \times \mathrm{YC_{c,k,t}} \times \mathrm{ST_{c,k,t}}\right) \times \mathrm{CU_{t}} \quad (۲۷)$$

$$\mathrm{cost_{social}} = \sum_{c=1}^{2}\sum_{k=1}^{4}\sum_{t=1}^{5}\sum_{q=1}^{3} \mathrm{EGA_{c,k,t}} \times \mathrm{SC_{q}} \times \mathrm{AMR_{k,q}} \quad (۲۸)$$

۳-۶- قیود مدل

- *محدودیت تعادل عرضه و تقاضای منابع اولیه:* این محدودیت نشان‌دهنده توازن بین عرضه و تقاضای گاز طبیعی و نفت کوره می‌باشد.

$$\mathrm{EGA_{c,k=1,t}} \times \mathrm{FE_{k=1,t}} \leq \mathrm{NYL_{c,j=1,t}};\ \forall \mathrm{c,t} \quad (۲۹)$$

$$\mathrm{EGA_{c,k=2,t}} \times \mathrm{FE_{k=2,t}} \leq \mathrm{NYL_{c,j=1,t}};\ \forall \mathrm{c,t} \quad (۳۰)$$

$$\mathrm{EGA_{c,k=3,t}} \times \mathrm{FE_{k=3,t}} \leq \mathrm{NYL_{c,j,t}}\ ;\ \forall \mathrm{c,j,t} \quad (۳۱)$$

مقدار خروجی خالص هریک از فناوری‌ها نمی‌تواند از توان ظرفیت تخصیص یافته تجاوز کند.

$$EGA_{c,k,t} \leq RC_{c,k,t} + EC^{\pm}_{c,k,t} \times YC_{c,k,t} \times ST_{c,k,t}; \forall c, k, \quad (۳۲)$$

- *محدودیت تقاضای برق:* مجموع انرژی الکتریکی حاصل شده از فناوری‌ها از تمام ظرفیت‌ها و انرژی الکتریکی وارداتی باید به‌گونه‌ای معین شوند که تقاضای انرژی را پوشش دهند.

$$\sum_{k=1}^{4} EGA_{c=1,k,t} \times (1 - ZL_{c=1,k,t}) \times TE_{c=1,k,t} + PE_{c=1,t} \geq D_{c=1,t}; \forall t \quad (۳۳)$$

$$\sum_{k=1}^{4} EGA_{c=2,k,t} \times (1 - ZL_{c=2,k,t}) \times TE_{c=2,k,t} + PE_{c=2,t} \geq D_{c=2,t}; \forall \quad (۳۴)$$

- محدودیت انتشار آلاینده: میزان انتشار آلاینده‌ها باید از مقدار مجاز تعیین شده کمتر باشد.

$$\sum_{k=1}^{4} EGA_{c,k,t} \times AMR_{k,q} \leq ES_{t,q}\ ; \forall c, t, q \quad (۳۵)$$

محدودیت توسعه ظرفیت: این محدودیت نشان‌دهنده این است که آیا یک فناوری تبدیل انرژی الکتریکی

۷-۳- روش کاپولا جهت تعیین عدم قطعیت موجود در متغیرهای تصادفی

در این مطالعه، نرخ رشد سالانه مصرف برق برای شهرهای تهران و اصفهان در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵، برای تعیین تابع توزیع تجمعی حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی و تابع توزیع تجمعی هم‌زمان مورد استفاده قرار گرفته است. برای تعیین میزان همبستگی بین دو متغیر تصادفی، از آزمون همبستگی خطی پیرسون استفاده شده است. علاوه بر این از آزمون نکویی برازش برای بررسی توزیع آماری با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف استفاده شده است که تأیید می‌کند داده‌ها به‌طور نرمال توزیع می‌شوند در نتیجه نرخ رشد سالانه مصرف برق دو شهر دارای توزیع حاشیه‌ای از توابع توزیع نرمال است. اینکه تابع توزیع تجمعی هم زمان به توسعه ظرفیت نیاز دارد یا خیر این‌طور مشخص می‌شود اگر YC برابر یک شود به معنای نیاز به توسعه ظرفیت و اگر برابر صفر شود به معنای عدم نیاز به توسعه می‌باشد.

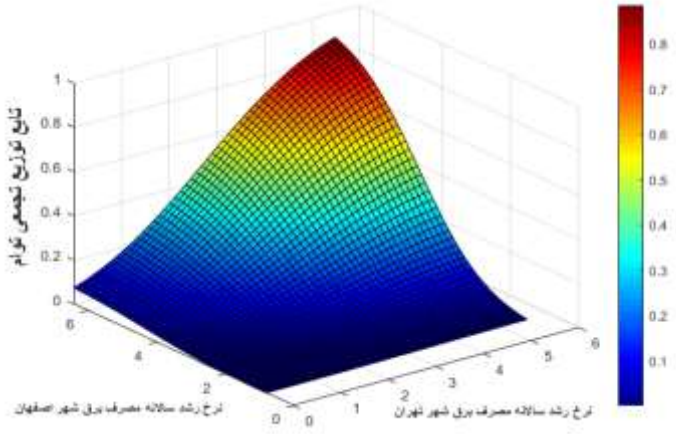
$$YC_{c,k,t}\{\ {}^{=1}_{=0;\forall c,k,t} \quad (۳۶)$$

محدودیت‌های ضمنی: در آخر محدودیت ضمنی و یا به عبارت دیگر محدودیت غیرمنفی بودن متغیرهای تصمیم مدل بیان شده است.

$$NYL_{c,j,t}, PE_{c,t}, EGA_{c,k,t} \geq 0\ ; \forall c, k, j, t \quad (۳۷)$$

نرخ رشد سالانه مصرف برق با استفاده از کاپولای گامبل[1] در شکل (۱) آمده است:

1 Gumbel Copula



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۱. تابع تجمعی توأم نرخ رشد سالانه مصرف برق شهرهای تهران و اصفهان

جدول ۱، نیز مقادیر انتخاب شده توزیع تجمعی توأم $H_{x,y}(x,y) = pr(X \le x, Y \le y)$، توزیع تجمعی حاشیه‌ای $F_x(x)$ و $G_y(y)$ مقادیر مربوط به متغیرهای تصادفی x و y تحت ۷ سناریو را نشان می‌دهد:

جدول ۱. مقادیر انتخاب شده توزیع هم‌زمان تجمعی و توزیع تجمعی حاشیه‌ای و مقادیر مربوط به متغیرهای تصادفی

سناریو	$H_{x,y}(x,y)$	$F_x(x)$	$G_y(y)$	$x(\%)$	$y(\%)$	$(p, p1, p2)$
سناریو اول	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□
سناریو دوم	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□
سناریو سوم	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□
سناریو چهارم	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□
سناریو پنجم	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□□□□□□

□□□□□□□□□□□	□□	□□	□□	□□	□□	
□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	سناریو ششم
□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	□□□□□	سناریو هفتم

منبع: یافته‌های پژوهش

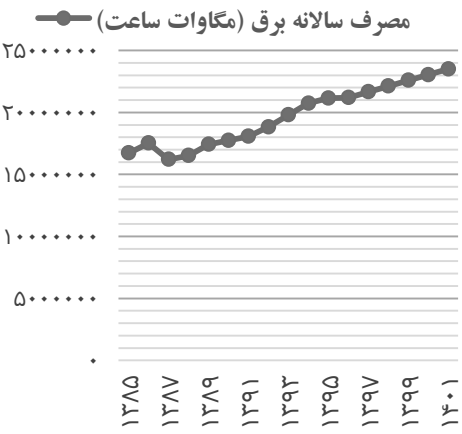
در جدول ۱، x وy متغیرهای تصادفی هستند که به ترتیب نشان‌دهنده نرخ رشد سالانه مصرف برق شهر تهران و شهر اصفهان می‌باشند. این ۷ سناریو به‌عنوان سناریوهای سطوح نقض محدودیت p, p1, p2 که نااطمینانی تقاضای برق را نشان می‌دهند، معرفی می‌شوند؛ که P نشان‌دهنده سطح احتمال توأم است و P1 و P2 به‌ترتیب نشان‌دهنده سطوح احتمال حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی X و Y می‌باشند. به‌طور دقیق، ما سه سطح احتمالی توأم ۰,۷۱۵ و ۰,۶۶۵ و ۰,۵۶۵ را انتخاب کرده‌ایم، که دو مجموعه از سطوح احتمال حاشیه‌ای در سطح احتمال مشترک ۰,۷۱۵ و دو مجموعه از سطوح احتمال حاشیه‌ای در سطح احتمال مشترک ۰,۶۶۵ و سه مجموعه از سطوح احتمال حاشیه‌ای در سطح احتمال مشترک ۰,۵۶۵ بوده است.

۴- داده‌ها

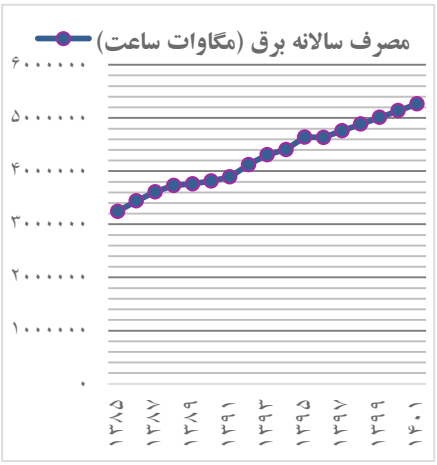
به‌منظور برنامه‌ریزی عرضه انرژی برای شهرهای تهران و اصفهان، چهار فناوری تبدیل انرژی الکتریکی شامل سیکل ترکیبی، گازی، بخاری و خورشیدی در نظر گرفته شده است که شامل نیروگاه‌های شهید منتظری، زواره، جنوب و اصفهان برای شهر اصفهان و نیروگاه‌های دماوند، پرند، ری و بعثت برای شهر تهران می‌باشد. در این پژوهش داده‌های مربوط به مقادیر تولید، مصرف، بازده تبدیل انرژی، قیمت حامل‌های انرژی، قدرت عملی و مصرف داخلی نیروگاه‌های مورد مطالعه از داده‌های داخل کشور تهیه شده است. افزون بر این داده‌ها و اطلاعات مربوط به هزینه‌ها از وزارت نیرو و تخمین‌های انجام شده در مطالعات مختلف به‌دست آمده است.

۴-۱- مصرف انرژی الکتریکی

میزان تقاضای برق در سال‌های آتی، یکی از پارامترهایی می‌باشد که در این مقاله مورد توجه قرار گرفته است و برنامه‌ریزی‌های لازم براساس آن صورت می‌پذیرد. در مدل قطعی، پیش‌بینی تقاضا با استفاده از داده‌های ۱۰ سال به دست آمده که در شکل‌های ۲ و۳ نمایش داده شده است:



شکل ۲. پیش بینی تقاضای انرژی الکتریکی شهر تهران



شکل ۳. پیش بینی تقاضای انرژی الکتریکی شهر اصفهان

در شکل‌های ۲ و ۳ پیش‌بینی تقاضای انرژی الکتریکی شهرهای تهران و اصفهان در حالت قطعی نشان داده شده است که همان‌گونه که مشاهده می‌شود این مقادیر در هردو شهر در حال افزایش می‌باشد.

در مدل تصادفی، عدم قطعیتی که در مقادیر پیش‌بینی شده تقاضای انرژی الکتریکی وجود دارد به‌صورت یک کمیت غیرقطعی در نظر گرفته شده است، از این‌رو برای مدل‌سازی عدم قطعیت موجود در تقاضای انرژی الکتریکی، سناریوهای مختلفی برای آن لحاظ شده است. در ادامه با در نظر گرفتن توزیع احتمالی برای کمیت‌های

دارای عدم قطعیت در مسئله، مقادیر تصادفی بر اساس تابع توزیع احتمال مربوطه محاسبه می‌شود. در این مطالعه از نرخ رشد سالانه مصرف برق شهرهای تهران و اصفهان در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵، برای تعیین تابع توزیع تجمعی حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی استفاده شده و سپس تابع توزیع تجمعی توأم برای این داده‌ها از طریق استفاده از کاپولای گامبل- هوگارد به‌دست آمده است که براساس احتمال توأم، احتمال‌های حاشیه‌ای مختلفی مورد نظر قرار گرفته و مقادیر تصادفی براساس احتمال‌های مربوطه برآورد شده است. جدول ۲ و ۳، تقاضای برق شهرهای تهران و اصفهان را تحت سناریوهای مختلف نشان می‌دهد.

جدول ۲. پیش‌بینی تقاضای برق شهر تهران تحت سناریوهای مختلف (مگاوات ساعت)

سناریو / سال	□□□□	□□□□	□□□□	□□□□	□□□□
سناریو اول	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو دوم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو سوم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو چهارم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو پنجم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو ششم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو هفتم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. پیش‌بینی تقاضای برق شهر اصفهان تحت سناریوهای مختلف (مگاوات ساعت)

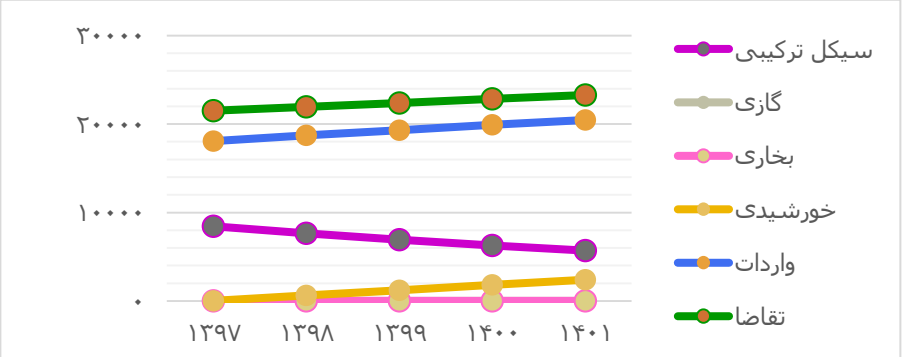
سناریو/ سال	□□□□	□□□□	□□□□	□□□□	□□□□
سناریو اول	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو دوم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو سوم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو چهارم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو پنجم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو ششم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□
سناریو هفتم	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□	□□□□□□□□□□

منبع: یافته‌های پژوهش

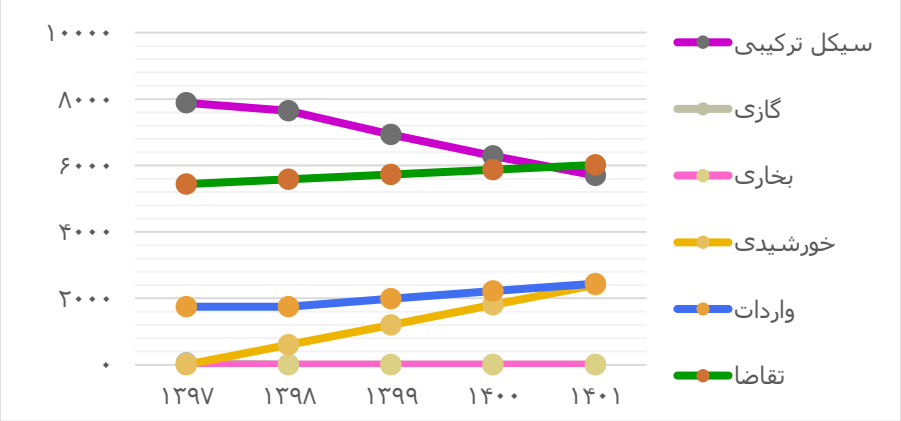
۵- نتایج حاصل از اجرای مدل

۵-۱- نتایج بهینه‌سازی مدل

در مقاله حاضر ابتدا مدل در حالت قطعی بررسی می‌شود که در این مرحله همه پارامترها، شناخته شده و قطعی فرض می‌شوند و سپس در گام بعدی با فرض کردن تقاضای انرژی الکتریکی شهرهای تهران و اصفهان به‌صورت تصادفی، یک توزیع احتمال توأم برای آنها در نظر گرفته می‌شود که در قالب سناریوهای مختلف ارائه شده است.



شکل ۴. نتایج بهینه‌سازی شهر تهران (گیگاوات ساعت)

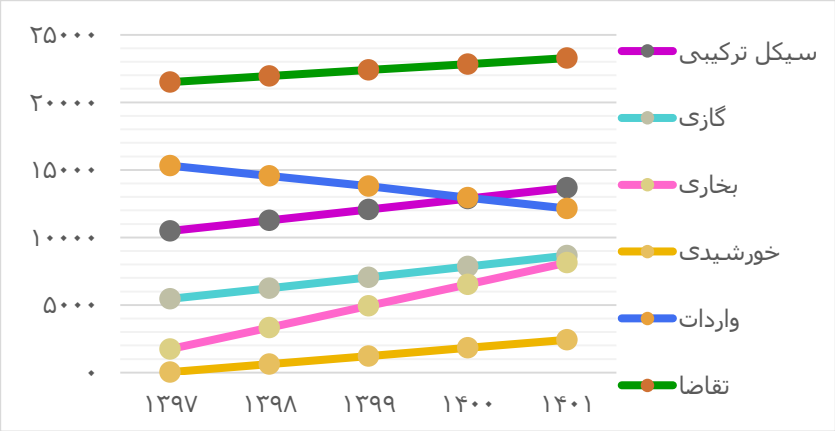


شکل ۵. نتایج بهینه‌سازی شهر اصفهان (گیگاوات ساعت)

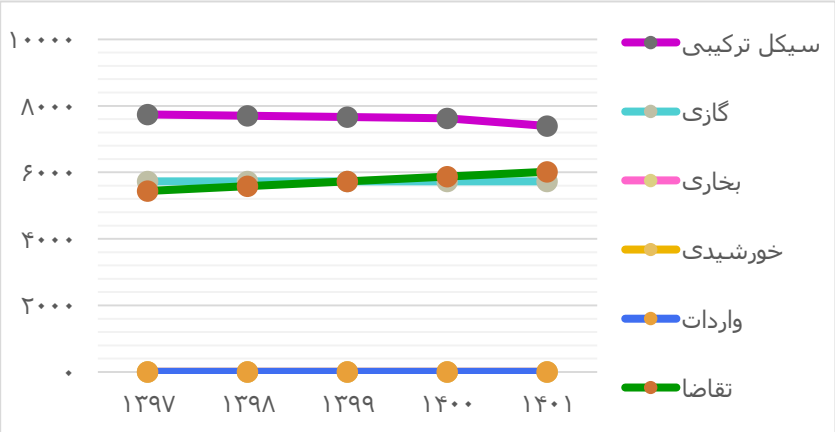
شکل‌های ۴ و ۵، نتایج مدل را با لحاظ محدودیت انتشار آلاینده منعکس می‌کند. نتایج به دست آمده از حل مدل نشان می‌دهد با در نظر گرفتن محدودیت‌های زیست‌محیطی، می‌توان گفت به‌منظور جبران کمبود عرضه انرژی الکتریکی در هر دوره، میزان ظرفیت نیروگاه‌های خورشیدی در حال افزایش و میزان استفاده از نیروگاه‌های سیکل ترکیبی در حال کاهش می‌باشد و نیروگاه‌های گازی و بخاری نیز سهمی در تولید برق ندارند. افزون بر این، برق وارداتی نیز روند افزایشی در پیش گرفته است و این نشان می‌دهد که تأمین تقاضای انرژی برق در شهرهای تهران و اصفهان توسط نیروگاه‌های خورشیدی از لحاظ اقتصادی و زیست محیطی مقرون به صرفه است و می‌بایست در سیاست‌های سرمایه‌گذاری در اولویت قرار گیرد.

۵-۲- نتایج مدل بدون اعمال محدودیت انتشار آلاینده

شکل‌های ۶ و ۷، نتایج مدل را بدون اعمال انتشار آلاینده به تصویر می‌کشد.



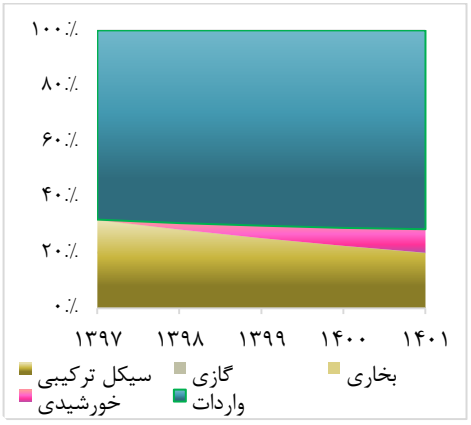
شکل ۶. نتایج بدون اعمال محدودیت آلایندگی شهر تهران (گیگاوات ساعت)



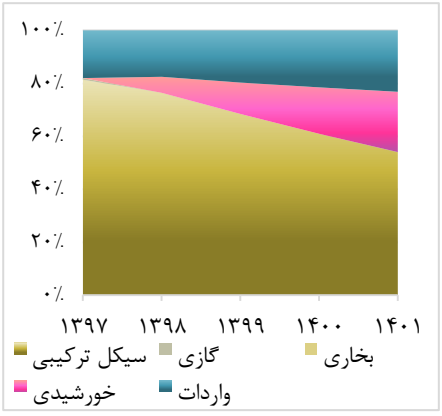
شکل ۷. نتایج بدون اعمال محدودیت آلایندگی شهر اصفهان (گیگاوات ساعت)

با توجه به اینکه تولید انرژی برق توسط سوخت‌های فسیلی بدون در نظر گرفتن محدودیت انتشار آلاینده، در طول زمان در حال افزایش می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که محدودیت‌های زیست محیطی نقش مهم و اساسی در الگوی بهینه دارند و لحاظ نکردن آن در مدل تأثیر قابل توجهی بر نتایج مدل خواهد داشت، بنابراین موضوع انتشار آلاینده‌ها از مهم‌ترین ملاحظاتی است که می‌بایست در سیاست‌گذاری‌ها به آن پرداخته شود. هم‌چنین با مقایسه نتایج مدل بدون در نظر گرفتن انتشار آلاینده با نتایجی که محدودیت انتشار آلاینده در آن لحاظ شده است، می‌توان دریافت که این نتایج به وضعیت موجود شباهت بیشتری دارد.

۵-۳- *سهم منابع اولیه در تأمین انرژی الکتریکی*



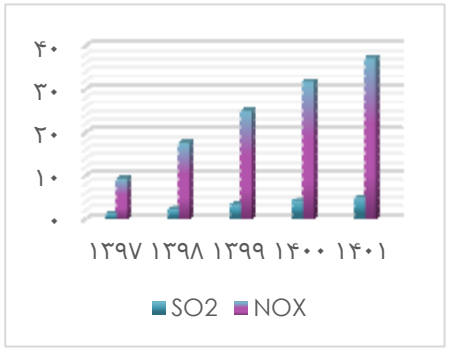
شکل ۸. سهم بهینه تکنولوژی‌های مختلف شهر تهران



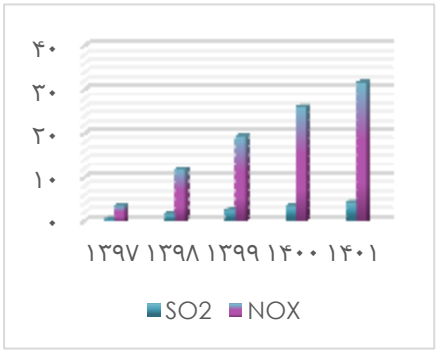
شکل۹. سهم بهینه تکنولوژی‌های مختلف شهر اصفهان

ساختار بهینه سیستم انرژی در شهرهای تهران و اصفهان و میزان سهم هر یک از نیروگاه‌ها در ۵ سال آتی در شکل‌های ۸ و ۹ ارائه شده است که بر اساس آن می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش سهم منابع تجدیدپذیر در تأمین انرژی برق و کاهش انتشار آلایندگی ناشی از آن می‌توان به یک سیستم عرضه بهینه دست یافت که انتشار آلایندگی ناشی از تولید انرژی برق را می‌توان با همان میزان هزینه سرمایه در وضعیت موجود، کاهش داد.

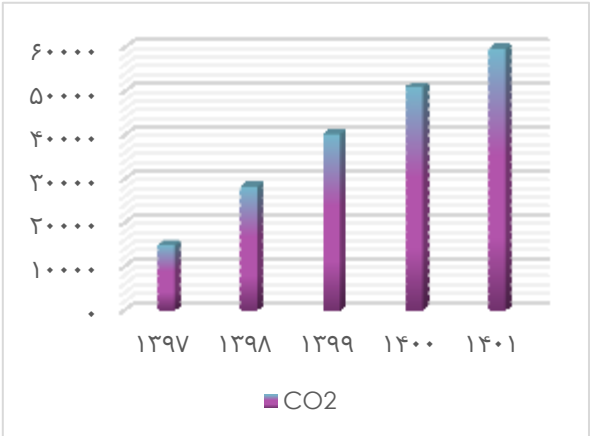
۵- ۴- میزان کاهش انتشار آلاینده‌ها



شکل ۱۰. میزان کاهش انتشار آلاینده‌ها در شهر تهران(هزارتن)



شکل ۱۱. میزان کاهش انتشار آلاینده‌ها در شهر اصفهان(هزارتن)



شکل ۱۲. میزان کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن در شهرهای تهران و اصفهان (هزارتن)

همان‌گونه که از شکل‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲ مشخص می‌باشد، میزان کاهش انتشار آلاینده‌های دی اکسید کربن و گازهای نیتروژن دار و دی اکسید گوگرد در هر سال رو به افزایش است که ناشی از افزایش ظرفیت‌های نیروگاه‌های خورشیدی و افزایش سهم شبکه برق برای تأمین انرژی الکتریکی می‌باشد.

