

شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

دوره ۵۹، شماره ۱، بهار ۱۴۰۳

بررسی رونق و رکود اقتصادی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ براساس ضرایب سرمایه‌ای در
مدل داده ستانده پویای مّلی/ مریم امینی، نعمت‌الله اکبری ۲۰-۱

اثر سیاست پولی بر پایداری اقتصاد کلان در ایران در مدل‌های نوکینزی رفتاری و
متعارف/ مهسا باقرزاده، زهرا افشاری، حسین توکلیان..... ۵۱-۲۱

بررسی عوامل مؤثر بر قتل با تأکید بر متغیرهای اقتصادی و برابری جنسیتی/ مرضیه
شاکری حسین‌آباد، زهرا نصراللهی..... ۸۰-۵۳

در جستجوی شادمانی: ساختار شادمانی براساس عوامل اقتصادی و غیراقتصادی/ طه
شیشه‌گری، فرهاد غفاری..... ۱۱۶-۸۱

بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از رویکرد
FAVAR/ الهام محمدی، سجاد برخوردار، محسن مهرآرا ۱۴۹-۱۱۷

تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران/ زهرا یوسف‌زاده روشن،
علی جدیدزاده، هما اصفهانیان ۱۷۷-۱۵۱

چکیده لاتین

دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز:
دانشکده اقتصاد

مدیر مسئول:
محسن مهرآرا

سر دبیر:
تیمور رحمانی

امور اجرایی:
حمیده میرحسین زاده

ویراستاری:
زهراسدی

هیأت تحریریه: حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، فرخنده جبل عاملی (دانشیار دانشگاه تهران)، ناصر خیابانی (دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی)، حسن سیحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلی شرزهای (دانشیار دانشگاه تهران)، هادی صالحی اصفهانی (استاد دانشگاه ایلینوی)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی نژاد (استاد دانشگاه تهران)، حمید کردیچه (دانشیار دانشگاه الزهرا)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، محمدرضا منجذب (دانشیار دانشگاه خوارزمی)، عباس میرآخور (استاد و مدیر اجرایی صندوق بین‌المللی پول)، کامران ندری (دانشیار دانشگاه امام صادق (ع))

داوران این شماره:

کریم آذربایجانی، حمیدرضا ارباب، سجاد برخورداری، میثم خسروی، زهرا خشنود، مهدی دارابی، ابراهیم رضایی، قهرمان عبدلی، غلامرضا کشاورز، محسن مهرآرا، کامران ندری، عطیه وحیدمنش

به استناد بند ج تبصره ۳۶ قانون بودجه سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره ۳۴ قانون بودجه سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین‌نامه تأیید اعتبار و تشخیص ضرورت انتشار مجلات و نشریات علمی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور، مجله تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی - پژوهشی شناخته شد. چاپ مقاله‌های این نشریه به معنی 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,

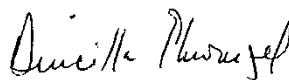
Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (JEL). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in JEL on CD, e-JEL, and EconLit.

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 نشده 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 نویسنده مسئول باید در پانویس مشخص گردد.
- ۲- پس از عنوان و مشخصات نویسندگان، چکیده به هر دو زبان فارسی 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 کلیدی حداقل ۳ و حداکثر ۷ کلمه باشد.
- ۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌میترا ۱۳ و لاتین Time New Roman ۱۱ 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 ۵/۵cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به صورت 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 به صورت زیر درج شود:
برای نمونه از سایت زیر استفاده شود:

<http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide>

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

ب) کتاب تألیف شده با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام، دومین نام خانوادگی، دومین نام، و آخرین نام خانوادگی، آخرین نام (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مؤلف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به فارسی (مترجم: نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).

د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.

ه) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام، دومین نام خانوادگی، دومین نام، و آخرین نام خانوادگی، آخرین نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره/انتشار، شماره صفحات.
۶- برای دریافت اصلاحات پیش‌تر به سایت <http://jte.ut.ac.ir/> مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

مقاله‌های تألیفی و تحقیقی، توسط حداقل دو داور 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.

نحوه 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 ابتدا در سایت مجله تحقیقات اقتصادی، با کلیک روی بخش (ارسال مقاله) ثبت‌نام کنید 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

تلفکس: ۸۸۰۰۴۵۸۴ **Email:** tahghighat@ut.ac.ir

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
بررسی رونق و رکود اقتصادی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ براساس ضرایب سرمایه‌ای در مدل داده ستانده پویای ملی/ مریم امینی، نعمت‌الله اکبری ۱-۲۰	
اثر سیاست پولی بر پایداری اقتصاد کلان در ایران در مدل‌های نوکینزی رفتاری و متعارف/ مهسا باقرزاده، زهرا افشاری، حسین توکلیان..... ۲۱-۵۱	
بررسی عوامل مؤثر بر قتل با تأکید بر متغیرهای اقتصادی و برابری جنسیتی/ مرضیه شاکری حسین‌آباد، زهرا نصراللهی..... ۵۳-۸۰	
در جستجوی شادمانی: ساختار شادمانی براساس عوامل اقتصادی و غیراقتصادی/ طه شیشه‌گری، فرهاد غفاری..... ۸۱-۱۱۶	
بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از رویکرد FAVAR/ الهام محمدی، سجاد برخوردار، محسن مهرآرا ۱۱۷-۱۴۹	
تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران/ زهرا یوسف‌زاده روشن، علی جدیدزاده، هما اصفهانیان ۱۵۱-۱۷۷	
چکیده لاتین	

بررسی رونق و رکود اقتصادی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ بر اساس ضرایب سرمایه‌ای در مدل داده ستانده پویای ملی

مریم امینی^۱، نعمت‌الله اکبری^{۱*}

۱. گروه اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

* نویسنده مسئول

چکیده

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: پژوهشی

یکی از روش‌های مرسوم برای بررسی رونق و رکود اقتصادی استفاده از ماتریس سرمایه بین بخشی است. این ماتریس یکی از اجزای مهم جدول داده ستانده پویای ملی محسوب می‌شود، اما به دلیل در دسترس نبودن ماتریس سرمایه در سطح ملی، در عمل، امکان این دسته تحلیل‌ها وجود ندارد، لذا پژوهش حاضر به کمک داده‌های در دسترس و با ارائه برخی مفروضات ساده‌کننده ناشی از عدم وجود داده آماری، ماتریس سرمایه بین بخشی را استخراج کرده است. هدف پژوهش حاضر بررسی رونق و رکود اقتصادی به کمک ماتریس سرمایه بین بخشی می‌باشد، از این رو جداول داده ستانده پویای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ از درون جداول داده ستانده ایستای همین سال‌ها استخراج شده است. نتایج نشان می‌دهد که در هر دو سال شاهد رونق اقتصادی بوده‌ایم.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۱۰

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۶/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۸

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵

کلیدواژه‌ها:

تحلیل پویا،

سرمایه،

مدل داده ستانده

طبقه‌بندی JEL:

C67 , C61, E22

امینی مریم، اکبری، نعمت‌الله (۱۴۰۳). بررسی رونق و رکود اقتصادی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ براساس ضرایب سرمایه‌ای در مدل داده ستانده پویای ملی، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹ (۱)، ۲۰-۱.



© نویسندگان.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2023.356151.1008797>

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

۱- مقدمه

یکی از دلایل عدم توجه به ضرایب سرمایه‌ای در تحلیل‌های اقتصادی کشور، نبود اطلاعات آماری کافی برای برآورد تمام درایه‌های ماتریس سرمایه بین بخشی بوده است. پژوهش حاضر در تلاش است تا با داده‌های موجود در سطح ملی، ماتریس سرمایه ملی را برآورد کند و در نهایت به بررسی رکود و رونق اقتصادی بپردازد. نوری (۱۳۹۰) در پایان‌نامه خود تلاش کرده است، تا ماتریس سرمایه را با ترکیب دو ماتریس سرمایه ثابت (موجودی سرمایه) و ماتریس موجودی انبار برآورد کند، اما اگر ماتریس سرمایه به شیوه پیشنهادی پژوهش نوری (۱۳۹۰) برآورد شود؛ جمع ستونی ماتریس سرمایه برآوردی با ستون تشکیل سرمایه جدول داده ستانده ایستا برابر نخواهد شد و لذا برای تراز شدن جدول داده ستانده پویا نیاز به اضافه کردن پسماند خواهد بود، اما با تعدیلاتی جزئی می‌توان مشکل موردنظر را برطرف کرد و تمام اثرات سرمایه‌ای را درون ماتریس موردنظر لحاظ کرد. اما سؤال اساسی این است که این ماتریس‌های سرمایه چه کاربردی دارند؟ واقعیت این است که بررسی ماتریس سرمایه در دوره‌های متوالی می‌تواند تحلیلی از تغییر سرمایه‌گذاری بر ستانده دوره‌های جاری و آتی (چن و دای^۱، ۲۰۲۲) ارائه دهد. همچنین این ماتریس‌ها اثرات مستقیم و غیرمستقیم یک شوک را بر بخش‌های مختلف اقتصادی به خوبی نشان می‌دهند (رسل^۲ و همکاران، ۲۰۲۱). بررسی کمی توسعه پایدار (سویتاس و هاورلنت^۳، ۲۰۲۰)، تحلیل رفتارهای بازخوردی پویا (یوهارا^۴ و همکاران، ۲۰۱۸)، اثر سرمایه انسانی بر چرخه تولیدی (بارانو^۵ و همکاران، ۲۰۱۸)، بررسی بهبود کارایی سیستم‌های اقتصادی (ژای^۶ و دیگران، ۲۰۱۸)، بررسی رونق و رکود اقتصادی (سوری، ۱۳۸۴: ۲۴۶)، بررسی دوره‌های بلندمدت تولیدی (جوهانسن، ۱۹۷۸) و بررسی تغییر در ظرفیت‌های تولیدی (گاسلینگ^۷، ۱۹۷۵) از دیگر کاربردهای ماتریس سرمایه است. با توجه به کاربردهای ماتریس سرمایه که در بالا بیان شد؛ پژوهش حاضر به دنبال بررسی رونق و رکود اقتصادی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ به کمک برآورد ماتریس سرمایه ملی می‌باشد و تلاش شده است تا به کمک برآورد ماتریس مطرح شده، به سؤالات پژوهش پاسخ داده شود.

- بزرگ‌ترین مقدار ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مربوط به کدام بخش‌ها می‌باشد؟

1. Chen and Dai
2. Reissl
3. Soyta and Havrlant
4. Uehara
5. Baranov
6. Zhai
7. Gossling

– آیا رونق اقتصادی در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ برای اقتصاد ملی مشاهده شده است؟ در این راستا، در ابتدا به بیان مبانی نظری در حوزه داده ستانده پویا و حل معادلات در یک دوره پنج ساله برنامه‌ریزی مفروض پرداخته خواهد شد. در ادامه، روش پژوهش، ارائه و در انتها، یافته‌های پژوهش گزارش می‌شود و به سؤالات پژوهش پاسخ داده خواهد شد.

۲- پیشینه پژوهش

امینی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی تلاش کرده‌اند تا برای اولین بار ماتریس سرمایه منطقه‌ای را به کمک بسط روش چارم برای استان اصفهان برآورد کنند. هدف از برآورد این ماتریس، ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه استان اصفهان بوده است. اکبری و امینی (۱۴۰۲) در پژوهشی به برآورد سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای تحقق اهداف برنامه ششم توسعه اقتصادی مبتنی بر مدل داده ستانده پویای ملی پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای بیشتر بخش‌ها در حال نرمال‌سازی سطری بیشتر از حالت عدم نرمال‌سازی برآورد خواهد شد. نوری (۱۳۹۰) تلاش کرده است تا به کمک ماتریس سرمایه ملی، سرمایه‌گذاری مورد نیاز بخشی متناسب با نرخ رشد هدف را برآورد کند. نتایج نشان می‌دهد که بیشترین مقدار سرمایه‌گذاری مورد نیاز مربوط به بخش مستغلات است. آسیایی (۱۳۸۰) با بررسی تجربه سایر کشورها به برآورد ماتریس ضرایب سرمایه‌ای و مقدار سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای تحقق برنامه توسعه اول پرداخته است. بزازان (۲۰۰۲) تلاش کرده است تا حداکثر نرخ رشد اقتصادی برای اقتصاد ایران را با توجه به جدول داده ستانده ۱۳۷۰ برای ۱۹ بخش اقتصادی محاسبه کند. بانویی (۱۳۷۵) برنامه‌ریزی اقتصادی را در قالب تحلیل مدل داده ستانده پویای لئونتیف انجام داده است. در این راستا، جدول ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی برای اقتصاد ایران در سال ۱۳۵۳ تهیه شده است، لذا بر اساس نتایج برآوردی، به‌کارگیری ذخایر ارزی و ایجاد واردات رقابتی و گسترش عرضه داخلی پیشنهاد می‌شود. تمایز پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های انجام شده در ایران، استفاده از ماتریس سرمایه برای بررسی رونق و رکود اقتصادی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ می‌باشد. همچنین در برآورد ماتریس سرمایه، تراز شدن جمع ستونی ماتریس سرمایه برآوردی با ستون تشکیل سرمایه داده ستانده ایستا مدنظر قرار گرفته است، در غیر این صورت، پذیرش پسماند جهت تراز شدن جدول داده ستانده پویا، ضروری به نظر می‌رسد.

همچنین در مطالعات خارجی نیز به کاربردهایی از ماتریس سرمایه پرداخته شده است. کوهنو و هیجانو^۱ (۲۰۲۲) تلاش کرده‌اند تا مقادیر بهینه وجوه سرمایه‌ای تخصیصی به زیرساخت‌های حمل و نقلی را به کمک رویکرد داده ستانده پویا مورد بررسی قرار دهند. نتایج

نشان می‌دهد که بخش حمل و نقل به‌عنوان بخشی رقابتی و وارداتی است. هن^۱ و همکاران (۲۰۲۲) تلاش کرده‌اند تا از کاربردهای ماتریس سرمایه و ضرایب سرمایه‌ای جهت ارائه تحلیل‌های بلندمدت و تحقق اهداف توسعه پایدار استفاده کنند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که پیشرفت‌های فناوری در بخش‌های عرضه‌کننده سرمایه همچون ساختمان، می‌تواند بهره‌وری عوامل دیگر را در حدود یک درصد افزایش دهد. کائو (۲۰۲۲) به ارزیابی سرمایه‌گذاری‌ها و بهره‌وری حاصل از جریان سرمایه در اقتصاد گردشگری پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که هدر رفت منابع و بهره‌برداری بیش از ظرفیت واقعی طبیعی منطقه سبب توسعه نامتوازن شده است. ما و همکاران (۲۰۲۲)، یک سطح بهینه و کارآمد از مالیات کربن را به کمک رویکرد داده ستانده پویا برآورد کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ مالیات ۷۵ یینی در تَن منجر به نوسانات بیشتری در تولید ناخالص داخلی چین شده است. شیو ساوا و ماتسوشیما (۲۰۲۲) به کمک رویکرد داده ستانده پویا، آسیب‌های اقتصادی ناشی از بلایای طبیعی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داده که کاهش جمعیت ژاپن در بازیابی آسیب‌های اقتصادی اثر منفی داشته است. تمایز پژوهش حاضر با مطالعات خارجی انجام شده، در نحوه برآورد ماتریس سرمایه بین بخشی می‌باشد. برای برآورد ماتریس سرمایه ملی بین بخشی از ادغام دو ماتریس موجودی سرمایه کل کشور و موجودی انبار استفاده شده است. در نهایت به کمک بسط روش غیرآماري چارم، برآوردی از ماتریس سرمایه منطقه‌ای ارائه شده و به کمک داده‌های در دسترس، نتایج برآوردی اعتبارسنجی شده است. در انتها به بررسی رونق و رکود اقتصادی پرداخته شده است.

۳- چارچوب نظری

در داده ستانده پویا، مبادلات کالاهای سرمایه‌ای بین بخشی نیز در کنار مبادلات کالاهای واسطه‌ای مورد توجه است (چن و دای، ۲۰۲۲). کالای سرمایه‌ای به آن دسته از کالاهای بادوام گفته می‌شوند که در فرآیند تولید به‌طور مورد استفاده قرار می‌گیرند (رومر، ۱۴۰۰: ۵۲۵) و بهره‌وری سایر عوامل تولید را نیز دستخوش تغییر قرار می‌دهند (سازمان ملّی بهره‌وری، ۱۳۹۹) و منجر به ایجاد ارزش افزوده می‌شوند. در حقیقت برخی از محصولات واسطه‌ای از جمله کالاهای سرمایه‌ای یک بار خریداری می‌شوند و برای مدت طولانی در فرآیند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرند، لذا تبدیل به موجودی سرمایه خواهند شد (سوری، ۱۳۸۴: ۲۲۸-۲۳۰). ضریب سرمایه‌ای (b_{ij})، از تقسیم درایه ماتریس سرمایه به ستانده کل بخشی، محاسبه می‌شود (جانستون، ۱۹۷۸)، لذا هر درایه در ماتریس کالاهای سرمایه‌ای (B)، نشان‌دهنده تبادل کالای سرمایه‌ای از بخش i به بخش j برای تولید بخش می‌باشد (همان، ۱۹۷۸)، این در حالی است که

در داده ستانده ایستا، ماتریس ضرایب فنی (A)، بیانگر مبادلات بین بخشی کالاهای واسطه‌ای مصرفی بدون لحاظ وقفه زمانی است (اکبری، ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۳؛ ابوطالبی و همکاران، ۱۳۹۶؛ جهانگرد، ۱۳۹۳: ۳۰) که با عنوان ماتریس نهاده مستقیم معرفی می‌شود (بزازان و سماواتی، ۱۳۹۹؛ عباسی نژاد، ۱۳۸۵). مقدار x_{ij} در این نوع جداول، جریان محصولات واسطه‌ای مصرفی از بخش i به بخش j را نشان می‌دهد (ابوطالبی و اکبری، ۱۳۹۷؛ شرکت و همکاران، ۱۴۰۰). ضرایب فنی نیز از رابطه $a_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_j}$ مورد محاسبه قرار می‌گیرند (اکبری، ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۳). a_{ij} نشان می‌دهد که بخش j برای تولید یک ریال از محصولات خود، به چند ریال محصولات بخش i نیازمند خواهد به‌طور صادقی، ۱۳۹۴: ۲۵). به‌طور دقیق‌تر، هیچ وقفه‌ای میان خرید محصولات واسطه‌ای و استفاده از آن‌ها در تولید محصول وجود نخواهد داشت ($\theta = 0$)، اما در معادله ساختاری طرف تقاضا در حالت پویا سرمایه‌گذاری به‌عنوان یک عنصر جدا از تقاضای نهایی و یک متغیر درون‌زا مورد توجه قرار می‌گیرد (لئونتیف، ۱۹۵۳). معادلات طرف تقاضا در حالت پویا برای ده بخش اقتصادی مفروض به قرار زیر است:

$$x_1 = \sum_{j=1}^{10} a_{1j} x_j + \sum_{j=1}^{10} K_{1j} + F_1^* \quad (۱)$$

:

$$x_{10} = \sum_{j=1}^{10} a_{10,j} x_j + \sum_{j=1}^{10} K_{10,j} + F_{10}^* \quad (۲)$$

مقدار K_{ij} برابر:

$$K_{ij} = b_{ij}(X_{jt+1} - X_j) \quad (۳)$$

در این صورت معادله اصلی صنعت در حالت پویا برای یک اقتصاد ده بخشی برابر خواهد شد با:

$$x_1 = \sum_{j=1}^{10} a_{1j} x_j + b_{1j}(X_{jt+1} - X_j) + F_1^* \quad (۴)$$

:

$$x_{10} = \sum_{j=1}^{10} a_{10,j} x_j + b_{10j}(X_{jt+1} - X_j) + F_{10}^* \quad (۵)$$

تقاضای نهایی (F_t^*) در این حالت خالص شده از تشکیل سرمایه و موجودی انبار می‌باشد (سوری، ۱۳۸۴: ۲۳۲). فرم ماتریسی سیستم معادلات بالا برای دوره t برابر است با:

$$X_t = AX_t + BX_{t+1} - BX_t + F_t^* \quad (۶)$$

$$X_t - AX_t - BX_{t+1} + BX_t = F_t^* \quad (۷)$$

$$BX_{t+1} = (I - A + B)X_t - F_t^* \quad (۸)$$

$$X_{t+1} = (I - A + B)^{-1} B^{-1} F_t^* \quad (۹)$$

در رابطه (۹)، ماتریس A نشان‌دهنده ماتریس تبادلات بین بخشی کالای واسطه‌ای است که وقفه زمانی در آن برابر صفر می‌باشد (اکبری و ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۳). براساس رابطه (۹) نیاز است تا معکوس ماتریس سرمایه در دسترس باشد، اما برخی از بخش‌های اقتصادی، کالای سرمایه‌ای تولید نمی‌کنند و یا برای تولید خود نیازی به خرید کالای سرمایه‌ای ندارند، در این صورت یک سطر یا یک ستون در ماتریس سرمایه برابر صفر خواهد شد، این بدان معناست که ماتریس موردنظر معکوس نخواهد داشت (نوری، ۱۳۹۰)، اما با بازنویسی مجموعه معادلات بالا به صورت روابط (۱۰) و (۱۱) مشکل مطرح شده برطرف خواهد شد:

$$(I - A + B)X_t = BX_{t+1} + F_t^* \quad (۱۰)$$

$$X_t = (I - A + B)^{-1} B X_{t+1} + (I - A + B)^{-1} F_t^* \quad (۱۱)$$

لذا براساس رابطه (۱۱) نیازی به برآورد معکوس ماتریس سرمایه نخواهد بود. همچنین مقدار $B(I - A + B)^{-1}$ نمادی از رشد می‌باشد (همان، ۱۳۹۰).

۴- مواد و روش‌ها

در ابتدا نیاز است تا ماتریس سرمایه ملی با در نظر گرفتن مفروضاتی که ناشی از عدم وجود داده آماری است؛ برآورد شود، لذا از داده‌های موجودی سرمایه خالص^۱ سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، دو بخش عرضه‌کننده ماشین‌آلات و تجهیزات و ساختمان گزارش شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است. این داده‌ها برای برآورد ماتریس سرمایه ثابت مورد استفاده قرار گرفته‌اند. ۱۰ بخش اقتصادی در این گزارش شامل، بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، معدن، صنعت، آب و برق و گاز، ساختمان، حمل و نقل، ارتباطات، مستغلات و سایر خدمات هستند؛ که به ترتیب در متن مقاله ۱ تا ۱۰ شماره‌گذاری شده‌اند. همچنین جدول داده ستانده ایستای ملی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران به قیمت جاری مورد استفاده قرار گرفته و

۱. در محاسبه موجودی سرمایه و ضرایب سرمایه واقعی، سرمایه‌گذاری محقق شده در نظر گرفته می‌شود. یعنی سرمایه‌گذاری‌هایی که افزایش خالص در موجودی سرمایه ایجاد کرده‌اند و موجب زیاد شدن ظرفیت تولیدی شده‌اند، مدنظر خواهند بود. برای سادگی وقفه زمانی یکسال در نظر گرفته شده است. لذا فرض می‌شود سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در یک سال در ابتدای سال بعد به موجودی سرمایه اضافه شده و ظرفیت تولیدی را دستخوش تغییر می‌کنند. از طرفی سرمایه ممکن است خالص یا ناخالص باشد. منظور از سرمایه خالص موجودی سرمایه بعد از کسر مصرف سرمایه ثابت است. از آنجا که ضرایب سرمایه در الگوهای داده ستانده پویا ثابت هستند؛ لازم است سرمایه خالص برای محاسبات مورد استفاده قرار بگیرد.

در نهایت براساس گزارش طبقه‌بندی آیسیک ۴ به صورت یک جدول ۱۰*۱۰ بخش در بخش ادغام شده است. از سویی، اطلاعات موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، از مرکز آمار ایران استخراج شده است. برای توزیع موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی، از نرمال کردن ستون ضرایب تکنولوژی جدول داده ستانده ایستا استفاده می‌شود.^۱ برای استخراج ارزش موجودی انبار ابتدا و انتهای سال بخش صنعت از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ده کارکن و بیشتر استفاده شده است. این مقدار شامل کالاهای ساخته شده، کالاهایی که بدون تغییر شکل به فروش می‌رسند، کالاهای در جریان ساخت و مواد خام اولیه می‌باشد. اطلاعات آماری موجودی انبار بخش کشاورزی نیز از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج شده است. واحد موجودی انبار بخش کشاورزی به تن است که باید برحسب واحد پولی بازنویسی شود تا با سایر عناصر و درایه‌های ماتریس ضرایب فنی سازگاری داشته باشد، لذا مقدار موجودی انبار این بخش در قیمت‌های متناظر آنها در شاخص بهای کالاهای مصرفی ضرب خواهد شد. اطلاعات این بخش نیز از بانک مرکزی استخراج شده است. در نهایت با ترکیب دو ماتریس موجودی انبار و ماتریس سرمایه ثابت، ماتریس ادغام شده اولیه برآورد می‌شود؛ این ماتریس یک نمادی از ماتریس تشکیل سرمایه اولیه در نظر گرفته شده است. ماتریس ادغامی برآوردی برحسب سطر نرمال شده و ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه برآورد شده است^۲ و در ادامه ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه در ارزش تشکیل سرمایه بخشی داده ستانده ایستای ملی ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ ضرب خواهد شد. سپس از ارزش تقاضای نهایی جدول داده ستانده ایستا، ارزش تشکیل سرمایه و موجودی انبار کسر می‌شود و تقاضای نهایی خالص شده برآورد خواهد شد. بعد از برآورد جدول داده ستانده پویای ملی، فرض می‌شود که با یک مدل بسته مواجه هستیم؛ در این صورت خواهیم داشت:

$$AX_t + B(X_{t+1} - X_t) = X_t \quad (12)$$

اگر هر یک از بخش‌ها با رشد کل اقتصاد رشد کنند. در این صورت:

$$X_{t+1} = \vartheta X_t \quad (13)$$

۱. براساس مدل نورستر (۱۹۶۱)، موجودی انبار کالای تولیدی بخش بر حسب مصرف کالای واسطه‌ای بخش تغییر می‌کند و لذا به همین دلیل موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی بر حسب ستون ماتریس ضرایب تکنولوژی ملی نرمالایز شدند.

۲. در پایان‌نامه نوری (۱۳۹۰) بیان شده است که با ادغام دو ماتریس سرمایه ثابت و موجودی انبار به ماتریس سرمایه دست خواهیم یافت. اما چون برآورد جدول داده ستانده پویا مد نظر نبوده است؛ تراز شدن جدول نیز مورد توجه قرار نگرفته است.

مقدار g نشان‌دهنده رشد تمام بخش‌های اقتصادی است؛ که به‌صورت یکسان با هم رشد کرده‌اند. به این مقدار رشد Turnpike گفته می‌شود. این نرخ نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی می‌باشد:

$$g > 1 \quad \text{رونق اقتصادی} \quad (۱۴)$$

$$0 < g < 1 \quad \text{رکود اقتصادی} \quad (۱۵)$$

$$0 > g \quad \text{وضعیت بی‌ثبات اقتصادی} \quad (۱۶)$$

با جاگذاری رابطه (۱۳) درون رابطه (۱۲) خواهیم داشت:

$$AX_t + B(gX_t - X_t) = X_t \quad (۱۷)$$

$$B^{-1}(I - A + B)X_t = gX_t \quad (۱۸)$$

$$g = B^{-1}(I - A + B) \quad (۱۹)$$

براساس جبر خطی، معادله (۱۸) بیان می‌کند که $B^{-1}(I - A + B)$ یک ماتریس مربع است (سوری، ۱۳۸۴: ۲۴۶)، که X_t بردار ویژه ماتریس $B^{-1}(I - A + B)$ و g نیز مقدار ویژه^۱ یا مقدار مشخصه^۲ نامیده می‌شود، اما همان‌طور که در قبل بیان شد ممکن است ماتریس سرمایه معکوس نداشته باشد. در این صورت براساس رابطه (۱۱) در مدل بسته خواهیم داشت:

$$X_t = (I - A + B)^{-1} B X_{t+1} \quad (۲۰)$$

$$\text{if } X_t = \frac{1}{g} X_{t+1} \quad (۲۱)$$

$$(I - A + B)^{-1} B X_{t+1} = \frac{1}{g} X_{t+1} \quad (۲۲)$$

بنابراین براساس رابطه (۲۲)، مقدار ویژه ماتریس $(I - A + B)^{-1} B$ که برابر $\frac{1}{g}$ است، می‌تواند نشان‌دهنده رونق و رکود اقتصادی باشد. نکته مهم این است که برای تعیین مقدار ویژه باید دترمینان $\left| (I - A + B)^{-1} B - \frac{1}{g} I \right| = 0$ باشد.

۵- یافته‌های پژوهش

سه‌م دو بخش عرضه‌کننده سرمایه از کل موجودی سرمایه به قیمت جاری برای دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ در جدول (۱) گزارش شده است.