۵-۵- *نتایج مدل تحت عدم قطعیت*

شکل ۱۳. هزینه‌های کل سیستم تحت سناریوهای مختلف (میلیارد دلار)

همان‌گونه که از شکل ۱۳ مشخص است، هزینه‌های کل سیستم در سطح احتمال ۰,۷۱۵ (یعنی P=0.285) بالاتر از هزینه‌های کل سیستم در سطح احتمال ۰,۶۶۵ (یعنی P=0.335) و ۰,۵۶۵ (یعنی P=0.435) می‌باشد و هنگامی‌که سطح احتمال مشترک یکسان می‌باشد، تفاوت‌هایی بین هزینه‌های کل سیستم برای سطوح احتمال حاشیه‌ای وجود دارد. اگرچه افزایش هزینه‌های کل سیستم در سطوح احتمال مشترک بیشتر از سطوح احتمال حاشیه‌ای است، اما تأثیر سطوح احتمال حاشیه‌ای بر هزینه‌های کل سیستم قابل توجه می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با افزایش مصرف انرژی الکتریکی در بازه زمانی مورد مطالعه، سهم فناوری‌های مبتنی بر سوخت فسیلی که آلاینده محیط‌زیست می‌باشند، کاهش یافته و بر سهم انرژی‌های پاک افزوده می‌شود. علت آن است که فناوری‌های آلاینده محیط‌زیست تنها

در سطوح پایین مصرف با ملاحظه استانداردهای محیط‌زیست پاسخگوی مصرف موجود می‌باشند، اما با افزایش تقاضای مصرفی، استفاده از این فناوری‌ها استانداردهای محیط‌زیست را نمی‌تواند برآورده سازد و بنابراین استفاده از فناوری‌هایی که از آلایندگی کمتری برخوردار هستند و هزینه متغیر بالاتری دارند، در دستور کار قرار می‌گیرد. در نهایت با افزایش تقاضای مصرفی برق در برخی حالات، تنها برق وارداتی با وجود هزینه بسیار بالایی که دارد، می‌تواند تأمین کننده انرژی الکتریکی با ملاحظات زیست محیطی باشد. از سویی نتایج نشان می‌دهد که میزان کاهش انتشار آلاینده‌های دی اکسید کربن و گازهای نیتروژن دار و دی اکسید گوگرد و هم‌چنین میزان کاهش هزینه‌های اجتماعی ناشی از انتشار آنها در هر سال رو به افزایش می‌باشد که ناشی از کاهش میزان تولید آلاینده‌های زیست محیطی و افزایش ظرفیت‌های نیروگاه‌های خورشیدی و افزایش سهم شبکه برق برای تأمین انرژی الکتریکی می‌باشد.

افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد که اثر سطح احتمال توأم بر هزینه‌های کل سیستم بیشتر از سطوح احتمال حاشیه‌ای می‌باشد و اثر سطوح احتمال حاشیه‌ای بر هزینه کل سیستم قابل توجه است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت بین هزینه کل سیستم و ریسک نقض محدودیت یک سازش وجود دارد.

بنابراین نتایج فوق را می‌توان در چارچوب اقدامات سیاستی زیر خلاصه کرد:

- میزان استفاده از فناوری‌های سیکل ترکیبی، گازی و بخاری در وضعیت موجود از مقدار بهینه بالاتر بوده و استفاده از نیروگاه‌ها می‌بایست کاهش یابد.
- سهم بهینه فناوری‌های خورشیدی از مقدار موجود بیشتر بوده و توسعه ظرفیت تولید برق برای این فناوری‌ها در هر دو شهر و متناسب با شرایط اقلیمی توصیه می‌شود.
- به‌منظور وارد نشدن به تأمین انرژی الکتریکی از روش واردات، سیاست‌های کاهش مصرف با روش‌های مختلف صرفه‌جویی توصیه می‌شود.

منابع

۱. بخرد، مرتضی (۱۳۹۰). بهینه‌سازی عرضه انرژی در ایران: مطالعه موردی عرضه الکتریسیته (با تأکید بر انتخاب فناوری تولید). پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید باهنر کرمان، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

۲. ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۴. (۱۳۹۵). معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

۳. سالنامه آماری استان اصفهان ۱۳۹۵ (۱۳۹۶). سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان، معاونت آمار و اطلاعات.
۴. سالنامه آماری استان تهران ۱۳۹۵ (۱۳۹۶). سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان، معاونت آمار و اطلاعات.
۵. صفاری، بابک، منصوری، نسیم و نصراصفهانی، رضا (۱۳۹۵). برنامه‌ریزی عرضه بهینه انرژی پایدار با استفاده از مدل برنامه‌ریزی آرمانی: مطالعه موردی شهرستان اصفهان. تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۱، شماره ۲، صفحه ۴۳۵-۴۱۳.
۶. صفاری، بابک (۱۳۹۱). ارائه مدل عرضه بهینه انرژی الکتریکی با استفاده از برنامه‌ریزی تصادفی بازه‌ای چندمرحله‌ای (ایران). پایان‌نامه دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.
۷. گزارش وضعیت محیط‌زیست ایران ۱۳۹۲-۱۳۸۳ (۱۳۹۴). سازمان حفاظت محیط‌زیست. صفحه ۲۴-۱۹.
8. Akbari, T., Rahimian, A., & Kazemi, A. (2011). A multi-stage stochastic transmission expansion planning method. Energy Conversion Management, PP. 53-2844.
9. Bp energy Outlook (2017). The role Africa will play in driving global energy demand. Beyond 2035: Africa.
10. Bruckner, Th., Groscurth, H. -M., & Kummel, R. (1997). Competition and Synergy between Energy Technologies in Municipal Energy Systems. Energy 22, no. Vol. 10, PP.1005-1014.
11. Charnes, A., & Cooper, W.W. (1989). Chance constrained programming. Management science, Vol. 6, PP. 73-79.
12. Chen, F., Huang, GH., Fan, YR., & Chen, JP (2017). A copula-based fuzzy chance-constrained programming model and its application to electric power generation systems planning. Apply Energy, PP. 291-309.
13. Health Organization (2016). Ambient air pollution: A global assessment of exposure and burden of disease: World (WHO/FWC/EPE/17.1). Licence: CC BY-NC-SA 3.0 IGO.
14. Infanger, G., & Morton, DP (1996). Cut sharing for multistage stochastic linear programs with interstage dependency. Math Program, Vol. 75, PP. 241–56.
15. International energy Agency (IEA). World Energy Outlook Special Report 2016: Energy and Air Pollution; 2016. Available at: <https://www.iea.org/publications/freepublication/publication/weo-2016-special-ewport-energy-and-air-pollution.html >.
16. Nelsen, RB (2006). An introduction to copulas. 2nd ed New York: Springer.
17. Odetayo, B., MacCormack, J., Rosehart, WD., & Zareipour, H. (2017). A chance constrained programming approach to integrated planning of

distributed power generation and natural gas network. Electr Power Syst Res, pp. 197–207.
18. Yu, L., Li, Y.P., Huang, G.H., & Shan, B.G. (2017). An interval-possibilistic basic flexible programming method for air quality management of municipal energy system through introducing electric vehicles. Sci Total Environ, P.P. 593-594:29-418.
19. Yu, L., Li, Y.P., Huang, G.H., Fan, Y.R., & Nie, S. (2018). A copula-based flexible-stochastic programming method for planning regional energy under multiple uncertainties: A case study of the urban agglomeration of Beijing and Tianjin. Applied Energy, PP. 60-74.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۹۹۰-۹۶۱

الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا-حالت غیرخطی

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.9.0

رضا طالبلو[۱]، پریسا مهاجری *[۲]

۱. دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، taleblou.reza@gmail.com

۲. دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، p.mohajeri@atu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۴

چکیده

مقاله حاضر با استفاده از داده‌های روزانه شاخص قیمت ۱۵ گروه صنعت طی دوره زمانی ۱۳۹۵/۰۸/۰۹ تا ۱۴۰۰/۰۱/۰۷ درصدد الگوسازی تلاطم بازار سهام ایران است. مدل تلاطم تصادفی چند متغیره عاملی در چارچوب رویکرد فضا-حالت غیرخطی، مبنای تفکیک تلاطم بازار سهام به دو جزء «تلاطم منبعث از عوامل پنهان» و «تلاطم خاص هر صنعت» و برآورد ماتریس همبستگی پویای تلاطم صنایع قرار گرفته است. یافته‌ها حاکی از آن است که اولاً دو عامل پنهان وجود دارد که بخشی از تلاطم صنایع داخلی (انبوه‌سازی، زراعت، محصولات غذایی، قند و شکر، سیمان و ...) متأثر از عامل پنهان اول و بخشی از تلاطم صنایع کامودیتی‌محور صادراتی کشور (صنایع شیمیایی و پتروشیمی، فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی و محصولات فلزی)، تحت تأثیر عامل پنهان دوم است. ثانیاً تلاطم‌های خاص هر صنعت در طی دوره زمانی مورد بررسی تشدید شده و رفتار خوشه‌ای را از خود به نمایش می‌گذارد. ثالثاً تلاطم بازده سهام صنعت بانکی متأثر از هر دو عامل پنهان بوده و تلاطم خاص مرتبط با صنعت مذکور، تقریباً در میانه صنایع قرار می‌گیرد. این یافته، دور از انتظار نیست، زیرا پرتفوی تسهیلات اعطایی بانک‌ها، متشکل از تمامی صنایع می‌باشد و لذا تلاطم این بخش و اثرپذیری آن از عوامل پنهان، میانگین وزنی از سایر صنایع خواهد بود. رابعاً بیشترین درجه همبستگی تلاطم بازده سهام در میان ۴ صنعت کامودیتی‌محور مشاهده می‌شود که در طول دوره مورد بررسی، سیر صعودی داشته است.

طبقه‌بندی JEL: C11، C32، C58، G17

واژه‌های کلیدی: رویکرد بیزی، مدل فضا - حالت، واریانس ناهمسانی، تلاطم تصادفی عاملی، همبستگی پویا

---

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

۱- مقدمه

واریانس وابسته به زمان[1]، جزء لاینفک مدل‌سازی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی است. تلاش‌های مارکوویتز (۱۹۵۲) در لحاظ کردن واریانس ناهمسانی، انگل (۱۹۸۲) در معرفی مدل‌های تلاطم متغیر در طول زمان و تیلور (۱۹۸۲) با تمرکز بر مدل‌های فضا-حالت غیرخطی با لحاظ عامل پنهان از جمله مهم‌ترین تلاش‌هایی بوده که به شکل‌گیری مدل‌های تلاطم تصادفی (SV) یاری رسانده است. طی سال‌های اخیر نیز با مطالعات کاستنر (۲۰۱۶ و ۲۰۱۹)، کاستنر و همکاران (۲۰۱۷) و حسیجنی و کاستنر (۲۰۲۱)، امکان به‌کارگیری تخمین‌های بیزی مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی فراهم شده و به‌کارگیری مدل‌های SV، محور اصلی بسیاری از پژوهش‌های خارجی در موضوعات اقتصاد مالی را تشکیل داده است؛ اما بررسی فضای پژوهشی ایران، تصویر متفاوتی را در مدل‌سازی تلاطم در بازارهای مالی، به‌ویژه بازار سهام که طی چند سال گذشته دستخوش نوسانات قابل ملاحظه‌ای شده است، ارائه می‌دهد. در حقیقت با وجود تلاش‌های گوناگون و فزاینده محققان خارجی و مزایای مدل‌سازی تلاطم بر مبنای الگوهای SV، مطالعات داخلی حکایت از به‌کارگیری انواع مدل‌های گارچ تک‌متغیره و یا چندمتغیره می‌باشد و استفاده از الگوهای SV (تک‌متغیره و چند متغیره یا عاملی) مورد غفلت قرار گرفته است. از این‌رو هدف اصلی مقاله حاضر، پر کردن این خلأ پژوهشی در ادبیات داخلی و تمرکز بر الگوسازی تلاطم تصادفی بازار سهام ایران است. شواهد بازار سهام ایران به‌ویژه طی چند سال اخیر نشان از تشدید تلاطم در صنایع مختلف حاضر در بورس اوراق بهادار تهران دارد که دو پرسش کلیدی را در ذهن مطرح می‌کند: اولاً سهم عوامل پنهان و عوامل خاص از تلاطم بازدهی سهام انواع صنایع چقدر است و ثانیاً همبستگی‌های زوجی تلاطم صنایع در طول زمان چگونه تغییر یافته است؟

در راستای واکاوی ابعاد مختلف موضوع، مطالب مقاله حاضر در ۵ بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه که بخش نخست از مقاله را تشکیل می‌دهد، ادبیات نظری و تجربی، محور اصلی مطالب بخش دوم است. در بخش سوم از مقاله، روش تحقیق با تمرکز بر انواع مدل‌های SV تک‌متغیره و چندمتغیره (عاملی) تبیین می‌شود. در بخش چهارم مقاله، پایه‌های آماری و یافته‌های تجربی ارائه می‌شود و در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها اختصاص دارد.

---

1. Time Dependent Variance

۲- مبانی نظری و پیشینه تجربی

۲-۱- *چارچوب نظری*

بررسی تلاطم و نااطمینانی‌ها در مورد وقایع آتی و نتایج آن از مهم‌ترین موضوعات مورد علاقه پژوهشگران و فعالان حوزه مالی است زیرا تلاطم به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تعیین ریسک سرمایه‌گذاری، نقش مهمی در کنترل ریسک و تصمیمات سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. برخی از اقتصاددانان بر این باورند که ورود اطلاعات جدید و غیرمنتظره منجر به تلاطم بازدهی‌های انتظاری دارایی‌ها می‌شود و هرگونه تغییر و تحول در تلاطم بازارهای مالی را می‌توان در تحولات و تلاطم محیط اقتصاد ملی، منطقه‌ای یا جهانی جستجو کرد (تسای، ۲۰۰۲). در مقابل، طیفی از محققان هستند که تغییرات بنیادی در رفتار سرمایه‌گذاران، عامل اصلی توضیح‌دهنده تلاطم در بازارهای مالی است. برای نمونه، نتایج مطالعات شیلر (۱۹۸۱)، حاکی از نقش‌آفرینی علل روانشناختی و رفتاری نظیر پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه تحلیل‌گران در تلاطم بازار سهام است.

صرف‌نظر از دلایل نظری بروز تلاطم در بازارهای مالی، ضرورت درک ماهیت تلاطم سبب شده است تا پژوهشگران گوناگونی، مدل‌سازی تلاطم را سرلوحه مطالعات خود قرار دهند. به رغم آنکه تمرکز بر میانگین بازدهی‌های سهام (هر نوع دارایی حقیقی و مالی)، محور اصلی بیشتر تحقیقات سنتی در اقتصاد مالی را تشکیل می‌دهد، اما توسعه‌های اخیر در بازارهای مالی بین‌المللی، علاقمندی پژوهشگران را به مدل‌سازی تلاطم بازدهی‌ها سوق داده است. البته تردیدی نیست که بروز بحران‌های مالی-اقتصادی و دامنه وسیع اثرگذاری آن‌ها، پژوهشگران را در ارائه مدل‌های اقتصادسنجی روزآمدتر که توانمندی و کارایی بالاتری در پیش‌بینی‌های دقیق از تلاطم بازده داشته باشد، مصمم‌تر کرده است.

تلاطم به‌طور عموم به‌صورت انحراف‌معیار نمونه مورد بررسی در نظر گرفته می‌شود که با سه نوع مختلف از الگوها مشتمل بر «مدل‌های سری زمانی»، «مدل‌های اختیارات» و «مدل‌های مبتنی بر روش‌های ناپارامتریک»، مدل‌سازی می‌شود (کشاورز حداد و صمدی، ۱۳۸۸). مدل‌های سری زمانی نیز طبق طبقه‌بندی پون و گرنجر (۲۰۰۳) به دو گروه «مدل‌های پیش‌بینی بر اساس انحراف معیار تاریخی» و «مدل‌های ناهمسان شرطی» تقسیم می‌شوند.

گروه نخست از الگوهای سری‌زمانی که شامل مدل‌های گام تصادفی، میانگین مجذور بازده، میانگین متحرک ساده و میانگین وزنی نمایی و نظایر آن است بر فرض «توزیع یکسان و عدم همبستگی» اجزای اخلال مبتنی هستند، در حالی‌که شواهد به دست آمده از دنیای واقعی، تصویر کاملاً معکوسی را به دست می‌دهد. نتایج مطالعات مندلبورت (۱۹۶۳) و فاما (۱۹۷۲)، منعکس‌کننده وجود تلاطم خوشه‌ای در داده‌های مالی است و در مقاله ارزشمند بلرسلو و همکاران (۱۹۹۴)، «خوشه‌ای بودن تلاطم»، «هم‌حرکتی در تلاطم‌ها»، «همبستگی‌های سریالی بین اجزای اخلال» و «توزیع‌های غیرنرمال» از جمله ویژگی‌های مهم برشمرده تلاطم بازدهی سهام ذکر شده است.

ارائه شواهدی مبنی بر وجود همبستگی‌های تلاطم‌ها و غیرنرمال بودن توزیع، زمینه‌ای برای ارائه مدل‌های ناهمسان شرطی را فراهم کرده است که این مدل‌ها نیز به نوبه خود به مدل‌های آرچ/گارچ و مدل‌های تلاطم تصادفی تفکیک می‌شوند. در مدل‌های کلاس آرچ و گارچ فرض بر آن است که تغییرات واریانس از یک «تابع دقیق یا معین»[1] پیروی می‌کند، در حالی‌که در مدل‌های تلاطم تصادفی، معادله به‌کار رفته برای توصیف واریانس، تصادفی است.

معرفی و کاربست مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی طی حدود دو دهه اخیر مرهون مطالعاتی هم‌چون هاروی و همکاران (۱۹۹۴) و آقیولار و وست (۲۰۰۰) می‌باشد که به تازگی توسط فیلیپف و گلیکمن (۲۰۰۹)، چیب و همکاران (۲۰۰۶)، هان (۲۰۰۶)، لوپز و کاروالو (۲۰۰۷)، ناکاجیما و وست (۲۰۱۳)، ژویو و همکاران (۲۰۱۴) و اشیهارا و اُموری (۲۰۱۷) توسعه‌یافته است. با توجه به اینکه کاهش ابعاد، از مهم‌ترین مسائل پیش‌روی پژوهشگران است، کاستنر (۲۰۱۹) با انتشار مقاله‌ای ارزشمند به مصاف این چالش می‌رود و در چارچوب رویکرد بیزی، عناصر غیرمهم در ماتریس بار عاملی را شناسایی و حذف می‌کند.

۲-۲- مروری بر ادبیات تجربی داخلی و خارجی

همان‌طورکه در قسمت مبانی نظری تبیین شده است، رویکردهای مختلفی برای الگوسازی تلاطم وجود دارد که از مهم‌ترین آن‌ها، مدل‌سازی سری‌های زمانی است. طبق تقسیم‌بندی پون و گرنجر (۲۰۰۳)، مدل‌های پیش‌بینی تلاطم مبتنی بر سری‌های

1. Exact Function

زمانی مشتمل بر دو گروه «پیش‌بینی بر اساس انحراف معیار تاریخی» و «مدل‌های ناهمسانی شرطی» هستند که مدل‌های ناهمسان شرطی نیز به نوبه خود به دو طبقه «مدل‌های تلاطم شرطی کلاس آرچ» و «مدل‌های تلاطم تصادفی» تقسیم‌بندی می‌شوند. مروری بر حدود ۴۰ مطالعه داخلی[۱] که طی حدود یک دهه اخیر منتشر شده، منعکس‌کننده دو مشاهده کلیدی می‌باشد.

- اولاً تمرکز تمامی مطالعات داخلی در مدل‌سازی تلاطم سری‌های زمانی روی به‌کارگیری مدل‌های تلاطم شرطی کلاس آرچ و گارچ استوار است و مدل‌های تلاطم تصادفی که به‌ویژه در سال‌های اخیر مورد توجه و اقبال پژوهشگران خارجی بوده است، در مطالعات داخلی مغفول باقی مانده است.

- ثانیاً مقالات داخلی منتشر شده در حوزه مدل‌سازی تلاطم را به ۴ دسته می‌توان طبقه‌بندی کرد:

- ✓ گروه نخست که حدود ۳۰ درصد مطالعات را تشکیل می‌دهند به بررسی سرایت تلاطم در بازارهای دارایی داخلی پرداخته‌اند که برای نمونه می‌توان به مقالات رضازاده و فلاح (۱۳۹۹)، کاشانی‌تبار و همکاران (۱۳۹۹)، تیموری و همکاران (۱۳۹۹)، کشاورز حداد و مفتخر دریائی‌نژاد (۱۳۹۷)، مقدسی و همکاران (۱۳۹۷)، سفیدبخت و رنجبر (۱۳۹۶)، رعنایی و همکاران (۱۳۹۶)، حسینیون و همکاران (۱۳۹۵)، مملی‌پور و همکاران (۱۳۹۵)، فلاحی و همکاران (۱۳۹۳)، جهانگیری و حکمتی فرید (۱۳۹۳) و علمی و همکاران (۱۳۹۳) اشاره کرد.
- ✓ گروه دوم با فراوانی حدود ۲۲ درصدی بر سرایت تلاطم از بازارهای جهانی (به‌ویژه نفت و بازار سهام خارجی) به بازار داخلی (به‌ویژه بازار سهام) تمرکز کرده‌اند که مطالعات ابونوری و همکاران (۱۳۹۹)، کریمی و همکاران (۱۳۹۸)، بت‌شکن و محسنی (۱۳۹۷)، توکلیان و همکاران (۱۳۹۵)، سیدحسینی و همکاران (۱۳۹۲، ۱۳۹۳)، سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) و زاهدی تهرانی (۱۳۹۱) در این طبقه قرار می‌گیرند.
- ✓ گروه سوم، مدل‌سازی تلاطم بین شاخص‌های گروه‌های مختلف صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار را در دستور کار قرار داده‌اند که مقالات کشاورز حداد و محمدی (۱۳۹۵)، حیدری و همکاران (۱۳۹۱) و کشاورز حداد و همکاران

---

۱. خلاصه تطبیقی از مقالات داخلی و یافته‌های کلیدی این مقالات نزد نویسندگان مقاله وجود دارد که به دلیل اجتناب از تطویل مقاله حاضر، در متن مقاله گنجانده نشده است.

(۱۳۹۰)، در این گروه قرار می‌گیرند که تنها ۸ درصد مطالعات را تشکیل می‌دهند.

- ✓ گروه چهارم با فراوانی حدود ۴۰ درصدی، تلاطم قیمت سهام شاخص کل بازار سهام و سایر دارایی‌ها را مدل‌سازی کرده‌اند که مقالات راستین‌فر و همت‌فر (۱۳۹۹)، خدایاری و همکاران (۱۳۹۹)، قاضی‌فینی و پناهیان (۱۳۹۸)، اربابی (۱۳۹۷)، شیرازیان و همکاران (۱۳۹۷)، فتاحی و همکاران (۱۳۹۵)، نبوی چاشمی و مختاری نژاد (۱۳۹۵)، نادمی و همکاران (۱۳۹۴)، نظیفی و همکاران (۱۳۹۱)، کشاورز حداد و حیدری (۱۳۹۰)، کشاورز حداد و اسمعیل‌زاده (۱۳۸۹)، کشاورز حداد و صمدی (۱۳۸۸)، راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) و ابونوری و موتمنی (۱۳۸۶) در این طبقه جای می‌گیرند.

مروری بر ادبیات تجربی خارجی، تصویر کاملاً متفاوتی را ارائه می‌دهد، به‌طوری‌که به‌کارگیری الگوهای تلاطم تصادفی چندمتغیره، شاکله اصلی مدل‌سازی بسیاری از مقالات جدید در حوزه‌های مختلف را تشکیل می‌دهد. جدیدترین مطالعات منتشر شده مشتمل بر مقالات اسپوستی (۲۰۲۱)، ژانگ و ژوآنگ (۲۰۲۱)، کاستنر و هوبر (۲۰۲۰)، زاهاریوا و همکاران (۲۰۲۰)، شی و همکاران (۲۰۲۰)، یامائوچی و اُموری (۲۰۲۰)، کاستنر (۲۰۱۹)، لیو و یو (۲۰۱۹)، ژانگ و ژوآنگ (۲۰۱۷) است که به ترتیب روی مدل‌سازی نوسانات شاخص قیمت کالاهای اساسی، تلاطم ۹ بازار مالی، داده‌های اقتصاد کلان آمریکا، بازارهای مالی بزرگ جهان، رمزارزها، سهام شرکت‌های آمریکایی، تلاطم بازدهی سهام ۳۰۰ شرکت حاضر در مجموعه S&P 500، بازار نفت و سهام و در نهایت بازارهای آسیای جنوب شرقی و آمریکا تمرکز کرده است.

بررسی فضای پژوهشی داخلی و مقایسه آن با مطالعات خارجی نشان‌دهنده آن است که اولاً کاربردهای تجربی مدل‌های سرایت تلاطم در ایران به‌طور عمده روی بازار دارایی‌ها تمرکز دارد و مقالات محدودی به تبیین همبستگی و سرایت تلاطم بین شاخص گروه‌های مختلف صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداخته‌اند. ثانیاً تمرکز مدل‌سازی سرایت و همبستگی تلاطم بر مدل‌های کلاس آرچ و گارچ یک یا چندمتغیره استوار بوده و مدل‌سازی بر مبنای الگوی تلاطم تصادفی عاملی چندمتغیره با وجود مزایا و استقبال پژوهشگران خارجی، در مطالعات داخلی مورد توجه نبوده است، لذا نوآوری اصلی مقاله حاضر، پر کردن خلأهای پژوهشی برشمرده در مطالعات داخلی است.

۳- روش تحقیق

مدل‌های تلاطم تصادفی برای الگوسازی تلاطم از معادله دیفرانسیلی تصادفی استفاده می‌کنند، بدین معنا که یک جزء تصادفی در مدل واریانس شرطی وارد می‌شود. در این بخش از مقاله، در ابتدا به تبیین انواع مدل‌های تلاطم تصادفی تک متغیره پرداخته شده و پس از آن، مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی یا چندمتغیره تبیین می‌شود.

۳-۱- انواع مدل‌های SV تک متغیره

مهم‌ترین مؤلفه مدل‌های تلاطم تصادفی، «تصادفی و در طول زمان متغیر بودن واریانس» است. به‌طور خاص، فرض می‌شود که لگاریتم واریانس از یک فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول AR(1) تبعیت می‌کند.

الف) تلاطم تصادفی ساده با برآوردگرهای خطی: فرض کنید که $y = (y_1, \dots, y_n)^T$، برداری از مشاهدات را نشان می‌دهد. مدل‌های SV، ساختار زیر را برای y در نظر می‌گیرند:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t\beta + \exp(h_t/2)\,\varepsilon_t \\ h_{t+1} &= \mu + \varphi(h_t - \mu) + \sigma\eta_t \\ \varepsilon_t &\sim \mathcal{N}(0,1) \\ \eta_t &\sim \mathcal{N}(0,1) \end{aligned} \qquad (۱)$$

که $\mathcal{N}(b, B)$ توزیع نرمال با میانگین $b \in \mathbb{R}$ و واریانس $B \in \mathbb{R}^+$ را نشان می‌دهد و ε_t و η_t مستقل هستند. روند لگاریتم واریانس $h = (h_1, \dots, h_n)^T$ نیز از طریق توزیع $h_0 \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma/(1-\varphi^2))$ نمایش داده می‌شود. $X = (x_1^T, \dots, x_n^T)^T$ ماتریس $n \times K$ است که t امین ردیف آن، بردار K تخمین‌زننده در زمان t را نشان می‌دهد. ضرایب رگرسیون K در $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_K)^T$ گردآوری شده‌اند. پارامترهای مدل SV با $\vartheta = (\mu, \varphi, \sigma)$ نشان داده می‌شوند که μ سطح، φ ماندگاری و σ انحراف معیار لگاریتم واریانس است.

ب) مدل SV با خطای توزیع t استیودنت: تعدادی از پژوهشگران پیشنهاد کرده‌اند که از توزیع‌های پسماند شرطی غیرنرمال برای مدل‌سازی تلاطم تصادفی استفاده شود که برای نمونه می‌توان به توصیه برخی از آنان مبنی بر به‌کارگیری توزیع t استیودنت (توسط هاروی و همکاران، ۱۹۹۴)، گاوسی معکوس تعمیم‌یافته گسترده (سیلوا و همکاران، ۲۰۰۶)، پسماندهای پارامتریک یا شبه پارامتریک (جنسن و ماهیو، ۲۰۱۰ و دیلاتولا و گریفین، ۲۰۱۱) یا توزیع t استیودنت چوله هذلولی تعمیم‌یافته (ناکاجیما و

اُموری، ۲۰۱۲)، اشاره کرد. اگر خطای t استیودنت برای معادله مشاهدات در تلاطم تصادفی اعمال شود، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} &y_t = x_t\beta + \exp(h_t/2)\,\varepsilon_t \\ &h_{t+1} = \mu + \varphi(h_t - \mu) + \sigma\eta_t \\ &\varepsilon_t \sim t_v(0,1) \\ &\eta_t \sim \mathcal{N}(0,1) \end{aligned} \qquad (۲)$$

که ε_t و η_t مستقل هستند و $t_v(a,b)$ توزیع t استیودنت با درجه آزادی v، میانگین a و واریانس b است. تنها تفاوت معادله (۱) و (۲) آن است که در معادله (۲)، مشاهدات، توزیع t دارند، لذا معادله (۲)، شکل تعمیم‌یافته‌ای از معادله (۱) است، زیرا هنگامی‌که درجه آزادی به سمت بی‌نهایت میل کند، توزیع t به توزیع نرمال استاندارد تبدیل خواهد شد.

ج) مدل SV با اهرم: پیشنهادهایی در ارتباط با تغییرات نامتقارن مشتمل بر توزیع‌های ناپارامتریک (جنسن و ماهئو، ۲۰۱۴)، توزیع‌های چوله (ناکاجیما و اُموری، ۲۰۱۲) و توزیع‌های همبسته توأم با تغییر واریانس که به آن اثر اهرم نیز گفته می‌شود (هاروی و شفارد، ۱۹۹۶، ژاکیه و همکاران ۲۰۰۴)، مطرح شده‌اند. با اعمال اثر اهرم در مدل تلاطم تصادفی داریم:

$$\begin{aligned} &y_t = x_t\beta + \exp(h_t/2)\,\varepsilon_t \\ &h_{t+1} = \mu + \varphi(h_t - \mu) + \sigma\eta_t \\ &\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0,1) \\ &\eta_t \sim \mathcal{N}(0,1) \end{aligned} \qquad (۳)$$

که ماتریس همبستگی (ε_t, η_t) بدین صورت است:

$$\sum^{\rho} = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

که بردار $\varsigma = (\mu, \varphi, \sigma, \rho)^{T}$، تمامی پارامترهای SV را نشان می‌دهد. در مقایسه با معادله (۱)، پارامتر جدید، عبارت همبستگی ρ است که پسماندهای مشاهدات را به تغییرات فرآیند واریانس مرتبط می‌کند. بنابراین معادله (۱)، حالت خاصی از معادله (۳) است مشروط به اینکه $\rho = 0$ باشد.

د) مدل SV با خطای t استیودنت و اهرم: برخی پژوهشگران، ترکیب توزیع خطای t و اثر اهرمی را پیشنهاد کرده‌اند (ژاکیه و همکاران، ۲۰۰۴، اُموری و همکاران، ۲۰۰۷ و ناکاجیما و اُموری، ۲۰۰۹). با تعمیم معادله (۲) و (۳) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} &y_t = x_t\beta + \exp(h_t/2)\,\varepsilon_t \\ &h_{t+1} = \mu + \varphi(h_t - \mu) + \sigma\eta_t \\ &\varepsilon_t \sim t_v(0,1) \\ &\eta_t \sim \mathcal{N}(0,1) \end{aligned} \qquad (۵)$$

که ماتریس همبستگی (ε_t, η_t)، عبارت $\sum^{\rho}$ در معادله (۴) می‌باشد.

۳-۲- مدل‌های SV چندمتغیره عاملی

اصلی‌ترین دشواری تخمین کوواریانس پویا، تعداد نسبت بالای مجهولات در مقایسه با تعداد مشاهدات است. اگر m ابعاد مقطع را نشان دهد، در آن صورت ماتریس کوواریانس مرتبط با آن یعنی Σ_t، درجه آزادی $m(m+1)/2$ خواهد بود. یک شیوه برای از بین بردن «نفرین یا مزاحمت ابعاد[1]»، استفاده از عوامل پنهان و دستیابی به تخمینی کارا از Σ_t است. مدل‌های عامل نهفته بر این ایده استوارند که حتی سیستم‌های با ابعاد بالا نیز توسط چند منبع تصادفی هدایت می‌شوند. این چند منبع تصادفی، چند عامل را کنترل می‌کنند که به نوبه خود تعاملات بین مشاهدات را متأثر می‌سازد. افزون بر این، مدل‌های عامل پنهان، ابزاری کارآمد برای تخمین ماتریس کوواریانس پویا فراهم می‌کند. این مدل‌ها اجازه می‌دهند تا تعداد مجهولات کاهش یابد. یک مدل متداول عامل پنهان با r عامل به‌صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$\Sigma_t = \check{\Sigma}_t + \bar{\Sigma}_t \qquad (۶)$$

که مرتبه $\check{\Sigma}_t$ برابر با r و r<m می‌باشد. هم‌چنین $\bar{\Sigma}_t$ ماتریس قطری است که شامل واریانس‌های خاص خطاها می‌باشد. فرض مرتبه روی $\check{\Sigma}_t$ متقارن سبب ایجاد «عاملی‌سازی[2]»، $\check{\Sigma}_t = \Psi\Psi^T$ می‌شود که $\Psi \in \mathbb{R}^{m\times r}$ شامل $mr - r(r-1)/2$ تعداد عنصر آزاد خواهد بود، بنابراین $mr - r(r-1)/2$ تعداد عنصر آزاد در Σ_t باقی خواهد ماند. در الگوهای SV عاملی، مشاهدات $y = (y_{t1}, \dots, y_{tm})^{\top}$ را به شیوه زیر می‌توان مدل‌سازی کرد.

$$y_t|\beta, \Lambda, f_t, \bar{\Sigma}_t \sim \mathcal{N}_m(\beta + \Lambda f_t, \bar{\Sigma}_t) \qquad (۷)$$
$$f_t|\tilde{\Sigma}_t \sim \mathcal{N}_r(0, \tilde{\Sigma}_t)$$

که $f_t = (f_{t1}, \dots, f_{tr})^{\top}$ بردار عوامل، $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_m)^{\top}$ میانگین خاص مشاهدات و $\Lambda \in \mathbb{R}^{m\times r}$ ماتریس بار عاملی است. ماتریس‌های کوواریانس $\bar{\Sigma}_t$ و $\tilde{\Sigma}_t$ هر دو قطری هستند که فرآیند تلاطم تصادفی ساده مستقل را نشان می‌دهند.

$$\begin{aligned}
&\bar{\Sigma}_t = \mathrm{diag}\left(\exp(\bar{h}_{t1}), \dots, \exp(\bar{h}_{tm})\right),\\
&\tilde{\Sigma}_t = \mathrm{diag}\left(\exp(\tilde{h}_{t1}), \dots, \exp(\tilde{h}_{tr})\right),\\
&\bar{h}_{ti} \sim \mathcal{N}\left(\bar{\mu}_i + \bar{\varphi}_i(\bar{h}_{t-1,i} - \bar{\mu}_i), \bar{\sigma}_i^2\right),\ i = 1, \dots, m\\
&\tilde{h}_{tj} \sim \mathcal{N}\left(\tilde{\mu}_j + \tilde{\varphi}_j(\tilde{h}_{t-1,j} - \tilde{\mu}_j), \tilde{\sigma}_j^2\right),\ j = 1, \dots, r
\end{aligned} \qquad (۸)$$

1. Curse of Dimensionality
2. Factorization

بر اساس معادله (۷)، معادله (۶) را به‌صورت زیر می‌توان فرمول‌بندی مجدد کرد:

$$\Sigma_t = \Lambda\tilde{\Sigma}_t\Lambda^{\mathrm{T}} + \bar{\Sigma}_t \qquad (۹)$$

که چندین مسئله شناسایی شامل مرتبه، علامت و مقیاس عوامل وجود دارد که نامشخص‌اند. به‌طور خاص برای هر ماتریس جایگزینی تعمیم‌یافته P با اندازه $\mathrm{r}\times\mathrm{r}$، می‌توان تجزیه معتبر دیگری مانند $\Sigma_t = \Lambda'\tilde{\Sigma}'_t(\Lambda')^{\mathrm{T}} + \bar{\Sigma}_t$ یافت که $\Lambda' = \Lambda\mathrm{P}^{-1}$ و $\tilde{\Sigma}'_t = \mathrm{P}\tilde{\Sigma}_t\mathrm{P}^{\mathrm{T}}$ می‌باشد. ابهام موجود در مقیاس عوامل را می‌توان از طریق ثابت کردن سطح لگاریتم واریانس با صفر یعنی $\tilde{\mu}_j = 0$ برای $j = 1, \dots, r$ برطرف کرد. شناسایی علامت و مرتبه را نیز می‌توان از طریق محدودیت‌هایی روی ماتریس بار عاملی Λ انجام داد (حسیجنی و کاستنر، ۲۰۲۱).

همان‌طور که در رابطه (۹) مشاهده می‌شود، می‌توان تلاطم را به دو جزء تجزیه کرد، جزء اول مرتبط با تأثیر عامل (عوامل) پنهان بر متغیر مورد بررسی است و جزء دوم، تلاطم خاص هر متغیر را نشان می‌دهد. در عبارت نخست از رابطه (۹) یعنی $\Lambda\tilde{\Sigma}_t\Lambda^{\mathrm{T}}$، ماتریس بار عاملی با Λ نشان داده می‌شود که نشان‌دهنده میزان اثرپذیری هر یک از متغیرها از عامل (عوامل) پنهان است و ماتریس $\tilde{\Sigma}_t$ نیز ماتریس تلاطم عامل ((وامل) پنهان را نشان می‌دهد.

۴- پایه‌های آماری، برآورد مدل و تحلیل نتایج

۴-۱- آماره‌های توصیفی

به‌منظور الگوسازی تلاطم بازدهی شاخص قیمت ۱۵ گروه صنعت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، داده‌های روزانه در فاصله زمانی ۳۰ ام اکتبر ۲۰۱۶ (مصادف با ۹ آبان ۱۳۹۵) تا ۱۷ مارس ۲۰۲۱ (مصادف با ۷ فروردین ۱۴۰۰) از سایت ره‌آورد نوین استخراج شده مبنای انتخاب دوره زمانی مذکور، دسترسی به آخرین ۱۰۰۰ داده روزانه کاری طی بیش از ۵ سال گذشته است که کفایت تعداد مشاهدات لازم برای انجام برآوردهای دقیق را فراهم می‌کند. آمار توصیفی سری‌های زمانی بازده شاخص ۱۵ گروه صنعت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در جدول (۱) منعکس شده که نشان‌دهنده رشد مثبت تمامی ۱۵ گروه فعالیت است که صنایع فلزات اساسی و خودرو و ساخت قطعات به ترتیب بیشترین و کمترین رشد را در این دوره تجربه کرده‌اند. در مقابل، بیشترین و کمترین نوسانات بازده شاخص‌های ۱۵ گروه صنعت به ترتیب به فرآورده‌های نفتی و سیمان اختصاص دارد. آماره‌های مرتبط با چولگی بازده شاخص‌های مختلف نیز حکایت از نامتقارن بودن توزیع بازده دارد که توزیع بازده شاخص‌های

محصولات شیمیایی، کانی‌های غیرفلزی، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، چوله به چپ و مابقی توزیع بازده شاخص‌ها، چولگی به راست دارند. آماره‌های کشیدگی نیز حکایت از آن دارد که توزیع بازده شاخص‌های فرآورده‌های نفتی و بانک و مؤسسات اعتباری بیش از نرمال بوده و برای سایر صنایع، کمتر از نرمال است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرها طی دوره ۱۳۹۵/۰۸/۰۹ تا ۱۴۰۰/۰۱/۰۷

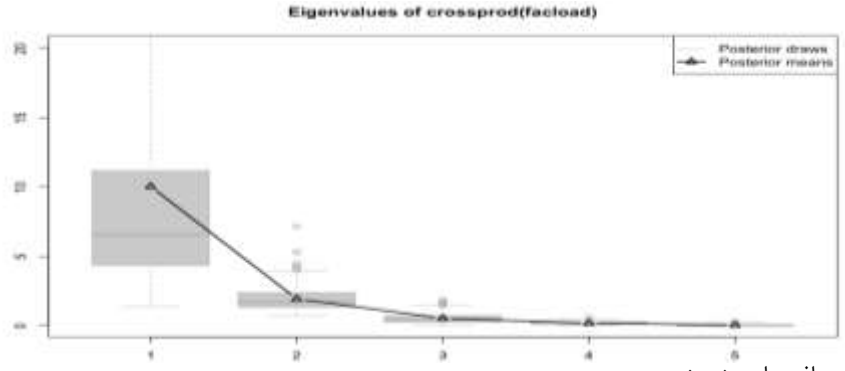
اسامی صنعت‌ها	اسامی اختصاری	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
محصولات شیمیایی	Shimi	۰/۲۸۵۴۸	۱/۷۸۸۶۵	-۰/۰۷۹۱۴	۲/۰۷۱۹۰
ساخت محصولات فلزی	Metal	۰/۳۳۳۴۵	۲/۱۳۰۱۹	۰/۴۰۷۶۴	۱/۵۸۹۰۸
فلزات اساسی	Basemet	۰/۳۴۷۷۶	۲/۰۱۸۷۷	۰/۱۴۷۹۹	۰/۷۹۷۰۶
فرآورده‌های نفتی	Oilpro	۰/۲۹۵۷۲	۱۴/۷۳۶۱۷	۰/۰۳۷۱۵	۲۳۴/۶۷۴۵۱
کانی‌های غیرفلزی	Nometor	۰/۳۱۲۰۰	۱/۶۴۷۲۷	-۰/۰۲۶۵۴	۱/۶۱۵۰۹
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	Bank	۰/۲۳۵۰۲	۱/۸۹۰۱۵	-۰/۱۲۳۲۹	۳/۸۹۴۷۲
بیمه	Insurance	۰/۲۵۲۹۶	۱/۷۶۰۷۸	۰/۳۲۶۲۵	۰/۵۸۴۹۳
خودرو و ساخت قطعات	Outomob	۰/۲۴۷۴۵	۲/۳۲۸۱۰	۰/۳۶۳۲۴	۱/۰۹۴۸۱
انبوه‌سازی و املاک	House	۰/۲۵۳۸۶	۱/۹۳۰۷۸	۰/۲۱۹۲۸	۰/۶۳۷۸۹
سیمان، آهک و گچ	Cement	۰/۲۷۷۷۷	۱/۶۰۳۴۱	۰/۳۲۶۷۸	۰/۳۷۹۹۷
لاستیک و پلاستیک	Rubber	۰/۲۷۶۷۷	۲/۱۱۰۳۰	۰/۰۴۸۱۴	۰/۴۱۵۳۲
زراعت	Agric	۰/۳۱۹۷۱	۲/۶۴۰۵۵	۰/۲۳۸۴۹	۰/۴۶۱۱۹
محصولات غذایی	Food	۰/۲۷۳۱۱	۱/۶۰۷۹۱	۰/۳۴۹۱۶	۲/۳۰۱۲۴
قند و شکر	Sugar	۰/۳۳۶۲۴	۱/۷۵۸۶۹	۰/۲۹۵۴۲	۰/۵۸۱۲۰
مواد و محصولات دارویی	Medicine	۰/۲۵۱۷۴	۱/۵۸۹۸۸	۰/۳۱۰۸۷	۱/۱۰۴۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲- برآورد الگو و تحلیل نتایج

هدف اصلی از به‌کارگیری مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی، تجزیه تلاطم متغیرها به دو جزء است: جزء اول مربوط به تلاطم خاص همان متغیر و جزء دوم، مرتبط با اثرگذاری عامل یا عوامل پنهانی است که قابل مشاهده نیست. تفکیک تلاطم و برآورد الگوی تلاطم تصادفی عاملی از طریق الگوهای فضا-حالت و با روش‌های بیزین در بسته نرم‌افزاری R امکان‌پذیر است. بدین ترتیب در گام اول لازم است تعداد عوامل پنهان که بازده شاخص‌های ۱۵ گروه صنعت را متأثر می‌کنند، شناسایی شود. پایین مثلثی بودن

ماتریس بارعاملی، رایج‌ترین شیوه شناسایی الگو در مدل‌های تلاطم تصادفی است[۱] و در این راستا مقادیر مشخصه ماتریس $\Lambda^T\Lambda$ می‌تواند راهنمای مناسبی برای تشخیص و انتخاب تعداد عوامل پنهان یا نهفته محسوب شود. طبق نمودار (۱)، دو عامل پنهان قابل تشخیص هستند که اختلاف معنی‌داری از صفر دارند.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. مقادیر مشخصه و شناسایی تعداد عوامل نهفته

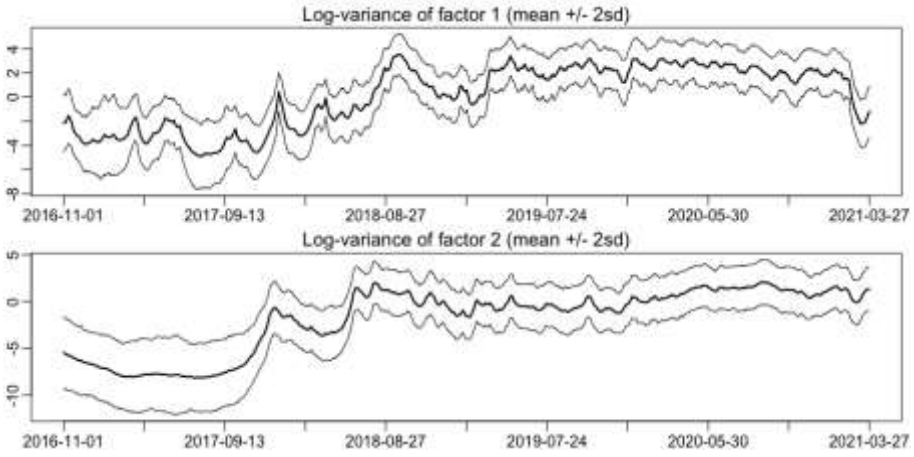
گام دوم، بررسی تلاطم (لگاریتم واریانس) میانگین پسین عوامل پنهان است که در بازه مثبت/ منفی ۲ انحراف معیار ترسیم شده است و به درک بهتر تلاطم بازده ۱۵ شاخص گروه صنعت که تحت تأثیر یک یا هر دو عامل پنهان هستند، کمک خواهد کرد. از آنجایی‌که این عوامل پنهان، در برگیرنده حوادث و رویدادهای گوناگونی هستند لذا تفسیر آن‌ها و انتساب‌شان به مجموعه‌ای از متغیرها به راحتی امکان‌پذیر نیست و تنها با بررسی روند مرتبط با تلاطم هر یک از آن‌ها و انطباق نقاط اوج و فرود آن با وقایع اقتصادی - سیاسی و اجتماعی (داخل کشور یا خارج کشور)، صرفاً می‌توان حدس‌هایی مطرح کرد. بر اساس توضیحاتی که در ادامه ارائه می‌شود، به نظر می‌رسد، عامل پنهان اول، به‌طور عمده انعکاسی از ریسک‌های سیاسی خارج از کشور است، در حالی‌که عامل پنهان دوم به نظر تحت تأثیر برخی ریسک‌های اقتصادی و تصمیمات داخلی است.

طبق نمودار (۲)، عامل پنهان اول تا شهریور ۱۳۹۶ (مقارن با سپتامبر ۲۰۱۷)، رفتار متلاطم‌تری نسبت به عامل پنهان دوم داشته است. در شهریور ۱۳۹۶، تلاطم عامل پنهان دوم رشد قابل ملاحظه‌ای را تجربه کرده و با اندکی تأخیر، تلاطم عامل

۱. برای اطلاعات بیشتر به مطالعه زو و همکاران (۲۰۱۴) مراجعه نمایید.

پنهان اول نیز رو به افزایش بوده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سیر صعودی تلاطم که منجر به تغییر سطح تلاطم بوده است، تقریباً یکسال به طول انجامیده است. به نظر می‌رسد شدت گرفتن طرح خروج از برجام و قرار گرفتن آن دستورکار دولت آمریکا از اواخر شهریور و اوایل مهر ۱۳۹۶ که در نهایت به خروج رسمی آمریکا در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ ختم شده و با افزایش بی‌سابقه حدوداً سه برابری در نرخ ارز طی این دوره همراه بوده، از جمله دلایل بالا رفتن تلاطم در عوامل پنهان طی این دوره باشد.