1. eigenvalue
2. characteristic value

جدول ۱. سهم دو بخش عرضه‌کننده سرمایه به موجودی سرمایه به قیمت جاری برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ (درصد)

بخش	شماره بخش	۱۳۹۰		۱۳۹۵	
		سهم ماشین‌آلات از کل	سهم ساختمان از کل	سهم ماشین‌آلات از کل	سهم ساختمان از کل
کشاورزی	۱	۰/۰۵۴	۰/۰۳۷	۰/۰۴۸	۰/۰۳۸
نفت و گاز	۲	۰/۰۳۲	۰/۰۱۸	۰/۰۲۹	۰/۰۳۴
معدن	۳	۰/۰۳۱	۰/۰۰۲	۰/۰۲۸	۰/۰۰۱
صنعت	۴	۰/۳۰۴	۰/۰۱۵	۰/۳۴	۰/۰۱۱
آب و برق و گاز	۵	۰/۰۵۸	۰/۰۵۷	۰/۰۴۷	۰/۰۵۷
ساختمان	۶	۰/۰۱۹	۰	۰/۰۲۷	۰
حمل و نقل	۷	۰/۲۷۶	۰/۰۴۹	۰/۲۲۵	۰/۰۵۴
ارتباطات	۸	۰/۰۲۴	۰/۰۰۶	۰/۰۳۹	۰/۰۰۵
مستغلات	۹	۰	۰/۵۵۵	۰	۰/۵۱۳
سایر خدمات	۱۰	۰/۱۹۷	۰/۳۶۰	۰/۲۱۳	۰/۲۸۶

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

ستون موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای تکمیل ماتریس سرمایه برای سال ۱۳۹۰ به‌صورت زیر برآورد شده است.

جدول ۲. ستون موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای سال ۱۳۹۰

بخش	شماره بخش	تکنولوژی بخش کشاورزی	ضرایب	تکنولوژی بخش صنعت	ضرایب	ستون موجودی انبار بخش صنعت	ستون موجودی انبار بخش صنعت
کشاورزی	۱	۰/۳۷۶	۰/۰۹۲۰	۳۷۱۱۱۹۷	۳۹۵۰۵۳۳		
نفت و گاز	۲	۰/۰۰۱	۰/۲۹۰	۸۱۰۶	۱۲۴۴۵۹۹۶		
معدن	۳	۰/۰۰۲	۰/۰۱۷	۱۷۵۴۸	۷۲۸۳۶۳		
صنعت	۴	۰/۲۹۸	۰/۴۰۹	۲۹۳۸۹۹۹	۱۷۵۵۶۱۳۶		
آب و برق و گاز	۵	۰/۰۳۱	۰/۰۵۱	۳۰۵۲۲۸	۲۱۷۶۰۶۹		
ساختمان	۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۳۸۶۵۴	۸۲۸۲۷		
حمل و نقل	۷	۰/۲۲۸	۰/۱۱۱	۲۲۵۰۵۹۳	۴۷۴۵۳۵۴		
ارتباطات	۸	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۵۶۷۴۸	۱۰۱۰۰۳		
مستغلات	۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۹۱۵۰۱	۱۲۹۰۱۰		
سایر خدمات	۱۰	۰/۰۴۵	۰/۰۲۳	۴۴۳۴۵۵	۱۰۰۵۸۶۹		
جمع	-	۱	۱	۹۸۶۲۰۳۵	۴۲۹۲۱۱۶۵		

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

یادداشت: اطلاعات موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای سال‌های ۱۳۹۰، از مرکز آمار ایران استخراج شده است. برای توزیع موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی از نرمال کردن ستون ضرایب تکنولوژی جدول داده ستانده ایستای سال‌های ۱۳۹۰ استفاده می‌شود.

همچنین ستون موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای تکمیل ماتریس سرمایه برای سال ۱۳۹۵ نیز در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳. ستون موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای سال ۱۳۹۵

بخش	شماره بخش	ضرایب تکنولوژی بخش کشاورزی	ضرایب تکنولوژی بخش صنعت	ستون موجودی انبار بخش کشاورزی	ستون موجودی انبار بخش صنعت
کشاورزی	۱	۰/۴۲۸	۰/۱۵۳	۷۶۰۹۶۴	۳۳۵۷۱۳۱
نفت و گاز	۲	۰/۰۰۰	۰/۱۶۴	۳۲۹	۳۵۹۷۷۹۷
معادن	۳	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	۲۲۳۶	۴۷۰۵۶۰
صنعت	۴	۰/۲۸۶	۰/۴۱۶	۵۰۷۹۰۲	۹۱۴۵۹۷۲
آب و برق و گاز	۵	۰/۰۲۷	۰/۰۷۱	۴۷۴۳۱	۱۵۴۸۱۰
ساختمان	۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۷۵۵۴	۵۵۳۱۶
حمل و نقل	۷	۰/۰۹۱	۰/۰۵۹	۱۶۱۳۴۳	۱۲۹۰۱۶۴
ارتباطات	۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۶۶۹۱	۸۲۷۷۱
مستغلات	۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۵۴۴۸	۷۶۶۱۸
سایر خدمات	۱۰	۰/۱۵۶	۰/۱۰۶	۲۷۷۹۹۶	۲۳۳۷۲۶۷
جمع	-	۱	۱	۱۷۷۷۸۹۸	۲۱۹۶۲۲۷۱

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

یادداشت: اطلاعات موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی برای سال‌های ۱۳۹۵، از مرکز آمار ایران استخراج شده است. برای توزیع موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی از نرمال کردن ستون ضرایب تکنولوژی جدول داده ستانده ایستای سال ۱۳۹۵ استفاده می‌شود.

همچنین براساس اطلاعات برآورد شده سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، بیشترین ارزش تقاضای نهایی خالص شده به ترتیب مربوط به بخش سایر خدمات (۱۱۳۶۶۸۰۳۵۹ میلیون ریال) و سایر خدمات (۴۰۲۱۷۷۷۱۴۸ میلیون ریال) می‌باشد. کمترین ارزش تقاضای نهایی خالص شده برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ به ترتیب مربوط به بخش‌های ساختمان (۲۵۸۴۶۰۳ میلیون ریال) و ساختمان (۵۱۶۹۰۶۷ میلیون ریال) است. ضرایب سرمایه‌ای برای دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ به صورت جداول (۴) و (۵) برآورد شده است.

جدول ۴. ماتریس ضرایب سرمایه‌ای سال ۱۳۹۰

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۰۰۴	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۴	۰/۰۴۵	۰/۰۱۱	۰/۲۰۶	۰/۰۵۲	۰/۰۶۹	۰/۰۱۳	۰/۱۰۱	۰/۰۷۷	۰/۰۰۰	۰/۰۷۷
۵	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۶	۰/۰۳۹	۰/۰۰۸	۰/۰۱۷	۰/۰۰۳	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۲۴	۰/۰۳۷	۰/۵۵۳	۰/۱۳۴
۷	۰/۰۵۲	۰	۰	۰/۰۲۳	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۸	۰/۰۰۲	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۹	۰/۰۰۸	۰	۰	۰/۰۰۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۰	۰/۰۰۵	۰	۰	۰/۰۰۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

یادداشت: ماتریس ضرایب سرمایه‌ای از تقسیم درایه‌های ماتریس سرمایه‌بر ستانده بخشی برآورد می‌شود.

جدول ۵. ماتریس ضرایب سرمایه‌ای سال ۱۳۹۵

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۰۲۴	۰	۰	۰/۰۳۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۴	۰/۰۳۹	۰/۰۲۸	۰/۳۳۷	۰/۰۹۱	۰/۰۸۱	۰/۰۲۸	۰/۲۹۹	۰/۱۴۵	۰/۰۰۰	۰/۰۷۲
۵	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۶۲	۰/۰۱۷	۰/۴۳۸	۰/۰۸۲
۷	۰/۰۰۳	۰	۰	۰/۰۰۷	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۸	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۹	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۰	۰/۰۱۲	۰	۰	۰/۰۳۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

با محاسبه مقادیر ویژه ماتریس $(I - A)^{-1}B$ ، حداکثر نرخ رشد اقتصادی در صورت استفاده از ظرفیت کامل تولیدی و اشتغال برآورد خواهد شد، اما در واقعیت اقتصاد یا زیر ظرفیت یا بالای ظرفیت در حال فعالیت است، لذا با برآورد مقادیر ویژه ماتریس $(I - A + B)^{-1}B$ و معکوس بزرگ‌ترین مقدار ویژه، می‌توان به بررسی رونق و رکود اقتصادی پرداخت.

جدول ۶. ماتریس بررسی رکود یا رونق سال ۱۳۹۰

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	۰/۰۲۴	۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	۰/۰۰۹	۰/۰۲۳	۰/۰۱۴
۲	۰/۰۱۶	۰/۰۰۴	۰/۰۶۲	۰/۰۱۶	۰/۰۲۹	۰/۰۰۴	۰/۰۳۲	۰/۰۲۵	۰/۰۵۷	۰/۰۳۷

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴
۴	۰/۰۷۳	۰/۰۱۸	۰/۲۸۴	۰/۰۶۹	۰/۱۳۳	۰/۰۱۸	۰/۱۴۷	۰/۱۱۶	۰/۲۶۲	۰/۱۶۷
۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۱۶	۰/۰۰۹
۶	۰/۰۳۱	۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	۰/۰۲۶	۰/۵۷۰	۰/۱۳۶
۷	۰/۰۶۷	۰/۰۰۲	۰/۰۲۴	۰/۰۳۰	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۹۲	۰/۰۳۰
۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱
۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۴۸	۰/۰۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

جدول ۷. ماتریس بررسی رکود یا رونق سال ۱۳۹۵

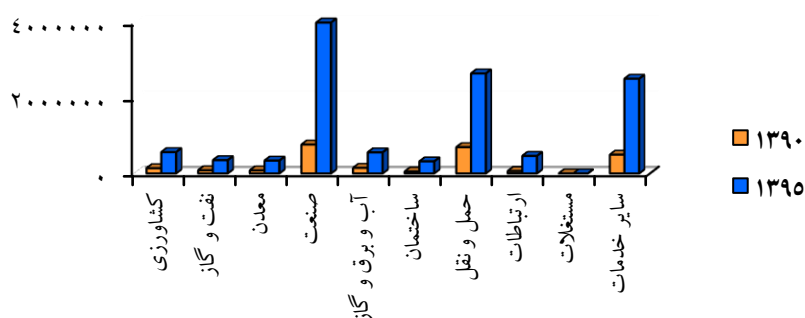
شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۰۳۴	۰/۰۰۴	۰/۰۳۶	۰/۰۵۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	۰/۰۳۳	۰/۰۱۶	۰/۰۱۳	۰/۰۱۰
۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۴۸	۰/۰۱۴	۰/۰۱۵	۰/۰۰۴	۰/۰۴۵	۰/۰۲۲	۰/۰۱۶	۰/۰۱۳
۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲
۴	۰/۰۵۸	۰/۰۴۵	۰/۴۱۷	۰/۱۱۱	۰/۱۲۶	۰/۰۳۴	۰/۳۸۵	۰/۱۸۷	۰/۱۳۷	۰/۰۱۱
۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۲۱	۰/۰۱۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۰/۰۲۰	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۶
۶	۰/۰۲۳	۰/۰۲۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۸۴	۰/۰۰۱	۰/۰۵۶	۰/۰۱۴	۰/۴۵۲	۰/۰۸۲
۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۲۰	۰/۰۱۵	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	۰/۰۲۲	۰/۰۰۹	۰/۰۴۳	۰/۰۱۲
۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱
۱۰	۰/۰۲۱	۰/۰۰۶	۰/۰۲۶	۰/۰۴۴	۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	۰/۰۳۰	۰/۰۱۳	۰/۰۶۴	۰/۰۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

۶- تحلیل و نتیجه‌گیری

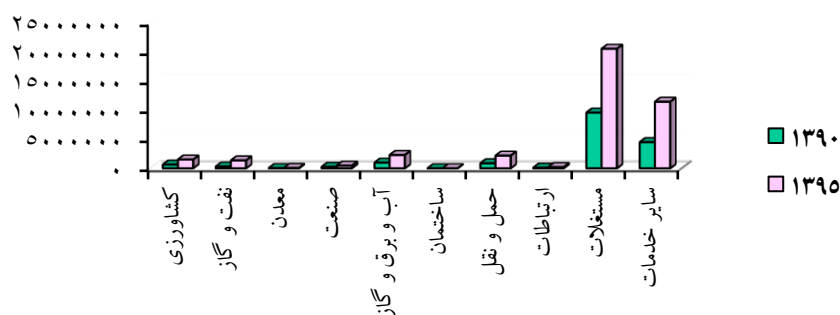
پژوهش حاضر در تلاش بوده است تا با داده‌های موجود در سطح ملی، ماتریس سرمایه ملی را برآورد کند و در نهایت به بررسی رونق و رکود اقتصادی بپردازد. براساس اطلاعات جدول (۱)، سهم بخش عرضه‌کننده ماشین‌آلات برای بخش‌های تقاضاکننده کشاورزی، نفت و گاز، آب و برق و گاز برای دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ کاهشی بوده و این در حالی است که همین نسبت برای بخش عرضه‌کننده ساختمان برای بخش‌های بیان شده به‌صورت افزایشی بوده است. همچنین سهم بخش عرضه‌کننده ماشین‌آلات و ساختمان برای بخش‌های معدن و حمل و نقل برای هر دو سال نزولی بوده، این در حالی است که همین سهم‌ها برای بخش صنعت برای هر دو سال صعودی بوده است، اما برای بخش خدمات، سهم بخش عرضه‌کننده ماشین‌آلات از ۰/۱۹۷ در

سال ۱۳۹۰ به ۰/۲۱۳ در سال ۱۳۹۵ رسیده و سهم بخش ساختمان نیز در بین این دو سال کاهشی بوده است. براساس پایه‌های آماری مورد استفاده در جدول (۱)، تفاوت دارایی‌های سرمایه‌ای به تفکیک نوع دارایی برای دو سال ۱۳۹۵ و ۱۳۹۰ به صورت شکل (۱) می‌باشد



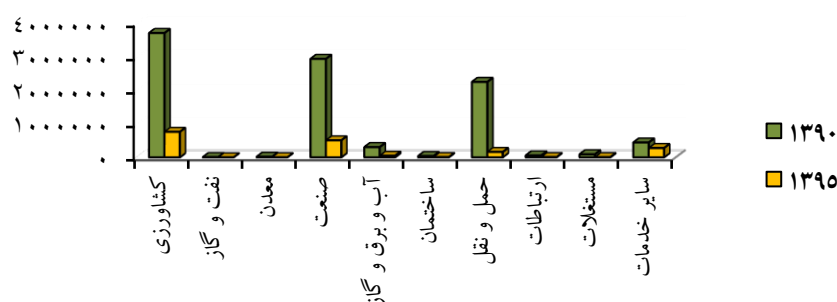
شکل ۱. مقایسه موجودی سرمایه ماشین‌آلات ده بخش اقتصادی
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

براساس شکل (۱)، موجودی سرمایه بخش عرضه‌کننده ماشین‌آلات برای بخش‌های صنعت و حمل و نقل و سایر خدمات در سال ۱۳۹۵ بسیار بیشتر از سال ۱۳۹۰ بوده است. همچنین مقایسه موجودی سرمایه بخش عرضه‌کننده ساختمان برای ده بخش تقاضاکننده سرمایه براساس پایه‌های آماری مورد استفاده در جدول (۱) به صورت شکل (۲) گزارش شده است.

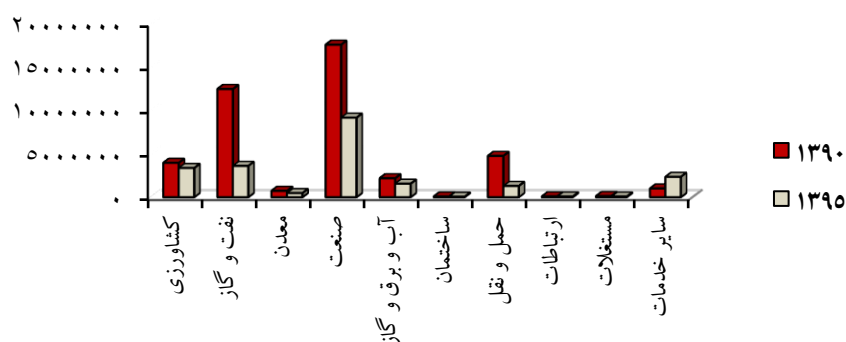


شکل ۲. مقایسه موجودی سرمایه ساختمان ده بخش اقتصادی
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

شکل (۲)، نشان می‌دهد که موجودی سرمایه دارایی ساختمان در بخش مستغلات و سایر خدمات از سایر بخش‌ها بیشتر است و همچنین این مقادیر برای سال ۱۳۹۵ بیشتر از سال ۱۳۹۰ می‌باشد. براساس پایه‌های آماری مورد استفاده در جدول (۲) و (۳)، موجودی انبار برای دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ در شکل‌های (۳) و (۴) به نمایش در آمده‌اند.



شکل ۳. مقایسه موجودی انبار بخش کشاورزی
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

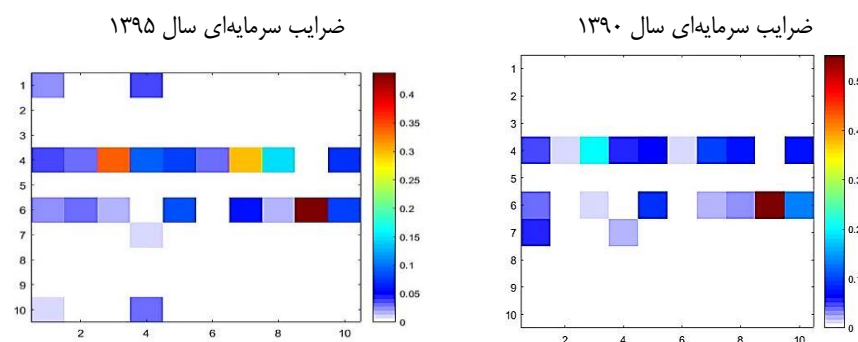


شکل ۴. مقایسه موجودی انبار بخش صنعت
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲.

براساس شکل (۳)، موجودی انبار بخش کشاورزی در سال ۱۳۹۰ در بخش‌های کشاورزی، صنعت و حمل و نقل بیشترین مقدار است و برای سال ۱۳۹۵ موجودی انبار تمامی بخش‌ها کم شده است. این در حالی است که براساس شکل (۴)، بخش‌های صنعت، نفت و گاز و کشاورزی بیشترین موجودی انبار را داشته‌اند. در انتها بعد از مروری تحلیلی بر جداول (۱) تا (۳)، به تحلیل سایر جداول در قالب پاسخگویی به سؤالات پژوهش پرداخته خواهد شد.

- بزرگ‌ترین مقدار ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مربوط به کدام بخش‌ها می‌باشد؟

با مراجعه به جداول (۴) و (۵)، بیشترین ضریب سرمایه‌ای مربوط به ضریب b_{69} (ساختمان و مستغلات) برای دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ بوده است. نمودار ماتریس ضرایب سرمایه‌ای که براساس اطلاعات جداول (۴) و (۵) ترسیم شده است؛ نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۵ ضرایب سرمایه‌ای به نسبت بزرگ‌تر از سال ۱۳۹۰ بوده‌اند. نمودار ماتریس‌های جداول (۴) و (۵) در شکل (۵) گزارش شده است.



شکل ۵. نمودار ماتریس ضرایب سرمایه‌ای در صورت نرمال کردن سطری برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ براساس اطلاعات جداول (۴) و (۵)
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱.

دلایل زیاد شدن ضرایب سرمایه‌ای بر اساس مبانی نظری به قرار زیر است:

- ۱- ظرفیت‌های بدون استفاده در بخش موردنظر بیشتر از سایر بخش‌هاست.
- ۲- وقفه زمانی میان سرمایه‌گذاری تا تولید هرچه بیشتر باشد، ضرایب سرمایه‌ای بیشتر خواهد شد.

- آیا رونق اقتصادی در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ برای اقتصاد ملی مشاهده شده است؟
براساس اطلاعات جداول (۶) و (۷)، به بررسی رونق و رکود اقتصادی در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ پرداخته شده است و اطلاعات در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸. بررسی رونق و رکود در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۰

سال	بیشترین مقدار ویژه	معکوس	تحلیل	رونق	رکود
۱۳۹۰	۰/۱۶۵	۶/۰۵۳	بزرگ‌تر از یک	*	-
۱۳۹۵	۰/۲۴۰	۴/۱۶۵	بزرگ‌تر از یک	*	-

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱.

یادداشت: ماتریس $B(I - A + B)^{-1}$ برآورد شد و بعد مقدار ویژه آن به کمک نرم‌افزار متلب برآورد شد. معکوس بزرگ‌ترین مقدار ویژه آن براساس روابط (۱۴)، (۱۵) و (۱۶) نشان‌دهنده رونق و رکود اقتصادی است.

به صورت خلاصه، براساس نتایج استخراج شده، موجودی سرمایه بخش عرضه‌کننده ماشین‌آلات برای بخش‌های صنعت و حمل و نقل و سایر خدمات در سال ۱۳۹۵ بسیار بیشتر از سال ۱۳۹۰ بوده است. موجودی سرمایه دارایی ساختمان در بخش مستغلات و سایر خدمات از سایر بخش‌ها بیشتر است و همچنین این مقادیر برای سال ۱۳۹۵ بیشتر از سال ۱۳۹۰ می‌باشد. همچنین بیشترین ضریب سرمایه‌ای مربوط به ضریب ساختمان و مستغلات برای دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۶ بوده است. در نهایت در هر دو سال ۱۳۹۵ و ۱۳۹۰ رونق اقتصادی مشاهده شده است.

۷- پیشنهادها

- برآورد موجودی انبار سایر بخش‌های اقتصادی به کمک روش‌های غیرآماري مبتنی بر نظریات اقتصادی می‌تواند به تکمیل داده‌های درایه‌های ماتریس سرمایه کمک کند، لذا نتایج برآوردی به واقعیت نزدیک‌تر خواهد بود.

- روش‌های مکانیکی همچون RAS نیز می‌توانند با فروض ساده کننده به عنوان روشی برای تراز برآورد شدن جدول داده ستانده پویا مورد استفاده قرار بگیرند.

منابع

۱. ابوطالبی، مینا و اکبری، نعمت‌الله (۱۳۹۷). شبیه‌سازی الگوی داده ستانده ترتیبی (جدول داده ستانده ایران، ۱۳۹۰). پنجمین همایش کاربرد الگوهای داده - ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهراء، تهران.
۲. ----- (۱۳۹۶). تحلیل عامل محور از اثرات سرریزی و بازخوردی در مدل داده ستانده دو منطقه‌ای؛ استان اصفهان و سایر استان‌های کشور (رساله دکتری). دانشگاه اصفهان، اصفهان.

۳. آسیایی، محمد (۱۳۸۰). محاسبه ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۰. پژوهش‌های اقتصادی/ایران، ۹ (۳ و ۴)، ۱۲۷-۱۶۰.
۴. اکبری، نعمت‌الله و مینا، ابوطالبی (۱۳۹۹). تحلیل داده ستانده منطقه‌ای. تهران: سازمان برنامه و بودجه کشور.
۵. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۹). گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۰.
۶. ----- (۱۳۹۶). گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۸.
۷. بانویی، علی اصغر (۱۳۷۵). کاربرد الگوی پویای داده ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی ایران. نشریه برنامه و بودجه، ۴ (۲)، ۲۱-۳۸.
۸. بزازان، فاطمه و سماواتی، آیدا (۱۳۹۹). آثار توزیعی مالیات بر دی اکسید کربن بر مخارج خانوارها در ایران: رویکرد داده ستانده زیست‌محیطی، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۷ (۱)، ۲۳۹-۲۶۴.
۹. جهانگرد، اسفندیار (۱۳۹۳). تحلیل‌های داده ستانده (فناوری، برنامه‌ریزی و توسعه). تهران: انتشارات آماره.
۱۰. رومر، دیوید (۱۴۰۰). اقتصاد کلان پیشرفته رومر (ترجمه: منصور خلیلی عراقی و علی سوری)، تهران: نور علم.
۱۱. سازمان ملی بهره‌وری (۱۳۹۸).
۱۲. سوری، علی (۱۳۸۴). تحلیل داده ستانده. همدان: انتشارات نور علم.
۱۳. شرکت، افسانه؛ بانویی، علی اصغر؛ جهانگرد، اسفندیار و نصیری اقدم، علی (۱۴۰۰). شناسایی مناطق و فعالیت‌های اولویت‌دار در ایجاد ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش افزوده. مدل‌سازی اقتصادی، ۱۵ (۵۶)، ۱۵-۳۰.
۱۴. صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۴). مدل‌سازی داده ستانده. تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).
۱۵. عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۵). تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده ستانده، پژوهش‌های بازرگانی، ۱۰ (۳۸)، ۱-۲۸.
۱۶. مرکز آمار ایران (۱۳۹۸).
۱۷. نوری، فریا (۱۳۹۰). ارزیابی سرمایه‌گذاری بخشی در برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه الزهرا (س)، تهران.
18. Abbasinejad, H. (2006). Analysis of the Effect of the Increase in the Price of Petroleum Products on the Economic Sectors Using the Input-Output Table. *Business Research*, 10(38), 1-26 (in Persian).

19. AbuTalebi, M., & Akbari, N. (2019). *Regional Data Analysis*. Program and Budget Organization of the Country. *Physical Development Planning*, 9(3), 65-78 (in Persian).
20. ----- (2017). Simulation of Sequential Input-Output Model (Iran Output Data Table, 2019). *The 5th Conference on The Use of Data-Output Models in Economic and Social Planning*. Tehran: Al-Zahra University (in Persian).
21. ----- (2016). *Factor-based Analysis of Spillover and Feedback Effects in the Two-Region Input-Output Model; Isfahan Province and Other Provinces of The Country* (Doctoral Dissertation). University of Isfahan, Isfahan (in Persian).
22. Akbari, N., & Amini, M. (2023). Estimating the Investment Required to Achieve the Goals of the Sixth Economic Development Program Based on the National Dynamic Input-Output Table. *Applied Economics Studies Iran* (In Persian).
23. Amini, M., Akbari, N., Moayedfar, R., & Bazzazan, F. (2023). Capacity Measurement of Capital Formation in Isfahan Province Based on Interregional Dynamic Input-Output Model. *The Economic Research*, 23(4). (In Persian).
24. Asiayi, M. (2010). Calculating the Matrix of Inter-Sectoral Capital Coefficients in Iran's Economy for the Years 2013. *Iranian Economic Research Quarterly*, 9.
25. Banoui, A. (1996). The Application of Dynamic Model of Data Output in Economic Planning of Iran. *Scientific Journal of Planning and Budgeting*, 1, 4-10.
- Baranov, A., Pavlov, V., Slepenskova, M., & Tagaeva, T. O. (2018). Dynamic Input-output Model with a Human Capital Block Applied to Forecasting of the Russian Economy. *Studies on Russian Economic Development*, 29, 654-664.
26. Barker, K., & Santos, J. R. (2010). Measuring the Efficacy of Inventory with a Dynamic Input-Output Model. *International Journal of Production Economics*, 126(1), 130-143.
27. Bazzazan, F. (2002). *A Dynamic Input-Output Price Model with Application to Iran* (Doctoral Dissertation). University of Liverpool, Liverpool.
28. Bezazan, F., & Samavati, A. (2019). Distributive Effects of Carbon Dioxide Tax on Household Expenditure in Iran: An Environmental input-output Approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 7(1), 239-264 (in Persian).
29. Cao, R. (2022). Regional Tourism Economic Impact Evaluation Based on Dynamic Input-Output Model. *Journal of Mathematics*, 2022.
30. Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2019). The Country's Capital Balance Report for 2013 (in Persian).