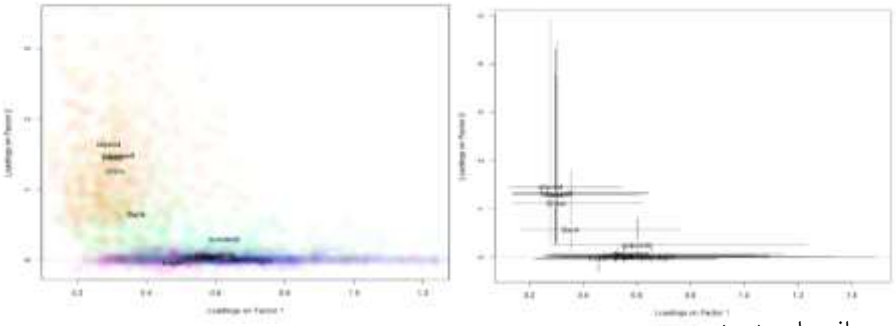
پس از آن تلاطم میانگین پسین عوامل پنهان روند نسبت کاهشی را تجربه کرده که تقریباً ۶ ماه (مرداد تا بهمن ۹۷) به طول انجامیده است و شدت کاهش تلاطمات عامل پنهان اول، بیش از عامل پنهان دوم می‌باشد. از آن پس، روند تلاطمات هر دو عامل به‌طور خفیفی افزایشی بوده است. اوایل مرداد ۱۳۹۸ (مقارن با اواخر ژوئیه ۲۰۱۹)، افزایش موقتی در تلاطم عامل پنهان دوم رؤیت می‌شود که همزمان با تجربه کمترین نرخ ارز بازار آزاد در سال ۱۳۹۸ بوده است. پس از شیوع ویروس کرونا در اواخر سال ۱۳۹۸ (اوایل سال ۲۰۲۰)، عامل پنهان دوم روند خفیف افزایشی را در تلاطم تجربه کرده، در حالی‌که طی همین دوره، تلاطم عامل اول نسبت، بدون روند بوده است. در اوایل سال ۲۰۲۱ نیز با وجود اُفت قابل توجه تلاطم عامل اول، میزان کاهش تلاطم عامل دوم نسبت، کمتر می‌باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. تلاطم میانگین پسین عامل‌های اول و دوم در دوره زمانی ۱۳۹۵/۰۸/۰۹ تا ۱۴۰۰/۰۱/۰۷

گام سوم، شناسایی میزان اثرپذیری هر یک از ۱۵ شاخص صنعت از دو عامل پنهان در قالب یک تصویر کلی است که در نمودار (۳) منعکس شده است. بر این اساس، صنایعی نظیر انبوه‌سازی، زراعت، محصولات غذایی، صنایع قند و شکر، سیمان، محصولات دارویی، لاستیک و پلاستیک و خودرو و قطعات، به‌طور عمده تحت تأثیر عامل اول می‌باشند، در حالی‌که صنعت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، فلزات اساسی، ساخت محصولات فلزی و فرآورده‌های نفتی متأثر از عامل پنهان دوم هستند و بخش بانکی به‌عنوان بزرگ‌ترین واسطه‌گر مالی، به‌طور متناسب تحت تأثیر هر دو عامل است. این مشاهدات منعکس‌کننده آن است که کامودیتی محور بودن یا نبودن صنعت مورد بررسی، نتایج توزیع بار عاملی را متأثر می‌کند، به‌طوری‌که صنایع کامودیتی محور صادراتی کشور متشکل از صنایع فلزی و شیمیایی و نفتی، عمدتاً تحت تأثیر عامل پنهان دوم هستند، حال‌آنکه صنایع داخلی (زراعت، دارویی، غذایی و امثالهم)، تأثیر بیشتری از عامل پنهان اول می‌پذیرند. بخش بانکی نیز که عهده‌دار بخش بزرگی از تأمین مالی صنایع مختلف است، متأثر از هر دو عامل پنهان می‌باشد که این یافته، چندان دور از انتظار هم نیست، زیرا سبد تسهیلات بانک‌ها متشکل از انواع صنایع مختلف است و انتظار می‌رود که میانگین موزونی از عوامل پنهان اثرگذار بر آن صنایع، صنعت بانکداری را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

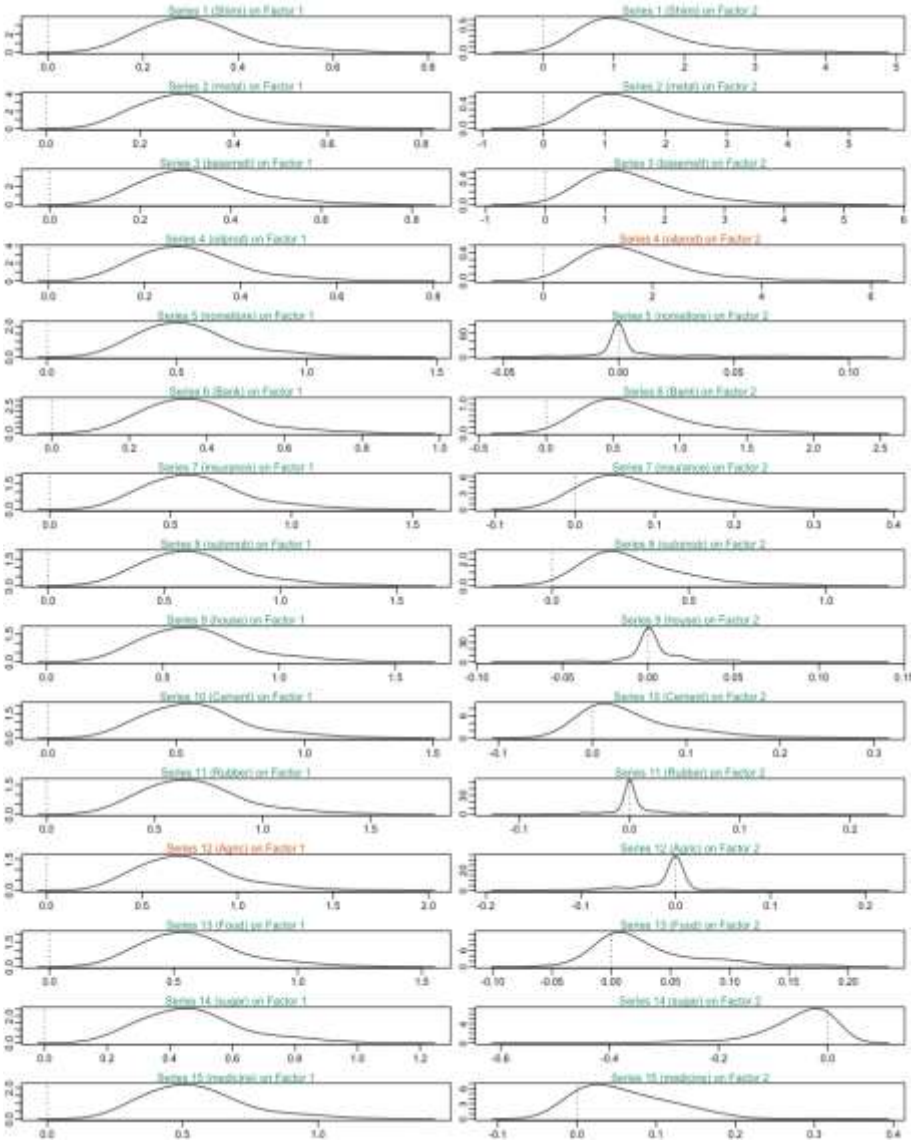


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. توزیع بار عاملی پسین عامل‌های اول و دوم

در نمودار (۴)، توزیع بار عاملی برای هر صنعت به تفکیک دو عامل پنهان ترسیم شده است که ستون سمت چپ و راست به ترتیب توزیع بار عاملی مربوط به عوامل ۱ و ۲ را روی شاخص ۱۵ گروه صنعت نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، بخش

فرآورده‌های نفتی بیشترین تأثیر را از عامل پنهان دوم می‌پذیرد و بخش زراعت نیز در مقایسه با بخش‌های دیگر، بالاترین اثرپذیری را از عامل پنهان اول دارد.

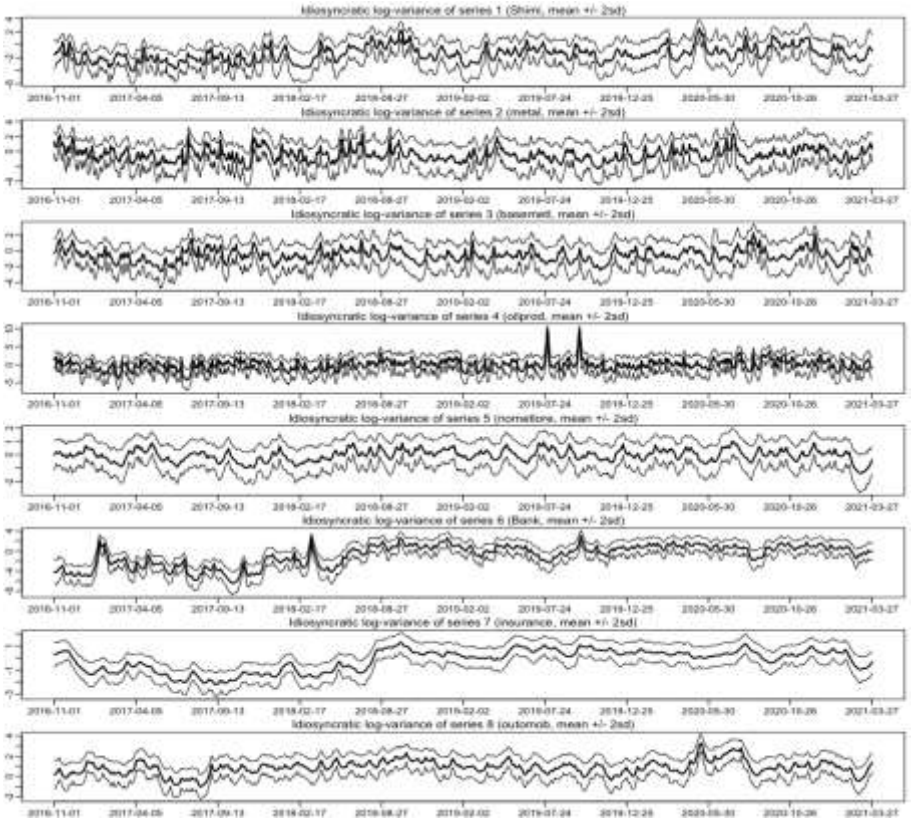


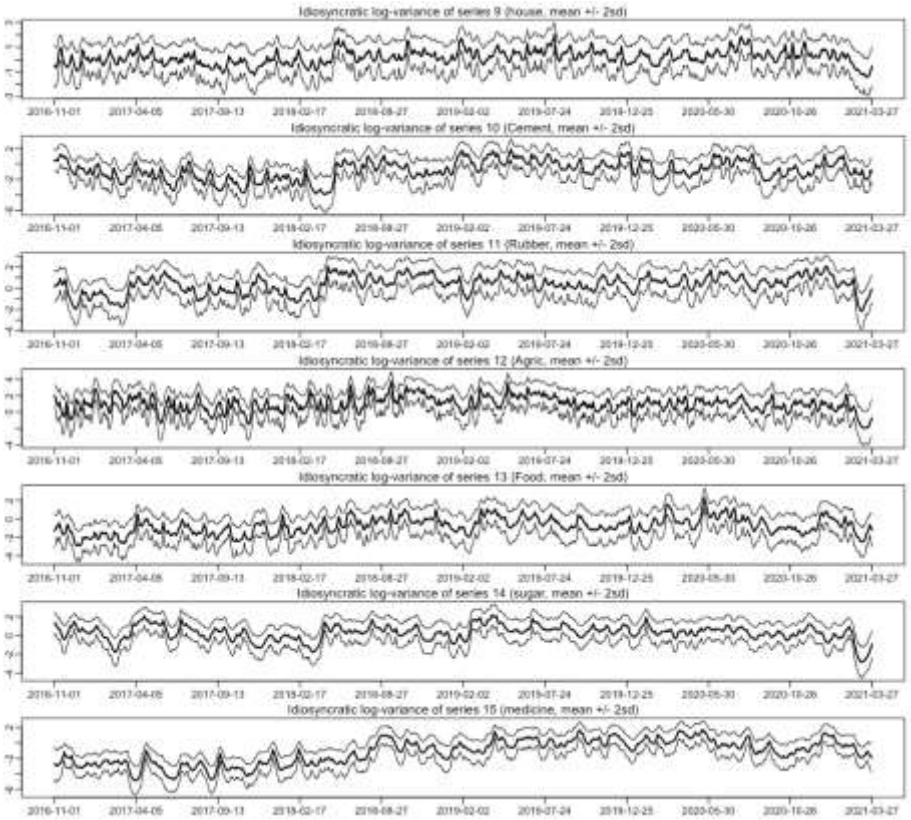
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. توزیع بار عاملی پسین عامل اول و دوم به تفکیک هر صنعت

نمودار (۵)، مربوط به تلاطم خاص هر صنعت است که تلاطم میانگین‌های پسین به اضافه/منهای ۲ برابر انحراف معیار را به تصویر کشیده است. در حقیقت این نمودار، توزیع‌های پسین مارژینال عناصر قطری ماتریس $\bar{\Sigma}_t$ در معادله (۸) را نشان می‌دهد.

یافته‌ها اولاً منعکس‌کننده خوشه‌ای بودن تلاطم‌هاست و ثانیاً حاکی از تشدید تلاطم‌های خاص هر صنعت از اواخر سال ۱۳۹۷ (اوایل ۲۰۱۸) می‌باشد. در حقیقت با وجود آنکه قبل از ۲۰۱۸، تلاطم‌های خاص هر صنعت در برخی صنایع (به‌ویژه کانی‌های غیرفلزی، بیمه، اتومبیل و ساخت قطعات خودرو، انبوه‌سازی، لاستیک و پلاستیک، صنایع غذایی، قند و شکر) بسیار محدود بوده، اما پس از آن تلاطم در تمامی صنایع، تشدید شده است. مشاهده جالب دیگر که هم‌راستا با مشاهدات مرتبط با بار عاملی است، در میانه قرار گرفتن رفتار تلاطم خاصِ صنعت بانکی است.





منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. تلاطم خاص هر صنعت طی دوره ۱۳۹۵/۰۸/۰۹ تا ۱۴۰۰/۰۱/۰۷

یکی از مهم‌ترین از موارد استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی، پیش‌بینی ماتریس همبستگی و انحراف معیار سری‌های زمانی است که از طریق توزیع پیش‌بینانه پسینی به‌دست می‌آید که در جداول (۲) و (۳) آمده است.

جدول ۲. ماتریس میانگین پسینی همبستگی شاخص‌های ۱۵ صنعت

	Shimi	Metal	Basemet	Oilpro	Nometor	Bank	Insurance	Outomob	House	Cement	Rubber	Agric	Food	Sugar	Medicine
Shimi	۱	۰/۷۵	۰/۸۴	۰/۸۰	۰/۰۳	۰/۶۱	۰/۲۲	۰/۳۱	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۹	-۰/۱۵	۰/۱۸
Metal	۰/۷۵	۱	۰/۷۷	۰/۷۴	۰/۰۳	۰/۵۶	۰/۲۱	۰/۲۹	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۸	-۰/۱۵	۰/۱۷
Basemet	۰/۸۴	۰/۷۷	۱	۰/۸۳	۰/۰۳	۰/۶۳	۰/۲۳	۰/۳۲	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۹	-۰/۱۶	۰/۱۹
Oilpro	۰/۸۰	۰/۷۴	۰/۸۳	۱	۰/۰۳	۰/۵۹	۰/۲۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۸	-۰/۱۵	۰/۱۸
Nometor	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۱	۰/۰۵	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۴
Bank	۰/۶۱	۰/۵۶	۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۰۵	۱	۰/۲۰	۰/۲۵	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۹	-۰/۰۹	۰/۱۶
Insurance	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۱۳	۰/۲۰	۱	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۲۲
Outomob	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۰	۰/۰۶	۰/۲۵	۰/۱۵	۱	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۱۴
House	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۱۵	۰/۰۷	۱	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۵
Cement	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۱۰	۰/۱۲	۱	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۷
Rubber	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۱۱	۱	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۳
Agric	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۳	۰/۱۶	۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۱	۱	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۱۶
Food	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۶	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۱۳	۱	۰/۱۳	۰/۱۷
Sugar	-۰/۱۵	-۰/۱۵	-۰/۱۶	-۰/۱۵	۰/۱۳	-۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۳	۱	۰/۱۴
Medicine	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۴	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. ماتریس انحراف معیار پسینی همبستگی شاخص‌های ۱۵ صنعت

	Shimi	Metal	Basemet	Oilpro	Nometor	Bank	Insurance	Outomob	House	Cement	Rubber	Agric	Food	Sugar	Medicine
Shimi	۰/۰۰	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۰۶	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۶
Metal	۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۰۵	۰/۲۰	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۱۷	۰/۱۵
Basemet	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۰۰	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۲۰	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۶	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۷
Oilpro	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۷
Nometor	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۴
Bank	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۱۴	۰/۱۴
Insurance	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۱۷
Outomob	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۰۷	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۱
House	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۴
Cement	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۶
Rubber	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۳
Agric	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۶
Food	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۱۵
Sugar	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۰۰	۰/۱۶
Medicine	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

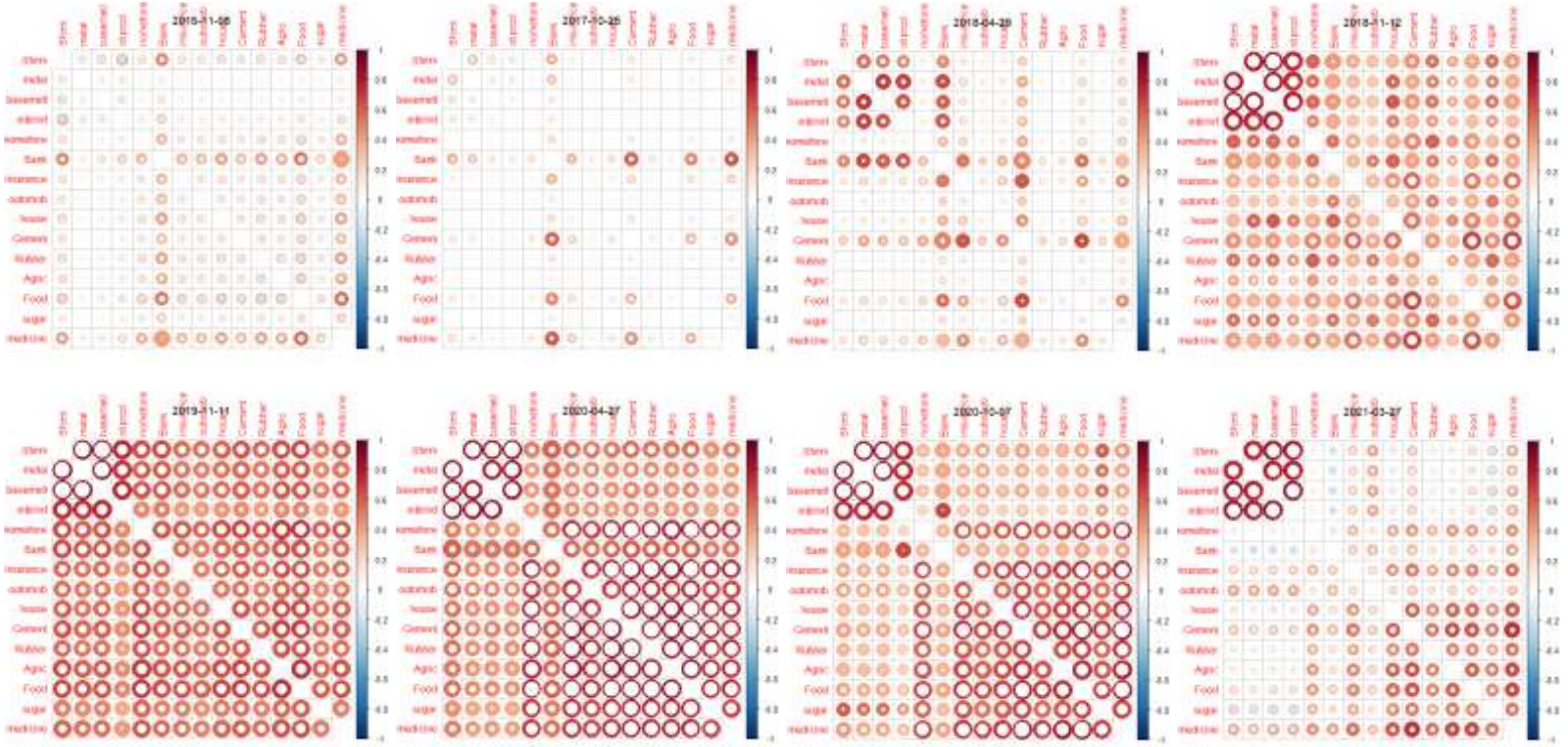
شدت همبستگی شاخص‌های ۱۵گانه صنعت مورد بررسی در این مطالعه را به دو صورت می‌توان ترسیم و بررسی کرد. شیوه نخست، ارائه نمودارهای همبستگی پسینی در مقاطع مختلف زمانی و شیوه دوم، ترسیم نمودارهای همبستگی پسینی هر صنعت با شاخص‌های سایر صنایع طی دوره مورد بررسی است. برای جلوگیری از طولانی نشدن مقاله روی شیوه نخست تمرکز شده است؛ که امکان ارائه برخی مشاهدات کلیدی را میسر می‌کند. بر این اساس، ماتریس همبستگی پسینی در ۸ مقطع زمانی مختلف با استفاده از دوایر در نمودار (۶) ترسیم شده است که همبستگی ۱+ به رنگ قرمز تیره و همبستگی ۱- با رنگ آبی تیره به نمایش درآمده است. یافته‌ها حاکی از آن است که:

- اولاً به استثنای همبستگی منفی بانک با ۴ صنعت در آخرین مقطع زمانی، همبستگی‌ها در مقاطع مختلف زمانی و بین گروه‌های مختلف صنعت، مثبت است.

- ثانیاً درجه همبستگی در مقاطع مختلف تغییر یافته، به‌طوری‌که همبستگی بین شاخص‌های مختلف در ابتدا (۲۰۱۶ و ۲۰۱۷) بسیار ضعیف و محدود به همبستگی بین صنعت، بانکی با صنایع دیگر بوده است، در حالی‌که طی یک روند صعودی، به‌شدت افزایش یافته و در نیمه ۲۰۲۰ (تیرماه ۱۳۹۹) بالاترین همبستگی بین شاخص‌های صنایع مختلف مشاهده شده، اما پس از آن، دوباره رو به افول گذارده است.

- ثالثاً بالاترین درجه همبستگی بین‌خوشه‌ای بین ۴ صنعت کامودیتی‌محور مشتمل بر «محصولات شیمیایی و پتروشیمی»، «فلزات اساسی»، «محصولات فلزی» و «فرآورده‌های نفتی» مشاهده می‌شود که درجه همبستگی خوشه‌ای بین آن‌ها به مرور زمان افزایش یافته است و حتی در آخرین مقطع زمانی مورد بررسی و باوجود کاهش همبستگی بین صنایع، درجه همبستگی‌های خوشه‌ای بین آن‌ها بیشتر شده است.

- رابعاً همبستگی بین‌خوشه‌ای نیز میان صنایع داخلی (به‌ویژه زراعت، محصولات غذایی، محصولات دارویی، سیمان و انبوه‌سازی) مشاهده می‌شود که به مرور زمان افزایش یافته و در ادامه از اواسط ۲۰۲۰ روند کاهشی را تجربه کرده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. ماتریس همبستگی پسین تلاطم ۱۵ شاخص صنعت در ۸ مقطع زمانی مختلف

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر به‌کارگیری روش کارآمد و مبتنی بر اصل صرفه‌جویی برای برآورد ماتریس کوواریانس متغیر در طول زمان با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی است. در این مقاله با به‌کارگیری رویکرد بیزی که با اصل صرفه‌جویی عجین است، ساختار کوواریانس شاخص‌های ۱۵ گروه صنعت با استفاده از عوامل پنهان (که به‌نوبه خود از یک فرآیند تلاطم تصادفی پیروی می‌کنند)، مدل‌سازی شده و هم‌چنین اثرپذیری تلاطم هر یک از صنایع از عوامل پنهان با استفاده از برآورد ماتریس بار عاملی شناسایی شده است. یافته‌های مقاله حاکی از آن است که:

- تلاطم سری‌های زمانی شاخص ۱۵ گروه صنعت، رفتار خوشه‌ای را از خود به نمایش می‌گذارد که در مقاطعی از زمان تشدید شده است. بخشی از این تلاطم ریشه در نوسانات خاص آن صنعت داشته و بخشی نیز تحت تأثیر عوامل پنهان است.

- شناسایی ماتریس بار عاملی، حاکی از وجود دو عامل پنهان است. صنایعی نظیر انبوه‌سازی، زراعت، محصولات غذایی، صنایع قند و شکر، سیمان، محصولات دارویی، لاستیک و پلاستیک و خودرو و قطعات، به‌طور عمده تحت تأثیر عامل اول می‌باشند، در حالی‌که صنعت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، فلزات اساسی، ساخت محصولات فلزی و فرآورده‌های نفتی متأثر از عامل پنهان دوم هستند و بخش بانکی که نمادی از واسطه‌گری مالی در اقتصاد است، از هر دو عامل به‌طور نسبت یکسان تأثیر می‌پذیرد. به بیان دیگر کامودیتی‌محور بودن یا نبودن صنعت مورد بررسی، نتایج توزیع بار عاملی را متأثر می‌کند و بخش بانکی نیز که عهده‌دار بخش عمده‌ای از تأمین مالی صنایع مختلف است متأثر از هر دو عامل پنهان می‌باشد که با شواهد آماری مرتبط با ارائه تسهیلات، سازگاری و هماهنگی دارد.

- با وجود آنکه قبل از ۲۰۱۸ (مقارن با زمستان ۱۳۹۷)، تلاطم‌های خاص هر صنعت در برخی صنایع (به‌ویژه کانی‌های غیرفلزی، بیمه، اتومبیل و ساخت قطعات خودرو، انبوه‌سازی، لاستیک و پلاستیک، صنایع غذایی، قند و شکر) بسیار محدود بوده، اما پس از آن بر شدت تلاطم در تمامی صنایع، افزوده شده است. رفتار تلاطم خاص صنعت بانکی نیز تقریباً متوسطی از تلاطم‌های صنایع دیگر است که هم‌راستا با مشاهدات مرتبط با بار عاملی است.

- درجه همبستگی تلاطم بین گروه‌های مختلف صنعت در مقاطع مختلف تغییر یافته، به‌طوری‌که در ابتدا (۲۰۱۶ و ۲۰۱۷) بسیار ضعیف و محدود به همبستگی تلاطم بین صنعت بانکی با صنایع دیگر بوده است، در حالی‌که طی یک روند صعودی، به‌شدت افزایش یافته و در نیمه ۲۰۲۰ (تیرماه ۱۳۹۹) به بالاترین حد خود رسیده، اما پس از آن، سقوط کرده است.

- بالاترین درجه همبستگی خوشه‌ای متعلق به ۴ صنعت کامودیتی محور مشتمل بر «محصولات شیمیایی و پتروشیمی»، «فلزات اساسی»، «محصولات فلزی» و «فرآورده‌های نفتی» است. همبستگی تلاطم میان صنایع مذکور به مرور زمان تشدید شده و حتی در آخرین مقطع زمانی (آخرین روز کاری بازار سهام در اسفند ۱۳۹۹) و باوجود کاهش همبستگی تلاطم بین سایر صنایع، درجه همبستگی‌های خوشه‌ای میان آن‌ها افزایش یافته است.

با توجه به اینکه تنوع‌بخشی کارای سبد سهام بدون آگاهی از رفتار و همبستگی‌های بین دارایی‌های مورد نظر امکان‌پذیر نیست، نتایج مطالعه حاضر می‌تواند در ارائه بینشی روشن در مورد تحلیل تلاطم بازدهی بازار سهام ایران و اتخاذ استراتژی مناسب سرمایه‌گذاری یاری رساند. افزون بر این، محاسبه ارزش در معرض ریسک، قیمت‌گذاری اختیارات معاملات و بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی عاملی می‌تواند موضوع تحقیقات آتی باشد که در فضای پژوهشی داخلی از نظر دور مانده است.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل، نوفرستی، محمد و تور، منصور (۱۳۹۹). بررسی اثرات نامتقارن تلاطم در بازار سهام ایران و امارات. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۴۳، ۷۵-۵۷.

۲. ابونوری، اسمعیل و مؤتمنی، مانی (۱۳۸۶). تجزیه و تحلیل بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۲۶۱-۲۴۷.

۳. ابونوری، اسمعیل و موتمنی، مانی (۱۳۸۶). بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۶، صص ۱۱۷-۱۰۱.

۴. اربابی، فرزین (۱۳۹۷). پیش‌بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار دارایی‌های مالی (رهیافت ANN-GARCH). *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال دوازدهم، شماره ۴۳، ۱۹۲-۱۷۹.

۵. بت‌شکن، محمدهاشم و محسنی، حسین (۱۳۹۷). بررسی سرریز نوسانات قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام. *دانش سرمایه‌گذاری*، سال هفتم، شماره ۲۵، ۲۸۴-۲۶۷.

۶. توکلیان، حسین، اعتمادی، سیدامیر و تهرانی، رضا (۱۳۹۵). بررسی سرریز تلاطم بازده شاخص قیمت نفت برنت بر بازده شاخص‌های کل و صنایع مرتبط با قیمت نفت در بازارهای مالی ایران و آمریکا با استفاده از مدل MGARCH. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال ششم، شماره ۲۱، ۶۱-۳۳.

۷. تیموری، بشری، امام‌وردی، قدرت‌اله، اسماعیل‌نیا کتابی، علی‌اصغر، نصابیان، شهریار (۱۳۹۹). بررسی سرایت شوک‌های غیرمنتظره در بازارهای مالی ایران با رویکرد DFGM. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۴۳، ۵۶-۳۰.

۸. جهانگیری، خلیل و حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۳). مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا، نفت و ارز. *پژوهشنامه اقتصادی*، سال پانزدهم، شماره ۵۵، ۱۹۲-۱۵۹.

۹. حسینیون، نیلوفر سادات، بهنامه، مهدی و ابراهیمی سالاری، تقی (۱۳۹۵). بررسی انتقال تلاطم نرخ بازده بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال بیست و یکم، شماره ۶۶، ۱۵۰-۱۲۳.

۱۰. حسینی نسب، سیدابراهیم، خضری، محسن و رسولی، احمد (۱۳۹۰). تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکف. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هشتم، شماره ۲۹، ۶۰-۳۱.

۱۱. حیدری، حسن، سنگین‌آبادی، بهرام، الماسی، سامان و نصیرزاده، فرزانه (۱۳۹۱). تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده آن در بازار بورس اوراق بهادار تهران. *دو فصلنامه اقتصاد پولی-مالی*، سال نوزدهم، شماره ۴، ۱۹۰-۱۶۳.

۱۲. خدایاری، محمدعظیم، یعقوب‌نژاد، احمد و خلیلی عراقی، مریم (۱۳۹۹). مقایسه برآورد تلاطم بازارهای مالی با استفاده از مدل رگرسیون و مدل شبکه عصبی. *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال چهاردهم، شماره ۵۲، ۲۴۰-۲۲۳.

۱۳. راستین‌فر، علی و همت‌فر، محمود (۱۳۹۹). مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از ترکیب شبکه‌های عصبی و الگوهای واریانس شرطی. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۴۳، ۴۷۳-۴۵۱.

۱۴. راسخی، سعید و خانعلی‌پور، امیر (۱۳۸۸). تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال سیزدهم، شماره ۴۰، ۵۷-۲۹.

۱۵. رضازاده، روح‌اله و فلاح، میرفیض (۱۳۹۹). بررسی سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر تورم، نرخ بهره، نقدینگی و شاخص صنعت با تأکید بر مدل‌های GARCH-BEKK، VAR و علیت گرانجر. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۴۲، ۳۰۱-۲۷۲.

۱۶. رعنایی کردشولی، حبیب‌اله، عباسی، عباس و پشوتنی‌زاده، هومن (۱۳۹۶). شبیه‌سازی الگوی تأثیرات نوسانات دارایی‌های رقیب سهام بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و قیمت مسکن با رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۳۳، ۵۰-۲۵.

۱۷. زاهدی تهرانی، پریوش (۱۳۹۱). تبیین راهبرد سرایت نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات مدیریت راهبردی*، شماره ۱۱، ۶۵-۴۳.

۱۸. سفیدبخت، الهه و رنجبر، محمدحسین (۱۳۹۶). سرریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم ICSS. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۳۳، ۸۷-۵۱.

۱۹. سیدحسینی، سیدمحمد، ابراهیمی، سیدبابک و باباخانی، مسعود (۱۳۹۳). مدل سرایت تلاطم همبستگی شرطی ثابت با حافظه بلندمدت شواهدی از بازار سهام تهران و دبی. *دانش سرمایه‌گذاری*، سال سوم، شماره ۱۱، ۴۵-۲۵.

۲۰. سید حسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ششم، شماره ۱۹، ۹۷-۸۱.
۲۱. شیرازیان، زهرا، نیکومرام، هاشم، رهنمای رودپشتی، فریدون و ترابی، تقی (۱۳۹۷). خوشه‌بندی نوسانات در بازارهای مالی با مدل شبیه‌سازی عامل بنیان. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۳۶، ۲۲۴-۲۰۱.
۲۲. علمی، زهرا، ابونوری، اسمعیل، راسخی، سعید، شهرازی، محمدمهدی (۱۳۹۳). اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۲، ۷۳-۵۷.
۲۳. کاشانی‌تبار، شهرزاد، رهنمای رودپشتی، فریدون، فلاح، میرفیض، چیرانی، ابراهیم و زمردیان، علیرضا (۱۳۹۹). بررسی تأثیر سرریز نوسانات در بازارهای مالی و ویژگی‌های بازاری در پیش‌بینی ترکیدن حباب قیمت در بورس با رویکرد تلاطم شرطی. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۴۴، ۳۵۰-۳۲۸.
۲۴. کریمی، مجتبی، صراف، فاطمه، امامووردی، قدرت‌اله و باغانی، علی (۱۳۹۸). همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج‌فارس با تأکید بر سرایت بحران مالی. *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال سیزدهم، شماره ۴۹، ۱۳۰-۱۰۱.
۲۵. کشاورز حداد، غلامرضا و مفتخر دریائی نژاد، کبری (۱۳۹۷). تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۳، شماره ۱، ۱۵۲-۱۱۷.
۲۶. کشاورز حداد، غلامرضا و محمدی، الهام (۱۳۹۵). آیا در تلاطم‌های شدید بازار سهام تهران، متنوع‌سازی ریسک را کاهش می‌دهد؟. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۲، ۵۱۵-۴۹۳.
۲۷. کشاورز حداد، غلامرضا، ابراهیمی، سیدبابک و جعفر عبدی، اکبر (۱۳۹۰). بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال شانزدهم، شماره ۴۷، ۱۶۲-۱۲۹.

۲۸. کشاورز حداد، غلامرضا و حیدری، هادی (۱۳۹۰). بررسی تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم بازار سهام ایران (مقایسه مدل‌های FAGARCH و MSM). *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۶، شماره ۱، ۱۳۵-۱۱۱.

۲۹. کشاورز حداد، غلامرضا و اسمعیل‌زاده، موسی (۱۳۸۹). مدل‌سازی سری زمانی برای پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان. *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۱، ۲۵۵-۲۱۹.

۳۰. کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH. *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، ۲۳۵-۱۹۳.

۳۱. فتاحی، شهرام، خانزادی، آزاده و نفیسی مقدم، مریم (۱۳۹۵). پیش‌بینی تلاطم بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش شبیه‌سازی MCMC و الگوریتم متروپلیس هستینگ. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال نهم، شماره ۳۲، ۹۴-۷۹.

۳۲. فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH. *پژوهشنامه اقتصادی*، سال چهاردهم، شماره ۵۲، ۱۴۷-۱۲۳.

۳۳. قاضی فینی، سیدرضا و پناهیان، حسین (۱۳۹۸). پیش‌بینی و مدل‌سازی تلاطم بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های GARCH. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۴۳، ۷۰-۵۵.

۳۴. مقدس بیات، مریم، شیرین بخش، شمس اله و محمدی، تیمور (۱۳۹۷). تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل MSBVAR-DCC. *فصلنامه چشم‌انداز مدیریت مالی*، سال هشتم، شماره ۲۲، ۱۱۲-۹۷.

۳۵. مملی‌پور، سیاب و فعلی، عاطفه (۱۳۹۵). بررسی سرریز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف و تجزیه واریانس. *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی*، سال ۲۴، شماره ۱۴، ۲۳۴-۲۰۶.

۳۶. نادمی، یونس، ابونوری، اسمعیل و علمی، زهرا (۱۳۹۴). ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار سهام تهران: رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال هشتم، شماره ۲۸، ۴۰-۲۷.

۳۷. نبوی چاشمی، سیدعلی و مختاری‌نژاد، ماریه (۱۳۹۵). مقایسه مدل‌های حرکت براونی و براونی کسری و گارچ در برآورد نوسانات بازده سهام. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۲۹، ۴۴-۲۵.

۳۸. نظیفی نایینی، مینو، فتاحی، شهرام، صمدی، سعید (۱۳۹۱). مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکف. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۹، ۱۴۱-۱۱۷.

39. Aguilar. O., & West, M. (2000). Bayesian Dynamic Factor Models and Portfolio Allocation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(3), 338–357.

40. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Hetroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

41. Chib, S., Nardari, F., & Shephard, N. (2006). Analysis of High Dimensional Multivariate StochasticVolatility Models. *Journal of Econometrics*, 134(2), 341–371.

42. Delatola, E.I., & Griffin, J.E. (2011). Bayesian Nonparametric Modeling of the Return Distribution with Stochastic Volatility. *Bayesian Analysis*, 6, 901–926.

43. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50(4), 987–1007.

44. Esposti, R. (2021). On the Long-Term Common Movement of Resource and Commodity Price, A Methodological Proposal. *Resource Policy*, Vol. 72, August 2021, 102010.

45. Han, Y. (2006). Asset Allocation with a High Dimensional Latent Factor Stochastic VolatilityModel. *Review of Financial Studies*, 19(1), 237–271.

46. Harvey, A. C., Ruiz E., & Shephard, N. (1994). Multivariate Stochastic Variance Models. *The Review of Economic Studies*, 61 (2), 247–264.

47. Hosszenjni, D., & Kastner, G. (2021). Modeling Univariate and Multivariate Stochastic Volatility in R with stochvol and factorstochvol. Retrieved from https://cran.r-project.org/web/packages/factorstochvol/vignettes/paper.pdf.

48. Ishihara, T., & Omori, Y. (2017). Portfolio Optimization Using Dynamic Factor and Stochastic Volatility: Evidence on Fat-Tailed Error and Leverage, Japanese Economic Review, 68 (1), 63-94.

49. Jacquier, E., Polson, N.G., & Rossi, P.E. (2004). Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models with Fat-Tails and Correlated Errors. *Journal of Econometrics*, 122(1), 185–212.

50. Jensen, M.J., & Maheu, J.M. (2010). Bayesian Semiparametric Stochastic Volatility Modeling. *Journal of Econometrics*, 157(2), 306–316.
51. Jensen, M.J., & Maheu, J.M. (2014). Estimating a Semiparametric Asymmetric Stochastic Volatility Model with a Dirichlet Process Mixture. *Journal of Econometrics*, 178(3), 523–538.
52. Kastner, G. (2016). Dealing with Stochastic Volatility in Time Series Using the R Package Stochvol. *Journal of Statistical Software*, 69 (5), 1-30.
53. Kastner, G., Fruhwirth-Schnatter, S., & Lopes, H. F. (2017). Efficient Bayesian Inference for Multivariate Factor Stochastic Volatility Model. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 26 (4), 905-917.
54. Kastner, G., & Huber, F. (2020). Sparse Bayesian Vector Autoregressions in Huge Dimensions. *Journal of Forecasting*, 39 (7), 1142-1165.
55. Liu, W., & Yu, Y. (2019). Comparison of Price Fluctuation Among Domestic and Oversea Oil Shipping Stocks Based on DC-MSV Model. *Tongi Daxue Xubao*, 47 (10), 1528-1532.
56. Lopes, H.F., & Carvalho, C.M. (2007). Factor Stochastic Volatility with Time Varying Loadings and Markov Switching Regimes. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 137 (10), 3082-3091.
57. Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91.
58. Nakajima, J. & West, M. (2013). Dynamic Factor Volatility Modeling: A Bayesian Latent Threshold Approach. *Journal of Financial Econometrics*, 11(1), 116-153.
59. Nakajima, J., & Omori, Y. (2012). Stochastic Volatility Model with Leverage and Asymmetrically Heavy-Tailed Error Using GH Skew Student's *t* Distribution. *Computational Statistics & Data Analysis*, 56(11), 3690–3704.
60. Nakajima, J., & Omori, Y. (2009). Leverage, Heavy-Tails and Correlated Jumps in Stochastic Volatility Models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 53(6), 2335–2353.
61. Omori, Y., Chib, S., Shephard, N., & Nakajima, J. (2007). Stochastic Volatility with Leverage: Fast and Efficient Likelihood Inference. *Journal of Econometrics*, 140(2), 425–449.
62. Philipov, A., & Glickman, M. E. (2006). Factor Multivariate Stochastic Volatility via Wishart Processes. *Econometric Review*, 25(2-3), 311-334.
63. Poon, S. H., & Granger, W. J. (2003). Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review. *Journal of Economic Literature*, 41 (2), 478-539.
64. Shi, Y., Tiwari, A.K., Gozgor, G., & Lu, Z. (2020). Correlations among Cryptocurrencies: Evidence from Multivariate Factor Stochastic Volatility

Model. *Research in International Business and Finance*, Vol. 53, October 2020, 101231.

65. Shiller, R. J. (1981). Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review*, 71 (3), 421-436.

66. Silva, R.S., Lopes, H.F., & Migon, H.S. (2006). The Extended Generalized Inverse Gaussian Distribution for Log-Linear and Stochastic Volatility Models. *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, 20(1), 67–91.

67. Tsay R. S. (2002). Analysis of Financial Time Series, John Wiley & Sons.

68. Yamauchi, Y., & Omori, Y. (2020). Multivariate Stochastic Volatility Model with Realized Volatilities and Pairwise Realized Correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 38 (4), 839-855.

69. Zaharieva, M.D., Trade, M., & Wilfling, B. (2020). Bayesian Semiparametric Multivariate Stochastic Volatility with Application. *Econometric Review*, 39 (9), 947-970.

70. Zhang, J., & Zhuang, Y.M. (2021). Cross-Market Infection Research on Stock Herding Behavior Based on DGC-MSV Models and Bayesian Network. *Complexity*, Retrieved from https://www.hindawi.com/journals/complexity/2021/6645151/.

71. Zhang, J., & Zhuang, Y.M. (2017). Volatility Spillover among USA and Major East Asian Stock Indices Based on Multivariate Stochastic Volatility with Regime-Switching Model. International Conference on Control, Automation and Systems, South Korea, 18-21 October 2017.

Zhou, X., Nakajima, J., & West, M. (2014). Bayesian Forecasting and Portfolio Decisions Using Dynamic Dependent Sparse Factor Models. *International Journal of Forecasting*, 30(4), 963–980.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۹/ ص ۱۰۱۷-۹۹۱

بررسی اثر تجارت بر نقل و انتقالات نیروی انسانی با استفاده از یک الگوی حداکثر درستنمایی پواسن نما (کاربردی از مدل جاذبه)

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.4.10.1

محمد مصطفی‌زاده*[۱]، حسین صمصامی مزرعه آخوند[۲]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، m_mostafazadeh@sbu.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، h-samsami@sbu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۱

چکیده

اثر تجارت بر تحرکات برون مرزی نیروی انسانی را می‌توان از جنبه‌های مختلف بررسی کرد. باز بودن اقتصاد خود اثرات متفاوتی بر دیگر شاخص‌های اقتصادی و به‌طورکلی شرایط اقتصادی و از آن طریق رفاه جامعه دارد که خود بر تصمیم‌گیری افراد در خصوص مهاجرت مؤثر است. این تحقیق با استفاده از یک الگوی حداکثر درستنمایی پواسن نما و با پیروی از مدل جاذبه، به بررسی پدیده جریان مهاجرت از ۳۵ کشور مبدأ به ۲۰ کشور عضو OECD در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ پرداخته است. بر اساس نتایج الگو، افزایش تجارت کشورهای مقصد موجب افزایش جریان مهاجرت به آن کشورها (عامل جاذبه) و افزایش این شاخص در کشورهای مبدأ جریان مهاجرت را کاهش می‌دهد (عامل دافعه). هم‌چنین افزایش تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد، افزایش جمعیت کشورهای مبدأ، افزایش حجم تجارت کشورهای مقصد و افزایش نرخ بیکاری کشورهای مبدأ؛ عوامل جاذبه‌ی جریان مهاجرت از کشورهای مبدأ به کشورهای منتخب OECD شناخته شده‌اند و کاهش این متغیرها می‌تواند عامل دافعه مهاجرت تلقی شوند.

طبقه‌بندی JEL: C23، F16، F22، F41، J61

واژه‌های کلیدی: تجارت، تحرکات برون مرزی نیروی انسانی، حداکثر درستنمایی پواسن نما، الگوی جاذبه

---

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

۱ - مقدمه

نیروی کار و نقل و انتقالات آن در طول تاریخ نظریات اقتصادی از جمله مباحث مهمی به شمار آمده و و توجه زیادی را در تدوین مباحث علوم انسانی به خود جلب کرده است. یکی از مباحث مهم مربوط به نیروی کار تحرکات برون مرزی و مهاجرت است. در حقیقت مهاجران از طریق تأثیر بر بیکاری، بهره‌وری، عرضه‌ی نیروی کار و ... اقتصاد کشورهای مبدأ و مقصد مهاجرت را متأثر می‌کنند. ورود مهاجران به‌عنوان بخشی از نیروی کار جدید تزریق‌شده به بازار کار، می‌تواند موجب کاهش نرخ رشد قیمت خدمات و کالاهای غیر قابل تجارت شود. هم‌چنین، مهاجران می‌توانند نقش به‌سزایی در رشد اقتصادی و کارآفرینی داشته باشند (فرلای و لافستورم[1]، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، با افزایش مهاجرت از کشورهای دارای رفاه کمتر به کشورهای مرفه‌تر، امکان رشد و توسعه‌ی دانش و تکنولوژی کشورهای مهاجرپذیر افزایش می‌یابد و سبب ایجاد مزیت نسبی می‌شود؛ جریان مهاجرت، سبب کاهش سرعت رشد و توسعه‌ی تکنولوژی کشورهایی با رفاه کمتر می‌شود که نتیجه‌ی آن، کاهش رشد و مزیت نسبی کشورهای مهاجرفرست است (فریمن[2]، ۲۰۱۵).

شرایط اقتصادی کشورها در مهاجرت اهمیت زیادی دارد. انتظار می‌رود، مردم تمایل به مهاجرت به کشورهایی داشته باشند که در آن درآمد بیشتری کسب کنند. هم‌چنین ساکنان کشورهایی که شرایط اقتصادی بدی دارند، تمایل بیشتری به مهاجرت خواهند داشت. به‌عنوان مثال، مایدا[3] (۲۰۰۹)، معتقد است شرایط بهتر اقتصادی در کشورهای مقصد مهاجران، رابطه‌ای مثبت با تعداد مهاجران به آن کشور دارد. گیولیتی و واهبا[4] (۲۰۱۳) در فصل ۲۶ کتاب اقتصاد مهاجرت، بیان می‌کنند افراد مایل به مهاجرت به کشورهایی هستند که سیستم رفاهی سخاوتمندانه‌ی ناشی از اوضاع مطلوب اقتصادی دارند.

بخش تجارت بین‌المللی جزئی مهم در درآمد ملی محسوب می‌شود. به‌طورکلی تجارت از دو جهت صادرات و واردات تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با افزایش صادرات و یا کاهش واردات، درآمد ملی افزایش می‌یابد. افزایش درآمد ملی خود عاملی است که

1. Fairlie and Lofstrom
2. Freeman
3. Mayda
4. Giulietti and Wahba

سبب جذب مهاجران بیشتر می‌شود. از سوی دیگر، افزایش مهاجران به‌ویژه مهاجران ماهر، صادرات کشور مهاجرپذیر را افزایش خواهد داد که نتیجه‌ی آن افزایش درآمد ملی خواهد بود. از سوی دیگر، کشورهای دارای اقتصاد باز به دلیل تجارت آسان توانایی بیشتری در افزایش صادرات و تسهیل جریان نیروی کار و مهاجران دارند و در نتیجه افراد خواهان مهاجرت تمایل بیشتری به مهاجرت به این کشورها دارند.

در این مقاله با تأکید بر شرایط اقتصادی دو طرف مهاجرت اثر متغیرهای اقتصادی در چارچوب الگوی جاذبه و با روش اقتصادسنجی حداکثر درستنمایی پواسن نما[1] بررسی می‌شود. کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه‌ی اقتصادی (OECD) به دلیل شرایط اقتصادی نسبت مشابه به‌عنوان مقصد مهاجران درنظر گرفته شده است. در میان ۳۵ عضو این سازمان، کشورهای توسعه‌یافته با درآمد سرانه‌ی بالا که دارای شرایط اقتصادی مشابهی هستند، انتخاب شده است. هم‌چنین ۳۵ کشور به‌عنوان کشورهای مبدأ مهاجرت در نظر گرفته شده‌اند.

۲ - مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بیشتر محققان نقل مکان برون مرزی را مهاجرت می‌نامند. به‌عنوان مثال کوتاری[2] (۲۰۰۲)، مهاجرت را به حرکت یک فرد یا گروهی از افراد در امتداد مرزهای سیاسی از یک واحد جغرافیایی به واحدی دیگر برای اقامت دائم یا موقت در مکانی غیر از کشور مادر، تعریف می‌کند و آن را عاملی برای تغییر وضعیت فرد مهاجرت کننده در نظر می‌گیرد (مصطفی‌زاده و عرب مازار، ۱۳۹۷).

در این مقاله منظور از مهاجرت، مهاجرت پناهجویان از کشورهای مبدأ به کشورهای مقصد است. مهاجرت اثرات زیادی بر کشور مبدأ و مقصد مهاجران دارد. کشورهای مبدأ به‌طور معمول، اقتصادی عقب افتاده‌تر از کشورهای مقصد مهاجران دارند؛ لذا تمایل کشورهای مهاجرپذیر به پذیرش نیروی کار ارزان و یا نیروی کار ماهر بیشتر است. بورجاس[3] (۱۹۹۹) بیان می‌کند که بیشتر مهاجران به کشورهای دارای سیستم رفاه سخاوتمندانه جذب می‌شوند. توماس[4] (۲۰۱۹)، نیز بیان می‌کند افراد جوان

1. PPML
2. Kothari
3. Borjas
4. Thomas

و تحصیل‌کرده و دانشجویان تمام وقت و حتی افراد بیکار، به دلایل مرتبط با اشتغال بهتر، بیشتر در معرض مهاجرت هستند. به همین ترتیب، بسیاری از دانشجویان از اقتصادهای در حال توسعه برای کوتاه‌مدت یا بلندمدت برای ادامه تحصیل در مدارس و دانشگاه‌های کشورهای پیشرفته به کشورهای پیشرفته مهاجرت می‌کنند (بورجاس[1]، ۲۰۰۶). کارد و همکاران[2] (۲۰۱۲)، معتقدند به علت تغییر ترکیب جمعیت محلی و کاهش دسترسی به امکانات موجود در محله‌ها، مدارس و محل کار، بومیان مخالف سیاست‌های پذیرنده‌ی مهاجران هستند.

افزایش مهاجرت در کشورهای مبدأ نه تنها سبب کاهش عرضه‌ی نیروی کار و بهم خوردن تعادل بازار کار آن کشور می‌شود، بلکه به دلیل مهاجرت نیروی کار ماهر بهره-وری کشورهای مبدأ، مهاجرت نیز کاهش می‌یابد. دیدگاه دیگری در این زمینه وجود دارد؛ برای مثال مهاجرت با بهبود شرایط مهارتی و آموزشی مهاجران همراه است و در بلندمدت و در صورت بازگشت این مهاجران، منجر به جهش اقتصادی در کشور مبدأ می‌شود (دی هاس[3]، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰)، مائورین[4] (۲۰۱۰) بر این باور بوده است که ناهمگنی قومی ایجاد شده در اثر مهاجرت، تأثیر منفی بر حمایت از مخارج رفاه اجتماعی در کشور سوئد (نمونه‌ای از کشورهای با درآمد سرانه‌ی بالا در دنیا) دارد. از سوی دیگر، از دیدگاه کلان، رشد جمعیت ناشی از افزایش مهاجرت موجب تغییر تقاضا و تولید و هم‌چنین تجارت بین‌المللی می‌شود (نیجکمپ و همکاران[5]، ۲۰۱۲).

از سوی دیگر، مهاجرت خود بر شرایط کشورهای مهاجر فرست و مهاجرپذیر تأثیر می‌گذارد. پری و اسپاربر (۲۰۰۹)، دریافته‌اند مهاجرت از طریق توازن مجدد تخصص، کارایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و می‌تواند مزیت نسبی ایجاد کند، بنابراین از این کانال نیز مهاجرت می‌تواند نقش مهمی در تراز پرداخت‌های جوامع مختلف ایفا کند. اسپوزیتو و همکاران (۲۰۱۶)، معتقد هستند که افزایش مهاجرت به کشورهای اروپایی می‌تواند در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیکاری را کاهش دهد. دنسیگیر و دانلی[6] (۲۰۱۳)، اعتقاد دارند به هنگام بروز شوک‌های اقتصادی همانند بحران سال ۲۰۰۸، تمایل کشورهای متأثر از این شوک به پذیرش مهاجران کاهش می‌یابد.

1. Borjas
2. Card et al
3. De Haas
4. Maureen
5. Nijkamp et al
6. Dancygier and Donnelly

تولید ناخالص داخلی نمایی از وضع اقتصادی کشور را نشان می‌دهد. از آن جهت که جریان تحرک نیروی کار میان کشورها همراه با موانع متفاوتی است، دستمزد در کشورها یکسان نیست. از سوی دیگر میان کشورها نیز تفاوت عمده‌ای در درآمدهای ملی و داخلی وجود دارد.