31. ----- (2016). The Country's Capital Balance Report for 2018 (in Persian).
32. Chen, Y., & Dai, W. (2022). Tracking Control of the Dynamic Input-Output Economic System Based on Data Fusion. *Security and Communication Networks*, 2022.
33. DiFrancesco, R. (1998). Large Projects in Hinterland Regions: A Dynamic Multiregional Input-Output Model for Assessing the Economic Impacts. *Geographical Analysis*, 30(1), 15-34.
34. Duchin, F., & Szyld, D. B. (1985). A Dynamic Input-Output Model with Assured Positive Output. *Metroeconomica*, 37(3), 269-282.
35. Gossling, W. F. (1975). A Dynamic Model of Capital Replacement. In *Capital Co-ts and Dynamic Input-Output Models*. London: Input-Output Publishing Co.
36. Han, Y., Lou, X., Feng, M., Geng, Z., Chen, L., Ping, W. (2022). Energy Consumption Analysis And Saving of Buildings Based on Static and Dynamic Input-Output Models. *Energy*, 239.
37. Hoekstra, R., & Janssen, M. A. (2006). Environmental Responsibility And Policy in A Two-Country Dynamic Input-Output Model. *Economic Systems Research*, 18(1), 61-84.
38. Soytaş, M. A., & Havrland, D. (2020). Saudi Vision 2030 Dynamic Input-Output Table: A Tool for Quantifying the Sustainable Development Targets of Saudi Arabia.
39. Iran Statistics Center. (2018) (in Persian).
40. Jahangard, E. (2013). Input-output Analysis (Technology, Planning and Development). Amareh Publications. Tehran (in Persian).
41. Johansen, L. (1978). On the Theory of Dynamic Input-Output Models with Different Time Profiles of Capital Construction and Finite Life-Time of Capital Equipment. *Journal of Economic Theory*, 19(2), 513-533.
42. Kohno, H., Higano, Y., Kohno, H., & Higano, Y. (2022). Optimal Planning of Asian Expressway Network Without Dynamic Interregional Input-Output Programming Model. In S. A. Marglin (Ed.), *Public Investment Criteria* (373-474). Madison: MIT Press.
43. Leontief, W. (1953). Dynamic Analysis. In W. Leontief (Ed.), *Studies in the Structure of the American Economy*. New York: Oxford University.
44. Liew, C. K. (1977). Dynamic Multipliers for a Regional Input-Output Model. *The Annals of Regional Science*, 11, 94-106.
45. Ma, N., Yin, G., Li, H., Sun, W., Wang, Z., Liu, G., & Xie, D. (2022). The Optimal Industrial Carbon Tax for China under Carbon Intensity Constraints: A Dynamic Input-Output Optimization Model. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(35), 53191-53211.
46. National Productivity Organization. (2018) (in Persian).

47. Nouri, F. (2010). *Evaluation of Sector Investment in the Third Program of Economic, Social and Cultural Development* (Master's Thesis). Al-Zahra University, Tehran (in Persian).
48. Hoekstra, R., & Janssen, M. A. (2006). Environmental Responsibility and Policy in a Two-Country Dynamic Input–Output Model. *Economic Systems Research*, 18(1), 61-84.
49. Ressler, S., Caiani, A., Lamperti, F., Guerini, M., Vanni, F., Fagiolo, G., Ferraresi, T., Ghezzi, L., Napoletano, M., & Roventini, A. (2021). Assessing the Economic Effects of Lockdowns in Italy: A Dynamic Input-Output Approach. *LEM Working Paper Series*, 2021/03, 1-50.
50. Romer, D. (2021). *Romer's Advanced Macroeconomics* (Trans. by M. Khalili Iraqi and A. Souri). Tehran: Noor Alam (in Persian).
51. Sadeghi Shabanehi, M. (2014). *Input-Output Modeling*. Tehran: Imam Sadegh University Press (in Persian).
52. Sherkat, A., Banoui, A., Jahangard, E., & Nasiri Aghdam, A. (2021). Identification of Priority Areas and Activities in Creating the Potential Capacity of Value Added Tax. *Economic Modeling*, 15(56), 15-30 (in Persian).
53. Shibusawa, H., & Matsushima, D. (2022). Assessing the Economic Impact of Tsunami and Nuclear Power Plant Disasters in Shizuoka, Japan: A Dynamic Inter-Regional Input–Output (IRIO) Approach. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 6, 1-22.
54. Souri, A. (1384). *Analysis of the Resulting Data*. Hamadan: Noor Alam Publications.
55. Uehara, T., Cordier, M., & Hamaide, B. (2018). Fully Dynamic Input-Output/System Dynamics Modeling for Ecological-Economic System Analysis. *Sustainability*, 10(6), 1765-1777.
56. Zhai, M., Huang, G., Liu, L., & Su, S. (2018). Dynamic Input-Output Analysis for Energy Metabolism System in the Province of Guangdong, China. *Journal of Cleaner Production*, 196, 747-762.

اثر سیاست پولی بر پایداری اقتصاد کلان در ایران در مدل‌های نوکینزی رفتاری و متعارف

مهسا باقرزاده^۱✉، زهرا افشاری^{۱*}✉، حسین توکلیان^۲✉

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

۲. گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۵ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۵ تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵ کلیدواژه‌ها: افق زمانی محدود، مدل نوکینزی، برآورد بیزی، یادگیری، سیاست پولی. طبقه‌بندی JEL: C11, E52, E70	در این مقاله، با تخمین چندین مدل نوکینزی (NK) با ویژگی‌های رفتاری با فرض عقلانیت محدود با لحاظ کردن یادگیری عامل‌ها و برنامه‌ریزی افق زمانی محدود، به ارزیابی توانمندی این مدل‌ها در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف در پیش‌بینی آثار شوک سیاست پولی پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها در چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۷:۲-۴:۱۴۰۱ نشان داده است که اولاً، مدل نوکینزی که در آن بخش قابل توجهی از کارگزاران افق زمانی محدود دارند سازگاری بیشتری با داده‌های اقتصاد ایران دارد. ثانیاً، در اثر وقوع شوک پولی، مدل‌های افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف به دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته، نوسانات کمتر و ماندگاری بیشتری دارند، بنابراین واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم در مدل‌های با افق زمانی محدود در مقایسه با مدل کینزی متعارف، کمتر تهاجمی می‌باشد. نتایج دلالت بر این دارد که وارد کردن عقلانیت محدود و برنامه‌ریزی افق زمانی محدود، توانایی پیش‌بینی اثر شوک‌های سیاست پولی در اقتصاد ایران را بهبود می‌دهد.

باقرزاده، مهسا، افشاری، زهرا و توکلیان، حسین (۱۴۰۳). اثر سیاست پولی بر پایداری اقتصاد کلان در ایران در مدل‌های نوکینزی رفتاری و متعارف، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹ (۱)، ۵۱-۲۱.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2024.95996>

۱- مقدمه

اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته با شوک‌های گوناگونی هم چون جنگ ایران و عراق، تحریم‌های اقتصادی علیه ایران شوک‌های نفتی و غیره مواجه بوده که متعاقب آن شوک‌هایی بر سمت عرضه و تقاضای اقتصاد وارد شده است. این شوک‌ها سبب شده است که ایران نوسانات سیکلی عمیقی را تجربه کند، به‌طوری‌که نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی در ایران از سال ۱۹۶۳ تا ۲۰۲۳ به‌طور متوسط ۴/۰۰ درصد بوده است که در سه ماهه دوم سال ۱۹۹۲ به بالاترین حد خود یعنی ۲۳/۰۱ درصد و در سه ماهه چهارم سال ۱۹۷۹ به پایین‌ترین حد خود یعنی ۱۲/۵۴- درصد رسیده است (مرکز آمار ایران). از سوی دیگر، نرخ تورم با توجه به آمار و اطلاعات موجود در بیشتر سال‌ها به دلایل متعددی مانند جنگ ایران و عراق، فشار تقاضا از جمله رشد پایه پولی، فشار هزینه از جمله شوک‌های عرضه و افزایش قیمت نهاده‌ها به‌ویژه حامل‌های انرژی، شوک‌های نفتی، عوامل ساختاری و شوک‌های خارجی، دو رقیمی بوده و کنترل آن همواره به‌عنوان یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران و مقامات پولی در اقتصاد ایران به شمار می‌آید. نرخ تورم در ایران از سال ۱۹۵۷ تا ۲۰۲۳ به‌طور متوسط ۱۶/۰۱ درصد بوده است که در می ۱۹۹۵ به بالاترین حد خود یعنی ۵۹/۰۲ درصد و در آوریل ۱۹۵۸ به پایین‌ترین حد خود یعنی ۳/۲۷- درصد رسیده است (مرکز آمار ایران). بنابراین برای تثبیت تولید و تورم در ایران، طراحی مدل مناسب منطبق با واقعیت اقتصاد ایران می‌تواند سیاست‌گذاران را در درک و استنباط صحیح‌تری از آثار شوک‌های وارد بر اقتصاد و طراحی سیاست پولی مناسب جهت مقابله با این شوک‌ها یاری کند.

اقتصاددانان کلان همواره به نقش مهم انتظارات در اثربخشی سیاست پولی تأکید دارند. مطالعه اولیه آثار سیاست پولی با فرض انتظارات عقلایی و عقلانیت و رفتار آینده‌نگر عامل‌ها شکل گرفته است. با پیشرفت حوزه اقتصاد محاسباتی مبتنی بر عامل، پژوهش‌های نوینی در طراحی سیاست پولی با استفاده از مدل‌های نوکینزین و کینزی با فرض عقلانیت محدود با در نظر گرفتن یادگیری عامل‌ها و افق برنامه‌ریزی محدود، جایگزین فرض انتظارات عقلایی و افق زمانی نامحدود مدل‌های قبلی شده است. ادبیات رو به رشدی در مورد دلالت‌های سیاستی مدل‌های کلان اقتصادی سازگار با عناصر رفتاری مبتنی بر قضاوت انسان و توانایی‌های شناختی حاصل از تجربیات شکل گرفته است (لایند و وترز، ۲۰۱۶).

مطالعات گوناگونی در اقتصاد ایران به‌منظور بررسی اثر سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد در مدل نوکینزی متعارف با در نظر گرفتن بازار سهام (بیات و افشاری، ۱۳۹۵)، بیکاری (جوان و

افشاری، ۱۳۹۷)، انواع مدل‌های منحنی فیلیپس با درجه چسبندگی‌های مختلف، چسبندگی دستمزد انجام گرفته است (همتی، ۱۴۰۰؛ فرنقی و افشاری، ۱۴۰۰). مطالعات دیگر ناهمگنی عامل‌ها در شکل‌گیری انتظارات را به مدل نوکینزی اضافه کرده‌اند (خلیلی‌عراقی و گودرزی، ۱۳۹۵؛ ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۸؛ عباسی و همکاران، ۱۴۰۰)، اما تاکنون هیچ مطالعه‌ای مبتنی بر مدل نوکینزی رفتاری برای ایران انجام نشده است، لذا در این مقاله با تخمین چندین مدل نوکینزی با ویژگی‌های رفتاری و جایگزین کردن عقلانیت محدود شده به صورت یادگیری عامل‌ها و افق برنامه‌ریزی محدود در فرآیند تصمیم‌گیری عامل‌ها به ارزیابی توانایی این مدل‌ها در پیش‌بینی نوسانات تولید و تورم در مقایسه با مدل کینزی متعارف می‌پردازد. مدل‌ها با استفاده از رویکرد بیزی با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۷:۲-۱۴۰۱:۴ برآورد می‌شود و سازگاری این مدل‌ها با نوسانات تورم و تولید در ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. افزون بر این، اثر شوک‌های پولی بر نوسانات سیکلی و روندی تولید و تورم و واکنش سیاست‌گذار پولی در مقابله با شوک‌ها در مدل‌های کینزی با افق محدود و نوکینزی متعارف نیز مورد مقایسه قرار می‌گیرند.

برای دستیابی به اهداف فوق، این مقاله به صورت ذیل سازمان‌دهی شده است: در ابتدا به مروری بر ادبیات نظری و پیشینه تجربی پژوهش پرداخته می‌شود. بخش‌های بعدی مقاله به مدل‌سازی نوکینزی با افق زمانی محدود و برآورد مدل‌ها، تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

هر چند مطالعه آثار سیاست پولی با فرض انتظارات عقلایی متداول است، ولی با توجه به شواهد تجربی در مورد قضاوت انسان و محدودیت‌های توانایی‌های شناختی، ادبیات رو به رشدی در مورد دلالت‌های سیاستی مدل‌های کلان اقتصادی سازگار با این شواهد تجربی، شکل گرفته است. برای مثال: گابیگس^۱ (۲۰۱۸)، گارسیا و وودفورد^۲ (۲۰۱۹)، فارهی و ورنینگ^۳ (۲۰۱۸) و انجلیتوس و لیان^۴ (۲۰۱۸). این ادبیات به مزیت‌های این رویکرد شامل در نظر گرفتن درک عامل‌ها از اختلالات اقتصادی آینده در مدل‌های اقتصاد کلان و تحت تأثیر قرار گرفتن اثر سیاست پولی و تغییر در سیاست پولی بهینه تأکید کرده است.

-
1. Gabaix
 2. Garcia-Schmidt and Woodford
 3. Farhi and Werning
 4. Angeletos and Lian

این مدل‌ها می‌توانند در واکنش به سیاست پولی، پویایی‌های واقع‌بینانه‌تر ایجاد کنند. طرفداران مدل‌های کلان رفتاری به معمای راهنمای رو به جلو^۱ اشاره می‌کنند که در آن یک تعهد قابل اعتماد برای ثابت نگه داشتن نرخ سیاستی در آینده دور در مدل‌های نوکینزی (NK) با عاملان عقلایی، اثرات غیرمنطقی بزرگی بر تورم و تولید جاری دارد. به‌طور متقابل، آنها نشان داده‌اند که در مدل‌های نوکینزی که در آن انتظارات با شواهد رفتاری سازگار است، چنین پازلی وجود ندارد. دل نگرو، جیانونی و پترسون (۲۰۱۲) و مک کی و همکاران (۲۰۱۶)، گاست^۲ و همکاران (۲۰۱۸). اگرچه این نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های کلان رفتاری جایگزین امیدوارکننده‌ای برای مدل‌های انتظارات عقلایی هستند، ولی سؤال این است که آیا این مدل‌ها می‌توانند راهنمای کمی خوبی برای سیاست پولی باشند.

بر اساس اقتصاد کلان رفتاری، بایستی فروض حاکم در مدل‌های استاندارد نوکینزی مبتنی بر واقعیات موجود در روابط عامل‌ها و فرآیند تصمیم‌گیری آنها اصلاح شود تا بتوان نتایج تحلیلی درست‌تری را درباره موضوعات مختلف از جمله شناسایی بهتر نحوه عملکرد بانک مرکزی در واکنش به نوسانات متغیرها در اقتصاد از این مدل‌ها به‌دست آورد. در این راستا، مدل نوکینزی با افق زمانی محدود که توسط وودفورد^۳ (۲۰۱۸) به لحاظ تئوری مطرح شده، یکی از رویکردهای نوین در راستای تکمیل و اصلاح مدل‌های نوکینزی بر مبنای اقتصاد محاسباتی مبتنی بر عامل است که در آن فروض عقلانیت محدود شده به‌جای عقلانیت کامل عامل‌ها به‌صورت فرآیند یادگیری در یک برنامه‌ریزی رو به جلو و مبتنی بر تخمین توابع ارزش توسط عامل‌ها، افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت به‌جای افق برنامه‌ریزی نامحدود برای حل مسأله بهینه‌یابی عامل‌ها لحاظ شده است. این مدل مبتنی بر ساختار برنامه‌های هوش مصنوعی می‌باشد که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها برای حل مسأله، آینده را تا دوره زمانی محدودی در نظر می‌گیرند، سپس از یک تابع ارزش حاصل از یادگیری مبتنی بر تجربیات پیشین استفاده می‌کنند. ویژگی مهم مدل نوکینزی با افق زمانی محدود، این است که در آن مقادیر تعادلی متغیرها می‌تواند به یک جزء سیکلی و یک جزء روند تجزیه شود و اجزای روند و سیکل متغیرها به یکدیگر مرتبط شوند. این ایده در تحلیل اقتصادسنجی فرم تلخیص یافته^۴ حداقل از زمان مقاله نلسون و پلاس^۵ (۱۹۸۲) مطرح شده است، اما در مدل‌های آماری، وجود چنین همبستگی‌ای بدون پیش فرض‌های جدی

1. forward guidance puzzle

2. Gust

3. Woodford

4. reduced-form econometric analysis

5. Nelson and Plosser

می‌تواند خطای شناسایی^۱ ایجاد کند. در تضاد با مدل‌های با افق زمانی نامحدود، وودفورد (۲۰۱۸)، با برطرف کردن محدودیت‌های تئوری برای لحاظ کردن این همبستگی در رویکرد افق زمانی محدود نشان داده است که اجزای سیکلی متغیرها عامل تعیین‌کننده مقادیر روند آنها در مدل‌ها می‌باشد. اجزای سیکلی توسط عناصر آینده‌نگر و اجزای روند توسط روش به‌روزرسانی باورهای عامل‌ها درباره توابع ارزش خود تعیین می‌شود. مهم‌تر این که زمانی که بخش قابل توجهی از عامل‌ها افق برنامه‌ریزی کوتاهی دارند، مدل، قادر به ایجاد ماندگاری درون‌زا در پویایی‌های متغیرها از طریق روش به‌روزرسانی باور عامل‌ها درباره توابع ارزش خود، می‌باشد. افزون بر این، تجزیه متغیرها به اجزای روند و سیکل در مدل افق زمانی محدود، امکان ارزیابی شوک‌های پولی و ساختاری در مدل را فراهم می‌کند.

۳- پیشینه تجربی پژوهش

در این بخش، مطالعات تجربی انجام گرفته در زمینه تأثیر سیاست پولی در مدل‌های نوکینزی رفتاری اصلاح شده (با لحاظ عقلانیت محدود شده در قالب یادگیری عامل‌ها و ناهمگنی در افق‌های پیش‌بینی توسط عامل‌ها) بر پویایی‌های تولید و تورم، مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا به بررسی مطالعات انجام شده در خارج از کشور پرداخته شده است. برخی از این مطالعات مانند: هومس^۲ و همکاران (۲۰۱۹) مفهوم تعادل یادگیری رفتاری، کولی^۳ (۲۰۲۱)، مفهوم یادگیری تطبیقی، ژانگ و ساچت^۴ (۲۰۲۲) قواعد اکتشافی پیش‌بینی برای شکل‌گیری انتظارات توسط عامل‌ها را به‌منظور لحاظ کردن عقلانیت محدود شده (یادگیری عامل‌ها) در مدل‌های نوکینزی وارد کرده و به بررسی تأثیر شوک‌ها بر نوسانات بخش واقعی اقتصاد و ارزیابی اثر سیاست پولی به‌منظور کنترل این نوسانات پرداخته‌اند.

در برخی از مطالعات دیگر، افق پیش‌بینی و برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت و ناهمگنی عامل‌ها در افق برنامه‌ریزی برای فرآیندهای تصمیم‌گیری توسط آنها نیز در مدل نوکینزی لحاظ شده است. در این مطالعات مانند: التون^۵ و همکاران (۲۰۱۸)، امکان پیش‌بینی کوتاه‌مدت یا بلندمدت توسط عامل‌ها، گروت و مازلیس^۶ (۲۰۲۰)، بی‌توجهی، میزان اعتبار، افق برنامه‌ریزی محدود و یادگیری، کولاسا^۷ و همکاران (۲۰۲۲)، نگاه کاملاً کوتاه‌مدت عامل‌ها در پیش‌بینی نرخ ارز در مدل‌های

1. identification difficult

2. Hommes

3. Cole

4. Jang and Sacht

5. Elton

6. Groot and Mazelis

7. Kolasa

نوکیزی متعارف منظور شده است. از دیگر مطالعات مهم انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعه گاست و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد که در آن به تخمین یک مدل نوکیزی با رویکرد افق زمانی محدود که اخیراً به وسیله وودفورد (۲۰۱۸) پیشنهاد شده، پرداخته‌اند. برآورد تجربی آنها نشان می‌دهد که افق‌های زمانی بیشتر خانوارها و بنگاه‌ها کمتر از دو سال هستند. تخمین‌های آنها دلالت بر وجود درجه قابل توجهی از افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت داشته، که به‌طور قابل ملاحظه‌ای اثرات تغییرات آتی مورد انتظار سیاست پولی روی اقتصاد کلان را کاهش می‌دهد.

در داخل کشور نیز مطالعات گوناگونی مانند: جوان و افشاری (۱۳۹۷) با وارد کردن بیکاری، توکلیان و همکاران (۱۳۹۸) با در نظر گرفتن رویکرد نظریه بازی‌ها، فرنقی و افشاری (۱۴۰۰) با وارد کردن انواع مختلف چسبندگی دستمزد و قیمت‌ها، حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)، با لحاظ کردن فرض درجه عبور نرخ ارز در محیط‌های تورمی مختلف در مدل نوکیزی متعارف با افق زمانی نامحدود، به‌منظور بررسی اثر سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد انجام شده است. در برخی از مطالعات دیگر انجام گرفته در داخل کشور مانند خلیلی عراقی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۵)، با در نظر گرفتن ناهمگنی عامل‌ها در شکل‌گیری انتظارات توسط آنها و بررسی پایداری تورم، عباسی‌نژاد و گنجی (۱۳۹۷)، با وارد کردن انتظارات تطبیقی و بررسی سازگاری زمانی سیاست پولی بهینه، کانور و همکاران (۱۳۹۸)، با در نظر گرفتن ناهمگنی در خانوارها و بررسی قاعده سیاست پولی، عباسی و همکاران (۱۴۰۰) با وارد کردن انتظارات ناهمگن (آینده‌نگر عقلایی و گذشته‌نگر تطبیقی) و سلطه مالی و بررسی قاعده پولی مناسب، تأثیر فرض ناهمگنی عامل‌ها در مدل نوکیزی متعارف با افق زمانی نامحدود، مورد ارزیابی قرار گرفته است.

با وجود آنکه مطالعات مختلفی در کشور با استفاده از مدل نوکیزی متعارف برای بررسی اثر سیاست پولی بر نوسانات بخش واقعی اقتصاد انجام گرفته، اما تاکنون مطالعه تجربی با استفاده از مدل‌های نوکیزی رفتاری انجام نشده است، لذا در این مقاله به بررسی میزان و ماندگاری اثر شوک سیاست پولی با استفاده از یک مدل نوکیزی با عقلانیت محدود شده به‌صورت یادگیری و افق برنامه‌ریزی محدود در فرآیندهای تصمیم‌گیری توسط عامل‌ها بر نوسانات تولید و تورم به تفکیک اجزای روند و سیکل این متغیرها و بررسی واکنش‌های بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران پرداخته شده است.

۴- مدل، داده‌ها و برآورد

مدل این مطالعه مبتنی بر مطالعات وودفورد (۲۰۱۸) و گاست و همکاران (۲۰۲۰)، نوکیزی رفتاری با عقلانیت محدود شده به‌صورت یادگیری عامل‌ها و افق زمانی محدود در چهارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی می‌باشد. پایه این مدل نوکیزی است که بنگاه‌های رقابت

انحصاری قیمت‌ها را به صورت متناوب^۱ تعدیل می‌کنند و خانوارها تصمیمات بین دورهای مصرف و پس‌انداز را می‌گیرند. خانوارها و بنگاه‌ها مانند مدل نوکینزی دارای عمر نامحدود بوده و نیاز به آینده‌نگری برای اتخاذ تصمیمات فعلی خود درباره پس‌انداز و مصرف بین دورهای و قیمت‌گذاری بهینه دارند، اما برد آینده‌نگری توسط عامل‌ها محدود می‌باشد و تصمیمات خانوارها و بنگاه‌ها بر اساس برنامه‌های طرح ریزی شده برای یک افق زمانی مشخص (برای مثال، k دوره افق زمانی) انجام می‌شود؛ با وجود اینکه تصمیمات آنها دارای پیامدهایی است که ورای آن افق زمانی کوتاه تداوم دارد. در انجام این کار، خانوارها و بنگاه‌ها بسیار پیچیده و پیشرفته عمل می‌کنند؛ بدین معنی که تصمیمات جاری آنها مستلزم پیش‌بینی‌ها و برنامه‌های کاملاً وابسته به وضعیت^۲ در افق زمانی محدود می‌باشد. به ویژه، در مدل افق زمانی محدود فرض شده است که بخشی از عامل‌ها دارای توانایی‌های شناختی محدود بوده و قادر به استفاده از محیط مدل برای استنباط درست از توابع ارزش خود و تفاوت آنها در وضعیت‌های ممکن نیستند. این گروه از عامل‌ها باور خود درباره توابع ارزش را در طول زمان با به‌دست آوردن اطلاعات، به روز می‌کنند. این امر، شکلی از عقلانیت محدود شده را معرفی می‌کند که در آن عامل‌ها برنامه‌ها را در زمان t در طول k دوره بعدی انتخاب می‌کنند، اما تنها بخشی از برنامه زمان t را به کار می‌گیرند. در حقیقت، در دوره $t+1$ ، هر عامل با برنامه‌ای که در زمان t انتخاب شده، ادامه نخواهد داد، اما برنامه جدیدی را انتخاب خواهد کرد و تصمیمات دوره $t+1$ را بر مبنای آن برنامه بازنگری شده، پایه‌ریزی می‌کند. بدین صورت که در دوره‌ی $t+1$ ، هر عامل تنها برای $k-1$ ، دوره رو به جلو برنامه‌ریزی خواهد کرد، در دوره‌ی $t+2$ ، هر عامل تنها برای $k-2$ دوره رو به جلو برنامه‌ریزی خواهد کرد و الی آخر، بنابراین هر عامل به‌طور حتم همان تابع ارزش استفاده شده در زمان t را مورد استفاده قرار نخواهد داد و تابع ارزش خود را بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده از تجربه گذشته برای تصمیمات در زمان $t+1$ به روز می‌کند؛ به عبارت دیگر، با توجه به اینکه بخشی از عامل‌ها عقلانیت محدود شده دارند، تصمیماتی که در دوره t برای k دوره بعدی برنامه‌ریزی کرده‌اند را در هر دوره اصلاح می‌کنند. در دوره $t+1$ ، برنامه‌های مربوط به $k-1$ دوره بعد، در دوره $t+2$ برنامه‌های مربوط به $k-2$ دوره بعد و الی آخر را مورد بازنگری قرار می‌دهند. از آنجا که بازنگری تصمیمات از طریق به روز رسانی توابع ارزش در هر دوره بر اساس اطلاعات به‌دست آمده از گذشته انجام می‌شود، پیامدهای تصمیم‌گیری در هر دوره ادامه‌دار بوده و تصمیمات برنامه‌ریزی عامل‌ها در هر دوره در برنامه‌های دوره بعدی آنها نیز مؤثر خواهد بود.

1. staggered fashion

2. fully-state contingent plans

بنابراین پویایی‌های تعادل می‌تواند به دو جزء تجزیه شود: جزء سیکلی، که به وسیله رفتار آینده‌نگر عامل‌ها و جزء روندی، که با توجه به روش به روز رسانی باور عامل‌ها در مورد توابع ارزش خود، تعیین می‌شوند. در ادامه به ارایه بلوک‌های غیرسیاستی و سیاستی مدل پرداخته می‌شود.

خانوار

اقتصاد از تعداد زیادی از خانوارهای همسان تشکیل شده است که درآمد خود را در یک افق محدود به‌دست آورده و هزینه می‌کنند. در هر زمان t ، خانوار i به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری خود است، با این فرض که خانوار در یک برنامه‌ریزی رو به جلوی مشخص، تنها برای k دوره مشارکت می‌کند، بدان مفهوم که در دوره‌ی t (و با توجه به حالت s_t در آن زمان)، مقادیر وابسته به وضعیت موجود $\{C_t^i(s_t)\}$ را تنها برای حالت‌های احتمالی s_t که ممکن است در زمان‌های $t \leq \tau \leq t+k$ به‌دست آیند، انتخاب می‌کند. تابع هدف خانوار با افق زمانی محدود به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$E_t^k \left[\sum_{\tau=t}^{t+k} \beta^{\tau-t} u \left(C_{\tau}^i, \frac{M_{\tau}^i}{P_{\tau}}; \xi_{\tau} \right) + \beta^{k+1} v(w_{t+k+1}^i; s_{t+k}) \right] \quad (1)$$

که در آن C_{τ}^i مخارج خانوار i در دوره‌ی τ در خصوص یک کالای ترکیبی است. H_{τ}^i ساعات کاری در دوره‌ی τ ، w_{τ}^i ارزش اسمی ثروت خانوار به‌صورت مجموع اوراق اسمی یک دوره‌ای و تراز حقیقی پول نگهداری شده توسط خانوار و ξ_{τ} بردار اختلالات برون‌زا می‌باشد، که می‌تواند اختلالات مربوط به مخارج جاری ضروری یا عدم مطلوبیت حاصل از کار را شامل شود. هدف خانوار، حداکثر ارزش حال تابع مطلوبیت در رابطه (۱) برای k دوره افق برنامه‌ریزی خود با توجه به قید بودجه می‌باشد. محدودیت بودجه خانوار به قرار زیر است:

$$B_{\tau+1}^i + \frac{M_{\tau+1}^i}{P_{\tau+1}} = (1+i_{\tau}) \left[B_{\tau}^i / \Pi_{\tau} + Y_{\tau} - C_{\tau} + \frac{M_{\tau}^i}{P_{\tau}} \right] \quad (2)$$

برای هر دوره $\tau < t$ برقرار است که $\Pi_{\tau} \equiv P_{\tau} / P_{\tau-1}$ نرخ تورم نهایی بین دوره‌ی $\tau-1$ و τ می‌باشد.