از این جهت افراد انگیزه جهت مهاجرت دارند. این انگیزه به دو جهت است: اول، اوضاع اقتصادی کشور مبدأ. دوم، اوضاع اقتصادی کشور مقصد. بر این اساس، مردم کشورهای فقیری که درآمد داخلی کمی دارند، تمایل به مهاجرت به کشورهایی را دارند که وضع بهتری دارند. از سوی دیگر، کشورهای غنی که درآمد داخلی بیشتری دارند مقصد جذابی برای مهاجران هستند. این کشورها معمولاً به دلیل درآمدهای بالا، دارای نرخ بیکاری پایینی هستند و مهاجران بیشتری را پذیرش می‌کنند.

زایکا[1] (۲۰۱۵)، با بررسی مهاجرت بر اساس توری چشم‌انداز، با بیان اینکه ریسک در تصمیم‌گیری مهاجرت نقش دارد، معتقد است که مهاجرت در برابر چشم‌انداز منفی اقتصادی، واکنش بیشتری نسبت به چشم‌انداز مثبت اقتصادی نشان می‌دهد و مهاجران بالقوه هنگامی‌که انتظار اوضاع اقتصادی خوب را دارند، ریسک‌گریز می‌شوند؛ در حالی‌که اگر انتظار شرایط بد اقتصادی را داشته باشند، ریسک‌پذیر می‌شوند.

زایکا و دی هاس[2] (۲۰۱۳)، بیان می‌کنند علاوه بر عوامل ژئوپولیتیکی، شرایط اقتصادی نیز عاملی تأثیرگذار بر مهاجرت است و جهت تغییرات در مهاجرت جهانی با تغییرات عمده ژئوپلیتیک و اقتصادی مرتبط است. داستمن و همکاران[3] (۲۰۱۷)، در پژوهش خود بررسی می‌کنند برخلاف مهاجران پناهجویی که به علت بروز بحران‌هایی نظیر جنگ‌های داخلی مجبور به مهاجرت هستند، سایر پناهجویان و مهاجران بر اساس شرایط اقتصادی تصمیم‌گیری می‌کنند. به همین ترتیب، کشورهای مهاجرپذیر نیز مهاجران اقتصادی را بر اساس شرایط اقتصادی کشور خود مانند بازار نیروی کار و ... می‌پذیرند.

کلمنز[4] (۲۰۱۱)، با تأکید بر محدودیت‌های مهاجرتی به بیان نقش و اهمیت مهاجرت در افزایش تولید ناخالص داخلی در کل جهان پرداخته و بیان کرده است که موانع موجود در مهاجرت سبب از دست رفتن بخشی از تولید ناخالص داخلی احتمالی

1. Czaika
2. Czaika and de Haas
3. Dustmann et al
4. Clemens

کشورها خواهد شد. از دیگر مطالعات در این زمینه می‌توان به وگلر و رات[1] (۲۰۰۰)، استرابار[2] (۲۰۰۶)، اتزو[3] (۲۰۱۱)، داستمن و گورلاچ[4] (۲۰۱۶) و اسکلدن[5] (۲۰۰۲) اشاره کرد.

اثر تجارت بر مهاجرت را می‌توان از جنبه‌های مختلف بررسی کرد. با افزایش صادرات و کاهش واردات، تراز تجاری افزایش می‌یابد و موجب افزایش درآمد ملی خواهد شد. افزایش تجارت بر حجم صادرات و واردات کشورها اثر می‌گذارد. افزایش واردات در کشورهای در حال توسعه، سبب افزایش تمایل به مهاجرت نیروی کار ماهر این کشورها می‌شود و افزایش صادرات این کشورها موجب کاهش تمایل به مهاجرت نیروی کار با مهارت پایین می‌شود (آپرتی[6]، ۲۰۲۰). هم‌چنین در این کشورها عموماً نیروی کار غیر ماهر بیش از نیروی کار ماهر وجود دارد و این کشورها کالایی که به نیروی کار غیر ماهر نیاز دارد را صادر و کالایی که به نیروی کار ماهر نیاز دارد را وارد می‌کنند، بنابراین مهاجران موجب افزایش صادرات (به‌خصوص در مورد کالاهای با تنوع بالا) می‌شوند. در کشورهای کوچک با اقتصاد باز، مهاجران سبب تحریک تجارت از طریق تأثیر بر صادرات خواهد شد (هاتزیجرجیو و لودفالک[7]، ۲۰۱۵). در نتیجه، تمایل این کشورها به پذیرش مهاجران افزایش می‌یابد. کامپانیلو[8] (۲۰۱۴)، نیز با استفاده از الگوی جاذبه، رابطه‌ای مثبت میان تجارت (از طریق افزایش صادرات) و تعداد مهاجران از سمت کشورهای مدیترانه به سمت کشورهای اروپایی نشان داده است.

اورتگا و پری[9] (۲۰۱۴)، با بررسی رابطه بین باز بودن تجارت، مهاجرت و درآمد هر شخص در سراسر کشور، شواهدی از تأثیر مثبت گشایش مهاجرت‌پزیدی بر درآمد سرانه بلندمدت ارائه می‌دهند. هم‌چنین آن‌ها نشان می‌دهند که اثر مهاجرت از طریق افزایش بهره‌وری کل عامل تولید عمل می‌کند. هیجن و رایت[10] (۲۰۰۹)، دریافته‌اند که افزایش

1. Vogler and Rotte
2. Straubhaar
3. Etzo
4. Dustmann and Görlach
5. Skeldon
6. Uprety
7. Hatzigeorgiou and Lodefalk
8. Campaniello
9. Ortega and Peri
10. Hijzen and Wright

تعداد مهاجران غیر ماهر، دستمزد کارگران داخلی غیر ماهر را کاهش می‌دهد، اگرچه تأثیر این افزایش ناچیز است.

ازآنجاکه نیروی کار یکی از عامل‌های تصمیم‌گیری در تجارت کالاها و خدمات است، شرایط نیروی کار در یک کشور اهمیت پیدا می‌کند، بنابراین دیگر عامل‌های تأثیرگذار بر نقل و انتقالات نیروی کار موضوع بیکاری در یک جامعه است. بیکاری پدیده‌ای است که از دو منظر مستقیم و غیرمستقیم بر مهاجرت اثر می‌گذارد؛ اولاً به‌صورت مستقیم بر مهارجت تأثیر می‌گذارد و نرخ‌های بالای بیکاری سبب افزایش تمایل به مهاجرت می‌شود (اتزو[1]، ۲۰۱۱). ثانیاً بیکاری بالا با تأثیر بر شرایط اقتصادی و رفاه مردم، سبب افزایش تمایل آن‌ها به مهاجرت خواهد شد. در بخش بعد به تشریح آن پرداخته می‌شود.

از بیکاری غالباً به‌عنوان معیار سنجش سلامت اقتصاد استفاده می‌شود. بیکاری شاخصی کلیدی در اقتصاد است، زیرا نشان‌دهنده توانایی نیروی کار برای دستیابی سریع به کار در بخش مولد اقتصاد می‌باشد. عوامل زیادی بر بیکاری مؤثرند. برتیل و لارس[2] (۲۰۰۰)، بیان می‌کنند که بیمه بیکاری سخاوتمندانه، مقررات بازار محصول و چانه‌زنی ناهماهنگ موجب افزایش بیکاری می‌شود. نرخ بالای بیکاری، بیان‌کننده این واقعیت است که تولید کل در اقتصاد کمتر از ظرفیت بالقوه آن است. از سوی دیگر، نیروی کار بیکار همچنان در طول دوره بیکاری خود باید حداقل مصرف معیشت خود را حفظ کند. نرخ‌های بالای بیکاری و تداوم آن می‌تواند سبب بروز فاجعه رشد در اقتصاد شود که نتیجه آن آشفتگی‌های اجتماعی و سیاسی است. لوین[3] (۲۰۱۲)، معتقد است نرخ بیکاری بالا اثراتی بلندمدت بر کاهش رفاه اقتصادی دارد. داوری و تابلینی[4] (۲۰۰۰)، نیز اعتقاد دارند با افزایش هزینه کار از طریق مالیات کار، بیکاری در کشورهای صنعتی افزایش یافته و به دنبال آن رشد اقتصادی دچار کاهش می‌شود. کاهوک و میچل[5] (۱۹۹۶)، نیز با در نظر گرفتن الگوی رشد درون‌زا، نتیجه‌گیری کرده‌اند که قانون حداقل دستمزد لزوماً پیامدهای منفی بر عملکرد اقتصادی ندارد. چنین قانونی می‌تواند با ایجاد انباشت سرمایه انسانی بیشتر، تأثیرات مثبتی بر رشد

1. Etzo
2. Bertil and Lars
3. Levine
4. Daveri and Tabellini
5. Cahuc and Michel

داشته باشد، بنابراین بیکاری بالا و از این طریق با بدتر شدن شرایط اقتصادی یک کشور، پدیده مهاجرت تشدید می‌شود.

دومین کانال اثرگذاری بیکاری بر مهاجرت، اثر مستقیم آن است. در این زمینه نظرات گوناگونی وجود دارد. برای مثال، نیدومیشل[1] (۲۰۱۱)، با بررسی انگیزه‌های مهاجرت و ارتباط آن با فواصل مهاجرتی، عقیده دارد که انگیزه‌ی اشتغال در مهاجرت با فواصل زیاد تأثیر بیشتری نسبت به سایر عوامل دارد. آتوکورالا و دوادسون[2] (۲۰۱۲)، با مطالعه موردی کشور مالزی، نیروی کار مهاجر را عاملی مهم در رشد اقتصادی کشور می‌دانند و اعتقاد دارند حضور آن‌ها تأثیر کمی بر کاهش دستمزد نیروی کار غیر کار می‌گذارد. مسی و پارادو[3] (۱۹۹۸) نیز به بررسی جریان مهاجرت نیروی کار میان آمریکا و مکزیک با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد کلان پرداخته و نشان داده‌اند که مهاجرت بین‌المللی نیروی کار نقش مثبتی در توسعه اقتصادی دارد. امبرگسن و همکاران[4] (۲۰۱۳) الگوهای مهاجرت کارگری شامل: ۱) چرخه‌ی مهاجرت (عموماً فصلی) که وابستگی ضعیفی به کشور مقصد دارند، ۲) دو تابعیتی با وابستگی شدید به کشور خود و کشور مقصد، ۳) مهاجران با پیوندهای ضعیف هم به خانه و هم به کشور مقصد و ۴) مهاجران جدیدی که وابستگی ضعیفی به کشور خود دارند را شناسایی کرده‌اند. تیلی[5] (۲۰۱۱) نیز بیان می‌کند بروز بحران ۲۰۰۸ میلادی با افزایش نرخ بیکاری سبب کاهش جریان مهاجرت شده است.

بنابراین نرخ بیکاری عوامل گوناگونی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سویی افزایش نرخ بیکاری نشانه‌ی کاهش بروز رفاه اقتصادی است و از سوی دیگر افراد در کشورهایی با شرایط بد اقتصادی بیشتر در معرض بیکاری قرار می‌گیرند و به‌دنبال آن تمایل آن‌ها برای مهاجرت به سوی کشورهایی با نرخ‌های بیکاری پایین‌تر، افزایش می‌یابد. با وجود انجام مطالعات گسترده منطقه‌ای در مورد الگوهای مهاجرتی نیروی کار، رونق اقتصادی، نرخ بیکاری و افزایش نیروی کار مهاجر همسو هستند. کنگزنیمی و همکاران[6] (۲۰۱۲)، با مطالعه موردی اسپانیا و بریتانیا، یک اثر طولانی مدت مثبت ناشی از تأثیر مهاجرت نیروی کار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در انگلستان این اثر برای کشور اسپانیا سبب

1. Niedomysl
2. Athukorala and Devadason
3. Massey and Parrado,
4. Engbersen et al
5. Tilly
6. Kangasniemi et al

کاهش بهره‌وری نیروی کار داخلی شده است. بُو و الیب[1] (۲۰۱۷) بررسی کرده‌اند هنگامی‌که مهاجران از کشوری به کشور دیگر می‌روند، طیف جدیدی از مهارت‌ها را به همراه دارند که سبب رشد نوآوری در فن‌آوری و تحریک رشد اقتصادی می‌شوند. هم‌چنین با بررسی اثر مهاجرت نیروی کار بر توسعه، تأثیر مثبت مشخصی را بر تولید ناخالص داخلی واقعی مشاهده کرده‌اند.

از جمله دیگر مطالعات خارجی که به بررسی علل مهاجرت بین‌المللی پرداخته‌اند می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

مایدا[2] (۲۰۰۵)، عوامل مؤثر اقتصادی و غیراقتصادی بر مهاجرت را تحلیل کرده و عواملی از جمله سطح بهره‌وری نیروی کار، درآمد حقیقی نیروی کار در کشورهای مبدأ و مقصد، فاصله‌ی جغرافیایی، مرز مشترک، زبان رایج بین دو کشور، سابقه مستعمراتی و جمعیت‌های دو کشور را در مدل خود بررسی کرده است. مارفوک[3] (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای با عنوان فرار مغزهای آفریقا: قلمرو و تعیین‌کننده‌ها؛ عوامل تأثیرگذار بر فرار مغزها را استانداردهای زندگی و محدودیت نقدینگی، فاصله‌ی جغرافیایی، تقارب زبانی، بیکاری، فرصت‌های شغلی-اقتصادی و امکانات آموزشی تشخیص داده است. آنتونی و همکاران[4] (۲۰۱۴) در مقاله جریان مهاجرت معلم‌ها با تأکید بر عوامل اقتصادی؛ درآمد، شاخص هماهنگی و قیمت‌های مصرف کننده، مالیات‌های درآمد شخصی، تولید ناخالص داخلی، بیکاری و مخارج روی آموزش در سطح بالای تحصیل را مهم‌ترین عوامل در مهاجرت این دست از سرمایه انسانی دانسته است.

در داخل کشور، مطالعات اندکی در زمینه مهاجرت صورت گرفته است. ازجمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

مصطفی‌زاده (۱۳۹۵)، در یکی از بخش‌های پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود و عرب‌مازار و همکاران (۱۳۹۶)، عوامل مؤثر بر جریان مهاجرت نیروی کار از ایران به ۸ کشور خارجی را بررسی کرده‌اند. آذربایجانی، طیبی و هنری (۱۳۸۶) با استفاده از آمار سالانه مهاجرت ایران به ۵ کشور عضو OECD در دوره ۱۳۷۱ تا سال ۱۳۸۳ عوامل مؤثر بر مهاجرت نیروی کار ایران را برخی از متغیرهای اقتصادی تشخیص داده‌اند. هم‌چنین متقی (۱۳۹۴)، با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره زمانی ۱۹۸۰–۲۰۱۰،

1. Bove and Eliab
2. Mayda
3. Marfouk
4. Antoni at al

تأثیر عوامل اقتصادی بر مهاجرت در ایران (با تأکید بر شاخص‌های درآمد و بیکاری) را مورد مطالعه قرار داده‌اند. پژوهش حاضر، از نظر گستردگی و تعدد کشورهای مبدأ و مقصد و هم‌چنین بازه‌ی زمانی استفاده شده و مدل اقتصادسنجی، دارای جنبه نوآوری در این زمینه می‌باشد.

۳ - الگوی جاذبه‌ی مهاجرت و شرح مدل

نظریات گوناگونی در زمینه مهاجرت وجود دارد. از جمله نظریه‌های مطرح شده در زمینه مهاجرت عبارتند از؛ نظریه نئوکلاسیک[۱]، نظریه تضاد یا ساختارگرایی[۲]، نظریه لی[۳]، نظریه‌ی کارکردگرایان[۴]، نظریه شبکه[۵] و نظریه جاذبه – دافعه[۶].

نظریه نئوکلاسیک، پدیده مهاجرت را در چارچوب عرضه و تقاضای نیروی انسانی بررسی می‌کند، هم‌چنین با به‌کار بردن چارچوب عرضه و تقاضا برای نیروی انسانی ادعا می‌کند که پدیده مهاجرت تنظیم‌کننده نیروی کار است. تفاوت در دستمزد سبب می‌شود که افراد از ناحیه‌ای با دستمزد پایین‌تر به ناحیه‌ای با دستمزد بالاتر مهاجرت کنند و این مهاجرت آنقدر ادامه می‌یابد تا اختلاف دستمزد به جایی برسد که با هزینه‌های مهاجرت برابر شود (استارک[۷]، ۱۹۹۱). تضاد ساختارگرایان مهاجرت را بر مبنای نظریه نوین اقتصاد مهاجرت نیروی کار (NELM)[۸] مطرح کرده و فرض می‌کنند که پدیده مهاجرت در شرایط فقر و با ریسک بالا صورت می‌گیرد و می‌تواند پاسخی برای غلبه بر پدیده شکست بازار محسوب شود. (استارک و بلوم[۹]، ۱۹۸۵ و تیلور[۱۰]، ۱۹۹۹). دیدگاه‌های الهام گرفته از این نظریه برای کشورهای در حال توسعه و هم‌چنین برای اشکال غیر کارگری، مانند گروه‌های مهاجرتی پناهندگان، مفید به نظر می‌رسد (دی هاس[۱۱]، ۲۰۱۰). از طرفی دیگر، طبق نظر لی[۱۲] (۱۹۶۶)، عواملی که در

1. Neoclassical Theory
2. Conflict Theory or Post-Structural List Theory
3. Lee Theory
4. Functionalism Doctrine
5. Network Theory
6. Pull-push Theory
7. Stark
8. New Economics of Labor Migration
9. Stark and Bloom
10. Taylor
11. De Hass
12. Lee

تصمیم‌گیری برای مهاجرت مؤثر هستند در چهار گروه کلی خلاصه می‌شوند: ۱) عواملی که با حوضه مبدأ ارتباط دارند، ۲) عواملی که با حوضه مقصد ارتباط دارند، ۳) عوامل شخصی و ۴) موانع بازدارنده. در مورد نظریه کارکردگرایان باید گفت اساس نظریات مذکور، جامعه‌شناسانه است ازآنجایی‌که اقتصاد از زیر شاخه‌های علوم اجتماعی محسوب می‌شود، شاخص‌های اقتصادی نیز به نوعی از شاخص‌های اجتماعی محسوب شده و در این راستا، انتظار می‌رود مهاجرت مردم از نواحی با درآمد پایین به نواحی با درآمد بالا، صورت گرفته و منجر به راه‌اندازی جریان سرمایه شود (دی هاس، ۲۰۱۰). در مورد نظریه شبکه؛ مشاهدات تجربی مهاجرت بین‌المللی ثابت کرده است، اولین بار که مهاجرت انجام می‌شود، زیربنای اجتماعی توسعه پیدا کرده و مهاجرت‌های بیشتری را به دنبال می‌آورد (کوامیاوالزکوز[1]، ۲۰۰۰) شبکه‌های مهاجرت، مجموعه‌هایی از روابط بین اشخاص هستند که مهاجران سابق در مقصد و غیر مهاجران را در مبدأ از طریق نسبت‌های خویشاوندی و روابط دوستانه با یکدیگر مرتبط می‌کنند. حتی افراد به دلیل داشتن این روابط ممکن است به‌صورت‌های غیرقانونی نیز اقدام به مهاجرت کنند (زانوویاک[2]، ۲۰۰۶)؛ اما در نظریه جاذبه-دافعه، هر عمل مهاجرتی وابسته به عوامل مربوط به کشور مبدأ، عوامل مربوط به کشور مقصد و عوامل فردی است. این نظریه به‌طور ساده بیان می‌دارد که برخی افراد به‌دلیل عوامل رانشی که در محل زندگی وجود دارد و به‌خاطر عوامل جاذبه که در مناطق دیگر وجود دارد، مهاجرت می‌کنند (بنگ و میترا[3]، ۲۰۱۱).

نظریه، جاذبه، نظریه پایه‌ای و منسجمی در بررسی مهاجرت است و هر سه گروه عوامل مؤثر، یعنی شرایط مبدأ، شرایط مقصد و انگیزه‌های فردی را می‌توان در چارچوب این نظریه بیان کرد. به‌ویژه امکان بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت در قالب این نظریه در قالب عوامل جاذبه یا دافعه میسر است. تمرکز ادبیات موضوع در مقوله عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت نیز بر الگوی جاذبه متمرکز است. به‌عنوان مثال مایدا (۲۰۰۵)، در پژوهش خود الگوی جاذبه‌ی مهاجرتی را معرفی کرده است که براساس آن مهاجرت تابعی از سطح بهره‌وری نیروی کار و درآمد حقیقی نیروی کار در کشورهای مبدأ و مقصد، فاصله‌ی جغرافیایی و مرز بین دو کشور می‌باشد. با قرار دادن متغیرهای

1 .Cuamea Velazquez
2. Zanowiak
3. Bang and Mitra

این پژوهش در دو گروه دافعه و جاذبه؛ سطح بهره‌وری بالا و درآمد حقیقی بالای نیروی کار در کشورهای مقصد عامل جاذبه و سطح پایین همین متغیرها در کشورهای مبدأ عامل دافعه‌ی مهاجرت هستند. هم‌چنین فاصله جغرافیایی نزدیک و مرز مشترک بین کشورهای مبدأ و مقصد نیز عامل جاذبه محسوب می‌شوند. البته مایدا (۲۰۰۵)، با وارد کردن متغیرهای دیگری در الگوی جاذبه خود، بیان می‌دارد عوامل نسبت غیراقتصادی دیگری هم‌چون زبان رایج بین دو کشور، سابقه‌ی مستعمراتی و جمعیت‌های دو کشور نیز می‌توانند مهاجرت را تحت تأثیر قرار دهند.

به‌طورکلی الگوی جاذبه کنش و واکنش یک مجموعه متغیرهای اقتصادی، سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و ... در خصوص یک پدیده، در اینجا پدیده مهاجرت را مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد. منشأ پیدایش این الگو، الگوی جاذبه بین اجسام نیوتن در علم فیزیک است که بعدها در دهه‌ی ۱۸۶۰، اچ گری[1]، برای اولین بار فیزیک نیوتنی را در مطالعه رفتار انسان به‌کار گرفت و آنچه که معادله جاذبه نامیده شد، کاربرد وسیعی در علوم اجتماعی پیدا کرد. در اقتصاد نیز مطالعات الگوی جاذبه، موفقیت‌های تجربی زیادی در توضیح انواع مختلف جریان‌های درون منطقه‌ای و بین‌المللی از جمله مهاجرت نیروی کار، تجارت بین کشوری و سرمایه‌ها، کسب کرده است. در حقیقت الگوی جاذبه مفهوم نیروی جاذبه را به‌عنوان یک مقیاس جهت توضیح جریان سرمایه و مهاجرت نیروی کار میان کشورهای جهان به‌کار می‌برد (عسگری، ۱۳۸۷).

در پژوهش حاضر به دلیل این که موضوع "مهاجرت سرمایه انسانی" در نظر گرفته شده و مهاجرت این افراد ازآنجاکه یکی از نهاده‌های مهم تولید محسوب می‌شود بیشتر تحت تأثیر عوامل جاذبه و دافعه‌ی اقتصادی کشورها قرار می‌گیرد، استفاده از الگوی جاذبه اهمیت بیشتری می‌یابد. در چهارچوب این الگو، می‌توان الگوی قابل قبولی برای عوامل مؤثر بر مهاجرت نیروی کار تصریح کرد. یکی دیگر از ویژگی‌های الگو این است که در کنار عوامل تأثیرگذار کشور مبدأ بر شکل‌گیری مهاجرت، عوامل مؤثر کشور مقصد نیز در نظر گرفته می‌شود. این نظریه حتی به محقق اجازه آن را می‌دهد برای بررسی هر یک از گروه‌های مهاجرت، در کنار عوامل اقتصادی، عوامل غیراقتصادی نیز در الگو وارد کرده و کشش مهاجرت نسبت به تغییرات آن دسته از متغیرها به دست آورد.