در این مدل فرض شده است که یادگیری سازگار (تطبیقی) توابع ارزش با به‌روزرسانی باورها و به‌دست آوردن تابع ارزش از طریق تجربه عامل‌ها اتفاق می‌افتد.

$$v_{t+1}(W) = \gamma v_t^{\text{est}}(W) + (1-\gamma)v_t(W)$$

در اینجا پارامتر یادگیری عایدی ثابت $0 < \gamma < 1$ ، نشان‌دهنده‌ی نرخ است که در آن اختلاف میان تابع ارزش فرضی و برآورد جدید، به وسیله‌ی تعدیل تابع ارزش فرضی تصحیح می‌شود. در حقیقت بیانگر وزنی است که خانوار به تخمین فعلی از عرض از مبدأ لگاریتمی خطی

شده مقدار نهایی ثروت در زمان t می‌دهد. v_t^{est} بیانگر عرض از مبدأ به روز شده‌ای است که خانوار بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده در دوره t محاسبه می‌کند. همچنین با توجه به تئوری افق زمانی مطرح شده توسط وودفورد، می‌توان تولید کل را به‌صورت مجموع تولید سیکلی ($\tilde{y}_t$) و تولید روندی ($\bar{y}_t$) نوشت:

$$y_t = \tilde{y}_t + \bar{y}_t$$

نتایج حاصل از لگاریتمی-خطی سازی برنامه بهینه خانوارها و پویایی‌های یادگیری آنها، معادلات منحنی IS (معادله (۳)) و تقاضای تراز حقیقی پول (معادله (۴)) به قرار ذیل است:

$$y_t - \bar{y}_t^* = \rho E_t[y_{t+1} - \bar{y}_{t+1}^* - \bar{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} [(\hat{i}_t - \bar{i}_t) - \rho E_t(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1})] \quad (3)$$

که در آن:

y_t تولید کل، $\bar{y}_t^*$ شوک تقاضا، $\bar{y}_t$ جزء روند تولید (تولید روند)، ρ پارامتر ناهمگنی در افق برنامه‌ریزی توسط عامل‌ها، $E_t[y_{t+1} - \bar{y}_{t+1}^* - \bar{y}_{t+1}]$ مقدار مورد انتظار تولید سیکلی آتی، σ پارامتر عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، $\hat{i}_t$ نرخ بهره کل، $\bar{i}_t$ جزء روند نرخ بهره (نرخ بهره روند) و $E_t(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1})$ مقدار مورد انتظار تورم سیکلی آتی می‌باشد.

$$\hat{m}_t - \bar{\hat{m}}_t = \frac{\sigma}{b} (y_t - \bar{y}_t^* - \bar{y}_t) - \frac{1}{b} (\hat{i}_t - \bar{i}_t) \quad (4)$$

$\hat{m}_t$ تقاضای کل برای تراز حقیقی پول ($m_t = \frac{M_t}{P_t}$)، $\bar{\hat{m}}_t$ جزء روند تقاضا برای تراز حقیقی پول (تقاضای پول روند و b عکس کشش تقاضای پول می‌باشد).

$$\bar{y}_t = -\frac{1}{\sigma(1-\rho)} [\bar{i}_t - \rho \bar{\pi}_t] + v_t \quad (5)$$

$\bar{\pi}_t$ جزء روند تورم (تورم روند)، v_t تابع ارزش فرضی برای خانوارها در دوره t می‌باشد.

$$\bar{\hat{m}}_t = \frac{\sigma}{b} \bar{y}_t - \frac{1}{b} \bar{i}_t \quad (6)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t^{est} + (1-\gamma) v_t$$

v_{t+1} تابع ارزش فرضی برای خانوارها در دوره $t+1$ ، γ پارامتر سرعت به روز رسانی تابع ارزش یا سرعت یادگیری از تجربه‌های گذشته توسط خانوارها، v_t^{est} تابع ارزش تخمینی و به روز رسانی شده توسط خانوارها بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده در دوره t بوده،

$$v_t^{est} = y_t - \bar{y}_t^* + \sigma \pi_t$$

که در آن π_t تورم کل می‌باشد.

متغیرها در معادلات به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات هستند. تولید کل و تقاضای کل برای تراز حقیقی پول در انحراف از "روند" نوشته شده است. روندها در طول زمان تغییر می‌کنند و با علامت یک "بار" روی یک متغیر نشان داده می‌شوند.

فرض می‌شود که شوک تقاضا از فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\xi_t^* = \rho_{\xi}^* \xi_{t-1}^* + \epsilon_{\xi}^*$$

معادله (۳)، مربوط به منحنی IS متفاوت از مدل نوکینزی متعارف می‌باشد؛ پارامتر ρ منعکس‌کننده ناهمگنی افق‌های برنامه‌ریزی در میان خانوارها در مقابل مقادیر انتظاری شکاف تولید سیکلی آتی اضافه شده است. همچنین با توجه به معادلات (۵ و ۶)، نوسانات تولید روند برخلاف مدل نوکینزی متعارف، برون‌زا نبوده و به تابع ارزش خانوارها بستگی دارد که به‌طور درون‌زا و بر اساس به روز رسانی باور آنها درباره توابع ارزش خود با استفاده از تجربه‌های گذشته، تعیین می‌شود.

بنگاه‌ها

بنگاه، قیمت P_t^f را از طریق حداکثر کردن تابع هدف بر اساس رابطه (۶) تعیین می‌کند. مانند بخش خانوار، فرض می‌شود که بنگاه تنها برای j دوره جلوتر برنامه‌ریزی کرده و با توجه به ارزیابی شرایط ممکن در دوره‌ی $t + j$ ، تابع ارزیابی منظور منظور حداکثر کردن سود و تعیین قیمت بهینه، برآورد می‌کند.

$$\hat{E}_t^f \left[\sum_{\tau=t}^{t+j} (\alpha\beta)^{\tau-t} \lambda_{\tau} H \left(P_t^f \bar{\Pi}^{\tau-t} / P_{\tau}; Z_{\tau} \right) + (\alpha\beta)^{j+1} \tilde{v} \left(P_t^f \bar{\Pi}^j / P_{t+j}; s_{t+j} \right) \right] \quad (7)$$

که در آن:

$\tilde{v}(r_{t+j}^f; s_{t+j})$ برآورد بنگاه از ارزش سودهای واقعی تنزیل شده از دوره‌ی $t+j+1$ به بعد، مشروط به حالت s_{t+j} در دوره‌ی $t+j$ است. بنگاه قیمت خود را در دوره‌های بین $t+1$ و $t+j+1$ بازبینی نمی‌کند و قیمت نسبی r_{t+j}^f در دوره $t+j$ را اعمال می‌کند. Z_{τ} یک بردار از متغیرهای اثرگذار بر سود بنگاه در تاریخ τ است که خارج از کنترل هر بنگاه می‌باشد.

پارامتر α درصدی از بنگاه‌ها است که در هر دوره قیمت‌های خود را بازنگری نمی‌کنند، پارامتر β نرخ ترجیحات زمانی مصرف کننده می‌باشد.

همچنین فرض شده توابع ارزش با توجه به فرآیند به روز رسانی باورها از طریق کسب تجربه توسط بنگاه‌ها به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{v}_{t+1}(r) = \tilde{\gamma} \tilde{v}_t^{\text{est}}(r) + (1-\tilde{\gamma}) \tilde{v}_t(r) \quad (8)$$

در اینجا پارامتر یادگیری عایدی ثابت $0 < \tilde{\gamma} < 1$ نشان‌دهنده‌ی نرخی است که در آن انحراف تابع ارزش فرضی و برآورد جدید با تعدیل تابع ارزش فرضی توسط بنگاه‌ها تصحیح می‌شود.

با توجه به تئوری افق زمانی مطرح شده توسط وودفورد، می‌توان تورم کل را به‌صورت مجموع تورم سیکلی و تورم روند نوشت:

$$\pi_t = \tilde{\pi}_t + \bar{\pi}_t$$

در نهایت بعد از لگاریتمی خطی معادلات، نتایج ذیل از بهینه‌سازی تصمیمات بنگاه‌ها در مدل نوکینزی با رویکرد افق برنامه‌ریزی محدود برای معادله فیلیپس به‌دست می‌آید:

$$\pi_t - \bar{\pi}_t = \kappa(y_t - s_t^* - \bar{y}_t) + \beta \rho E_t[\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}] \quad (9)$$

که در آن:

پارامتر κ شیب منحنی فیلیپس، متغیر s_t^* شوک عرضه می‌باشد.

$$\bar{\pi}_t = \frac{\kappa}{1-\beta\rho} \bar{y}_t + \frac{(1-\rho)(1-\alpha)\beta}{1-\beta\rho} \tilde{v}_t \quad (10)$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \tilde{\gamma} \tilde{v}_t^{\text{est}} + (1-\tilde{\gamma}) \tilde{v}_t \quad (11)$$

$\tilde{v}_{t+1}$ تابع ارزش فرضی برای بنگاه‌ها در دوره $t+1$ ، $\tilde{\gamma}$ پارامتر سرعت به روز رسانی تابع ارزش یا سرعت یادگیری از تجربه‌های گذشته توسط بنگاه‌ها، $\tilde{v}_t^{\text{est}}$ تابع ارزش تخمینی و به روز رسانی شده توسط بنگاه‌ها بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده در دوره t می‌باشد.

$$\tilde{v}_t^{\text{est}} = p_t^{*k} = (1-\alpha)^{-1} \pi_t$$

متغیرها به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات هستند. تورم کل در انحراف از «روند» نوشته شده است. s_t^* معرف شوک عرضه می‌باشد. فرض می‌شود که شوک عرضه از فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$s_t^* = \rho_s^* s_{t-1}^* + \epsilon_s^*$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، معادله (۹) مربوط به منحنی فیلیپس در این مدل متفاوت از معادله فیلیپس در مدل نوکینزی متعارف می‌باشد. پارامتر ρ منعکس‌کننده ناهمگنی افق‌های برنامه‌ریزی در میان عامل‌ها، در مقابل مقادیر انتظاری تورم سیکلی آتی قرار گرفته است. با توجه به معادلات (۱۰ و ۱۱)، انحرافات تورم روند از وضعیت باثبات برخلاف مدل نوکینزی متعارف، برون‌زا نبوده و به تابع ارزش بنگاه‌ها بستگی دارد که به‌طور درون‌زا و بر اساس به روز رسانی باور آنها درباره توابع ارزش خود با استفاده از تجربه‌های گذشته، تعیین می‌شود.

بانک مرکزی

نرخ یا کمیت ابزار سیاست پولی، متغیری است که سیاست‌گذار پولی با توجه به اطلاعاتی که در مورد وضعیت اقتصادی دارد، برای مدیریت اقتصاد کلان تنظیم می‌کند و از این منظر، متغیری درون‌زا است. در بخش وسیعی از ادبیات موضوع این نوع نگرش وجود دارد که می‌توان قاعده سیاست پولی را نحوه تعدیل متغیر ابزاری (به‌طور معمول نرخ بهره کوتاه‌مدت، پایه پولی یا نرخ ارز) در واکنش به متغیرهای اقتصادی هدف شده بانک مرکزی دانست. نوع اهداف سیاستی و اولویت بندی اهداف تأثیر زیادی بر نحوه اجرای سیاست پولی دارد. از منظر بانک مرکزی ج.ا.ا،

«مهم‌ترین اهداف سیاست‌های کلان اقتصادی به‌طور اعم و سیاست‌های پولی، ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال است». متغیرهایی که می‌توانند در حکم ابزار سیاست پولی قرار گیرند عبارتند از: نرخ سود بانکی (مانند نرخ موزون تسهیلات)، پایه پولی یا اجزای آن، سقف‌های اعتباری و نرخ‌های ذخیره قانونی. در ایران به ندرت از نرخ‌های ذخیره قانونی برای هدایت سیاست پولی استفاده شده و چند سال است که سقف اعتباری اعمال نمی‌شود، اما دیگر متغیرها مانند نرخ سود بانکی، حداقل در برخی دوره‌ها به‌عنوان ابزار سیاستی فعال بوده اند. پایه پولی و اجزای آن که بالقوه تحت کنترل بانک مرکزی است، اصلی‌ترین ابزار اعلام شده سیاست پولی در کشور می‌باشد. همچنین اگر فرض رفتاری آن باشد که نرخ‌های سود بانکی نقش محدودی در سیاست‌گذاری پولی در ایران ایفا می‌کند و نرخ سود بانکی ابزار اولیه اجرای سیاست پولی نیست، حجم پول، گزینه مناسب دیگری برای تصریح ابزار در تابع واکنشی سیاست‌گذار پولی می‌باشد. این تصریح با اهداف میانی اعلام شده بانک مرکزی همخوانی بیشتری دارد، لذا در این مطالعه، فرض می‌شود که بانک مرکزی بر اساس قاعده مک کالم رشد حجم پول را در واکنش به تغییرات شکاف تولید و تورم از مقادیر تعادلی آنها، تغییر می‌دهد. فرم لگاریتمی - خطی شده قاعده پولی بانک مرکزی به‌صورت رابطه (۱۲) تعریف شده است.

$$\mu_t - \bar{\mu}_t = \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \phi_y(y_t - \bar{y}_t) + \mu_t^* \quad (12)$$

که در آن:

μ_t رشد حجم پول اسمی یا رشد پایه پولی، $\bar{\mu}_t$ جزء روند رشد پایه پولی یا رشد پایه پولی روند، ϕ_π ضریب اهمیت شکاف تورم سیکلی در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی، ϕ_y ضریب اهمیت شکاف تولید سیکلی در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی و μ_t^* شوک پولی می‌باشد.

$$\bar{\mu}_t = \bar{\phi}_\pi \bar{\pi}_t + \bar{\phi}_y \bar{y}_t \quad (13)$$

$\bar{\phi}_\pi$ ضریب اهمیت شکاف تورم روند در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی، $\bar{\phi}$ ضریب اهمیت شکاف تولید روند در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی می‌باشد.

$$\mu_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \pi_t \quad (14)$$

$$\bar{\mu}_t = \overline{\hat{m}}_t + \bar{\pi}_t$$

متغیرها به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات هستند. تورم کل در انحراف از «روند» نوشته شده است. μ_t^* معرف شوک پولی می‌باشد. فرض می‌شود شوک پولی (μ_t^*) از یک فرآیند خود رگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$\mu_t^* = \rho_\mu \mu_{t-1}^* + \epsilon_\mu^*$$

در تمام معادلات از معادله (۳) تا معادله (۱۴)، متغیرهای روند انحراف از حالت پایدار غیرتصادفی هستند، به طوری که این روندها می‌توانند حرکات فرکانس بسیار پایین را در این متغیرها منعکس کنند، اما نه آنهایی که با تغییر در حالت پایدار مدل مرتبط هستند. با توجه به حل معادلات حاصل از بهینه‌یابی رفتار عامل‌ها و قاعده پولی بانک مرکزی، سیستم معادلات تعیین کننده تولید و تورم سیکلی به صورت ذیل خواهد بود:

$$\tilde{H}_t = \rho M \cdot E_t[\tilde{H}_{t+1}] + N \cdot u_t \quad (15)$$

که در آن:

$$\tilde{H}_t = (\tilde{y}_t - \xi_t^*, \tilde{\pi}_t) \quad \text{و} \quad u_t = (\mu_t^* + \phi_y \xi_t^*, \xi_t^* - s_t^*)$$

و ماتریس‌های ضرایب N و M و مقدار پارامتر δ به صورت ذیل می‌باشد:

$$M = \frac{1}{\delta} \begin{pmatrix} \sigma & 1 + b\beta(\phi_\pi - 1) \\ \kappa \sigma & \kappa + \beta(2\sigma - b\phi_y) \end{pmatrix} \quad \text{و} \quad N = \frac{1}{\delta} \begin{pmatrix} b & b\kappa(\phi_\pi - 1) \\ \kappa b & \kappa(2\sigma - b\phi_y) \end{pmatrix}$$

$$\delta = 2\sigma - b\phi_y - b\kappa(\phi_\pi - 1)$$

مقادیر ماتریس‌های N و M به پارامترهای ساختاری مدل از جمله پارامترهای مربوط به قاعده سیاست پولی ϕ_y و ϕ_π بستگی دارد. هر چه واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات تولید سیکلی (ϕ_y) و تورم سیکلی (ϕ_π) بیشتر باشد، تورم و تولید سیکلی حساسیت بیشتری به مقادیر آتی مورد انتظار خود نشان می‌دهند. از سیستم معادلات فوق می‌توان دریافت که مقادیر سیکلی متغیرها به مقادیر شوک‌های وارد شده به اقتصاد بستگی داشته و مستقل از مقادیر روند تولید، روند تورم و نرخ سیاست پولی می‌باشد.

با توجه به حل معادلات حاصل از بهینه‌یابی رفتار عامل‌ها و قاعده پولی بانک مرکزی، سیستم معادلات تعیین کننده تولید و تورم روند به صورت ذیل خواهد بود:

$$\bar{H}_t = \Lambda \bar{H}_{t-1} + (1-\rho) Q H_{t-1} \quad (16)$$

که در آن:

$$\Lambda = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} (1-\beta\rho) [\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y] (1-\gamma) - \kappa(b\bar{\phi}_\pi + \rho)(1-\tilde{\gamma}) & (1-\beta\rho)(b(\bar{\phi}_\pi - 1) + \rho)(\gamma - \tilde{\gamma}) \\ -\kappa [\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y] (\gamma - \tilde{\gamma}) & -\kappa(1-\gamma)(b\bar{\phi}_\pi + \rho) + (1-\beta) [\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y] (1-\tilde{\gamma}) \end{bmatrix}$$

و

$$Q = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \sigma(1-\beta\rho) & (1-\beta\rho) + \beta \frac{\tilde{\gamma}}{\gamma} (b(\bar{\phi}_\pi - 1) + \rho) \\ \sigma \kappa & \kappa + \beta \frac{\tilde{\gamma}}{\gamma} [\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y] \end{bmatrix}$$

$$\Delta = (1 - \beta\rho)[\sigma(2 - \rho) - b\bar{\Phi}_y] - \kappa(b(\bar{\Phi}_\pi - 1) + \rho)$$

از معادله (۱۶) می‌توان استنباط کرد که با توجه به وابسته بودن مقادیر ماتریس Λ به پارامترهای ساختاری مدل مانند $\bar{\Phi}_\pi$ ، $\bar{\Phi}_y$ ، مقادیر تولید روند و تورم روند به نحوه واکنش سیاست پولی به نوسانات این متغیرها بستگی دارد.

با توجه به اینکه مقدار سیکلی هر متغیر برابر با اختلاف مقدار کل و روند آن متغیر می‌باشد:

$$\bar{H}_t = H_t - \bar{H}_t$$

بنابراین می‌توان سیستم معادلات (۱۶) را به صورت ذیل نوشت:

$$\bar{H}_t = [\Lambda + (1-\rho) \gamma Q] \bar{H}_{t-1} + (1-\rho) \gamma Q \bar{H}_{t-1} \quad (17)$$

بنابراین مقادیر تولید روند و تورم روند به مقادیر سیکلی گذشته آنها بستگی دارد.

تبادل کل مدل از سیستم آینده نگر تعیین کننده اجزای سیکلی (۱۵) و سیستم گذشته نگر تعیین کننده اجزای روند مدل (۱۷) به دست می‌آید. با توجه به مستقل بودن مقادیر سیکلی از باور عامل‌ها درباره مقادیر روند، می‌توان مقادیر سیکلی را با حل سیستم معادلات (۱۵) برای متغیرهای سیکلی به دست آورد و سپس با استفاده از این مقادیر، روند متغیرها در سیستم معادلات (۱۷) را تعیین کرد.

اثری که متغیرهای سیکلی بر متغیرهای روند دارند، به چند عامل و پارامتر اصلی بستگی

دارد:

۱- افق برنامه‌ریزی عامل‌ها (ρ): هرچه مقدار این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، سهم کمتری از عامل‌ها دارای افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت هستند و آثار نوسانات متغیرهای سیکلی بر متغیرهای روند کمتر خواهد بود. در حقیقت روندها در مقادیر متناظر با وضعیت باثبات خود ثابت می‌مانند و و پویایی‌های سیکلی مدل مشابه با مدل نوکینزی متعارف خواهد شد.

۲- سرعتی که عامل‌ها توابع ارزش خود را به روز می‌کنند (γ): اگر مقدار $\gamma = \tilde{\gamma}$ در نظر گرفته شود؛ به این مفهوم که خانوارها و بنگاه‌ها با سرعت مشابهی توابع ارزش خود را به روز می‌کنند. هرچه عامل‌ها توابع ارزش خود را سریعتر به روز کنند (γ به یک نزدیک‌تر باشد)، واکنش متغیرهای روند به نوسانات سیکلی بیشتر خواهد بود.

۳- میزان واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات در متغیرهای روند ($\bar{\Phi}_\pi$ ، $\bar{\Phi}_y$): در حقیقت ضرایب واکنش سیاست پولی بلندمدت، ماندگاری این روند از طریق تحت تأثیر قرار دادن مقادیر گذشته سیکلی (ماتریس Q) تحت تأثیر قرار می‌دهد. هر چقدر ابزار سیاست پولی واکنش شدیدتری به نوسانات تورم روند داشته باشد ($\bar{\Phi}_\pi$ بزرگ‌تر)، تورم روند و تولید روند حساسیت بیشتری به نوسانات در تورم و تولید سیکلی نشان خواهند داد. هر چقدر ابزار سیاست پولی واکنش شدیدتری به نوسانات تولید روند داشته باشد ($\bar{\Phi}_y$ بزرگ‌تر)، حساسیت تورم روند به

نوسانات در تولید سیکلی بیشتر ولی به نوسانات در تورم سیکلی کمتر می‌شود و همچنین حساسیت تولید روند به نوسانات در تولید و تورم سیکلی بیشتر خواهد شد.

۵- داده‌ها، تخمین مدل‌ها و بررسی نتایج

داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های فصلی تعدیل شده مربوط به اقتصاد ایران شامل متغیرهای: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵، شاخص قیمت مصرف‌کننده و پایه پولی از فصل دوم سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۱ استفاده شده است. با توجه به آن که همه متغیرها در الگو به صورت لگاریتم نسبت هر متغیر به وضعیت پایدار تعریف شده‌اند، نرخ رشد متغیرها بر اساس ادبیات مکتب نوکینزی بر اساس لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار گذشته آن به دست آمده است.

مدل‌ها

به منظور بررسی تأثیر متفاوت بودن سرعت به روز رسانی تابع ارزش توسط خانوارها (۷) در مقایسه با سرعت به روز رسانی تابع ارزش توسط بنگاه‌ها (۷) و همچنین بررسی تأثیر متفاوت بودن واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم سیکلی (ϕ_π, ϕ_y) در مقایسه با واکنش به نوسانات تولید و تورم روند ($\bar{\phi}_\pi, \bar{\phi}_y$) بر نتایج حاصل از الگوی نوکینزی با افق زمانی محدود و مقایسه آن با الگوی نوکینزی متعارف، ۴ مدل به شرح جدول (۱) برآورد شده که در ادامه به توضیح آنها پرداخته شده است:

جدول ۱. پارامترهای کلیدی در مدل‌های تخمین زده شده مختلف

مدل	تعریف مدل	پارامترهای کلیدی تخمین زده شده	پارامترهای ثابت	پارامترهای لحاظ نشده
۱	نوکیزی متعارف (کاملاً آینده نگر و عقلایی)	ϕ_π, ϕ_y	$\rho=1$	$\rho, \gamma, \bar{\phi}_\pi, \bar{\phi}_y$
۲	مدل افق زمانی محدود-پایه	$\rho, \gamma, \phi_\pi, \phi_y$	$\gamma = \tilde{\gamma}$ $\phi_y = \bar{\phi}_y$ $\phi_\pi = \bar{\phi}_\pi$	—
۳	مدل افق زمانی محدود- $\tilde{\gamma}$	$\rho, \gamma, \tilde{\gamma}, \phi_\pi, \phi_y$	$\phi_y = \bar{\phi}_y$ $\phi_\pi = \bar{\phi}_\pi$	—
۴	مدل افق زمانی محدود- $\bar{\phi}$	$\rho, \gamma, \phi_\pi, \phi_y, \bar{\phi}_\pi, \bar{\phi}_y$	$\gamma = \tilde{\gamma}$	—

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: در تمام مدل‌ها، $\alpha = ۰,۷۵$ به عنوان پارامتر ثابت لحاظ گردیده است.

مدل اول مربوط به مدل نوکیزی (که در آن همه عامل‌ها رویکرد کاملاً آینده‌نگرانه دارند) با سه شوک و قاعده پولی می‌باشد. این مدل با $\rho=1$ سازگار است. بقیه مدل‌ها نسخه‌هایی از مدل با افق محدود زمانی هستند. در مدل دوم، مدل افق زمانی محدود - پایه فرض شده است که پارامتر یادگیری با عایدی ثابت (γ) میان خانوارها و بنگاه‌ها یکسان است. همچنین ضرایب واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم روند و نوسانات سیکلی کوتاه‌مدت یکسان فرض شده است ($\phi_\pi = \bar{\phi}_\pi$ و $\phi_y = \bar{\phi}_y$). در مدل سوم، مدل افق زمانی محدود - $\tilde{\gamma}$ ، فرض شده است که خانوارها و بنگاه‌ها با سرعت‌های متفاوتی اقدام به یادگیری و به روزرسانی توابع ارزش خود می‌کنند. در مدل چهارم، مدل افق زمانی محدود - $\bar{\phi}$ ، پارامترهای واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات در تولید و تورم روند متفاوت از پارامترهای واکنش به نوسانات سیکلی این متغیرها لحاظ شده است.

برآورد پارامترها

به‌طور کلی، برآورد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در دهه‌های اخیر، با رویکرد بیزی انجام گرفته است. تحلیل بیزی به عنوان جایگزینی برای آمار کلاسیک بوده و یکی از رویکردهای جایگزین برای تکنیک‌های برآورد حداکثر راستنمایی، این رویکرد می‌باشد (بیات و افشاری، ۱۳۹۶). در این مطالعه از رویکرد بیزی با سیستم معادلات فضا - حالت گاسین خطی با

الگوریتم نمونه‌گیری مونت کارلو زنجیره‌ای به پیروی از هرست و اسکارفید^۱ (۲۰۱۴) و زبان‌های برنامه نویسی پایتون نسخه ۳٫۶ (۹۰ درصد از کدهای برنامه‌نویسی برای مدل) و فورترن (حدود ده درصد از کدها) برای ساخت مدل‌ها و برآورد پارامترهای ساختاری در آنها استفاده شده است. سیستم معادلات فضا-حالت معمولاً برای الگوهای سری زمانی پویایی به کار می‌روند که در خود متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده دارند (مانند مقادیر انتظاری متغیرها). الگوی حالت - فضا شامل دو معادله‌گذار^۲ (معادله حالت) و معادله اندازه‌گیری^۳ می‌باشد؛ معادله اندازه‌گیری یا قابل مشاهده معادله‌ای است که رابطه بین متغیرهای مشاهده شده (داده‌ها) و متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده را توضیح می‌دهد. معادله‌گذار معادله‌ای است که پویایی‌های متغیرهای حالت را توضیح می‌دهد. معادله‌گذار شکلی از یک معادله تفاضلی مرتبه اول در بردار حالت است. به‌طور کلی الگوی فضا - حالت به‌صورت ذیل می‌باشد:

$$Y_t = H_t \beta_t + A_t z_t + e_t \quad (\text{معادله اندازه‌گیری})$$

$$\beta_t = \mu + F \beta_{t-1} + v_t \quad (\text{معادله گذار})$$

$$e_t \sim \text{i.i.d.} N(0, R),$$

$$v_t \sim \text{i.i.d.} N(0, Q),$$

که در آن y_t یک بردار $n \times 1$ از متغیرهای مشاهده شده در زمان t است. β_t برداری $k \times 1$ از متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده می‌باشد. H_t یک ماتریس $n \times k$ است که بردار مشاهده شده و غیرقابل مشاهده β را به یکدیگر مرتبط می‌سازد. z_t یک بردار $r \times 1$ از متغیرهای برون‌زا یا متغیرهای مشاهده شده از قبل معین است. μ و v_t بردارهای $k \times 1$ هستند. عناصر ماتریس H_t می‌تواند یا داده‌های مربوط به متغیرهای برون‌زا یا پارامترهای ثابت باشد. با نوشتن یک الگوی سری زمانی به شکل الگوی حالت - فضا، می‌توان فیلتر کالمن را برای استنباط در مورد بردار متغیرهای حالت β_t به شرط پارامترهای الگو و مجموعه اطلاعات مناسب به کار برد. الگوریتم فیلترگیری پایه و هموارسازی همانند الگوریتم‌های ارائه شده در قبل با کمی تعدیل است.

لذا برآورد بیزی از طریق سیستم فضا - حالت، نیازمند تعریف معادلات حالت یا گذار (معادلاتی که پویایی‌های متغیرهای حالت را توضیح می‌دهد) و معادلات مربوط به تعریف متغیرهای قابل مشاهده یا قابل اندازه‌گیری (معادلاتی که بین متغیرهای حالت و متغیرهای قابل مشاهده، ارتباط برقرار می‌کند) است. معادلات حالت (گذار) در این مطالعه شامل معادلات (۳) الی (۱۴) می‌باشد.