1. Gray

نقطه شروع الگوی جاذبه، قانون نیوتن در مورد نیروی جاذبه میان دو جسم است که به‌صورت معادله زیر بیان می‌شود؛

$$F_{ij} = \frac{M_i \cdot M_j}{D_{ij}} \qquad (۱)$$

در این رابطه F_{ij} نیروی جاذبه میان دو جسم i و j است که با جرم اجسام، M_j و M_i، نسبت مستقیم و با فاصله میان آن‌ها، D_{ij}، رابطه‌ی عکس دارد. اچ گری، در سال ۱۸۶۰ کاربرد این نظریه در علوم انسانی را نشان داده و بعد از او روانشتین[1] در سال ۱۸۸۵ با ایجاد قوانین جاذبه‌ی مهاجرت؛ برای اولین بار این نظریه را در بحث مهاجرت و به‌طور کل در حوضه اقتصاد مطرح کرده اما قانون راونشتین خالی از هرگونه الگوی ریاضی برای علل مهاجرت بوده است. در ادامه دوریگو و تابلر[2] به سال ۱۹۸۳، الگوسازی ریاضی این الگو را ارائه کرده‌اند. بر اساس الگوی دوریگو و تابلر؛ معادله‌ی ساده‌ی مهاجرت به‌صورت زیر مطرح می‌شود؛

$$M_{ij} = \frac{Push_i \cdot Pull_j}{Dist_{ij}} \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، M_{ij}، افراد مهاجر از مبدأ i به مقصد j را نشان می‌دهد. $Dist_{ij}$ نیز نشانگر فاصله بین مناطق i و j است. اما بردارهای $Push_i$ و $Pull_j$ به ترتیب عوامل دافعه‌ی منطقه‌ی مبدأ و عوامل جاذبه‌ی منطقه‌ی مقصد را در برمی‌گیرند. درک اصول و فرضیه‌های مطالعه‌ی راونشتین، سنگ بنای تحقیقات بیشتری در مورد مهاجرت شده و تأثیر زیادی بر پیشرفت الگوهای بعدی مهاجرت که امروز به نظریه‌ی جاذبه - دافعه معروف است، داشته است (کووامی ولازکوز[3]، ۲۰۰۰). در نهایت فرم اصلاح شده‌ی الگوی جاذبه برای مهاجرت، با گذشت زمان و طی چندین تحقیق؛ به‌صورت شکل زیر تغییر پیدا کرده که شامل بردارهای عوامل جاذبه و دافعه نیز می‌باشد.

$$M_{ij} = c^{\beta_0} \frac{Pop_i^{\beta_1} . Pop_j^{\beta_2} . Pull_j^{\beta_3}}{Push_i^{\beta_4} . Dist_{ij}^{\beta_5}} \qquad (۳)$$

اما عوامل جاذبه و دافعه در تابع ریاضی آن هرکدام دارای دو بخش هستند، به‌عبارتی‌دیگر این توابع برابرند با:

$$Pull = Y . e^X$$
$$Push_i = Y . e^X$$

1. Ravenstein
2. Dorigo and Tobler
3. Velazquez

که در آن Y مجموعه‌ی متغیرهایی که با لگاریتم وارد الگو اقتصادسنجی می‌شوند و X مجموعه‌ی متغیرهایی که بدون لگاریتم در الگو اقتصادسنجی ظاهر می‌شوند. با جایگذاری آن‌ها در معادله شماره ۳، تابع مهاجرت به‌صورت زیر می‌باشد:

$$M_{ij}=c^{\beta_0}\frac{Pop_i^{\beta_1}.Pop_j^{\beta_2}.(Y.e^X)_j^{\beta_3}}{(Y.e^X)_i^{\beta_4}.\ Dist_{ij}^{\beta_5}} \quad (۴)$$

از دو طرف معادله لگاریتم طبیعی گرفته می‌شود، بنابراین:

$$Ln(M_{ij})=\beta_0*\ln(c)+\ln(Pop_i^{\beta_1}.Pop_j^{\beta_2}.(Y.e^X)_j^{\beta_3}) \quad (۵)$$
$$-\ln((Y.e^X)_i^{\beta_4}.\ Dist_{ij}^{\beta_5})$$

در رابطه بالا برای کاهش پیچیدگی اگر مجموعه متغیرهای x و y مربوط به تابع جاذبه و دافعه را ترکیب کرده و در یک مجموعه فرض کرد، درنتیجه با ساده کردن معادله آن معادله زیر تولید می‌شود:

$$Ln(M_{ij})=\beta_0*\ln(c)+\beta_1*\ln(Pop_i)+\beta_2*\ln(Pop_j)+\ln(Y.e^X)_t^{\beta_t} \quad (۶)$$

t=1,…, تعداد متغیرهای جاذبه و دافعه

در ادامه:

$$Ln(M_{ij})=\beta_0*\ln(c)+\beta_1*\ln(Pop_i)+\beta_2*\ln(Pop_j) \quad (۷)$$
$$+\beta_n*\ln(Y)+\beta_m*X*\ln(e)$$

n=1,…, تعداد متغیرهای جاذبه و دافعه با لگاریتم

M=1,…, تعداد متغیرهای جاذبه و دافعه بدون لگاریتم

در نهایت، مدل تحقیق حاضر با تفکیک بردارهای جاذبه و دافعه به عوامل مؤثر با پیروی از معادله ۷ و با توجه به شرایط اقتصادی کشور، مبانی نظری و مدل جاذبه به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$lnIas_{ij}=\beta_0 lnc+\beta_1 lnPop_i+\beta_2 lnPop_j+\beta_3 ln\ Pull_j \quad (۸)$$
$$+\beta_4 lnPush_i+\beta_5 lnDist_{ij}+u_{ij}$$

معادله‌ی (۸)، برگرفته از رابطه (۲) است که با استفاده از نظریه‌های اقتصادی و بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت، ارتقاء پیدا کرده است. رابطه (۹)، شکل کلی و لگاریتمی الگوی جاذبه بالا با در نظر گرفتن متغیرهای انتخابی در این پژوهش است.

$$lias_{ij}=\beta_0 lc+\beta_1 lpopd+\beta_2 lpopo+\beta_3 td+\beta_4 to+\beta_5 lud \quad (۹)$$
$$+\beta_6 luo+\beta_7 lgdpd+\beta_8 lgdpo+\beta_9 ldist+u_{ij}$$

در روابط بالا، c ثابت الگو، lPopo و lPopd به ترتیب لگاریتم جمعیت کشورهای مبدأ و کشورهای مقصد را نشان می‌دهد. $Pull_j$ و $Push_i$ نیز بیانگر بردار متغیرهای

به‌ترتیب جاذبه و دافعه هستند. در ادامه برخی از این متغیرها که در بخش مبانی نظری نیز تشریح شده‌اند، وارد الگو می‌شوند. $Dist_{ij}$، نشانگر فاصله‌ی جغرافیایی کشور مبدأ i، تا کشور مقصد j، است. در کل، رابطه (۸) شکل کلی الگوی جاذبه برای مهاجرت است و تحت شرایط مختلف می‌توان الگوهای گوناگونی از آن را ارائه کرد. همان‌طور که بسته به لزومات تحقیق در پژوهش‌های صورت گرفته شده، الگوی مناسب آن تصریح شده است.

رابطه (۹)، همان رابطه‌ی اقتصادسنجی خواهد بود که در بخش بعدی ضرایب آن تخمین و به تحلیل نتایج آن پرداخته می‌شود، حرف l در اول هر متغیر به معنی لگاریتم طبیعی آن متغیر است. حال به معرفی متغیرهای الگو و روش جمع‌آوری داده‌های آن‌ها پرداخته می‌شود. آمار به‌صورت سالانه و در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ تهیه شده‌اند.

$lias_{ij}$، نشانگر لگاریتم طبیعی جریان مهاجرت نیروی کار از کشورهای مبدأ $i=1,\ldots,35$ (در این پژوهش آمار مربوط به پناهندگان استفاده شده است) به کشورهای مقصد ($j=1,\ldots,20$) که در برگیرنده‌ی تعداد داده‌های سالانه‌ی جریان پناهندگی از ۳۵ کشور مبدأ به کشورهای منتخب عضو OECD است؛ در اینجا ۲۰ کشور عضو OECD به دلیل این که بیشترین حجم مهاجرت به این کشورها بوده و داده‌های مهاجرتی مربوط به این کشورها در دسترس بوده است، انتخاب شده‌اند (لیست کشورهای در پیوست). در رابطه (۹)، تجارت (جمع صادرات و واردات نسبتی از تولید ناخالص داخلی) مربوط به کشورهای مبدأ و مقصد به ترتیب to و td؛ هم‌چنین لگاریتم نرخ بیکاری کشورهای مبدأ و مقصد به ترتیب luo و lud و لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشورهای مبدأ و مقصد به ترتیب lgdpo و lgdpd می‌باشد.

داده‌های روند مهاجرت از بانک اطلاعاتی و مجموعه داده‌های وب‌سایت کشورهای عضو OECD جمع‌آوری شده‌اند. دیگر داده‌ها نیز از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی (WDI[1]) تهیه شده‌اند.

۴ - تصریح و نتایج الگو

در این بخش، با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی الگو اقتصادسنجی رابطه (۹) برآورد و به تفسیر ضرایب آن پرداخته می‌شود. در همین راستا قبل از تفسیر نتایج، آزمون‌های لازم جهت تأیید اعتبار الگوی سنجی (وجود رابطه‌ی بلندمدت) و تابلویی

1. World Development Indicators (WDI)

بودن داده‌ها و هم‌چنین انتخاب اثرات ثابت و یا تصادفی، واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی، انجام می‌گیرد. برای نیل به این هدف نیز از نرم‌افزار اقتصادسنجی استتا[1] استفاده شده است.

۴ – ۱- بررسی رابطه‌ی بلندمدت

در مرحله اول برای بررسی وجود رابطه بلندمدت، پایایی متغیرها جهت جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب آزمون می‌شوند. نتایج آزمون‌های پایایی تک تک متغیرها در جدول زیر گزارش شده است. لازم به یادآوری است که از روش لوین لین چو[2] برای این منظور استفاده شده است.

جدول ۱. پایایی متغیرهای الگو

ردیف	متغیر	مرتبه جمعی	ردیف	متغیر	مرتبه جمعی	ردیف	متغیر	مرتبه جمعی
۱	lias	I(۰)	۵	to	I(۰)	۸	lgdpd	I(۰)
۲	lpopd	I(۰)	۶	lud	I(۰)	۹	lgdpo	I(۰)
۳	lpopo	I(۰)	۷	luo	I(۰)	۱۰	ldist	I(۰)
۴	td	I(۰)						

منبع: یافته‌های پژوهش

مشاهده می‌شود همه متغیرها دارای مرتبه جمعی صفر بوده و در سطح، پایا هستند. حال وجود رابطه‌ی بلندمدت با استفاده از آزمون همجمعی بررسی می‌شود. برای این منظور از آزمون کائو[3] استفاده شده و خروجی نرم‌افزار به قرار زیر است:

جدول ۲. آزمون همجمعی

آزمون	آماره	احتمال
ADF	-۳/۵۸۹	۰/۰۰۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

1. StataMP 14
2. Levin, Lin and Chu
3. Kao Residual Cointegration Test

نتایج آزمون حاکی از معناداری همجمعی الگو می‌باشد، بنابراین رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید شده و نتیجه گرفته می‌شود که رگرسیون کاذب نیست. این نیز الگوی جاذبه‌ی تحقیق در مورد عوامل تأثیرگذار بر پدیده مهاجرت، اعم از علل مربوط به کشورهای مبدأ و عوامل مربوط به کشورهای مقصد را مناسب قلمداد می‌کند، بنابراین از نتایج این الگوی اقتصادسنجی، با اطمینان بیشتر می‌توان برای سیاست‌های پیشنهادی و تفاسیر علمی استفاده کرد و الگو از اعتبار لازم برخوردار می‌باشد.

۴-۲- آزمون تابلویی و یا مقطعی بودن داده‌های الگو

برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از آماره f لیمر استفاده شده است. در این آزمون فرضیه H_0 بیانگر یکسان بودن عرض از مبدأها (داده-های تلفیقی) و فرضیه مخالف، H_1، نشان‌دهنده ناهمسانی عرض از مبدأها (داده‌های تابلویی) می‌باشد. اگر مقدار خطای احتمال محاسبه شده بیشتر از سطح خطای ۵٪ باشد؛ فرض صفر رد نمی‌شود و باید از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود. در غیر این صورت از روش داده‌های تابلویی باید استفاده کرد. این آزمون برای داده‌های پژوهش، مقدار آماره را ۲۲/۴۹ و خطای احتمال را ۰/۰۰۰۰ داده است، این نیز نشان از تابلویی بودن داده‌ها می‌باشد، بنابراین باید از روش داده‌های تابلویی استفاده شود.

۴-۳- آزمون ثابت و یا تصادفی بودن اثرات

حال که استفاده از داده‌های تابلویی تأیید شده است، این پرسش مطرح می‌شود که برآورد الگو در قالب کدامیک از اثرهای ثابت[1] و یا تصادفی[2] انجام شود. به همین منظور از آزمون هاسمن[3] استفاده شده است. در آزمون هاسمن فرضیه‌های H_0 و H_1 به‌ترتیب روش اثرات تصادفی و روش اثرات ثابت را بیان می‌دارند؛ طبق نتایج آزمون برای داده‌های پژوهش حاضر؛ (مقدار آماره، ۶۵/۸۶ و خطای احتمال آن نیز برابر ۰/۰۰۰ به‌دست آمده است)؛ روش اثرات ثابت تأیید شده است؛ زیرا استفاده از این روش درست‌تر بوده و نتایج قابل قبول‌تری در بردارد.

1. Fixed Effects
2. Random Effects
3. Hausman Test

۴-۴- بررسی تشخیص واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی

آزمون مناسب برای شناسایی ناهمسانی واریانس، به دلیل این که اثرات ثابت برای الگو تأیید شده است؛ آزمون والد تعدیل شده[1] می‌باشد. فرض صفر این آزمون همسانی واریانس و فرض مخالف آن ناهمسانی واریانس است. خروجی نرم‌افزار استتا برای این آزمون در جدول (۳) آمده است. با توجه به آن، مشاهده می‌شود که در سطح خطای ۵٪ فرض صفر رد و دارای ناهمسانی واریانس است. هم‌چنین با توجه به آزمون ولدریج[2] برای بررسی خودهمبستگی در الگو، روشن است که در سطح خطای ۵٪، فرض صفر که حاکی از عدم خودهمبستگی است، رد می‌شود، بنابراین الگو دارای واریانس ناهمسانی و خود همبستگی می‌باشد.

جدول۳. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی الگو

ردیف	آماره	مقدار	خطای احتمال	نتیجه
۱	آزمون والد	۲۴۰/۶۲	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
۲	آزمون ولدریج	۹/۴۵۲	۰/۰۰۱۱	وجود خود همبستگی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵- تخمین الگوی اقتصادسنجی و تفسیر نتایج

در این قسمت با استفاده از نرم‌افزار STATA به تخمین الگو پرداخته شده است. در تخمین این رگرسیون از روش حداکثر درستنمایی پواسون نما که مربوط به الگوهای جاذبه است، استفاده شده است. با انتخاب مناسب‌ترین الگو برای مهاجرت و پس از برطرف کردن واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی الگو، خروجی نهایی نرم‌افزار با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی و روش اثرات ثابت، در جدول ۴ آورده شده است.

1. Wald Test
2. Wooldridge Test

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی داده‌های تابلویی، مهاجرت سالانه از ۳۵ کشور مبدأ به ۲۰ کشور مقصد طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ با روش حداکثر درستنمایی پواسون نما (PPML)

ردیف	متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	وضعیت
۱	lgdpd1	۰/۴۵۶۲	۰/۰۱۶۵	۲۷/۶۲	۰/۰۰۰	معنادار
۲	lgdpo1	-۰/۰۳۲۶	۰/۰۰۶۳	-۵/۱۸	۰/۰۰۰	معنادار
۳	lpopd1	-۰/۱۸۹۱	۰/۰۱۵۵	-۱۲/۲۱	۰/۰۰۰	معنادار
۴	lpopo1	۰/۱۵۳۶	۰/۰۰۸۳	۱۸/۵۲	۰/۰۰۰	معنادار
۵	ltd	۰/۱۱۸۸	۰/۰۱۴۴	۸/۲۷	۰/۰۰۰	معنادار
۶	lto	-۰/۲۳۳۳	۰/۰۱۳۳	-۱۷/۵۷	۰/۰۰۰	معنادار
۷	lud	-۰/۰۶۹۷	۰/۰۱۳۵	-۵/۱۶	۰/۰۰۰	معنادار
۸	luo	۰/۰۷۴۹	۰/۰۰۸۱	۹/۲۸	۰/۰۰۰	معنادار
۹	ldist	-۰/۲۷۱۷	۰/۰۰۸۹	-۳۰/۶۷	۰/۰۰۰	معنادار
۱۰	عرض از مبدأ	۱/۰۷۹۵	۰/۱۵۷۹	۶/۸۴	۰/۰۰۰	معنادار

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌طور کلی حاکی از آن است که متغیرهای توضیحی الگو با معناداری بالایی جریان مهاجرت را توضیح می‌دهند و متغیرهای مؤثر، در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد دارای اثر نسبت بزرگ و مثبت بر جریان مهاجرت سرمایه انسانی از کشورهای مبدأ به آن کشورها برآورد شده است. با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد، متوسط جریان مهاجرت ۰/۴۵۶۲ درصد افزایش پیدا می‌کند[۱]؛ اما ضریب تولید ناخالص داخلی کشورهای مبدأ دارای اثر کمتری بر جریان مهاجرت است. تأثیر منفی این عامل بر جریان مهاجرت‌ها از کشورهای مبدأ به سمت کشورهای منتخب، مطابق با مبانی نظری بوده و متوسط درجه تأثیرگذاری آن بر جریان مهاجرت ۰/۰۳۲۶ درصد کاهش (افزایش)، با افزایش (کاهش) یک درصدی آن است.

اثر جمعیت کشورهای مبدأ (lpopo1) بر جریان مهاجرت پناهندگان به کشورهای مقصد، مثبت و معنادار است، طوری که با افزایش یک درصد جمعیت کشورهای مبدأ، متوسط مهاجرت ۰/۱۵۳۶ درصد افزایش پیدا می‌کند. مطابق با مبانی نظری می‌توان

۱. برای این متغیر و بقیه متغیرها نیز، تفسیر با فرض ثابت بودن بقیه‌ی متغیرهای دخیل در مدل، انجام می‌گیرد.

گفت با افزایش جمعیت در کشوری که دارای شرایط مناسب اقتصادی نیست، جهت ثبات و تعادل در بازار کار باید نیروی انسانی منتقل شوند؛ اما ضریب متغیر جمعیت کشورهای مقصد (lpopd1)، معنادار ولی منفی است. بدان معنی که یک درصد افزایش جمعیت کشورهای مقصد با توجه به ظرفیت بازار کار، به‌طور متوسط ۰/۱۸۹۱ درصد جریان مهاجرت به آن کشورها را کاهش می‌دهد و در صورت کاهش آن، به همان مقدار بر مهاجرت اثر می‌گذارد. متغیر تجارت خارجی، برای کشورهای مقصد، با جهت مثبت بر مهاجرت تأثیر می‌گذارد. افزایش یک درصدی تجارت خارجی کشورهای مقصد، میانگین مهاجرت را ۰/۱۱۸۸ درصد افزایش می‌دهد و تجارت خارجی کشورهای مبدأ، میانگین مهاجرت را ۰/۲۳۳۳ درصد کاهش می‌دهد و این نیز با توجه به مبانی نظری دور از انتظار نیست، بنابراین از اثر منفی آن بر مهاجرت نتیجه گرفته می‌شود که اثر تجارت خارجی کشورهای مبدأ در مرحله دوم قرار گرفته و افزایش در آن با آربیتراژ دستمزد موجب کاهش مهاجرت از طریق بهبود سرمایه‌گذاری، تولید و سپس اشتغال در داخل شده است. متغیر نرخ بیکاری برای کشورهای مقصد معنادار و دارای ضریب منفی ۰/۰۶۹۷ برآورد شده است. به‌عبارتی دیگر افزایش در بیکاری کشورهای مقصد انتظار مهاجران از شرایط کاری در آینده را در آن کشورها کاهش داده و موجب می‌شود افراد کمتر تصمیم به مهاجرت به آن کشورها بگیرند؛ اما ضریب متغیر بیکاری برای کشورهای مبدأ همان‌طور که انتظار می‌رفت معنادار و مثبت شده است؛ بنابراین، می‌توان گفت محیط روانی ساخته شده از بیکاری در کشورهای مبدأ بیشتر به مهاجرت افراد این سرزمین منجر شده و یک عامل دافعه در آن کشورها به حساب می‌آید. با توجه به نتایج تخمین الگو، تغییرات یک درصدی نرخ بیکاری کشورهای مبدأ، سبب تغییر ۰/۰۷۴۹ درصدی میانگین جریان مهاجرت در همان جهت می‌گردد.

یکی از متغیرهای مهم در الگوی جاذبه، فاصله (ldist) بین کشورهای مبدأ و مقصد است که مطابق با مبانی نظری هرچقدر فاصله بیشتر باشد جریان مهاجرت بین آن دو کشور کمتر بوده است. این ضریب در مدل پژوهش منفی ۰/۲۷۱۷ برآورد شده است که نشان از کاهش ۰/۲۷۱۷ درصدی جریان مهاجرت در نتیجه افزایش یک درصدی فاصله می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اثر تجارت بر مهاجرت را می‌توان از جنبه‌های مختلف بررسی کرد. باز بودن اقتصاد خود اثرات متفاوتی بر دیگر شاخص‌های اقتصادی و به‌طورکلی شرایط اقتصادی دارد. از یک سو با افزایش صادرات و کاهش واردات، تراز تجاری افزایش می‌یابد و موجب افزایش درآمد ملی خواهد شد. افزایش تجارت بر حجم صادرات و واردات کشورها اثر می‌گذارد. افزایش واردات در کشورهای در حال توسعه، سبب افزایش تمایل به مهاجرت نیروی کار ماهر این کشورها می‌شود و افزایش صادرات این کشورها موجب کاهش تمایل به مهاجرت نیروی کار با مهارت پایین می‌شود؛ بنابراین مهاجران موجب افزایش صادرات (به‌خصوص در مورد کالاهای با تنوع بالا) می‌شوند. در کشورهای کوچک با اقتصاد باز، مهاجران سبب تحریک تجارت از طریق تأثیر بر صادرات خواهد شد. در نتیجه، تمایل این کشورها به پذیرش مهاجران افزایش می‌یابد.

در این تحقیق سعی شد با استفاده از یک الگوی حداکثر درستنمایی پواسن نما و با پیروی از مدل جاذبه، بررسی پدیده‌ی جریان مهاجرت از کشورهای مبدأ به ۲۰ کشور عضو OECD در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ پرداخته شود. بر اساس نتایج الگو، افزایش تجارت کشورهای مقصد موجب افزایش جریان مهاجرت به آن کشورها (عامل جاذبه) و افزایش این شاخص در کشورهای مبدأ جریان مهاجرت را کاهش می‌دهد (عامل دافعه).

از دیگر نتایج پژوهش بررسی اثر دیگر متغیرهای اقتصادی و متغیر فاصله در کنار اثر تجارت بر مهاجرت است؛ بنابراین اثر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، جمعیت، نرخ بیکاری و متغیر فاصله برای کشورهای مبدأ و مقصد، بر جریان مهاجرت نیروی کار بررسی شد. درنتیجه؛ افزایش تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد، افزایش جمعیت کشورهای مبدأ، افزایش حجم تجارت کشورهای مقصد و افزایش نرخ بیکاری کشورهای مبدأ؛ عوامل جاذبه‌ی جریان مهاجرت از کشورهای مبدأ به کشورهای منتخب OECD شناخته شده‌اند و هم‌چنین کاهش این متغیرهای می‌تواند عامل دافعه مهاجرت تلقی شوند. از طرفی دیگر؛ افزایش تولید ناخالص داخلی کشورهای مبدأ، افزایش جمعیت کشورهای مقصد، افزایش حجم تجارت کشورهای مبدأ و افزایش نرخ بیکاری کشورهای مقصد؛ عوامل دافعه جریان مهاجرت از کشورهای مبدأ به کشورهای منتخب OECD شناخته شده‌اند و هم‌چنین افزایش این متغیرها می‌تواند نقش عامل جاذبه مهاجرت را

بازی کنند؛ بنابراین، عوامل جاذبه‌ی گفته شده، نیروی انسانی را وامی‌دارند تصمیم به مهاجرت بگیرند و از طرفی دیگر عوامل دافعه، موجب کاهش جریان مهاجرت این طیف از افراد می‌شود. از دیگر نتایج پژوهش، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای گفته شده در چارچوب الگو جاذبه است و این نیز اعتبار و مناسب بودن الگوی مورد استفاده برای تصریح الگوی مهاجرت را تأیید می‌کند.

در این میان درجه‌ی تأثیرگذاری تجارت خارجی، فاصله و تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد با ثابت در نظر گرفتن دیگر شرایط، نسبت بزرگ بوده و قابل تأمل است؛ بنابراین، یکی از سیاست‌های پیشنهادی این است که با بهبود شرایط کسب و کار و مبادلات تجاری، کشورهای مبدأ می‌توانند مانعی برای از دست رفتن نیروی کار و سرمایه انسانی شوند. البته باز بودن اقتصاد کشورهای مقصد مورد بررسی در این تحقیق خود از طریق افزایش تجارت خارجی و تشکیل شبکه‌های مهاجرتی، می‌توانند زمینه گسترش بیشتر مهاجرت نیروی کار از کشورهای مبدأ را فراهم کند. دیگر سیاست‌های پیشنهادی نیز عبارت‌اند از؛ مدیریت برنامه‌ریزی شده بازار که در صورت افزایش جمعیت به اشتغال و گسترده شدن بازار بیانجامد و بیکاری به تعادل برسد. تثبیت رشد اقتصادی بالا با اعمال سیاست‌های درست که با توجه به نتایج افزایش رشد در داخل مهاجرت را کاهش می‌دهد.

این پژوهش فقط به بررسی اثر تجارت و تعدادی از متغیرهای اقتصادی بر جریان مهاجرت پرداخت که می‌توان با گسترده کردن مطالعه و بررسی اثر دیگر متغیرهای اجتماعی و نهادی بر مهاجرت، هم‌چنین برآورد جریان وجوه مهاجران و اثر مثبت آن بر اقتصاد مبدأ، دیگر ابعاد مهاجرت نیز تحلیل شوند.

منابع

۱. آذربایجانی، کریم، طیبی، سیّد کمیل و هنری، نفیسه (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر مهاجرت نیروی کار ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره ۴۰، ۵۹-۷۵.

۲. عسگری، حشمت الله (۱۳۸۷). رویکردی نوین به مسأله علل فرار مغزها و اثرات آن روی سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در بین کشورهای در حال توسعه، پایان‌نامه دوره دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علّامه طباطبایی.

۳. عرب‌مازار، علی اکبر، مشرفی، رسام و مصطفی‌زاده، محمد (۱۳۹۶). مهاجرت نیروی کار از ایران به کشورهای OECD و عوامل اقتصادی مؤثر بر آن. اقتصاد و الگوسازی، دوره ۸، شماره ۳۰، ۶۳-۹۴.
۴. مصطفی‌زاده، محمد (۱۳۹۵). محاسبه هزینه فرصت اقتصادی مهاجرت نیروی انسانی برای اقتصاد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.
۵. مصطفی‌زاده، محمد و عرب مازار، علی اکبر (۱۳۹۷). تأثیر نهادهای حکمرانی بر مهاجرت بین‌المللی نیروی کار ایران. سیاست‌گذاری اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۲۰، ۱-۳۳.