1. Herbst and Schorfheide

2. transition equation

3. measurement equation

معادلات اندازه‌گیری یا قابل مشاهده برای مدل با پیروی از مطالعه انجام شده توسط ادوارد و همکاران (۲۰۲۰) به صورت ذیل تعریف شده است:

$$Ygr_t = y^Q + y_t - y_{t-1}$$

$$Inf_t = \pi^A + 4 * \pi_t$$

$$Mog_t = Mo^A + 4 * Mo_t$$

که در آن: Ygr_t نرخ رشد تولید در دوره t ، Inf_t تورم در دوره t و Mog_t نرخ رشد حجم پول در دوه t می‌باشد.

y^Q ، π^A و Mo^A به ترتیب متوسط رشد تولید ناخالص داخلی، متوسط تورم و متوسط رشد حجم پول می‌باشد.

برای تخمین پارامترها به روش بیزین، لازم است که ابتدا پارامترها مقداری شده و نوع توزیع چگالی احتمال پیشین و میانگین پیشین مشخص شود. در این بخش، نتایج حاصل از تخمین پارامترها به صورت میانگین و انحراف معیار مربوط به توزیع احتمال‌های پسین برای هر یک از مدل‌ها در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. برآورد پارامترهای الگو

نام پارامتر	تعریف	نوع توزیع پیشین	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین			
					نوکیتری متعارف	افق زمانی - پایه	افق زمانی محدود - Φ	افق زمانی محدود - $\tilde{\gamma}$
y^Q	متوسط رشد تولید	نرمال	۰/۵	محاسبه محقق براساس داده‌های اقتصاد ایران	۰/۷۴ (۰/۰۴)	۰/۷۲ (۰/۰۸)	۰/۷۱ (۰/۰۸)	۰/۷۴ (۰/۰۴)
π^A	متوسط تورم	نرمال	۴	محاسبه محقق براساس داده‌های اقتصاد ایران	۴/۳۵ (۰/۷۵)	۴/۰۳ (۰/۹۱)	۴/۳۱ (۰/۷۵)	۴/۲۹ (۰/۹)
Mo^A	متوسط رشد پایه پولی	نرمال	۴	محاسبه محقق براساس داده‌های اقتصاد ایران	۴/۱۳ (۰/۷۱)	۴/۱۸ (۰/۶۸)	۴ (۰/۷۱)	۴/۱۶ (۰/۷۱)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	گاما	۲	(گاست و همکاران، ۲۰۲۲)	۱/۰۸ (۰/۰۱)	۱/۲۶ (۰/۵۳)	۱/۴۵ (۰/۷۳)	۱/۰۹ (۰/۰۳)
β	نرخ ترجیحات زمانی	بتا	۰/۹۷	(توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۸۸	۰/۹۴	۰/۸۹	۰/۹۴

نام پارامتر	تعریف	نوع توزیع پیشین	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین		
					نوکینزی متعارف	افق زمانی - پایه	افق زمانی محدود - $\tilde{\gamma}$
	مصرف کننده				(۰/۱۸)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)
b	عکس کشش تقاضای پول	گاما	۱/۴	(توکلیان، ۱۳۹۱)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)
ρ	تعیین کننده ناهمگنی در طول افق برنامه ریزی عامل ها	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	(۰/۰۲)	(۰/۸۲)	(۰/۸۴)
γ	سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط خانوارها	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۲)	(۰/۲۳)	(۰/۳۰)	(۰/۲۱)
$\tilde{\gamma}$	سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط پنگاه ها	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)			(۰/۱۲)
k	شیب منحنی فیلپس	گاما	۰/۰۵	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	(۰/۰۳)	(۰/۰۲)	(۰/۰۶)
ϕ_{π}	ضریب اهمیت شکاف تورم سیکلی در تابع عکس العمل بانک مرکزی	نرمال	-۲/۴۴	(جوان و افشاری، ۱۳۹۷)	(۰/۲۶)	(۰/۲۱)	(۰/۲۲)
ϕ_y	ضریب اهمیت شکاف تولید سیکلی در تابع عکس العمل بانک مرکزی	نرمال	-۱/۸۴	(جوان و افشاری، ۱۳۹۷)	(۰/۱۹)	(۰/۱۶)	(۰/۱۷)
$\bar{\phi}_{\pi}$	ضریب اهمیت شکاف تورم روند در تابع عکس العمل بانک مرکزی	نرمال	-۲/۴۴	(جوان و افشاری، به پیروی از گاست و همکاران، ۲۰۲۰)			(۰/۲۸)
$\bar{\phi}_y$	ضریب اهمیت شکاف تولید روند در تابع عکس العمل بانک مرکزی	نرمال	-۱/۸۴	(جوان و افشاری، به پیروی از گاست و همکاران، ۲۰۲۰)			(۰/۱۳)

نام پارامتر	تعریف	نوع توزیع پیشین	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین			
					نوکییزی متعارف	افق زمانی - پایه	افق زمانی محدود- Φ	افق زمانی محدود- $\tilde{\gamma}$
ρ_{ξ}^*	ضریب اتورگرسیو تکانه تقاضا	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۰۶ (۰/۰۵)	۰/۱۸ (۰/۲۵)	۰/۳۶ (۰/۳۲)	۰/۱۶ (۰/۲۵)
ρ_s^*	ضریب اتورگرسیو تکانه عرضه	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۶۵ (۰/۱۶)	۰/۶۹ (۰/۰۸)	۰/۷۸ (۰/۱۰)	۰/۶۸ (۰/۱۳)
ρ_{μ}^*	ضریب اتورگرسیو تکانه عرضه	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۶۱ (۰/۰۵)	۰/۸۴ (۰/۰۵)	۰/۸۷ (۰/۰۵)	۰/۸۴ (۰/۰۶)
σ_{ξ}^*	انحراف استاندارد تکانه تقاضا	معکوس گاما	۰/۴۵۳	—	۰/۹۳ (۱/۷۵)	۰/۸۲ (۱/۷۳)	۰/۵۴ (۱/۷۴)	۰/۷۲ (۱/۷۵)
σ_s^*	انحراف استاندارد تکانه عرضه	معکوس گاما	۰/۴۵۳	—	۱/۳۶ (۱/۹۸)	۱/۷۴ (۱/۷۳)	۰/۹۶ (۱/۴۵)	۰/۹۸ (۱/۷۵)
σ_{μ}^*	انحراف استاندارد تکانه پولی	معکوس گاما	۰/۴۵۳	—	۰/۸۴ (۱/۳۳)	۰/۵۴ (۱/۷۱)	۰/۶۱ (۱/۶۹)	۰/۷۸ (۱/۷۲)
Log MDD	لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها				-۱۲۸۲/۴۵	-۱۲۲۸/۷	-۱۲۱۷/۷۳	-۱۲۵۹/۹۵

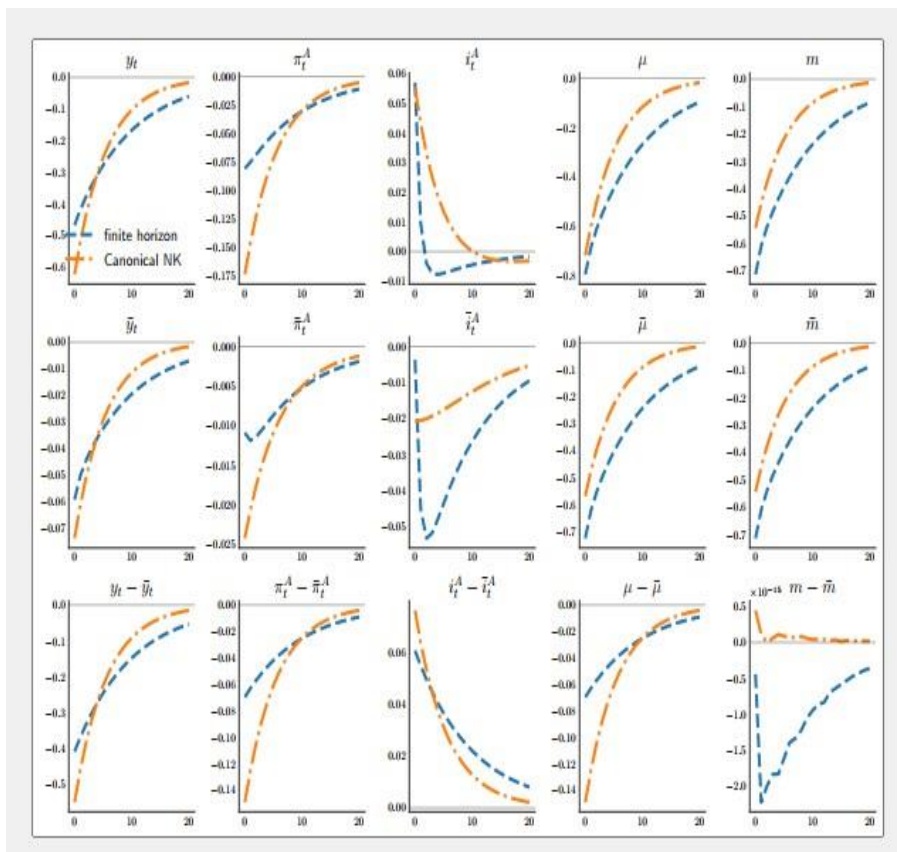
منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج حاصل از برآورد پارامترها با توجه به جدول (۲) نشان می‌دهد که تخمین‌های پارامتر مربوط به طول افق برنامه‌ریزی توسط عامل‌ها (ρ) در اشکال مختلف مدل افق زمانی محدود، کمتر از یک برآورد شده است. بدین مفهوم که بخشی از عامل‌ها افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت دارند. این کاهش در درجه رفتار کاملاً آینده نگرانه عامل‌ها، واکنش تولید به صورت انحراف از وضعیت باثبات آن به نوسانات در رشد پایه پولی و واکنش تورم به نوسانات سیکلی در اقتصاد را کاهش می‌دهد؛ بدین مفهوم که در صورت وقوع شوک سیاست پولی، واکنش اولیه تولید و تورم به شوک پولی در مدل افق زمانی محدود کمتر از مدل نوکییزی متعارف که در آن همه عامل‌ها کاملاً آینده‌نگر هستند، می‌باشد.

همچنین جدول (۲) نشان می‌دهد که به‌روزرسانی آهسته توابع ارزش توسط عامل‌ها نقش مهمی در درک بهتر داده‌های تجمیعی دارد؛ به ویژه آنکه توزیع پیشین پارامتر γ مربوط به سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط خانوارها در تمام اشکال مربوط به مدل افق زمانی محدود کوچک است و میانگین توزیع پسین آن بین $0/18$ تا $0/3$ تخمین زده شده است. در مدل افق زمانی محدود- $\tilde{\gamma}$ ، میانگین توزیع پسین $\tilde{\gamma}$ $0/12$ است که با سرعت کمتر به‌روزرسانی توابع ارزش توسط بنگاه‌ها سازگار است، بنابراین خانوارها و بنگاه‌ها توابع ارزش خود را هنگام دسترسی به مشاهدات جدید با کسب تجربه، به آهستگی به‌روز می‌کنند. این کندی، منجر به ماندگاری بیشتر تمامی شوک‌ها شامل شوک‌های عرضه، تقاضا و پولی در مدل‌های افق زمانی محدود شده است. به‌ویژه میانگین برآورد شده p_{μ}^* در مدل کینزی پایه حدود $0/61$ و در مدل‌های افق زمانی محدود حدود $0/85$ می‌باشد.

واکنش پویا به شوک سیاست پولی انقباضی

در این بخش، واکنش‌های آنی متغیرهای تولید کل، تورم کل و رشد پایه پولی کل به تفکیک اجزای سیکل و روند این متغیرها به یک انحراف معیار کاهش در ϵ_{μ} (شوکل پولی انقباضی) در مدل افق زمانی محدود- $\bar{\phi}$ و نوکینزی متعارف در ایران در نمودار (۱) بررسی شده است. پارامترهای این مدل‌ها با توجه به ستون میانگین پسین جدول (۲) در بازه اطمینان نود درصد به‌دست آمده است.



نمودار ۱. واکنش‌های آنی متغیرها به شوک پولی انقباضی در مدل افق زمانی محدود- $\bar{\Phi}$ و نوکینزی متعارف در ایران
منبع: یافته‌های پژوهش.

نمودار (۱) نشان می‌دهد در اثر شوک پولی انقباضی به میزان یک انحراف معیار کاهش در عرضه پول توابع واکنش متغیرها در مدل نوکینزی متعارف و مدل با افق زمانی محدود متفاوت است، به‌طوری‌که: واکنش اولیه تولید و تورم کل، تولید و تورم روند، تولید و تورم سیکلی در مدل نوکینزی متعارف در مقایسه با مدل افق زمانی محدود- $\bar{\Phi}$ ، بیشتر است؛ یعنی در مدلی که کارگزاران افق زمانی محدود دارند، نوسانات در پی وقوع شوک پولی، کمتر است. نکته قابل بررسی دیگر، مقایسه ماندگاری اثر شوک پولی بر نوسانات متغیرها (انحرافات متغیرها از وضعیت باثبات آنها) در دو مدل می‌باشد. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای تولید و تورم کل و اجزای سیکل و روند آنها در زمان وقوع شوک در هر دو مدل،

کاهش یافته و سرعت بازگشت آنها به وضعیت باثبات بسیار آهسته می‌باشد، به طوری که پس از گذشت ۲۰ دوره هنوز به مقدار وضعیت باثبات خود نرسیده‌اند. در حقیقت متغیرها در مدل افق زمانی محدود- $\bar{\Phi}$ با تأخیر بیشتری در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف به سمت مقادیر باثبات خود همگرا می‌شوند. این امر حاکی از ماندگاری بیشتر آثار شوک پولی بر متغیرهای مذکور در مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف به دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته و تعدیل آهسته انحرافات متغیرهای روند از وضعیت باثبات آنها در این مدل می‌باشد. نتیجه این که در اثر وقوع شوک پولی در مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف، به دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته و تعدیل آهسته انحرافات متغیرهای روند از وضعیت باثبات آنها، نوسانات کمتر و ماندگاری بیشتر است.

واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم

با توجه به ضرایب تخمین زده شده مربوط به واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات تولید و تورم در جدول (۲)، رشد پایه پولی، واکنش نسبتاً کمتری به نوسانات سیکلی در تورم در تمام اشکال مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف دارد. واکنش رشد پایه پولی به انحرافات تورم سیکلی از مقدار وضعیت باثبات آن، برابر با $2/49$ - در مدل نوکینزی متعارف و $2/38$ - در مدل افق زمانی محدود-پایه، $2/19$ - در مدل افق زمانی- $\bar{\Phi}$ و $2/27$ - در مدل افق زمانی- $\tilde{\gamma}$ می‌باشد. واکنش رشد پایه پولی به نوسانات در تولید سیکلی، $1/91$ - در مدل نوکینزی متعارف، $1/73$ - در مدل افق زمانی-پایه، $1/62$ - در مدل افق زمانی- $\bar{\Phi}$ و $1/67$ - در مدل افق زمانی- $\tilde{\gamma}$ است، بنابراین در مدل‌های با افق زمانی محدود در مقایسه با مدل کینزی متعارف نیاز است که واکنش بانک مرکزی در مواجهه با شوک پولی در اقتصاد، کمتر تهاجمی باشد.

نکته مهم دیگر واکنش متفاوت بانک مرکزی به نوسانات سیکلی تولید و تورم و نوسانات در روند این متغیرها می‌باشد. با توجه به جدول (۲) در مدل افق زمانی محدود- $\bar{\Phi}$ ، ضریب واکنش بانک مرکزی به انحرافات تورم روند، $2/54$ - بیشتر از ضریب واکنش به انحرافات تورم سیکلی، $2/19$ - می‌باشد. همچنین ضریب واکنش بانک مرکزی به انحرافات تولید روند از مقدار وضعیت باثبات آن، $1/49$ - کمتر از واکنش به انحرافات تولید سیکلی، $1/62$ - است، بنابراین بانک مرکزی از طریق تغییر در رشد پایه پولی به نوسانات تورم روند به صورت تهاجمی تر در مقایسه با نوسانات تورم سیکلی واکنش نشان می‌دهد. همچنین واکنش بانک مرکزی به نوسانات کوتاه‌مدت تولید سیکلی در مقایسه با نوسانات تولید روند، تهاجمی تر است.

برازندگی مدل

ردیف آخر جدول (۲)، «لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها» برای چهار مدل برآورد شده را نشان می‌دهد که معیار سنجشی از متناسب بودن مدل‌ها با داده‌های پژوهش می‌باشد و مقدار آن حاصل جانی توالی الگوریتم مونت کارلو است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{LOG P}(Y) = \log \left(\int P(Y|\theta)P(\theta) d\theta \right)$$

مقدار کوچک‌تر شاخص لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها برای مدل افق زمانی محدود- Φ ، حاکی از برازش بهتر آن در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف و دو مدل دیگر از رویکرد افق زمانی محدود می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

محققان در سال‌های اخیر، فرض عامل‌ها با انتظارات کاملاً عقلایی و آینده‌نگر را با بسیاری از ویژگی‌های رفتاری مبتنی بر قضاوت‌های انسان و توانایی‌های شناختی حاصل از مطالعات تجربی و آزمایشگاهی در مدل‌های نوکینزی جایگزین کرده‌اند. خانوارها و بنگاه‌ها با رفتار گذشته‌نگر در افق زمانی محدود، با توجه به توابع ارزشی که تصمیم‌گیرندگان با میانگین‌گیری تجربیات گذشته خود در حالت‌های مختلف و تجربه آموخته شده از محیطی که ممکن است به‌طور ماندگار با حالت پایدار متفاوت باشد، برنامه بهینه کوتاه‌مدت را تنظیم می‌کنند.

برای دستیابی به این هدف، از مبانی نظری وودفورد (۲۰۱۸) که در آن کارگزاران بر اساس یک برنامه‌ریزی افق محدود تصمیم می‌گیرند، استفاده شده است. خانوارها و بنگاه‌ها برنامه بهینه کوتاه‌مدت را با توجه به توابع ارزشی که عامل‌ها با میانگین‌گیری از گذشته خود و تجربه کافی از فضای متفاوت با وضعیت باثبات آموخته‌اند، تنظیم می‌کنند. در این مقاله، با تخمین سه مدل نوکینزی با ویژگی‌های رفتاری، به ارزیابی توانایی این مدل‌ها در محاسبه نوسانات تورم، تولید و مقایسه آن با مدل نوکینزی متعارف در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۷:۲-۱۴۰۱:۴ پرداخته شده است.

مقدار پایین‌تر شاخص لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران مدل با افق زمانی محدود با یادگیری عامل‌ها، دارای برازش بهتری نسبت به مدل نوکینزی متعارف و دو مدل دیگر رویکرد افق زمانی محدود می‌باشد.

مقدار پارامتر مربوط به سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط عامل‌ها در تمام اشکال مربوط به مدل افق زمانی محدود کوچک بوده و بین ۰/۱۲ تا ۰/۳ برآورد شده است که نشان می‌دهد خانوارها و بنگاه‌ها توابع ارزش خود را هنگام دسترسی به مشاهدات جدید با کسب

تجربه، به آهستگی بهروز می‌کنند. همچنین نتایج نشان داده است که: اولاً، در صورت وقوع شوک سیاست پولی، واکنش اولیه تولید و تورم در مدل افق زمانی محدود کمتر از مدل نوکینزی متعارف است. ثانیاً، در مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف، به دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته و تعدیل آهسته انحرافات متغیرهای روند از وضعیت باثبات آنها، نوسانات کمتر و ماندگاری بیشتر است.

با توجه به موارد فوق، می‌توان دریافت که واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت متفاوت است. بانک مرکزی در مواجهه با شوک پولی واکنش کمتری به نوسانات سیکلی در تولید و تورم در تمام اشکال مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف داشته است. همچنین بانک مرکزی به‌طور تهاجمی تر نسبت به انحرافات تورم روند از مقدار وضعیت باثبات آن در مقایسه با انحرافات تورم سیکلی واکنش نشان می‌دهد. بالاخره واکنش بانک مرکزی به انحرافات تولید سیکلی در مقایسه با انحرافات تولید روند از مقدار وضعیت باثبات آن، تهاجمی‌تر می‌باشد.

طراحی مدل قابل انطباق با اقتصاد ایران از اهمیت ویژه‌ای برای پیش‌بینی آثار شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای اقتصادی برخوردار است. هر چند وارد کردن اقتصاد رفتاری و یادگیری عامل‌ها قدمی در دستیابی به این مهم می‌باشد، ولی به‌منظور بهبود مدل، پیشنهاد می‌شود ناهمگنی‌ها در رفتار عامل‌های اقتصادی شامل ثروت، پیش‌بینی قیمت با توجه به افق زمانی متفاوت عامل‌ها، وارد شود. از آنجا که در طراحی مدل مقاله از تراکم سرمایه و سرمایه‌گذاری تجرید شده است، پیشنهاد می‌شود این متغیرها در مدل افق زمانی محدود، وارد شده و امکان بررسی سرمایه‌گذاری و قیمت سرمایه فراهم شود.

پیوست^۱

با شرایط مرتبه اول و لگاریتمی خطی‌سازی معادلات، نتایج ذیل از بهینه‌سازی تصمیمات خانوارهای دارای یک افق برنامه‌ریزی J دوره‌ای در مدل نوکینزی با رویکرد افق برنامه‌ریزی محدود برای معادلات مخارج جاری و تقاضا برای نگهداری تراز حقیقی پول حاصل شده است:

$$y_t^j - \xi_t = E_t \left[y_{t+1}^{j-1} - \xi_{t+1} \right] - \frac{1}{\sigma} \left(i_t^j - E_t \pi_{t+1}^{j-1} \right) \quad (۱)$$

$$m_t^j = \frac{\sigma}{b} y_t^j - \frac{1}{b} i_t^j$$

۱. جزئیات بیشتر و کامل‌تر استخراج روابط و معادلات در رساله دکتری مهسا باقرزاده دانشگاه الزهرا (س) به‌راهنمایی خانم دکتر زهرا افشاری

در حالی که مخارج کلی و تقاضا برای نگهداری تراز حقیقی پول خانوارهای دارای افق برنامه‌ریزی با دوره‌ی صفر باید روابط ذیل را برقرار کند:

$$y_t^0 - \xi_t = -\frac{1}{\sigma} \hat{i}_t^0 \quad (۲)$$

$$m_t^0 = \frac{\sigma}{b} y_t^0 - \frac{1}{b} \hat{i}_t^0$$

به‌منظور لحاظ کردن ناهمگنی در طول افق برنامه‌ریزی میان خانوارها، فرض می‌شود که در هر دوره، نسبت ω_j از خانوارها دارای افق برنامه‌ریزی به طول j باشند:

$$y_t = \sum_j \omega_j y_t^j \quad (۳)$$

$$m_t^{\wedge} = \sum_j \omega_j m_t^{\wedge j} \quad (۴)$$

با توجه به پیچیدگی و بالا بودن ابعاد سیستم معادلات در رویکرد افق زمانی محدود، حالت خاصی که $\omega_j = (1-\rho)\rho^j$ به ازای $0 < \rho < 1$ است را در نظر می‌گیریم. آنگاه می‌توان از معادلات (۱) و (۲) برای دستیابی به معادله مخارج کل و معادله مربوط به تقاضا برای تراز حقیقی پول میانگین گرفت؛ در این صورت معادلات زیر حاصل خواهد شد:

$$y_t - \xi_t = \rho E_t[y_{t+1} - \xi_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} (\hat{i}_t - \rho E_t[\pi_{t+1}]) \quad (۵)$$

$$m_t^{\wedge} = \frac{\sigma}{b} y_t - \frac{1}{b} \hat{i}_t \quad (۶)$$

همچنین براساس تئوری افق زمانی مطرح شده توسط وودفورد (۲۰۱۸)، می‌توان تحول تعادلی پیش‌بینی شده‌ی متغیر درون‌زای y_t را به شکل جمع دو مؤلفه سیکلی و روندی نشان داد:

$$y_t = \tilde{y}_t + \bar{y}_t$$

$$m_t^{\wedge} = m_t^{\wedge} + \bar{m}_t$$

در هر کدام از این موارد علامت $(\sim)$ نشان‌دهنده‌ی مقدار سیکلی متغیر است، با فرض اینکه در تمامی شرایط $v_t = \tilde{v}_t = 0$ باشد. مؤلفه‌های با علامت بار نشان‌دهنده‌ی مقدار روندی متغیرها هستند که در نتیجه‌ی تغییرات $\tilde{v}_t$ و v_t ایجاد شده‌اند. تحولات متغیر $(\tilde{y}_t)$ برای تمام افق‌ها $j \geq 0$ را می‌توان با معادله (۸) توصیف کرد. برای محاسبه مقدار متغیر روند $(\bar{y}_t)$ ، باید اثراتی را بررسی کرد که روی متغیر درون‌زای اختلالات تابع ارزش اعمال می‌شود. مسیر متغیر $\{\tilde{y}_t\}$ باید در معادله (۵) صدق کند؛ به عبارت دیگر پویایی واقعی $\{y_t\}$ باید در رابطه ذیل صدق کند:

$$y_t - \xi_t - \bar{y}_t = \rho E_t[y_{t+1} - \xi_{t+1} - \bar{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} [(\hat{i}_t - \bar{i}_t) - \rho E_t(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1})] \quad (۷)$$

مسیر متغیر $\{\bar{m}_t^{\wedge}\}$ نیز باید در معادله (۶) صدق کند. به عبارت دیگر پویایی واقعی $\{m_t^{\wedge}\}$ رابطه ذیل را برقرار سازد:

$$\hat{m}_t - \overline{\hat{m}}_t = \frac{\sigma}{b} (y_t - \xi_t - \bar{y}_t) - \frac{1}{b} (\hat{i}_t - \bar{i}) \quad (8)$$

همچنین به ازای $j \geq 1$ ، معادلات مخارج جاری روند و تقاضای پول روند برای خانوارهای دارای یک افق برنامه‌ریزی j دوره‌ای باید روابط بازگشتی ذیل را برقرار کند:

$$\begin{aligned} \bar{y}_t^j &= \bar{y}_t^{j-1} - \frac{1}{\sigma} [\bar{i}_t^j - \bar{\pi}_t^{j-1}] \\ \overline{\hat{m}}_t^j &= \frac{\sigma}{b} \bar{y}_t^j - \frac{1}{b} \bar{i}_t^j \end{aligned} \quad (9)$$

افزون بر این، مخارج کلی روند و تقاضای پول روند برای خانوارهای دارای افق برنامه‌ریزی با دوره‌ی صفر باید در روابط ذیل صدق کند:

$$\begin{aligned} \bar{y}_t^0 &= -\frac{1}{\sigma} \bar{i}_t^0 + v_t \\ \overline{\hat{m}}_t^0 &= \frac{\sigma}{b} \bar{y}_t^0 - \frac{1}{b} \bar{i}_t^0 \end{aligned} \quad (10)$$

می‌توان سیستمی را که شامل روابط (۹) و (۱۰) است را به‌صورت بازگشتی حل کرد تا به کمک آن $\bar{y}_t^j$ و $\overline{\hat{m}}_t^j$ برای تمامی $j \geq 0$ به‌دست آورده شود.

می‌توان از معادلات (۹) و (۱۰) در افق‌های مختلف j میانگین گرفت؛ در این صورت خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \bar{y}_t &= -\frac{1}{\sigma(1-\rho)} [\bar{i}_t - \rho \bar{\pi}_t] + v_t \\ \overline{\hat{m}}_t &= \frac{\sigma}{b} \bar{y}_t - \frac{1}{b} \bar{i}_t \end{aligned} \quad (11)$$

همچنین با لگاریتمی-خطی سازی پویایی‌های یادگیری مربوط به خانوارها، نتایج ذیل حاصل شده است:

$$\begin{aligned} v_t^{\text{est}} &= y_t - \xi_t + \sigma \pi_t \\ v_{t+1} &= \gamma v_t^{\text{est}} + (1-\gamma) v_t \end{aligned} \quad (12)$$

بنگاه‌ها

از بهینه‌سازی با به‌دست آوردن شرایط مرتبه اول و لگاریتمی خطی سازی معادلات مربوط به تصمیمات بهینه بنگاه‌ها در مدل نوکینزی با رویکرد افق زمانی محدود، معادلات ذیل حاصل شده است:

$$\begin{aligned} \pi_t^j &= k y_t^j + \beta E_t \pi_{t+1}^{j-1} \\ \pi_t^0 &= k(y_t^0 - s_t) \end{aligned} \quad (13)$$

فرض می‌شود که در هر دوره نسبتی مانند $\tilde{\omega}_j$ از بنگاه‌ها نیز دارای افق‌های برنامه‌ریزی با طول j باشند، به گونه‌ای که دنباله $\{\omega_j, \tilde{\omega}_j\}$ در رابطه $\sum_j \omega_j = \sum_j \tilde{\omega}_j$ صدق کند. در حالت خاصی

که $\omega_j = \tilde{\omega}_j = (1-\rho)\rho^j$ به ازای $0 < \rho < 1$ باشد، آن گاه می‌توان از معادلات فوق نیز میانگین گرفت تا معادله فیلیپس حاصل شود:

$$\pi_t = k(y_t - s_t) + \beta \rho E_t \pi_{t+1} \quad (14)$$

همچنین می‌توان تحول تعادلی پیش‌بینی شده متغیر درون‌زای π_t را به شکل جمع دو مؤلفه سیکلی و روندی نشان داد:

$$\pi_t = \tilde{\pi}_t + \bar{\pi}_t$$

مسیر متغیر $\tilde{\pi}_t$ باید در معادله (۱۴) صدق کند. به عبارت دیگر، پویایی واقعی π_t باید در رابطه زیر صدق کند:

$$\pi_t - \bar{\pi}_t = \kappa (y_t - s_t - \bar{y}_t) + \beta \rho E_t [\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}] \quad (15)$$

$$\bar{\pi}_t = \frac{\kappa}{1-\beta\rho} \bar{y}_t + \frac{(1-\rho)(1-\alpha)\beta}{1-\beta\rho} \tilde{v}_t$$

همچنین با لگاریتمی - خطی سازی پویایی‌های یادگیری مربوط به بنگاه‌ها، نتایج ذیل حاصل شده است:

$$\tilde{v}_t^{est} = p_t^{*k} = (1-\alpha)^{-1} \pi_t$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \tilde{\gamma} \tilde{v}_t^{est} + (1-\tilde{\gamma}) \tilde{v}_t$$

منابع

۱. ابوطالبی، مینا (۱۳۹۶). تحلیل عامل محور از اثرات سرریزی و بازخوردی در مدل داده ستانده دو منطقه‌ای (استان اصفهان و سایر استان‌های کشور) (رساله دکتری). دانشگاه اصفهان، ایران.
۲. اکبری، نعمت‌الله و ابوطالبی، مینا (۱۳۹۹). تحلیل داده ستانده منطقه‌ای. تهران: سازمان برنامه و بودجه کشور.
۳. ----- (۱۳۹۷). شبیه‌سازی الگوی داده ستانده ترتیبی (جدول داده ستانده ایران، ۱۳۹۰). پنجمین همایش کاربرد الگوهای داده - ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهراء، تهران.
۴. آسیایی، محمد (۱۳۸۰). محاسبه ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۰. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۹ (۳)، ۱۶۰-۱۲۷.
۵. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۹). گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۰.
۶. ----- (۱۳۹۶). گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۸.

۷. بانویی، علی اصغر (۱۳۷۵). کاربرد الگوی پویای داده ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی ایران. علمی برنامه‌ریزی و بودجه، ۴(۲)، ۳۸-۲۱.
۸. بزازان، فاطمه و سماواتی، آیدا (۱۳۹۹). آثار توزیعی مالیات بر دی اکسید کربن بر مخارج خانوارها در ایران: رویکرد داده ستانده زیست‌محیطی. نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۷(۱)، ۲۶۴-۲۳۹.
۹. جهانگرد، اسفندیار (۱۳۹۳). تحلیل‌های داده ستانده (فناوری، برنامه‌ریزی و توسعه). تهران: انتشارات آماره.
۱۰. رومر، دیوید (۱۴۰۰). اقتصاد کلان پیشرفته رومر (ترجمه منصور خلیلی عراقی و علی سوری)، تهران: نور علم.
۱۱. سازمان ملی بهره‌وری (۱۳۹۸).
۱۲. سوری، علی (۱۳۸۴). تحلیل داده ستانده. همدان: انتشارات نور علم.
۱۳. شرکت، افسانه، بانویی، علی اصغر، جهانگرد، اسفندیار و نصیری اقدم، علی (۱۴۰۰). شناسایی مناطق و فعالیت‌های اولویت‌دار در ایجاد ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش افزوده. مدل‌سازی اقتصادی، ۱۵(۵۶)، ۳۰-۱۵.
۱۴. صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۴)، مدل‌سازی داده ستانده، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، ۲۵.
۱۵. عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۵). تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده ستانده. پژوهش‌های بازرگانی، ۱۰(۳۸)، ۱-۲۸.
۱۶. مرکز آمار ایران. (۱۳۹۸).
۱۷. نوری، فریبا (۱۳۹۰). ارزیابی سرمایه‌گذاری بخشی در برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه الزهرا (س)، تهران.
18. Abbasinejad, H. (2006). Analysis of The Effect of The Increase in the Price of Petroleum Products on the Economic Sectors Using the Input-Output Table. *Business Research*, 10(38), 1-28. (in Persian)
19. AbuTalebi, M (2016). *Factor-based Analysis of Spillover and Feedback Effects in the Two-Region Input-Output Model; Isfahan Province and Other Provinces of the Country* (Doctoral Dissertation). University of Isfahan, Isfahan (in Persian).
20. AbuTalebi, M., & Akbari, N. (2017). Simulation of Sequential Input-Output Model (Iran Output Data Table, 2019). *The 5th Conference on The Use of Data-Output Models in Economic and Social Planning*, Tehran: Al-Zahra University (in Persian).
21. Akbari, N., & Abutalebi, M. (2019). Regional Data Analysis. *Program and Budget Organization of the Country*, 23-24. (In Persian).

22. Akbari, N., & Amini, M. (2023). Estimating the Investment Required to Achieve the Goals of the Sixth Economic Development Program Based on the National Dynamic Input-Output Table. *Applied Economics Studies of Iran*. (In Persian).
23. Asiayi, M. (2010). Calculating the Matrix of Inter-Sectoral Capital Coefficients in Iran's Economy for The Years 2013. *Iranian Economic Research Quarterly*, 9, 127-160.
24. Banoui, A. (1996). The Application of Dynamic Model of Data Output in Economic Planning of Iran. *Scientific Journal of Planning and Budgeting*, 4(2), 21-38 (In Persian).
25. Baranov, A., Pavlov, V., Slepenskova, M., & Tagaeva, T. (2018). Dynamic Input-output Model with a Human Capital Block Applied to Forecasting of the Russian Economy. *Macroeconomic Problems*, 29(6), 1-29.
26. Barker, K., & Santos, J. R. (2010). Measuring the Efficacy of Inventory with a Dynamic Input-Output Model. *International Journal of Production Economics*, 126(1), 130-143..
27. Bazzazan, F. (2002). *A Dynamic Input-Output Price Model with Application to Iran* (Published Doctoral dissertation). University of Liverpool, Liverpool.
28. Bezazan, F., & Samavati, A. (2019). Distributive Effects of Carbon Dioxide Tax on Household Expenditure in Iran: An Environmental input-output Approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 7(1), 239-264 (in Persian).
29. Cao, R. (2022). Regional Tourism Economic Impact Evaluation Based on Dynamic Input-Output Model. *Journal of Mathematics*, 2022.
30. Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2019). The country's capital balance report for 2013 (in Persian).
31. ----- (2016). The Country's Capital Balance Report for 2018 (in Persian).
32. Chen, Y., & Dai, W. (2022). Tracking Control of the Dynamic Input-Output Economic System Based on Data Fusion. *Security and Communication Networks*, 20(22), 1-19.
33. DiFrancesco, R. (1998). Large Projects in Hinterland Regions: A Dynamic Multiregional Input-Output Model for Assessing the Economic Impacts. *Geographical Analysis*, 30(1), 15-34.
34. Duchin, F., & Szyld, D. B. (1985). A Dynamic Input-Output Model With Assured Positive Output. *Institute for Economic Analysis, New York University*, 2(3), 1-25.
35. Gossling, W. F. (1975). *A Dynamic Model of Capital Replacement. In Capital Co-ts and Dynamic Input-Output Models*. London: Input-Output Publishing Co.

36. Han, Y., Lou, X., Feng, M., Geng, Z., Chen, L., & Ping, W. (2022). Energy Consumption Analysis and Saving of Buildings Based on Static and Dynamic Input-Output Models. *Energy*, 239.
37. Hvrlant, D., & Soytaş, M. A. (2020). Saudi Vision 2030 Dynamic Input-Output Table: A Tool for Quantifying the Sustainable Development Targets of Saudi Arabia. *Research Square*, 2(3), 1-30.
38. Iran Statistics Center. (2018) (In Persian).
39. Jahangard, E. (2013). *Input-output Analysis (Technology, Planning and Development)*. Tehran: Amareh Publications (In Persian).
40. Johansen, L. (1978). On the Theory of Dynamic Input-Output Models with Different Time Profiles of Capital Construction and Finite Life-Time of Capital Equipment. *Journal of Economic Theory*, 19(2), 513-533.
41. Kohno, H., & Higano, Y. (2022). Optimal Planning of Asian Expressway Network with Dynamic Interregional Input-Output Programming Model. Public Investment Criteria.
42. Leontief, W. (1953). Dynamic Analysis. In W. Leontief (Ed.), *Studies in the Structure of the American Economy*. New York: Oxford University.
43. Liew, C. K. (1977). Dynamic Multipliers for a Regional Input-Output Model. *The Annals of Regional Science*, 11, 94-106.
44. Ma, N., Yin, G., Li, H., Sun, W., Wang, Z., Liu, G., & Xie, D. (2022). The Optimal Industrial Carbon Tax for China under Carbon Intensity Constraints: A Dynamic Input-Output Optimization Model. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(35), 53191-53211.
45. National Productivity Organization. (2018) (In Persian).
46. Nouri, F. (2018). *Evaluation of Sector Investment in the Third Program of Economic, Social and Cultural Development* (Master's Thesis). Al-Zahra University, Tehran (In Persian).
47. Ressler, S., Caiani, A., Lamperti, F., Guerini, M., Vanni, F., Fagiolo, G., Ferraresi, T., Ghezzi, L., Napoletano, M., & Roventini, A. (2021). Assessing the economic effects of lockdowns in Italy: a dynamic Input-Output approach. Institute of Economic. *Scuola Superiore Sant Anna*, 4(2), 20-50.
48. Romer, D. (2021). *Romer's Advanced Macroeconomics* (Trans. by M. Khalili Iraqi and A. Souri), Tehran: Noor Alam (In Persian).
49. Sadeghi Shabanehi, M. (2014). *Input-Output Modeling*. Tehran: Imam Sadegh University Press (In Persian).
50. Sherkat, A., Banoui, A., Jahangard, E., & Nasiri Aghdam, A. (2021). Identification of Priority Areas and Activities in Creating the Potential Capacity of Value Added Tax. *Economic Modeling*, 15(56), 15-30 (in Persian).

51. Shibusawa, H., & Matsushima, D. (2022). Assessing the Economic Impact of Tsunami and Nuclear Power Plant Disasters in Shizuoka, Japan: A Dynamic Inter-Regional Input–Output (IRIO) Approach. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 6, 1-22.
52. Sourì, A. (1384). *Analysis of the Resulting Data*. Hamadan: Noor Alam Publications (In Persian).
53. Uehara, T., Cordier, M., & Hamaide, B. (2018). Fully Dynamic Input-Output/System Dynamics Modeling for Ecological-Economic System Analysis. *Sustainability*, 10(6), 1765-1777.
54. Zhai, M., Huang, G., Liu, L., & Su, S. (2018). Dynamic input-output analysis for energy metabolism system in the Province of Guangdong, China. *Journal of Cleaner Production*, 15(1), 1-35.

بررسی عوامل مؤثر بر قتل با تأکید بر متغیرهای اقتصادی و برابری جنسیتی^۱

مرضیه شاکری حسین آباد^۲ ID و زهرا نصراللهی^۳ ID*

۲. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله

چکیده

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۰۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۰۹

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵

کلیدواژه‌ها:

آموزش،

استان‌های ایران،

بازار کار،

برابری جنسیتی،

قتل.

طبقه‌بندی JEL:

I24, B54, R23

نابرابری جنسیتی به واسطه دسترسی نابرابر زنان و مردان به امکانات و فرصت‌های موجود در جامعه، تبعات مختلفی را به همراه دارد. از جمله تبعات منفی نابرابری این است که احتمال مواجهه افراد تحت نابرابری با خشونت در جامعه را افزایش می‌دهد، چراکه از یک سو، به طور معمول افراد تحت نابرابری به دلیل باورهای نادرست، از جمله بی‌ارزش بودن، اعتماد به نفس لازم در مواجهه با تهدیدهای موجود در جامعه را ندارند و از سوی دیگر، این باورهای غلط در سطح جامعه، اعمال خشونت نسبت به افراد تحت نابرابری را آسان می‌کند. در این پژوهش ضمن تشریح دلایل مطرح شده در ادبیات موجود در این زمینه، به بررسی تأثیر وضعیت مطلق زنان در بعد آموزش، نقش موقعیت نسبی آن‌ها در ابعاد آموزش و بازار کار (با تعبیر برابری جنسیتی) بر قتل پرداخته شده است. بدین منظور از داده‌های استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۹ و رویکرد داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که با بهبود وضعیت مطلق زنان در بخش آموزش، میزان قتل کاهش می‌یابد. هم‌چنین، برابری زنان و مردان از منظر مشارکت در بازار کار و دستیابی به موقعیت‌های شغلی، منجر به کاهش قتل در استان‌ها شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که امکان تعدیل آسیب اجتماعی قتل با توجه بیشتر به جایگاه زنان در جامعه وجود دارد که می‌تواند مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

شاکری حسین آباد، مرضیه و نصراللهی، زهرا (۱۴۰۳). بررسی عوامل مؤثر بر قتل با تأکید بر متغیرهای اقتصادی و برابری جنسیتی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۱)، ۸۰-۵۳

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2024.96251>



© نویسندگان.

۱- مقدمه

بیشتر مطالعاتی که رابطه نابرابری و جرم را مورد بررسی قرار داده‌اند بر نابرابری‌های اقتصادی تمرکز کرده‌اند (مور^۱ و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۸۷۹). انتظار بر آن است که نابرابری اقتصادی یا از طریق محرومیت نسبی، ناامیدی و دشمنی و یا از طریق ناهنجاری و بی‌نظمی اجتماعی، سطح خشونت را در جامعه افزایش دهد. به عبارت دیگر، خشونت بیشتر به‌عنوان یکی از هزینه‌های ناگوار سیستم طبقه‌بندی در نظر گرفته می‌شود که با تفاوت در دسترسی به منابع اقتصادی مشخص می‌شود. این در حالی است که در نظریه‌های فمینیستی، این ادعا مطرح می‌شود که نابرابری جنسیتی بر شکل خاصی از خشونت، یعنی خشونت جنسیتی تأثیر می‌گذارد و دیدگاه‌های فمینیستی درباره خشونت به‌طور معمول در مورد زنانی که مورد خشونت مردان قرار گرفته‌اند کاربرد دارد. افزایش خشونت به اشکال مختلف ممکن است بخشی از هزینه طبقه‌بندی جنسیتی و نظام جنسیتی مردسالار در جامعه باشد (ویلی و میسنر^۲، ۲۰۰۲: ۱۸۹-۱۸۸). به عبارتی، نابرابری جنسیتی با همه انواع خشونت مرتبط است (مور و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۸۹۴). از این‌رو، بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی بر جرایم خشونت‌آمیز به‌ویژه قتل مورد توجه محققان قرار گرفته است. در حالی که در بیشتر نظریه‌های جرم‌شناسی پیش‌بینی می‌شود که نابرابری اقتصادی، نرخ‌های قتل بالاتری را ایجاد می‌کند، اما در مورد جهت اثر نابرابری جنسیتی بر قتل، توافق اندکی وجود دارد (ویرایتیس^۳ و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۲۹). صرف نظر از جهت تأثیر برابری جنسیتی بر قتل، محققان دریافته‌اند که این پدیده نقش مؤثری بر نرخ‌های قتل در جوامع داشته است (ویلی و میسنر، ۲۰۰۲ و هیریگز و مور^۴، ۲۰۱۸)، این در حالی است که بنابر دانسته‌های محققان این مطالعه، پژوهش‌هایی که برای بررسی عوامل مؤثر بر قتل در ایران انجام شده‌اند، به تأثیر برابری جنسیتی بر میزان قتل در جامعه توجه نکرده‌اند. بر این اساس، این مطالعه با هدف بررسی تأثیر وضعیت مطلق زنان در بعد آموزش و نیز موقعیت نسبی آن‌ها در ابعاد آموزش و بازار کار بر میزان قتل طراحی شده است.

لازم به ذکر است که نویسندگان این مطالعه بین نابرابری و تبعیض تمایز قائل می‌شوند، چراکه منشأ نابرابری می‌تواند عواملی غیر از تبعیض، مانند عدم تمایل زنان به مشارکت در بازار کار باشد، اما تبعیض، زمانی اتفاق می‌افتد که با افراد با ویژگی‌های مشابه، به‌طور متفاوت رفتار شود. بر این اساس، آنچه در این مقاله مورد ارزیابی قرار می‌گیرد بحث نابرابری می‌باشد.

-
1. Moore
 2. Whaley and Messner
 3. Vieraitis
 4. Heirigs and Moore

به‌طور کلی، دو نوع معیار سنجش وضعیت زنان در ادبیات ارائه شده است. معیار نخست وضعیت اجتماعی-اقتصادی مطلق زنان و معیار دوم شاخص‌های برابری جنسیتی را به تصویر می‌کشد که به ترتیب به برابری مطلق و نسبی زنان اشاره می‌کند (چون^۱، ۲۰۱۶: ۴۰۵). اگرچه برابری نسبی زنان را می‌توان در چهار حوزه فرصت و مشارکت اقتصادی، دستیابی به امکانات آموزشی، بهداشت و بقا و توانمندسازی سیاسی در نظر گرفت (مجمع جهانی اقتصاد^۲، ۲۰۲۰: ۵)، این مطالعه با هدف بررسی تأثیر وضعیت زنان در دستیابی به امکانات آموزشی و فرصت‌های بازار کار بر میزان قتل طراحی شده است و برای دستیابی به این هدف از داده‌های استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۵ استفاده می‌شود. در این راستا، این پژوهش در پنج بخش ارائه می‌شود. پس از بیان مقدمه به‌عنوان بخش نخست، بخش دوم به تشریح پیشینه نظری و تجربی مرتبط با موضوع، اختصاص دارد. در بخش سوم به شرح روش انجام پژوهش و معرفی داده‌ها پرداخته می‌شود. یافته‌های پژوهش و تحلیل آن‌ها موضوع بخش چهارم این مطالعه است و در نهایت، بخش پایانی به نتیجه‌گیری از مجموعه مطالب این پژوهش و ارائه سیاست‌های پیشنهادی اختصاص دارد.

۲- پیشینه پژوهش

همان‌گونه که اشاره شد، این مطالعه با هدف سنجش تأثیر موقعیت مطلق و نسبی زنان بر میزان قتل طراحی شده است. در این راستا، این بخش به تشریح مبانی نظری و مطالعات تجربی مرتبط با این حوزه اختصاص دارد.

۲-۱- پیشینه نظری

در این بخش، مبانی نظری مرتبط با تأثیر برابری جنسیتی بر قتل در قالب دیدگاه‌های فمینیستی و جرم‌شناسی عمومی توضیح داده می‌شود.

۲-۱-۱- نظریه‌های فمینیستی

در نظریه‌های فمینیستی درباره قتل، این ادعا مطرح می‌شود که خطر خشونت قتل زنان تا حدی به‌دلیل وضعیت اقتصادی، قانونی، تحصیلی و شغلی زنان در جامعه و به‌ویژه در ارتباط با وضعیت مردان است. چهار نوع نظریه فمینیستی شامل فمینیست لیبرال^۳، فمینیست رادیکال^۴، فمینیست

1. Chon

2. world economic forum

3. liberal feminist

4. radical feminist

مارکسیست^۱ و فمینیست سوسیالیست^۲ برای بررسی نرخ قتل زنان مورد استفاده قرار می‌گیرد (ویرایتیس و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۶۵).

در نظریه فمینیست لیبرال این ادعا بیان می‌شود که سطوح بیشتر نابرابری جنسیتی منجر به افزایش نرخ قتل می‌شود (ویرایتیس و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۲۹). در حقیقت، طرفداران این نظریه بر عدالت اجتماعی تمرکز می‌کنند، یعنی تعریف فرصت‌های برابر برای زنان و مردان سیاست مؤثرتری برای حمایت از زنان از جمله حمایت از آن‌ها در برابر خشونت است. فمینیست‌های لیبرال استدلال می‌کنند که زمانی که زنان در کنار مردان به موفقیت در عرصه عمومی دسترسی داشته باشند، تبعیض و محرومیت کمتری را تجربه خواهند کرد. از دیدگاه نظری، انتظار بر آن است که این دستاوردها به رفتار برابرتر با زنان، از جمله کاهش خطر قتل، تبدیل شود (مارتین^۳ و همکاران، ۲۰۰۶: ۳۲۴). از نظر فمینیست‌های سنتی و لیبرال خوشبین، افزایش برابری جنسیتی، نرخ‌های قتل را کاهش می‌دهد (چون، ۲۰۱۶: ۳۹۹). در حقیقت، برابری جنسیتی یک تأثیر اصلاحی بر خشونت دارد (ویلی^۴، ۲۰۰۱: ۵۳۲). از این دیدگاه با عنوان فرضیه اصلاحی^۵ (سنتی) یاد می‌شود. بر اساس فرضیه مطرح شده در این نظریه، جایگاه برابرتر زنان در جامعه به آن‌ها امکان می‌دهد تا از خود در برابر اعمال پرخاشگرانه دفاع کنند. از این‌رو، با بهبود توانایی زنان برای محافظت از خود، جرم و جنایت در جامعه کاهش خواهد یافت (هیریزگر و مور، ۲۰۱۸: ۲۷۴). اگرچه فمینیست‌های رادیکال عموماً با فمینیست‌های لیبرال موافق هستند که سطوح بیشتر نابرابری جنسیتی منجر به افزایش نرخ قتل می‌شود، اما آن‌ها معتقدند که سیستم حقوقی تنها عامل ترویج خشونت بر علیه زنان نیست، بلکه نظام زیربنای پدرسالار نیز در این زمینه مؤثر است (ویرایتیس و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۶۶). فمینیست‌ها در نظام جنسیتی مردسالار، بر ساخت اجتماعی و نهادینه شدن مفاهیم متضاد مردانگی و زنانگی تأکید می‌کنند که بر اساس آن، مردانگی برتر تلقی می‌شود. این نظام مردسالار بر این فرض استوار است که دسترسی و کنترل بیشتر مردان بر منابع و فرصت‌های ارزشمند منجر به یک باور فرهنگی می‌شود که موقعیت زنان را نسبت به مردان تنزل می‌دهد. این نظام اعتقادی مردسالارانه نه تنها زنان را نسبت به مردان پست‌تر می‌داند، بلکه استفاده از خشونت توسط مردان برای ادعا و حفظ موقعیت برتر خود را می‌پذیرد. بر این اساس، با افزایش نابرابری جنسیتی، خشونت افزایش می‌یابد، چراکه در نظام نابرابری جنسیتی، مردان قدرت را در انحصار خود درآورده و به‌طور کلی، موقعیت زنان بی‌ارزش

1. marxist feminist
2. socialist feminist
3. Martin
4. Whaley
5. ameliorative hypothesis

می‌شود (ویلی و میسنر، ۲۰۰۲: ۱۹۰). علاوه بر فرضیه اصلاحی، فمینیست‌های رادیکال یک گزاره جایگزین را مطرح می‌کنند که بر اساس آن برابری جنسیتی بیشتر، سبب ایجاد یک اثر واکنشی می‌شود و از این‌رو، رابطه بین نابرابری جنسیتی و خشونت، منفی می‌باشد (ویرایتیس و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۶۵). این موضوع که با عنوان فرضیه واکنش متقابل^۱ شناخته می‌شود، برای نخستین بار توسط ویلیامز و هلمز^۲ (۱۹۸۱) و راسل^۳ (۱۹۷۵) به‌عنوان یک هشدار در مورد پیامدهای منفی هر حرکت اولیه به سمت برابری جنسیتی بیشتر ارائه شده است. در حقیقت، تأثیر فوری افزایش برابری جنسیتی به‌جای کاهش خشونت، منجر به افزایش خشونت علیه زنان می‌شود، چراکه بر مبنای این فرضیه مردان با افزایش برابری با زنان احساس خطر می‌کنند و برای حفظ موقعیت برتر خود بر علیه زنان واکنش نشان می‌دهند (ویلی و میسنر، ۲۰۰۲: ۱۹۱). به عبارتی، فرضیه واکنش متقابل درباره اثرات فوری یا کوتاه‌مدت برابری جنسیتی مورد استفاده قرار می‌گیرد، در حالی که فرضیه سستی (اصلاحی) برای توصیف فرآیند بلندمدت ارائه می‌شود (ویلی، ۲۰۰۱: ۵۳۷).

اگرچه به نظر می‌رسد که فرضیه‌های اصلاحی و واکنش متقابل با هم تناقض دارند، اما ویلی (۲۰۰۱) نشان داده است که هر دو ممکن است فرآیند مشابهی را نشان دهند، در حالی که بهبود اولیه در وضعیت زنان نسبت به مردان ممکن است به واکنش منفی علیه زنان و افزایش خشونت منجر شود، اما با گذشت زمان، تغییرات در ساختار اجتماعی منجر به کاهش خشونت علیه زنان خواهد شد. بنابراین، فرضیه‌های اصلاحی و واکنش متقابل مکمل یکدیگر هستند (ویلی، ۲۰۰۱: ۵۳۳). به عبارتی، اگرچه دستاوردهای اولیه در برابری جنسیتی ممکن است منجر به افزایش کوتاه‌مدت خشونت شود، تلاش مستمر برای برابری در بلندمدت باید نرخ‌های قتل را کاهش دهد (فارست^۴، ۲۰۲۲: ۴۰۷). بهبود وضعیت اجتماعی-اقتصادی زنان ممکن است سلطه مردان بر زنان را تهدید کند و از این‌رو، مردان تحریک شوند تا با استفاده از خشونت علیه زنان، سلطه خود را مجدد به‌دست آورند اما به اعتقاد راسل (۱۹۷۵) این پدیده ممکن است برای یک جامعه در حال گذار که در آن زنان وضعیت اجتماعی-اقتصادی بالایی را به‌دست می‌آورند، موقتی باشد. در حقیقت، مردان با پیشرفت اقتصادی-اجتماعی زنان تهدید می‌شوند، اما در بلندمدت، وقتی مردان و زنان در کشورهای توسعه‌یافته به موقعیت‌های اجتماعی-اقتصادی بالایی دست یابند، مردان با احتمال زیاد، موقعیت بالای زنان را می‌پذیرند (چون، ۲۰۱۶: ۳۹۸).

1. backlash hypothesis
2. Williams and Holmes
3. Russell
4. Forrest

فمینیست‌های مارکسیست بر این باورند که تقسیم کار در نظام سرمایه‌داری، زنان را هم در نیروی کار مزدبگیر و هم در خانواده، به حاشیه می‌برد و در نتیجه، منابع زنان را محدود می‌کند و آن‌ها را هدف خشونت مردان قرار می‌دهد، بنابراین، بهبود موقعیت اجتماعی - اقتصادی زنان، از آن‌ها در برابر خشونت قتل محافظت می‌کند (ویرایتیس و همکاران، ۲۰۰۷: ۵۹).

فمینیست‌های سوسیالیست معتقدند که با بهبود وضعیت مطلق زنان، نرخ قتل آن‌ها باید کاهش یابد، چراکه با افزایش منابع در خانواده‌ها، میزان ناامیدی کاهش می‌یابد و زنان قدرت بیشتری برای فرار از وضعیت‌های نامساعد دارند. به نظر آن‌ها، تغییر در نابرابری نسبی نیز ممکن است بر نرخ قتل زنان تأثیر داشته باشد، زیرا این تغییرات وضعیت موجود نظام مردسالار را تهدید می‌کند، بنابراین، فمینیست‌های سوسیالیست بر این باورند که وضعیت مطلق زنان و نابرابری جنسیتی هر دو، عوامل مؤثر بر خشونت علیه زنان هستند. در مجموع، در دیدگاه فمینیستی، لیبرال‌ها استدلال می‌کنند که نابرابری جنسیتی با خشونت رابطه مثبت دارد و نابرابری جنسیتی بیشتر با سطوح بیشتری از خشونت همراه است. این در حالی است که فمینیست‌های رادیکال معتقدند که برابری بیشتر با ایجاد یک اثر واکنشی، منجر به رابطه منفی بین نابرابری جنسیتی و خشونت می‌شود. در حالی که فمینیست‌های لیبرال و رادیکال بر نابرابری جنسیتی تمرکز دارند، فمینیست‌های مارکسیست بر اهمیت وضعیت مطلق در تبیین خشونت علیه زنان تأکید می‌کنند. در نهایت، فمینیست‌های سوسیالیست بر این باورند که هم وضعیت مطلق زنان و هم نابرابری جنسیتی با خشونت علیه زنان ارتباط دارد (ویرایتیس و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۶۵ و ۱۶۷).