6. Arjen L., Godfried Engbersen, Izabela Grabowska-Lusinska, Erik Snel & Burgers, Jack. (2013). On the Differential Attachments of Migrants from Central and Eastern Europe: A Typology of Labour Migration. Journal of Ethnic and Migration Studies, 39, 6, 81-959.
7. Antoni, M. R., Rudzionis. A. & Kumpikaite. V. (2014). The Migration Flow of Teachers at Tertiary Level with a Focus in Economic Factors. Procedia – Social and Behavioral Sciences, 156(26), 252-255.
8. Athukorala, Prema-chandra & Evelyn, S.Devadason. (2012). The Impact of Foreign Labor on Host Country Wages: The Experience of a Southern Host, Malaysia." World Development, 40, 8, 1497-1510.
9. Bang, J. T., & Mitra, A. (2011). Brain Drain and Institutions of Governance: Educational attainment of immigrants to the US 1988–1998. Economic Systems. 35(3): 335-354.
10. Borjas, George J. (2006). Immigration in High-Skill Labor Markets: The Impact of Foreign Students on the Earnings of Doctorates. Journal of Human Resources, 41, Working Paper 12085.
11. Borjas, George J. (1999). The Economic Analysis of Immigration. The Handbook of Labor Economics, No 3.
12. Bove, Vincenzo & Eliab, Leandro. (2017). Migration, Diversity, and Economic Growth. World Development, 89, 39-227.
13. Card, David, Christian Dustmann & Preston, Ian. (2012. International Migration and Poverty: a Cross Country Analysis. Journal of the European Economic Association, 10, 41.
14. Clemens, Michael A (2011). Economics and Emigration: Trillion-Dollar Bills on the Sidewalk?. Journal of Economic Perspectives, 25, 3, 83-106.
15. Cuamea Velazquez, F. (2000). Approaches to the study of international migration: A review. Estudios Fronterizos, 1(1), 137-168.
16. Czaika, Mathias (2015). Migration and Economic Prospects. Journal of Ethnic and Migration Studies, 45, 1, 58-82.

17. Czaika, Mathias & De Haas, Hein. (2013). The Globalisation of Migration. The International Migration Institute, 14, Working Paper, Paper 68.
18. Dancygier, Rafaela M., & Michael J. Donnelly. (2013). Sectoral Economies, Economic Contexts, and Attitudes toward Immigration. The Journal of Politics, 75, 1.
19. De Haas, H. (2009). Migration and development, A theoretical perspective. International Migration Institute (IMI), 44(1), 1-41.
20. De Haas, H. (2010). Migration transitions: a theoretical and empirical inquiry into the developmental drivers of international migration, 26th IUSSP International Population Conference, Session 195: International labour migration: Trends, policies and legal issues, Marrakech, Morocco.
21. Dorigo. G. & Tobler, W. (1983). Push-Pull Migration Lows, Amals of the Association of American Geographers.
22. Douglas S, Massey & Emilio A, Parrado. (1998). International Migration and Business Formation in Mexico. Social Science Quarterly , 79, 1, 1-20.
23. Dustmann, Christian, Fasani, Francesco, Frattini, Tommaso, Minale, Luigi & Schönberg, Uta (2017). On the economics and politics of refugee migration. Economic Policy, 32, 91, 497-550.
24. Dustmann, Christian & Görlach, Joseph-Simon (2016). The Economics of Temporary Migrations. Hournal of Economic Literature, 54, 1, 98-136.
25. Eger, Maureen A. (2010). Even in Sweden: The Effect of Immigration on Support for Welfare State Spending. European Sociological Review, 26, 2.
26. Etzo, Ivan (2011). The Determinants of the Recent Interregional Migration Flows in Italy: A Panel Data Analysis. Journal of Regional Science, 51, 5, 66-948.
27. Fairlie, Robert W, & Magnus, Lofstrom (2015). Handbook of the Economics of International Migration, No 1.
28. Genc, Murat, Gheasi, Masood, Nijkamp, Peter & Poot, Jacques (2012). The impact of immigration on international trade: a meta-analysis, Chapters, in: Nijkamp, Peter, Poot, Jacques & Sahin, Mediha (ed.), Migration Impact Assessment, chapter 9, pages 301-337, Edward Elgar Publishing.
29. Giulietti, Corrado & Wahba, Jackline. (2013). Chapter 26: Welfare migration. International Handbook on the Economics of Migration. Elgar original reference, 489–504.
30. Hatzigeorgiou, Andreas & Lodefalk, Magnus (2015). Trade, Migration and Integration – Evidence and Policy Implications. World Economy, 38, 12, 2013-2048.
31. Hijzen, Alexander & Peter W., Wright. (2009). Migration, trade and wages. Journal of Population Economics, 23, 1189–1211.

32. Holmlund, Bertil & Calmfors, Lars (2000). Unemployment and economic growth: a partial survey. Swedish Economic Policy Review, 7, 107-153.
33. Kangasniemi, Mari, Mas, Matilde, Robinson, Catherine & Serrano, Lorenzo. (2012). The economic impact of migration: productivity analysis for Spain and the UK. Journal of Productivity Analysis, 38, 43-333.
34. Kothari, U. (2002). Migration and Chronic Poverty; Institute for Development Policy and Management. Working Paper. No 16.
35. Lee, E. S. (1966). A Theory of Migration. Demography, 3(1), 47-57.
36. Levine, Linda. (2012). Economic Growth and the Unemployment Rate. Congressional Research Service, 7, 5700.
37. Marfouk, A. (2007). Africa Brain Drain: Scope and Determinants. Paper Prepared for the Rectors, Vice-Chancellors and Presidents of African Universities Conference on The African Brain Drain - Managing the Drain: Working with the Diaspora. Tripoli (Libya),.
38. Mayda, A.M. (2005). International Migration:A panel Data Analysis of Economic and Non Economic Determinants. IZA Discussion paper. No 1590.
39. Mayda, A, M. (2009). International migration: a panel data analysis of the determinants of bilateral flows. Journal of Population Economics, 23, 1249–1274.
40. Mottaghi, S. (2015). The impact of economic factors on migration in Iran (Emphasis on income and employment indicators) (In Persian). Journal Management System, 3(11), 63-74.
41. Niedomysl, T. (2011). How Migration Motives Change over Migration Distance: Evidence on Variation across Socio-economic and Demographic Groups. Regional Studies, 45, 6, 55-843.
42. Ortega, F., & Peri, G. (2014). Openness and income: The roles of trade and migration. Journal of International Economics, 92, 2, 231-251.
43. Pierre, C., & Philippe, M. (1996). Minimum wage unemployment and growth. European Economic Review, 40, 7, 82-1463.
44. Ravenstein, E. G. (1885). The Laws of Migration. Journal of the Statistical Society of London, 48(2), 167-235
45. Richard B. Freeman. (2015). Immigration, International Collaboration, and Innovation: Science and Technology Policy in the Global Economy. Innovation Policy and the Economy, 15, 153-175.
46. Skeldon, R. (2002). Migration and poverty. Asia-Pacific population journal, 17, 4, 67-82.
47. Stark, O. (1991). The Migration of Labor, Cambridge and Oxford: Blackwell.
48. Stark, O., & Bloom, D. E. (1985). The New Economics of Labor Migration. American Economic Review, 75, 173-78.

49. Straubhaar, T. (2006). The Economics of Migration Policies. The Politics of Migration, 41, 290-291.
50. Tabellini, F. D. G (2000). Unemployment, growth and taxation in industrial countries. Economic Policy, 15, 30, 48-104.
51. Taylor, J. (1999). The New Economics of Labor Migration and the role of remittances in the migration process. International Migration, 37(1), 63–88.
52. Thomas, Michael J. (2019). Employment, education, and family: Revealing the motives behind internal migration in Great Britain. population space and place, 25, 4, 1-11.
53. Tilly, C. (2011). The impact of the economic crisis on international migration: a review. Work, Employment and Society 25, 92-657.
54. Uprety, D. (2019). The Impact of International Trade on Migration by Skill Levels and Gender in Developing Countries. International Migration, 58, 4, 117-139.
55. Vogler, M., & Rotte, R. (2000). The effects of development on migration: Theoretical issues and new empirical evidence. Journal of Population Economics, 13, 485–508.
56. Zanowiak, K. (2006). Caring networks of NGOs NGO assistance to undocumented migrants along the U.S.-Mexico border International Migration, Unpublished Manuscript, University of Texas, USA.
57. https://stats.oecd.org/
58. http://databank.worldbank.org/data/database
59. http://databank.worldbank.org/data/databases.aspx?qterm=globalbilateralmigration&pagenumber=1
60. https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MIG#

پیوست:

لیست کشورهای مبدأ و مقصد

Destinations		Origins	
Num	Countries	Num	Countries
1	Australia	1	Algeria
2	Austria	2	Angola
3	Belgium	3	Armenia
4	Canada	4	Bangladesh
5	Denmark	5	Belarus
6	Finland	6	Cameroon
7	France	7	China
8	Germany	8	Congo
9	Greece	9	Democratic Republic of Congo
10	Hungary	10	Egypt
11	Ireland	11	India
12	Italy	12	Iran
13	Netherlands	13	Jordan
14	Norway	14	Kazakhstan
15	Poland	15	Kenya
16	Spain	16	Kyrgyzstan
17	Sweden	17	Liberia
18	Switzerland	18	Mali
19	United Kingdom	19	Mauritania
20	United States	20	Moldova
		21	Morocco
		22	Nepal
		23	Nigeria
		24	Pakistan
		25	Philippines
		26	Romania
		27	Russia
		28	Rwanda
		29	Senegal
		30	Sri Lanka
		31	Togo
		32	Turkey
		33	Uganda
		34	Ukraine
		35	Viet Nam

Investigating the Effect of Trade on Human Resources Movements Using Poisson Pseudo Maximum Likelihood Model (Application of Gravity Approach)

Mohammad Mostafazadeh*[2], Hossein Samsami Mazraeh Akhond[1]

1. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, m_mostafazadeh@sbu.ac.ir

2. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, h-samsami@sbu.ac.ir

Received: 2021/02/14 Accepted: 2021/06/18

Abstract

The effect of trade on the international movements of human resources can be examined from different aspects. The openness of the economy has different effects on other economic indicat ors and economic conditions in general, and through it the welfare of society, which affects people's decisions about migration. This study using a Poisson Pseudo Maximum Likelihood model and the gravity Approach, examines the phenomenon of migration flows from 35 countries of origin to 20 OECD countries. According to the results, increasing trade in destination countries increases the flow of migration to those countries (pull factor) and increasing this index in the countries of origin reduces the flow of emigration (push factor). Also, increasing the GDP of the destination countries, increasing the population of the countries of origin, increasing the trade volume of the destination countries and increasing the unemployment rate of the countries of origin; The factors that attract migration flows from countries of origin to selected OECD countries are known, and reducing these variables can be considered as a push factor in migration phenomenon.

JEL Classification: C23 ،F16 ،F22 ،F41 ،J61

keywords: trade, international movements of human resources, Poisson Pseudo Maximum Likelihood, Gravity Approach

*. Corresponding Author, Tel: 02166369310

Modeling the Transmission of Volatility in the Iranian Stock Market Space-State Nonlinear Approach

Reza Taleblou[1], Parisa Mohajeri*[2]

1. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, taleblou.reza@gmail.com

2. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, p.mohajeri@atu.ac.ir

Received: 2021/04/15 Accepted: 2021/05/14

Abstract

Using the daily data of the price index of 15 industries during 2016/10/30 to 2021/3/27, the volatility of Iranian stock market has been modeled in this paper. Factor multivariate stochastic volatility model in the framework of space-state approach is the basis for decomposing the stock market volatility into two components, "volatility rooted in latent factors" and "idiosyncratic volatility" and estimating time-varying covariance matrix and dynamic pair-wise correlation of time series. The findings reveal that: first, there are two latent factors; the first affects the volatility of domestic industries (real estate, agriculture, food products, sugar, cement, etc.) and volatilities of commodity-based industries (chemical and petrochemical industries, petroleum products, basic metals and metal products) are affected by the latter. Second idiosyncratic volatilities of each industry increase during this period, and evidence of clustering behavior emerges. Third, the volatility of banking industry's stock return is influenced by both of latent factors and its idiosyncratic volatility lies in the middle of industries. This finding is logical and predictable because banks lend to a wide range of different industries, so idiosyncratic volatility of this sector and factors loading will be the weighted average of other industries. Fourth, the highest degree of pairwise correlation is observed between the 4 commodity-based industries, which have had an upward trend during this period.

JEL Classification: C11, C32, C58, G17

Keywords: Bayesian Approach, Space-State Model, Heteroskedasticity, Factor Stochastic Volatility, Dynamic Correlation

*. Corresponding Author, Tel: 09122899683

Urban Electricity Energy Planning by using Stochastic Programming Approach
(Case Study Metropolitan Cities Tehran and Isfahan)

Babak Saffari[*1], Bahar Salarvand[2], Nemat Aaleh Akbari[3], Nasser Yarmohammadian[4]

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, b_saffari@ase.ui.ac.ir

2. Master, Department of Urban Economics, Isfahan University of Arts, bahar.salarvand@gmail.com

3. Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, n.akbari@ase.ui.ac.ir

4. Assistant Professor, Department of Urban Economics, Faculty of Economics and Entrepreneurship, Isfahan University of Arts, naser.yarmohamadian@yahoo.com

Received: 2020/12/11 Accepted: 2021/06/26

Abstract

This research provides a copula-based stochastic programming that is able to determine the optimal amounts of primary energy resources and different technologies to supply the required electrical energy. In this model, the uncertainty caused by random variables is presented in different scenarios, and uncertain interactions between random variables are shown using the copula functions with the different probability distributions and previously unknown correlations. Then, based on the developed approach of Copula-based stochastic programming, urban energy system planning for Tehran and Isfahan is formulated. The results obtained from the solution of the model indicate that the current trend is not consistent with the use of technologies with the optimization results, and it shows that in each case, solar technology compared with combined cycle technology, gas Turbine and steam in providing a part of the demand for electricity in terms of Economic and environmental benefits, and should be prioritized in investment policies. In order to compensate for the supply shortage, the remaining electrical energy should also be supplied by the grid, which will reduce the amount of pollution, compared with the situation at the same cost. In addition, the results show that the uncertainty in the components of the system has significant effects on the output of decision variables and system cost.

JEL Classification: C02, L11, Q40, R00

*. Corresponding Author, Tel: 09133197947

Keywords: Energy Planning, Stochastic Programming, Copula

Analysis of the Effects of Democracy and Free Trade on Factor Earnings in Iran

Behrooz Sadeghi Amroabadi*

Assistant Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, b.sadeghi@scu.ac.ir

Received: 2021/04/05 Accepted: 2021/06/26

Abstract

The theory of comparative advantage based on the opportunity cost imply that international trade can shift the factors of production and Stalper-Samuelson's theory states that trade can be affected by factor prices. From one side, democracy can emphasize the importance of privatization and private sector and on the other hand, according to the middle voter theory, attention to the workforce importance. The purpose of this study is to analyze the effects of democracy and trade on the proportion of production factors in Iran during 1357-1397. The research method is using econometric models, GLS and GMM. The research results show that the effect of the degree of openness and FDI on the wage-to-interest ratio variable is positive and significant. The effect of democracy on the wage-to-interest rate variable is positive and significant too. Also the interactive effect of two indicators of democracy and degree of openness (or FDI) on the wage to interest rate is positive and significant. These results are consistent with Stalper-Samuelson's theory and empirical studies.

JEL Classification: F16, J24, P16

Keywords: Democracy, Trade, Income Ratio, Factors of Production, Iran

*. Corresponding Author, Tel: 09133228792

Provide a Model to Measure the Performance of Companies Outsourced to the Private Sector

Mohammad Javad Shamsi[1], Mahmoud Shahrokhi[*2], Seyedeh Mahboubeh Amini[3]

1. PhD Student, University of Kurdistan, Department of Industrial Engineering, Faculty of Engineering, University of Kurdistan, Sanandaj, m.j.shamsi66@gmail.com

2. Associate Professor, Faculty of Engineering, University of Kurdistan, Sanandaj, shahrokhi292@yahoo.com

3. PhD Student, Iran Experts Group, m.aminieng@gmail.com

Received: 2021/01/05 Accepted: 2021/05/02

Abstract

The Privatization Agency annually evaluates the companies transferred to the non-governmental sectors. In this context, the present study evaluates selected transferred companies from the beginning of the eleventh Iranian government to 2015, in the three years before and all years after the transfer. These companies were ranked in three ways based on the difference in scores of criteria and indicators of the performance evaluation model. In this ranking, Abadan Power Generation Company was ranked first among all companies (with domestic and foreign sales) and companies without exports. Iran Airtour Company also won first place among exporting companies. Also, 65% of companies based on productivity criteria, 59% based on efficiency criteria, and 47% based on investment and development activity criteria have increased points compared to before the transfer. Finally, the number and percentage of companies with increase and decrease or no change than before the transfer have been calculated and analyzed separately by indicators.

JEL Classification: L33, H21, D24, D92

Keywords: privatization, Ranking of Companies, Efficiency, Productivity, Investment and Development activities

*. Corresponding Author, Tel: 09163656344

Relationship between Economic Complexity Index and Human Development Index in Developed and Developing Countries

Seyed Mohammad Mostolizadeh*[1], Leila Salimi[2]
1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, mostolizadeh@semnan.ac.ir
2. Master Student, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, l_salimi73@semnan.ac.ir
Received: 2021/02/14 Accepted: 2021/06/18

Abstract

The main purpose of this article is to investigate the relationship between economic complexity and human development index in developed and developing countries. Accordingly, to measure the amount of knowledge used in a country's products, there are various indicators, including the index of economic complexity and human development. For this purpose, data on economic complexity and the Human Development Index, as well as influential indicators of institutional variables such as economic freedom, political stability and the rule of law, for 28 countries during the period 1997-2017, using The self-explanatory method is used with wide panel interrupts (Panel ARDL). The results of the test show that in developed countries there is a one-way causal relationship from the human development index to economic complexity. Therefore, according to the results, the impact of the index of human development and political stability in the long run on economic complexity is positive and significant, also the index of economic freedom in the long run has a negative and significant effect on economic complexity. These countries do not have a significant impact on economic complexity. In contrast, the findings show that in the developing country there is a one-way causal relationship from the index of economic complexity to the index of human development. Thus, economic complexity and political stability in the long run have a negative and significant effect on the human development index and the effect of the rule of law and economic freedom index on the human development index is positive and significant.

JEL Classification: O17, O43, O15
Keywords: Human Development, Economic Complexity, Panel ARDL

*. Corresponding Author, Tel: 09131060441

Sustainable Development and Happiness; Does per Capita Energy Consumption Affect People's Satisfaction and Happiness in Society?

Hoda Zubairi[1]*, Haniyeh Sedaghat Kalmarzi[2]

1. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, h.zobeiri@umz.ac.ir

2. PhD in Economics, Faculty of Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, sedaghatkalmarzi.haniyeh@razi.ac.ir

Received: 2021/05/08 Accepted: 2021/06/16

Abstract

Sustainable development is aimed at promoting the level and quality of life of individuals and improving the welfare of society and the continuation of this process throughout the human generations. Rising per capita global energy consumption and the devastating environmental consequences of this trend, despite technological advances and the widespread warnings (resource depletion, rising pollution, and global warming), have raised global concerns about sustainable development. However, many are still reluctant to reduce energy consumption, because there is a widespread belief, although implicit, that a nation's level of well-being and happiness depends on its energy consumption. The purpose of this study is to empirically investigate the effect of per capita energy consumption on the happiness of societies. The results of estimating the effect of energy consumption thresholds on happiness in selected developing countries during the period 2017-2017 have shown that energy consumption has a nonlinear and threshold effect on happiness. In other words, as long as the level of energy consumption per capita is less than the threshold level increasing per capita energy consumption has led to an increase in the level of happiness in society. But after crossing the threshold level and being in a high energy consumption regime, increasing per capita energy consumption has reduced the level of happiness. Environmental pollution and global warming as a result of the uncontrolled increase in energy consumption and its adverse consequences on quality of life are among the reasons for the paradox of the relationship between energy consumption and happiness.

JEL Classification: 131, Z13, O01,O56

Keywords: Happiness, Sustainable Development, Energy Consumption, Easterlin Paradox, Threshold Dynamic Panel

*. Corresponding Author, Tel: 09113112851

Investigating the Collective Behavior of Investors in the Tehran Stock Market Using the Trading Volume

Ghahreman Abdoli[1], Mohammad Heidari[*2]

1. Professor at the University of Tehran, Iran, abdoli@ut.ac.ir

2. PhD Student in Financial Economics, University of Tehran, International Compus, Iran, mheidari407@gmail.com

Received: 2020/05/18 Accepted: 2020/09/07

Herding behavior or behaving like aggregation is one of the behavioral biases among investors, that can cause irregularities such as price bubbles and falls, increase in price fluctuations in the market and, in general, lack of balance in the capital market. Therefore, by identifying and studying this phenomenon, in addition to explaining one of the behavioral dimensions of the Iran capital market, it is possible to provide conditions for the implementation of optimal decisions for investors and market agents. In this study, the existence of herding behavior among investors of Tehran Stock Exchange using the volume of trading by Hachicha method, which is an initiative and innovation of the Huang and Salmon model, for the period 1394 to 1398 regarding 142 companies from companies Accepted in the Iran stock market, has been implemented. The results show that herding has existed continuously in the Iran stock market during the review period.

Classification: G12, G14, G40, G41

Keywords: Herding, Behavioral Financial Economics, Stock Trading Volume, Collective Behavior, Beta Coefficient

*. Corresponding Author, 09128995270

Dynamic Stochastic General Equilibrium Models in Iran: Deterministic or Stochastic Steady State?

Hossein Tavakolian*
Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, tavakolianh@gmail.com
Received: 2020/01/27 Accepted: 2021/04/20

Abstract

Since DSGE models do not have a closed-form solution, the model should be approximated around the steady state. The question that arises is whether this approximation should be around a deterministic steady state or a stochastic one? This study, usinng a modified new Keynesian model for Iran, considers oil price and production uncertainties. The results indicate that stochastic steady state and higher Taylor approximation can better explain the Iran's economy. Also, the results show that the level of consumption, private investment and GDP in the stochastic steady state is less than the deterministic steady state, while the government consumption and investment in the stochastic state are higher than the deterministic steady state. The impulse response function also show that the response of economic variables to different shocks in the stochastic steady state is less than that of deterministic steady state.

JEL Classification: E32, E37

Keywords: Stochastic Steady State, Uncertainty, DSGE Models

*. Corresponding Author, 09126361638

Spatial Analysis of the Spillover Effects of Innovation and R&D on Regional Growth in Iran

Maryam Amini[1*], Shekoofe Farmhand[2]
1. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, University of Isfahan, Iran, g.amini29070@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Iran, sh.farahmand@ase.ui.ac.ir
Received: 2020/09/13 Accepted: 2021/05/02

Abstract

Increasing investment in research and development is a factor in increasing productivity in regional production and the growth of innovative areas. Knowledge and innovation overflow is an inevitable concept that is resilient to place. The purpose of this paper is to analyze the impact of expanding research and development costs on regional growth in different neighborhood ranks. For this purpose, has been used a combined model and investigation of research and development spatial overflow in 31 provinces of Iran. The research results show that; Natural logarithm variables of GDP, percentage of research and development costs to regional GDP, average years of education and population structure directly affect regional growth. However, the spatial lag of the natural logarithm of the GDP rate and the spatial lag of the variable population structure have an inverse effect on regional growth.

JEL Classification: Q4, C31, O39 ،R11

Keyword: spatial econometrics, Internal R&D, regional economic growth, overflows

1. Corresponding Author, Tel:+989113460342

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

Editor

Ebadi, Jafar — Associate Professor, University of Tehran-Iran

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Bahmani-Oskooee, Mohsen	Professor, University of Wisconsin-Milwaukee-U.S.A
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mahdavi, Saeid	Professor, University of Texas-U.S.A
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Naghizadeh Mohammad	Professor, Meiji Gakuin University-Japan
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Associate Professor, University of Tehran-Iran

Referees:
Zahra Afsharei (Ph.D), Lotfali Agheli (Ph.D), Khald Ahmadzadeh (Ph.D), Hamidreza Arbab (Ph.D), Karim Azarbaiejani (Ph.D), Mostafa Emadzade (Ph.D), Homa Esfahanian (Ph.D), Abdolrasoul Ghasemi (Ph.D), Ahmad Jafari Samimi (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Nader Mehregan (Ph.D), Mohammadi, Shapor (Ph.D), Mohammadi, Teymour (Ph.D), Reza Nasre Sfahani (Ph.D), Farhad Rahbar (Ph.D), Teymur Rahmani (Ph.D), Ali Souri (Ph.D)

Published by University of Tehran
P. O. Box 14155-6445
Tehran, Islamic Republic of Iran

Vol. 55, No. 4, Winter 2021 **ISSN 0039-8969**

Spatial Analysis of the Spillover Effects of Innovation and R&D on Regional Growth in Iran / Maryam Amini, Shekoofe Farmhand

Dynamic Stochastic General Equilibrium Models in Iran: Deterministic or Stochastic Steady State?/Hossein Tavakolian

Investigating the Collective Behavior of Investors in the Tehran Stock Market Using the Trading Volume/ Ghahreman Abdoli, Mohammad Heidari

Sustainable Development and Happiness; Does per Capita Energy Consumption Affect People's Satisfaction and Happiness in Society? / Hoda Zubairi, Haniyeh Sedaghat Kalmarzi

Development Index in Developed and Developing Countries / Seyed Mohammad Mostolizadeh, Leila Salimi

Provide a Model to Measure the Performance of Companies Outsourced to the Private Sector / Mohammad Javad Shamsi, Mahmoud Shahrokhi, Seyedeh Mahboubeh Amini

Analysis of the Effects of Democracy and Free Trade on Factor Earnings in Iran/ Behrooz Sadeghi Amroabadi

Urban Electricity Energy Planning by using Stochastic Programming Approach (Case Study Metropolitan Cities Tehran and Isfahan)/ Babak Saffari, Bahar Salarvand, Nemat Aaleh Akbari, Nasser Yarmohammadian

Modeling the Transmission of Volatility in the Iranian Stock Market Space-State Nonlinear Approach/ Reza Taleblou, Parisa Mohajeri

Investigating the Effect of Trade on Human Resources Movements Using Poisson Pseudo Maximum Likelihood Model (Application of Gravity Approach)/ Mohammad Mostafazadeh, Hossein Samsami Mazraeh Akhond

---

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445