۲-۱-۲- نظریه فعالیت روزمره و سبک زندگی^۱

اگرچه نظریه‌های فمینیستی خشونت به‌طور معمول پیش‌بینی‌های مشابهی درباره علل اساسی انواع متفاوت خشونت بر علیه زنان داشته‌اند، اما نظریه‌های جرم‌شناسی عمومی به تأثیرات بالقوه متفاوت بر قتل‌هایی که توسط افراد غریبه و آشنا انجام می‌شود، اشاره می‌کند. به‌عنوان مثال، نظریه فعالیت روزمره (کوهن و فلسون^۲، ۱۹۷۹) یا سبک زندگی (هیندلانگ^۳ و همکاران، ۱۹۷۸)، ارتباط مثبت بین وضعیت اجتماعی - اقتصادی زنان و خشونت علیه آن‌ها را توضیح می‌دهد (چون، ۲۰۱۶: ۴۰۰). کوهن و فلسون (۱۹۷۹) بر این باورند که تغییرات ساختاری در فعالیت‌های روزمره، با تأثیر بر همگرایی در مکان و زمان سه عنصر حداقلی برای جرم یعنی مجرم بانگیزه،

1. routine activity & lifestyle theory
2. Cohen and Felson
3. Hindelang

هدف مناسب و عدم حضور نگهبانان توانمند در برابر تخلف، نرخ‌های جرم را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کوهن و فلسون، ۱۹۷۹: ۵۸۹).

به عبارتی، زمانی که مجرم بالقوه با قربانی بالقوه‌ای ملاقات می‌کند که توسط نگهبان مناسب محافظت نمی‌شود، جرم رخ می‌دهد. احساس مردانه مورد تهدید توسط موفقیت زنان در فرضیه واکنش متقابل، بر انگیزه‌های درونی مهاجمان مرد متمرکز است، در حالی که نظریه فعالیت روزمره و سبک زندگی بر تهدیدهای خارجی تمرکز دارد. بهبود وضعیت اجتماعی-اقتصادی زنان منجر به افزایش فعالیت‌های آن‌ها در خارج از خانه می‌شود و در نتیجه، آسیب‌پذیری آن‌ها در برابر خشونت توسط افراد مختلف افزایش می‌یابد، بنابراین، زنان تنها بدین دلیل که زن هستند قربانی نمی‌شوند، بلکه به دلیل آن‌که هدف‌هایی در دسترس و آسیب‌پذیر برای مجرمان تلقی می‌شوند، مورد سوء قصد قرار می‌گیرند (چون، ۲۰۱۶: ۳۹۸ و ۴۰۰). از این‌رو، افزایش پیوسته مشارکت زنان در نیروی کار ممکن است به کاهش میزان قتل توسط نزدیکان کمک کرده باشد، اما، درباره خشونت توسط افراد غریبه این‌گونه نیست (فارست، ۲۰۲۲: ۴۲۴).

اگرچه نظریه فمینیستی، خشونت را به‌عنوان ابزاری برای ایجاد و حفظ سلطه مردان بر زنان تلقی می‌کند و از این‌رو، درباره خشونت بین جنسیت‌ها کاربرد دارد، با وجود این، بر اساس منطق این نظریه، خشونت مردان علیه مردان دیگر نیز می‌تواند با سطح برابری جنسیتی مرتبط باشد. نظام جنسیتی، اشکال خاصی از مردانگی را تعریف، ایجاد و حفظ می‌کند که ممکن است برابری جنسیتی سبب ایجاد (از طریق تهدید مردانگی) یا کاهش (از طریق مردانگی متعادل) تمایل مردان به خشونت به‌طور کلی و نه فقط خشونت علیه زنان شود، به‌طوری‌که فرضیه اصلاحی حاکی از آن است که برابری جنسیتی انگیزه مردان برای همه خشونت‌ها را کاهش می‌دهد و بنابراین، با خشونت مردان علیه مردان دیگر نیز ارتباط منفی دارد. در مقابل، فرضیه واکنش متقابل نشان‌دهنده تأثیر مثبت برابری جنسیتی بر خشونت قتل است. افزایش خشونت در میان مردان ممکن است بیانگر مبارزه‌ای برای اثبات اشکال خاصی از مردانگی به‌عنوان نوع غالب باشد. در نهایت، هیچ‌یک از این دو فرضیه تأثیر مستقیم برابری جنسیتی بر قتل زنان توسط زنان دیگر را نشان نمی‌دهد. با وجود این، نظریه محرومیت^۱ استاندارد حاکی از تأثیر غیرمستقیم برابری جنسیتی بر بزهکاری زنان است. افزایش برابری جنسیتی احتمالاً با وضعیت اجتماعی-اقتصادی مطلق بالاتر زنان مرتبط است که باید انگیزه‌های زنان برای خشونت را کاهش دهد و در نتیجه، میزان قتل زنان توسط زنان را کم کند. بر این اساس، هرگونه ارتباط بین برابری جنسیتی و خشونت

1. deprivation theory

زنان نسبت به زنان دیگر باید با کنترل محرومیت زنان (یعنی وضعیت مطلق) از بین برود (ویلی و میسنر، ۲۰۰۲: ۱۹۲ و ۱۹۳).

بنابراین و در مجموع، نابرابری جنسیتی مانند نابرابری در درآمد و نابرابری نژادی بر کل جامعه تأثیر می‌گذارد. بدیهی است که گروه‌های خاصی اثرات شدیدتر نابرابری را تجربه خواهند کرد، اما این اثرات شدید می‌تواند منجر به اثرات منفی دیگری مانند گسترش جرم و خشونت در کل جامعه شود. وجود هرگونه نابرابری، هنجارها، ارزش‌ها و احساسات نامطلوبی را در کل جامعه ایجاد می‌کند. این جنبه‌های منفی که با نابرابری‌های اجتماعی و درآمدی آشکار می‌شود، می‌تواند منجر به جنایت و خشونت شود. از این‌رو، بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی بر خشونت کلی و نه فقط خشونت علیه زنان، مورد توجه محققان قرار گرفته است (مور و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۸۸۱). بر این اساس و با توجه به محدودیت داده‌ها، این مطالعه با هدف بررسی تأثیر برابری جنسیتی بر داده‌های کلی قتل در استان‌های ایران طراحی شده است.

۲-۲- پیشینه تجربی

علاوه بر مطالعات گوناگونی که در سطح ملی و بین‌المللی کوشیده‌اند تأثیر نابرابری جنسیتی را بر قتل زنان مورد بررسی قرار دهند، مطالعاتی نیز ارتباط این پدیده را با نرخ‌های کلی قتل در جامعه ارزیابی کرده‌اند. این بخش به معرفی برخی از مهم‌ترین مطالعات در هر دو گروه می‌پردازد. به‌عنوان مثال، ویلی و میسنر (۲۰۰۲)، در مقاله‌ای تأثیر نابرابری جنسیتی بر نرخ‌های قتل بر اساس جنسیت در ۱۹۱ شهر با جمعیت بیش از ۱۰۰ هزار نفر در ایالات متحده را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها نرخ قتل را برای ترکیب‌های مختلف جنسیت (قتل زنان توسط مردان، قتل زنان توسط زنان، قتل مردان توسط مردان و قتل مردان توسط زنان) طی دوره ۱۹۹۴-۹۰ به‌صورت میانگین سه ساله با استفاده از سه سال اولی که داده‌های مربوطه در این بازه در دسترس بوده است، محاسبه کرده‌اند. در این مطالعه شهرها به دو گروه جنوبی (۶۴ شهر) و غیرجنوبی (۱۲۷ شهر) تقسیم شده و در مدل‌هایی جداگانه مورد ارزیابی قرار گرفته است. افزون بر این، از متغیرهای نسبت درآمد متوسط مردان به زنان، درصد مردان ۱۶ ساله و بیشتر شاغل به درصد زنان ۱۶ ساله و بیشتر شاغل در مشاغل غیرنظامی، درصد شاغلان مرد، درصد مجریان، مدیران و رؤسای مرد و نسبت مردان به زنان ۲۵ ساله و بیشتر با چهار سال یا بیشتر تحصیلات دانشگاهی برای بررسی برابری جنسیتی استفاده شده است. همچنین، چند متغیر اقتصادی از جمله ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد، درصد بیکاران مرد به بیکاران زن، درصد مردان فقیر به زنان فقیر و چند متغیر اجتماعی شامل ساختار سنی (درصد جمعیت ۱۵ تا ۲۴ ساله)، اندازه جمعیت، تحرک مسکونی (درصد افرادی که در پنج سال گذشته تغییر مکان

داشته‌اند) و درصد مردانی که متارکه کرده‌اند، به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل وارد شده است. نتایج حاکی از آن است که برابری جنسیتی به‌صورت مثبت با نرخ‌های قتل مربوط به مجرمان مرد (قتل زنان توسط مردان و قتل مردان توسط مردان) در شهرهای جنوبی ارتباط دارد. بنابراین، این یافته‌ها از فرضیه واکنش متقابل حمایت می‌کند. در حقیقت، برابری جنسیتی با تهدید سلطه مردان در شهرهای جنوبی منجر به واکنش متقابل آن‌ها می‌شود. اثرات واکنش متقابل ممکن است در جنوب بیشتر از سایر مناطق ظاهر شود، چراکه جنوبی‌ها، به‌ویژه مردان که تمایل دارند نگرش‌های محافظه‌کارانه‌تری نسبت به نقش‌های جنسیتی داشته باشند، ممکن است در مقابل افزایش برابری جنسیتی به‌ویژه در محیط کار و سیاست مقاومت کنند، این در حالی است که در مناطق غیرجنوبی سطوح بالای برابری جنسیتی بر مبنای فرضیه واکنش متقابل توصیف نمی‌شود و برابری جنسیتی تنها دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر قتل مردان توسط مردان است. این یافته اثر فرضیه اصلاحی را نشان می‌دهد. شاخص ترکیبی اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ‌های قتل در هر دو گروه مناطق داشته و تأثیر درصد طلاق بر نرخ‌های قتل زنان توسط مردان در مناطق جنوبی و بر نرخ‌های قتل مردان توسط مردان در هر دو گروه مناطق مورد بررسی دارد. در نهایت، معیار ساختار سنی تأثیر منفی و معنی‌داری بر قتل‌های مرتکب شده توسط مردان در شهرهای غیرجنوبی داشته است. در مجموع، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ویژگی‌های منطقه‌ای از جمله عوامل فرهنگی در میزان قتل در هر منطقه مؤثر است.

ویرایتیس و همکاران (۲۰۰۸)، رابطه وضعیت مطلق زنان و نابرابری جنسیتی با خطر قتل آن‌ها را بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۲۰۶ شهر ایالات متحده با جمعیت ۱۰۰ هزار نفر و بیشتر در سال ۲۰۰۰، نرخ‌های قتل را در دو مدل مجزای شریک صمیمی (همسر) و شریک غیرصمیمی (مانند خانواده (غیر از همسر)، دوستان، آشنایان و غریبه‌ها) مورد بررسی قرار داده‌اند. میانگین داده‌های قتل برای سال‌های ۱۹۹۹، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۱ به‌عنوان متغیر وابسته در مدل‌ها استفاده شده است. وضعیت مطلق زنان در چهار بعد مختلف آموزش، درآمد، دستیابی به شغل و استخدام مورد ارزیابی قرار گرفته و برای بررسی نابرابری جنسیتی معیارهای مطلق مردان بر معیارهای مطلق زنان در این ابعاد تقسیم شده است. هم‌چنین متغیرهای درصد افراد زیر خط فقر، درصد جمعیت سیاه‌پوست، درصد جمعیت اسپانیایی‌تبار، تحرک مسکونی، درصد جمعیت ۱۵ تا ۲۴ ساله و درصد زنان ۱۵ ساله و بالاتر مطلقه به‌عنوان متغیر کنترل در مدل وارد شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که وضعیت مطلق زنان در هر دو مدل شریک صمیمی و غیرصمیمی دارای تأثیر منفی بر نرخ‌های قتل زنان است، اما، تنها در مدل شریک صمیمی این اثر معنی‌دار به‌دست می‌آید. این یافته با استدلال‌های فمینیست مارکسیستی و فمینیست

سوسیالیستی مطابقت دارد که نشان می‌دهد در شهرهایی که زنان از نظر اقتصادی دارای مزیت بیشتری هستند، میزان قربانی شدن زنان توسط شرکای مرد کمتر است. البته نویسندگان مقاله معتقدند که این یافته به‌طور قطعی به معنی آن نیست که وضعیت مطلق زنان بر افراد صمیمی نسبت به افراد غیرصمیمی اثر متفاوت دارد، بلکه این نتیجه ممکن است تصادفی باشد. همچنین، متغیر نابرابری جنسیتی تأثیر معنی‌داری بر نرخ‌های قتل زنان در هیچ‌یک از مدل‌ها نشان نداده است. افزون بر آن، یافته‌ها حاکی از آن است که در شهرهایی با نسبت بیشتری از جمعیت ۱۵ تا ۲۴ سال، قربانی شدن زنان توسط شرکای صمیمی کمتر است و درصد زنان مطلقه نیز در سطح ۱۰ درصد تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ قتل زنان در مدل شریک صمیمی دارد. این یافته با ادبیات مربوط به خشونت خانگی مطابقت دارد که نشان می‌دهد بیشتر زنانی که توسط شریک زندگی خود به قتل می‌رسند، در طول فرآیند طلاق یا بلافاصله بعد از آن کشته می‌شوند. همچنین، در هر دو مدل شریک صمیمی و غیرصمیمی با افزایش جمعیت سیاه‌پوست و نرخ‌های جابه‌جایی جمعیت، میزان قتل زنان افزایش می‌یابد. سایر متغیرهای مورد بررسی در مدل‌ها نیز ارتباط معنی‌داری با متغیر وابسته نداشته است.

چون (۲۰۱۶) به بررسی اثر وضعیت اجتماعی-اقتصادی مطلق و برابری نسبی زنان بر نرخ‌های قتل در ۱۲۴ کشور در سال ۲۰۰۴ پرداخته است. او بدین منظور نرخ‌های قتل زنان در هر ۱۰۰ هزار زن و نیز نسبت قتل زنان به قتل کل را برای سال‌های ۲۰۰۲ و ۲۰۰۴ به‌صورت میانگین به‌عنوان متغیرهای وابسته در دو مدل مجزا مورد بررسی قرار داده است. وضعیت اجتماعی-اقتصادی مطلق زنان با وضعیت تحصیلی زنان، سطح درآمد و فعالیت اقتصادی آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود. وضعیت تحصیلی زنان با سهم جمعیت زنان در سن تحصیل که در مقاطع ابتدایی، متوسطه و عالی ثبت‌نام کرده‌اند (نسبت ثبت‌نام ناخالص) به‌دست می‌آید. وضعیت درآمد زنان که به تولید ناخالص داخلی سرانه زنان اشاره دارد و در حقیقت، درآمد زنان شامل دستمزد غیرکشاورزی جمعیت زنان فعال اقتصادی می‌باشد که برحسب دلار آمریکا برای مقایسه کشورهای مختلف محاسبه می‌شود. در نهایت، نرخ فعالیت اقتصادی زنان، درصد زنان ۱۵ ساله و بیشتر که در تولید کالا و خدمات اشتغال دارند را ارائه می‌دهد. از طریق تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی این متغیرها به دو متغیر وضعیت تحصیلی و شاخص وضعیت اقتصادی تبدیل شده‌اند. شاخص برابری جنسیتی نسبی نیز نسبت زنان به مردان را از چهار جنبه آموزشی، درآمدی، توانمندسازی سیاسی و فعالیت اقتصادی مورد ارزیابی قرار داده و با استفاده از تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دو شاخص موقعیت اجتماعی و شاخص وضعیت اقتصادی تقلیل می‌یابد که مورد اول برابری جنسیتی در آموزش و توانمندسازی سیاسی را نشان می‌دهد و مورد دوم نمایانگر برابری جنسیتی در درآمد و فعالیت‌های اقتصادی است. این مطالعه، متغیرهای تولید

ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی، شاخص ناهمگونی قومی، درصد جمعیت زنان در میان کل جمعیت، درصد جمعیت ۲۰ تا ۳۴ ساله و متغیر مجازی نشان‌دهنده کشورهایی با سطح متوسط شاخص توسعه انسانی را به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل‌ها وارد می‌کند. یافته‌ها حاکی از آن است که وضعیت تحصیلی مطلق زنان و شاخص‌های وضعیت اجتماعی نسبی با میزان قتل زنان رابطه معنی‌داری نشان می‌دهد، اما زمانی که متغیرهای کنترل به مدل اضافه می‌شوند، هر دو متغیر مذکور، معنی‌دار نیستند. با وجود این، متغیرهای کنترل از جمله تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری درآمد دارای تأثیر معنی‌داری بر میزان قتل زنان بوده است. در حقیقت، بهبود وضعیت درآمدی و سطح توسعه اقتصادی، با نرخ پایین‌تر قتل زنان مرتبط است. این یافته نشان می‌دهد که کشورهایی که سطح توسعه اقتصادی آن‌ها بهبود یافته است، سطح پایین‌تری از قتل زنان را تجربه می‌کنند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که نابرابری درآمد در میان طبقات مختلف اجتماعی ممکن است با ایجاد یک محیط خصمانه در جامعه، مسبب سطح بالایی از خشونت در یک کشور شود.

هیریز و مور (۲۰۱۸)، تأثیر نابرابری جنسیتی بر قتل را در ۹۴ کشور مورد بررسی قرار می‌دهند. در الگوی مورد نظر آن‌ها، لگاریتم طبیعی میانگین نرخ قتل (قتل به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر) در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ در هر کشور به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. متغیرهای نرخ رشد جمعیت، ضریب جینی، نرخ مرگ و میر نوزادان، شاخص دموکراسی (معیاری برای تعیین نوع حکومت که از گزارش خانه آزادی^۱ (۲۰۱۳) استخراج شده است)، تراکم جمعیت، نرخ بیکاری و درصد شهرنشینی به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل استفاده شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که با افزایش نابرابری جنسیتی، میزان قتل افزایش می‌یابد. این یافته از فرضیه اصلاحی مبنی بر این که هرچه جوامع برابرتر شوند جرم و جنایت کاهش می‌یابد، پشتیبانی می‌کند. همچنین، یافته‌ها بیانگر آن است که متغیر نرخ رشد جمعیت دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ قتل است، این در حالی است که تأثیر نرخ مرگ و میر نوزادان و ضریب جینی بر نرخ قتل مثبت و معنی‌دار به‌دست می‌آید. همچنین، تأثیر شاخص دموکراسی بر نرخ قتل منفی و معنی‌دار بوده که نشان‌دهنده آن است که با افزایش حقوق سیاسی و مدنی در یک کشور، میزان قتل

1. Freedom House

خانه آزادی گزارشی از سطح آزادی‌های مدنی و آزادی‌های سیاسی موجود در هر کشور منتشر می‌کند. این معیارها در مقیاس یک تا هفت نمره‌گذاری می‌شوند که یک به بالاترین سطوح و هفت به پایین‌ترین سطوح حقوق مدنی و آزادی سیاسی اختصاص دارد.

افزایش می‌یابد. تأثیر متغیرهای تراکم جمعیت، نرخ بیکاری و درصد شهرنشینی نیز بر میزان قتل معنی‌دار نیست.

مور و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی بر قتل در ۴۸ ایالت در ایالات متحده در سال ۲۰۱۶ پرداخته‌اند. آن‌ها برای محاسبه شاخص نابرابری جنسیتی در هر ایالت از معیارهای گزارش توسعه سازمان ملل متحد در سال ۲۰۱۶ شامل نسبت مرگ و میر مادران، نرخ باروری نوجوانان، سهم هر جنسیت از کرسی‌های پارلمان، دستیابی به سطوح تحصیلات متوسطه و عالی و نرخ مشارکت در بازار کار استفاده کرده‌اند. افزون بر آن، متغیر قتل در این مطالعه به صورت قتل مردان، قتل زنان و قتل کل در سه مدل مجزا در نظر گرفته شده است. همچنین، متغیرهای نرخ بیکاری، درصد طلاق، جمعیت در معرض خطر، تحرک مسکونی، ضریب جینی، تراکم جمعیت و ناهمگونی نژادی به عنوان متغیرهای کنترل در هر سه مدل وارد شده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که شاخص نابرابری جنسیتی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ‌های قتل مردان، زنان و کل دارد. به عبارتی، با افزایش نابرابری جنسیتی، میزان قتل در هر سه مدل افزایش می‌یابد. این نتایج، از فرضیه اصلاحی حمایت می‌کند. معیار ناهمگونی قومی نیز در هر سه مدل تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ قتل دارد. به بیان دیگر، با افزایش این معیار، نرخ قتل نیز افزایش می‌یابد. ضریب درصد طلاق بر نرخ قتل در مدل قتل کلی و قتل مردان مثبت و معنی‌دار است، اما در مدل قتل زنان، معنی‌دار نمی‌باشد. تراکم جمعیت تنها بر نرخ قتل زنان به صورت منفی و معنی‌دار تأثیر داشته است. تأثیر سایر متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه بر نرخ قتل، معنی‌دار نیست.

فارست (۲۰۲۲) تغییرات قتل زنان در استرالیا را طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۲ مورد بررسی قرار داده و تأثیر میزان پیشرفت وضعیت زنان و برابری جنسیتی را بر نرخ‌های قتل ارزیابی کرده است. او از مدل‌های مؤلفه‌های مشاهده نشده^۱ که به مدل‌های سری زمانی ساختاری^۲ نیز مشهور هستند، بهره می‌برد. یافته‌های مطالعه او حاکی از آن است که با وجود پیشرفت‌های مطلق و نسبی زنان، این تغییرات، تأثیر چندانی بر کاهش خطر خشونت قتل بر علیه زنان نداشته است. بر طبق یافته‌های این مطالعه، دستاوردهای زنان در پیشرفت تحصیلی، دسترسی به آموزش عالی، مشارکت در بازار کار و درآمدها تأثیر اندکی بر نرخ قتل آن‌ها نشان داده است. همچنین افزایش برابری جنسیتی در استرالیا نیز با کاهش نرخ قتل زنان مطابقت نداشته است. این در حالی است که قتل در سال‌هایی که وضعیت تحصیلی زنان نسبت به مردان بهبود یافته و یا مشارکت زنان

1. Unobserved Components Models (UCMs)
2. structural time-series models

نزدیک به مشارکت مردان در بازار کار است، افزایش می‌یابد. افزون بر این، با پیشرفت‌های بیشتر در برابری جنسیتی، افزایش در نرخ‌های قتل متعادل می‌شود. با وجود این، نتایج هیچ اثر منفی از برابری جنسیتی بر قتل را نشان نمی‌دهد و اثرات وضعیت زنان و برابری جنسیتی تنها در مدل‌های دو متغیره قابل تشخیص بوده که پس از کنترل عوامل دیگر، از بین رفته است. این در حالی است که شرایط اجتماعی و اقتصادی مانند کاهش بیکاری، کاهش جمعیت مردان جوان و افزایش شهرنشینی پیشرفت‌های اخیر در امنیت زنان در استرالیا را بهتر توضیح می‌دهد.

در ایران نیز مطالعاتی در سطح ملی و استانی به بررسی عوامل مؤثر بر جرم با تأکید بر قتل پرداخته‌اند. به عنوان مثال، صادقی و همکاران (۱۳۸۴)، عوامل اقتصادی مؤثر بر قتل و سرقت را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها بدین منظور از داده‌های ۲۶ استان کشور طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۶ و روش اقتصادسنجی پانل دیتا بهره برده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای نرخ بیکاری و نابرابری درآمد از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ارتکاب قتل در استان‌های ایران بوده و با آن رابطه مستقیم و معنی‌دار داشته است. علاوه بر آن، متغیرهای نرخ بیکاری، نابرابری درآمد و صنعتی شدن از جمله متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر سرقت بوده و مطابق با مبانی نظری با افزایش نرخ بیکاری و نابرابری درآمد، نرخ سرقت افزایش یافته است. این در حالی است که افزایش شاخص صنعتی شدن در استان‌های ایران منجر به کاهش در نرخ‌های سرقت می‌شود.

یوسفوند و همکاران (۱۳۹۴) معتقدند که نابرابری‌های زیادی در بین استان‌های ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه وجود دارد و با وجود برنامه‌های مختلف توسعه برای برداشتن این نابرابری‌ها، همچنان این مشکل در بین استان‌ها مشاهده می‌شود. این امر منجر به پیامدهای مختلف از جمله وقوع قتل در استان‌ها شده است. از این رو، آن‌ها با استفاده از معادلات ساختاری، به بررسی تأثیر نابرابری در توسعه اجتماعی-اقتصادی بر میزان قتل به تفکیک استان‌های ایران در سال ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که بین نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی و قتل رابطه وجود دارد. یافته‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل ۰/۵۳ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند و متغیر تراکم جمعیت با ضریب ۰/۵۸ بیشترین اثر را به خود اختصاص داده است. نابرابری در توسعه اقتصادی با ضریب ۰/۲۷ درصد در تبیین قتل نقش دارد. نابرابری‌های اقتصادی بین استانی رابطه مثبتی با قتل نشان داده‌اند. به عبارتی، با افزایش نابرابری اقتصادی، نرخ‌های قتل افزایش می‌یابد. مجموع سهم دو متغیر نابرابری اجتماعی و اقتصادی حدود ۰/۳۷ است. نویسندگان معتقدند که عوامل فرهنگی می‌تواند عامل مهمی در تبیین میزان قتل در استان‌های کشور باشد.

اکبری و علمی (۱۳۹۷) رابطه بین عوامل اجتماعی و اقتصادی با ارتکاب به قتل را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. جامعه آماری این پژوهش، زندانیان محکوم به قتل عمد در استان آذربایجان

شرقی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۰ است. با استفاده از جدول تعیین حجم نمونه مورگان، تعداد ۹۲ نفر شامل ۸۳ مرد و ۹ زن به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که بیش از نیمی از محکومین به قتل، از افراد فقیر، کم‌سواد و مجرد بوده‌اند. علاوه بر آن، مردان بیش از زنان، مرتکب قتل شده‌اند. نیمی از قتل‌ها، قتل‌های اجتماعی به‌ویژه اختلافات خانوادگی و نزاع‌های دسته جمعی است. همچنین، نتایج بیانگر آن است که تفاوت معنی‌داری بین وضعیت تأهل و جنسیت با ارتکاب به قتل مشاهده می‌شود.

احمدی (۱۴۰۱)، یکی از جدیدترین مطالعات داخلی انجام شده در این حوزه است. او در این مطالعه، رابطه شاخص‌های اقتصادی و قتل در ایران را طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۴ مورد بررسی قرار داده و بدین منظور از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بهره برده است. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که با بهبود تولید ناخالص داخلی و ضریب نفوذ اینترنت، نرخ‌های قتل کاهش پیدا کرده اما با بهبود مشارکت زنان در نیروی کار میزان قتل افزایش یافته است. افزون بر این، بیکاری و تورم تأثیر معنی‌داری بر پدیده قتل نداشته است. احمدی نتیجه می‌گیرد که قتل در ایران تحت تأثیر شاخص‌های اقتصاد کلان است و با توجه به وابستگی اقتصاد به نفت و نقش تحریم‌ها در نوسان شاخص‌های اقتصادی، در تحلیل‌های نهایی، این عوامل باید مورد توجه قرار گیرد.

با وجود مطالعاتی که در ایران به بررسی عوامل مؤثر بر قتل از جنبه‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی در سطح ملی و منطقه‌ای پرداخته‌اند، مطالعه‌ای که تأثیر برابری جنسیتی بر میزان قتل در استان‌های ایران را مورد بررسی قرار داده باشد، مشاهده نشد. در حالی که یافته‌های مطالعات خارجی از اهمیت این متغیر در میزان قتل جوامع حکایت دارد. از این‌رو، این مطالعه با هدف بررسی این موضوع طراحی شده و می‌تواند از گام‌های نخستین در این زمینه محسوب شود.

۳- روش‌شناسی پژوهش و معرفی داده‌ها

مطالعه حاضر با هدف بررسی تأثیر معیارهای وضعیت زنان در بخش‌های آموزش و بازار کار بر میزان قتل طراحی شده است. از آنجا که ویژگی‌های متفاوت فرهنگی، سیاسی، اقتصادی هر استان می‌تواند بر روابط جنسیتی و خشونت مؤثر باشد، این بررسی در سطح استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۵ انجام می‌شود. بدین منظور داده‌های مورد نیاز به‌صورت کتابخانه‌ای از سالنامه‌های آماری کشور، گزارش‌های نتایج آمارگیری نیروی کار، گزارش‌های توزیع درآمد در ایران، گزارش‌های سرشماری و برآوردهای جمعیت که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استخراج شده است. در ادامه، متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش معرفی خواهد شد:

الف) نرخ قتل: نرخ قتل در این مطالعه به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می شود که به صورت تعداد قتل به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر جمعیت محاسبه خواهد شد.

ب) جنسیت: نقش جنسیت در مطالعاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر قتل در بین استان های ایران پرداخته اند کمتر مورد توجه قرار گرفته است، در حالی که بر اساس ادبیات موجود، این متغیر به عنوان عاملی مؤثر بر میزان قتل شناخته می شود. بر این اساس، در این مطالعه وضعیت مطلق زنان از بعد آموزش و وضعیت نسبی آن ها در بخش های آموزش و بازار کار به عنوان عوامل مؤثر بر قتل مورد ارزیابی قرار می گیرد. اگرچه وضعیت زنان در بخش آموزش را می توان با چهار متغیر نرخ باسوادی، نرخ های ثبت نام در آموزش ابتدایی، متوسطه و عالی سنجید، اما به دلیل محدودیت داده ها، این مطالعه تنها سهم دانشجویان را مورد توجه قرار داده که می تواند در ارزیابی میزان قتل مؤثر باشد. علاوه بر آن، اگرچه وضعیت زنان در بازار کار را می توان در زمان ورود به بازار کار و پس از آن مورد بررسی قرار داد، اما این مطالعه از متغیرهای نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری در جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر به عنوان مهم ترین متغیرهای سنجش وضعیت زنان در هنگام ورود به بازار کار بهره می برد. لازم به ذکر است که در بررسی وضعیت مطلق زنان، متغیر سهم دانشجویان زن در جمعیت زنان گروه سنی ۲۰-۳۴ سال در نظر گرفته می شود، در حالی که برای ارزیابی برابری نسبی، سه متغیر سهم دانشجویان زن در جمعیت زنان گروه سنی ۲۰-۳۴ سال نسبت به سهم دانشجویان مرد در جمعیت مردان گروه سنی ۲۰-۳۴ سال، نرخ مشارکت اقتصادی زنان نسبت به نرخ مشارکت اقتصادی مردان و نرخ بیکاری زنان نسبت به نرخ بیکاری مردان محاسبه خواهد شد.

ج) جمعیت جوانان ۱۵-۲۴ ساله: سهم جمعیت جوان ۱۵-۲۴ ساله در مطالعات جرایم خشونت آمیز مورد بررسی قرار گرفته است (ولز و ویشیت^۱، ۲۰۰۴: ۸). محققان بر این باورند که مردان جوان با احتمال بیشتری مرتکب جرایم خشونت آمیز، از جمله قتل، می شوند (نیومایر^۲، ۲۰۰۳: ۶۲۴). بر این اساس، این مطالعه از سهم جمعیت مردان جوان گروه سنی ۱۵-۲۴ ساله بهره خواهد برد.

د) نابرابری درآمد: ضریب جینی سطح نابرابری درآمد در جامعه را نشان می دهد. مقدار آن از صفر (کاملاً برابر) تا یک (کاملاً نابرابر) متغیر است. نابرابری درآمد در بین طبقات مختلف جامعه با ایجاد یک محیط خصمانه به سطح بالایی از خشونت در یک منطقه کمک می کند. از

این رو، ضریب جینی به عنوان عاملی مؤثر در مطالعات مربوط به قتل در یک منطقه شناخته شده است (چون، ۲۰۱۶: ۴۰۷ و ۴۱۴).

(و) نرخ تورم: دلایل گوناگونی برای تأثیر تورم بر قتل ارائه شده است. به عنوان مثال، تورم با تأثیر بر جرایم اکتسابی^۱ (مانند سرقت) می تواند میزان قتل را در جامعه تحت تأثیر قرار دهد، چراکه افزایش قیمت ها در بازارهای قانونی با افزایش تقاضا برای کالاهای ارزان تر در بازارهای غیرقانونی همراه است که منجر به افزایش جرایم اکتسابی می شود. به عبارتی، با افزایش قیمت ها، کالاهای مسروقه در مقایسه با کالاهایی که قانونی فروخته می شود برای مصرف کنندگان جذابیت بیشتری دارد و افزایش تقاضا برای این گونه کالاهای انگیزه سارقان را برای سرقت تقویت می کند و در نتیجه، جرایم اکتسابی افزایش می یابد (روزنفلد و لوین، ۲۰۱۶: ۴۳۲).

مشارکت در جنایات اکتسابی به نوبه خود خطر قتل را افزایش می دهد. افرادی که مرتکب سرقت می شوند در معرض خطر خشونت قربانیان قرار دارند. افزون بر آن، خشونت در بازارهای زیرزمینی که نظارت رسمی و امنیت کمتری بر آن حاکم است، بیشتر مشاهده می شود (روزنفلد و ووگل، ۲۰۲۳: ۴). همچنین لافری^۴ (۲۰۱۸) معتقد است که میزان جرم و جنایت تحت تأثیر میزان مشروعیت نهادی (خانوادگی، اقتصادی و سیاسی) در یک جامعه قرار دارد. کاهش اعتماد به مشروعیت نهادهای اقتصادی به ویژه به دلیل افزایش نابرابری اقتصادی و تورم، بر میزان جرم و جنایت تأثیر دارد. در حقیقت، نهادهای اقتصادی ممکن است با ایجاد جذابیت بیشتر برای جرم نسبت به رفتار قانونی و نیز با تضعیف اثربخشی مکانیسم های کنترل اجتماعی رسمی و غیررسمی در جلوگیری از جرم، منجر به افزایش جرم و جنایت شود (لافری، ۲۰۱۸: ۷ و ۷۹). تورم، ناهنجاری را تقویت می کند و سبب ایجاد عدم اطمینان و ترس در جامعه می شود که با تضعیف توانایی دولت برای کنترل جرم می تواند میزان قتل را در جامعه افزایش دهد (دیوین^۵ و همکاران، ۱۹۸۸: ۴۰۸؛ رنو سانتوس^۶ و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۲۴). همچنین، افزایش قیمت کالاهای و خدمات، مشکلات اقتصادی را تحریک می کند. این امر به ویژه در بین اقشار محروم جامعه که از نظر اقتصادی فاقد ثروت انباشته و تنها به دستمزد خود متکی هستند، به وضوح قابل مشاهده است

1. acquisitive crime
2. Rosenfeld and Levin
3. Rosenfeld and Vogel
4. LaFree
5. Devine
6. Rennó Santos

و تورم به عنوان مالیات بر درآمد شناخته می شود (ایسترلی و فیشر^۱، ۲۰۰۱: ۱۷۸-۱۷۷؛ رنو سانتوس و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۲۴). شواهد موجود حاکی از آن است که افزایش مشکلات و محرومیت های اقتصادی با تحریک تمایل به خشونت می تواند بر قتل در جامعه مؤثر باشد (الگار و آیتکن^۲، ۲۰۱۱: ۲۴۴).

در این مطالعه، همان گونه که اشاره شد، ضمن بررسی تأثیر موقعیت مطلق زنان در استان های ایران، تأثیر برابری جنسیتی نیز بر میزان قتل در قالب فرضیه های زیر مورد بررسی قرار گرفته است:

فرضیه ۱: بهبود وضعیت مطلق زنان با کاهش میزان قتل همراه است (براساس فرضیه فمینیستی مارکسیستی).

فرضیه ۲: برابری جنسیتی بر میزان قتل تأثیر دارد (براساس فرضیه های اصلاحی و واکنش).

با اقتباس متغیرهای مؤثر بر قتل از مطالعات پیشین این حوزه از جمله ویلی و میسنر (۲۰۰۲) (متغیرهای ساختار سنی (درصد جمعیت ۱۵ تا ۲۴ ساله) و برابری جنسیتی)، هیریگز و مور (۲۰۱۸) (متغیر ضریب جینی) و رنو سانتوس و همکاران (۲۰۲۱) (متغیر تورم)، مدل (۱) برای بررسی عوامل مؤثر بر قتل به کار برده می شود:

$$\text{Hom}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{FEdu}_{it} + \beta_2 \text{REdu}_{it} + \beta_3 \text{REcoP}_{it} + \beta_4 \text{RUNem}_{it} + \beta_5 \text{Gini}_{it} + \beta_6 \text{YM}_{it} + \beta_7 \text{Inf}_{it} + u_{it} \quad (1)$$

در این مدل، α و u_{it} ، به ترتیب نشان دهنده عرض از مبدأ و جزء اخلاص می باشند. همچنین متغیرهای ارائه شده در این مدل در استان i و در زمان t در جدول (۱) معرفی می شود.

1. Easterly and Fischer

2. Elgar and Aitken

جدول ۱. معرفی متغیرهای مدل

نوع متغیر	نماد متغیر	تعریف متغیر	منبع
وابسته	Hom	تعداد قتل به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر جمعیت	مرکز آمار ایران، فصل امور قضایی سالنامه آماری کشور، گزارش‌های سرشماری، برآوردهای جمعیت و محاسبات محقق
مستقل	FEdu	سهم دانشجویان زن در جمعیت گروه سنی ۲۰-۳۴ سال	مرکز آمار ایران، فصل آموزش سالنامه آماری کشور، گزارش‌های سرشماری، برآوردهای جمعیت و محاسبات محقق
	REdu	نسبت سهم دانشجویان زن به مرد در جمعیت گروه سنی ۲۰-۳۴ سال	
	REcoP	نسبت نرخ مشارکت اقتصادی زنان به مردان در جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر	مرکز آمار ایران، گزارش‌های نتایج آمارگیری نیروی کار و محاسبات محقق
	RUnem	نسبت نرخ بیکاری زنان به مردان در جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر	
	Gini	ضریب جینی	مرکز آمار ایران، گزارش‌های توزیع درآمد در ایران و محاسبات محقق
	YM	سهم جمعیت مردان جوان ۱۵-۲۴ ساله در کل جمعیت	مرکز آمار ایران، گزارش‌های سرشماری، برآوردهای جمعیت و محاسبات محقق
	Inf	تورم	مرکز آمار ایران، فصل شاخص‌های قیمت سالنامه آماری کشور و محاسبات محقق

۴- یافته‌های پژوهش

اگرچه بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین، وقوع جرایم خشونت‌آمیز به‌ویژه قتل تحت تأثیر عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی قرار دارد، اما این مطالعه با هدف سنجش تأثیر وضعیت مطلق و نسبی زنان بر وقوع قتل در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۹۹ طراحی شده است و از این‌رو، تلاش شده تا مهم‌ترین متغیرهایی که دسترسی به داده‌های آن در سطح استان‌های کشور امکان‌پذیر است، مورد توجه قرار گیرد. بر این اساس، در جدول (۲)، میانگین متغیرهای مورد بررسی طی دوره مذکور ارائه می‌شود.

جدول ۲. مقایسه میانگین متغیرهای مورد بررسی در استان‌های ایران: ۱۳۹۵-۱۳۹۹

								متغیر	استان
Inf	YM	Gini	RUnem	REcoP	REdu	FEdu	Hom		
۲۳/۶۵	۶/۹۱	-/۳۵	۱/۴۶	-/۲۲	-/۸۷	-/۱۴	۱/۵۷	آذربایجان شرقی	
۲۱/۹۰	۷/۷۱	-/۳۱	۰/۹۱	-/۲۲	-/۸۷	-/۰۹	۱/۸۸	آذربایجان غربی	
۲۲/۰۸	۷/۳۲	-/۳۰	۱/۱۶	-/۲۷	-/۹۰	-/۱۳	۱/۵۱	اردبیل	
۲۱/۴۰	۶/۵۰	-/۳۳	۱/۹۶	-/۲۶	۱/۰۴	-/۱۶	۱/۶۰	اصفهان	
۲۱/۷۲	۶/۴۵	-/۳۱	۲/۶۰	-/۲۱	۱/۰۴	-/۱۲	۱/۹۷	البرز	
۲۵/۸۴	۷/۲۶	-/۳۲	۲/۶۵	-/۲۵	-/۹۳	-/۱۵	۴/۴۶	ایلام	
۲۳/۱۷	۷/۳۰	-/۳۱	۱/۶۵	-/۱۸	-/۹۱	-/۱۲	۲/۷۹	بوشهر	
۲۲/۷۹	۶/۴۰	-/۳۹	۲/۲۵	-/۲۲	-/۹۴	-/۱۹	۱/۷۷	تهران	
۲۵/۷۱	۷/۲۱	-/۳۱	۱/۳۱	-/۲۴	۱/۰۱	-/۱۳	۲/۲۳	چهارمحال و بختیاری	
۲۳/۱۸	۸/۵۸	-/۳۱	۲/۶۹	-/۳۱	-/۹۸	-/۱۹	-/۷۳	خراسان جنوبی	
۲۱/۷۵	۷/۲۰	-/۳۴	۱/۸۲	-/۲۶	-/۹۸	-/۱۳	۱/۹۶	خراسان رضوی	
۲۵/۲۶	۷/۷۹	-/۳۲	۰/۹۵	-/۳۳	-/۹۹	-/۱۳	۱/۹۲	خراسان شمالی	
۲۲/۶۰	۷/۵۸	-/۳۴	۲/۱۲	-/۲۲	-/۸۵	-/۱۱	۴/۴۶	خوزستان	
۲۲/۱۳	۶/۹۱	-/۳۱	۱/۰۵	-/۲۵	-/۹۲	-/۱۳	۱/۵۵	زنجان	
۲۱/۳۴	۷/۸۴	-/۳۱	۱/۹۳	-/۲۱	-/۹۲	-/۳۱	۱/۹۶	سمنان	
۲۴/۴۵	۹/۲۷	-/۳۸	۱/۵۴	-/۲۷	-/۸۵	-/۱۰	۶/۸۷	سیستان و بلوچستان	
۲۱/۶۵	۶/۹۱	-/۳۲	۲/۲۶	-/۲۰	۱/۰۲	-/۱۳	۲/۶۱	فارس	
۲۲/۷۲	۶/۷۳	-/۲۸	۱/۵۰	-/۲۱	-/۹۳	-/۱۸	۲/۲۱	قزوین	
۲۰/۶۴	۷/۱۷	-/۳۳	۲/۱۹	-/۱۸	-/۹۲	-/۱۶	۱/۴۶	قم	
۲۳/۹۲	۷/۱۲	-/۲۸	۱/۶۵	-/۲۰	-/۸۸	-/۰۹	۱/۷۳	کردستان	
۲۱/۴۰	۷/۹۵	-/۳۱	۴/۱۱	-/۲۲	۱/۰۲	-/۱۳	۳/۲۹	کرمان	
۲۳/۹۴	۷/۲۴	-/۳۰	۱/۲۶	-/۲۵	-/۹۰	-/۱۱	۳/۴۴	کرمانشاه	
۲۳/۴۴	۷/۴۴	-/۲۷	۱/۹۹	-/۲۴	-/۶۹	-/۱۲	۲/۴۶	کهگیلویه و بویراحمد	
۲۴/۲۰	۷/۱۵	-/۳۶	۲/۱۸	-/۲۳	-/۹۷	-/۱۲	۲/۵۹	گلستان	
۲۲/۲۰	۶/۶۵	-/۳۳	۱/۵۵	-/۳۰	-/۹۸	-/۱۵	۱/۷۲	گیلان	
۲۵/۵۳	۷/۳۶	-/۳۲	۱/۸۰	-/۱۷	-/۹۱	-/۱۲	۴/۴۳	لرستان	
۲۱/۹۱	۶/۴۸	-/۳۲	۳/۱۲	-/۲۴	-/۸۹	-/۱۸	۱/۵۷	مازندران	
۲۲/۶۸	۶/۸۴	-/۳۰	۱/۹۲	-/۱۱	-/۸۶	-/۱۵	۱/۸۷	مرکزی	
۲۲/۶۸	۸/-۰۹	-/۳۶	۱/۴۱	-/۳۰	-/۹۲	-/۱۰	۱/۸۱	هرمزگان	
۲۳/۱۱	۶/۷۷	-/۳۵	۱/۳۰	-/۲۲	-/۹۶	-/۱۴	۲/۱۲	همدان	
۲۲/۷۰	۷/۱۹	-/۳۱	۳/۶۳	-/۳۰	-/۹۹	-/۲۲	۱/۱۱	یزد	

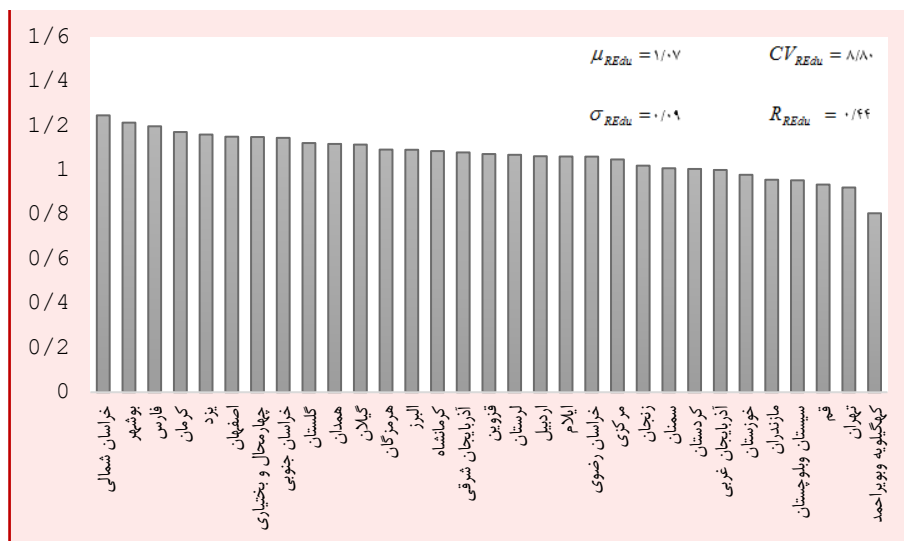
منبع: مرکز آمار ایران و یافته‌های پژوهش.

مقادیر ارائه شده در جدول (۲) نشان‌دهنده تمایز بین استان‌ها به‌ویژه از نظر موقعیت زنان از دو بعد آموزش و بازار کار و نیز وقوع قتل است، به گونه‌ای که بیشترین میانگین قتل در دوره مورد بررسی مربوط به استان سیستان و بلوچستان بوده و استان خراسان جنوبی کمترین میزان قتل را به خود اختصاص داده است. در حالی که استان خراسان جنوبی، سومین استان از نظر سهم دانشجویان زن در جمعیت زنان ۲۰-۳۴ ساله است و بعد از استان خراسان شمالی در جایگاه دوم از نظر برابری بین زنان و مردان در مشارکت در بازار کار نیز قرار دارد. بیشترین سهم دانشجویان زن در جمعیت ۲۰-۳۴ ساله متعلق به استان سمنان بوده و استان کردستان کمترین سهم را به خود اختصاص داده است. نسبت دانشجویان زن به مرد در استان‌های البرز، اصفهان، فارس، کرمان و چهارمحال و بختیاری نشان می‌دهد که وضعیت به نفع زنان است، در حالی که استان کهگیلویه و بویراحمد از این نظر کمترین برابری جنسیتی را در بین استان‌های کشور دارد. استان خراسان شمالی، بیشترین و استان مرکزی، کمترین برابری جنسیتی را از نظر مشارکت در بازار کار به خود اختصاص داده‌اند. نرخ بیکاری زنان در استان کرمان بیش از چهار برابر بیکاری مردان است و به‌طور متوسط، زنان نسبت به مردان در استان‌های آذربایجان غربی و خراسان شمالی نرخ بیکاری کمتری را تجربه کرده‌اند. افزون بر متغیرهای نشان‌دهنده وضعیت مطلق و نسبی زنان بر اساس پژوهش‌های انجام شده در حوزه قتل، متغیرهای نابرابری اقتصادی، جمعیت مردان جوان و نرخ تورم نیز از جمله متغیرهای تأثیرگذار بر وقوع قتل در جامعه تلقی می‌شود. جدول (۲) نشان می‌دهد استان تهران، بیشترین نابرابری اقتصادی را در بین استان‌های کشور به خود اختصاص داده و استان کهگیلویه و بویراحمد دارای کمترین میزان نابرابری اقتصادی است. علاوه بر آن، بیشترین سهم جمعیت مردان جوان متعلق به استان سیستان و بلوچستان است، در حالی که استان تهران کمترین سهم جمعیت مردان ۱۵-۲۴ ساله را در بین استان‌ها به خود اختصاص می‌دهد. به‌طور متوسط، در دوره مورد بررسی بیشترین ثبات قیمت‌ها متعلق به استان قم و بیشترین تورم در استان ایلام مشاهده می‌شود.

نمودارهای (۱) تا (۴) تمایز بین استان‌ها را از نظر برابری جنسیتی برای متغیرهای سهم دانشجویان از جمعیت گروه سنی ۲۰-۳۴ ساله در بعد آموزش و نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری در بعد بازار کار و نیز میزان قتل برای سال ۱۳۹۹ به‌عنوان آخرین سال مورد بررسی در این مطالعه به تصویر می‌کشد.

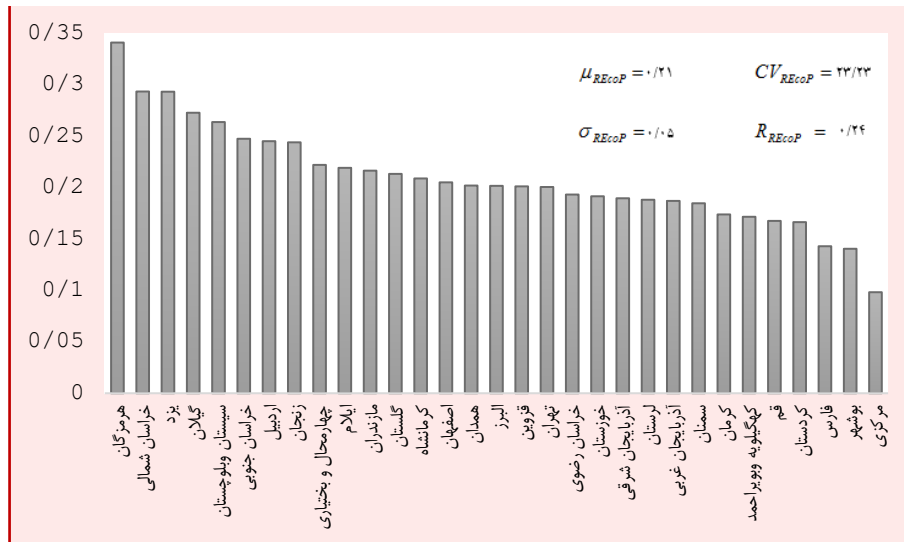
همان‌گونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، علاوه بر این که بین استان‌های کشور تمایز اندکی در برابری جنسیتی از بعد آموزش وجود دارد، در بیشتر استان‌ها در سال ۱۳۹۹ نسبت

دانشجویان زن به مرد بزرگتر از یک شده و وضعیت به نفع زنان است. با وجود این، در نمودار (۲) اگرچه نسبت مشارکت اقتصادی زنان به مردان در تمام استان‌ها کمتر از ۰/۳۵ است، اما پراکندگی بیشتری در بین استان‌ها از منظر برابری جنسیتی در این بعد نسبت به بعد آموزش مشاهده می‌شود، این در حالی است که نسبت نرخ بیکاری زنان به مردان در نمودار (۳) حاکی از پراکندگی بیشتر در بین استان‌های کشور نسبت به مشارکت اقتصادی در بعد بازار کار می‌باشد. شاخص‌های پراکندگی ارائه شده در نمودارها نیز این موضوع را تأیید می‌کند. در نهایت، همان‌گونه که در نمودار (۴) مشخص است، اگرچه بر اساس توزیع همگن در استان‌های کشور متوسط میزان قتل در هر استان ۲/۶۷ است، اما این میزان در دامنه وسیعی گسترده شده به گونه‌ای که دامنه تغییرات بین استان‌های کشور بیش از هفت محاسبه شده است.

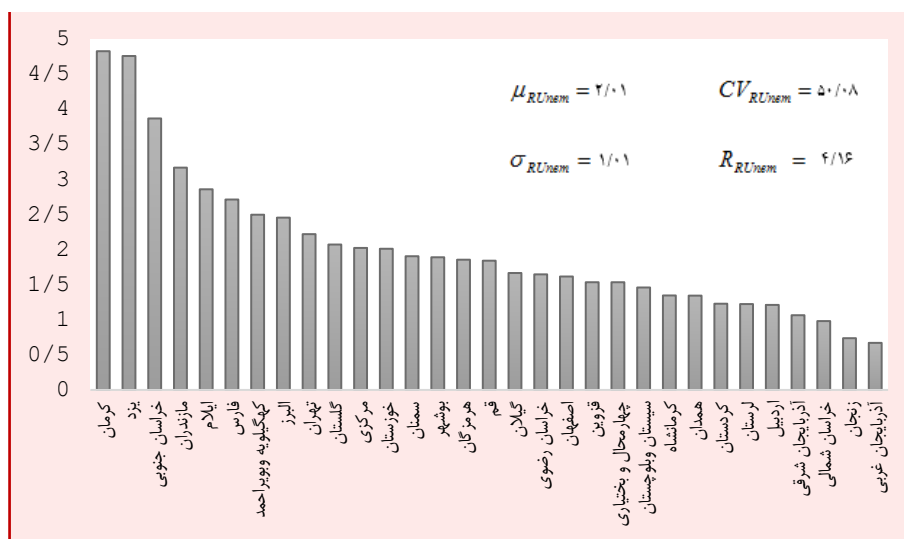


نمودار ۱. مقایسه برابری جنسیتی در سهم دانشجویان در جمعیت گروه سنی ۲۰-۳۴ سال در استان‌های ایران: ۱۳۹۹

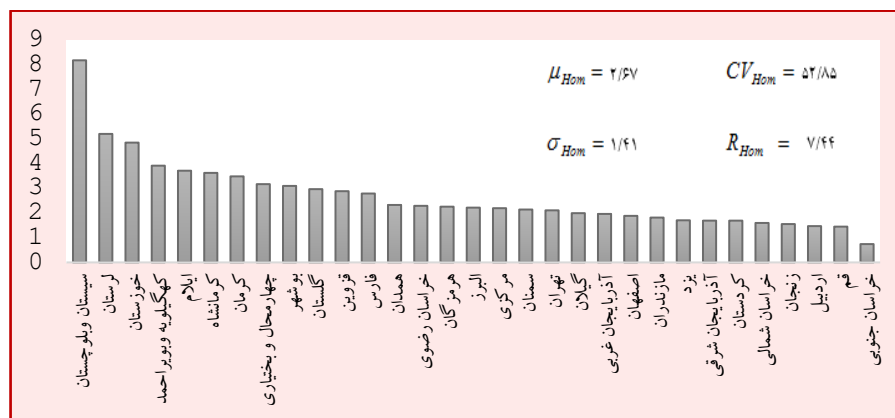
منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۲. مقایسه برابری جنسیتی در نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های ایران: ۱۳۹۹
منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۳. مقایسه برابری جنسیتی در نرخ بیکاری در استان‌های ایران: ۱۳۹۹
منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۴. مقایسه میزان قتل به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر جمعیت در استان‌های ایران: ۱۳۹۹
منبع: یافته‌های پژوهش.

پس از محاسبه متغیرهای مورد بررسی، به منظور ارزیابی تأثیر متغیرهای وضعیت مطلق و نسبی زنان بر میزان قتل از مدل (۱) استفاده شده است. در این راستا، نخست به منظور تشخیص برازش مدل به روش داده‌های تلفیقی یا داده‌های تابلویی، آزمون لیمر به کار برده می‌شود. نتایج این آزمون حاکی از آن است که برآورد مدل باید به روش داده‌های تابلویی انجام گیرد. همچنین، نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد که لازم است مدل با روش اثرات ثابت برآورد شود، در حالی که نتایج آزمون والد اصلاح شده که برای سنجش ناهمسانی واریانس در مدل اثرات ثابت کاربرد دارد، وجود واریانس ناهمسانی در بین اجزاء اخلاص را تأیید می‌کند، نتایج آزمون‌های وولدریج و آزمون همبستگی مقطعی ارائه شده توسط پسران به ترتیب حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در بین جملات اخلاص و عدم همبستگی مقطعی می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون‌های مورد بررسی در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

آزمون	آماره	P-Value
لیمر	۱۴/۶۹	۰/۰۰
هاسمن	۱۷/۳۱	۰/۰۲
والد اصلاح شده	۶۲۲۶۵/۸۳	۰/۰۰
وولدریج	۰/۵۸	۰/۴۵
همبستگی مقطعی پسران	۰/۴۰	۰/۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج آزمون‌ها در جدول (۳) و پس از برطرف کردن مشکل واریانس ناهمسانی، نتایج حاصل از برآورد مدل نهایی در جدول (۴) منعکس شده است. همان‌گونه که یافته‌های جدول (۴) نشان می‌دهد، افزایش ورود زنان به دانشگاه و ارتقای موقعیت تحصیلی آن‌ها با ضریب $-۶/۶۳$ بر میزان قتل در استان‌های ایران تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است، به عبارتی، مزایای پیشرفت تحصیلی زنان نه تنها به واسطه جایگاه اجتماعی بالاتر و نقش مؤثرتر آن‌ها در جامعه این امکان را برای زنان فراهم می‌کند تا در برابر خشونت از خود محافظت کنند، بلکه به دلیل نقش زنان تحصیل‌کرده در خانواده و تربیت فرزندان، دسترسی به منابع بیشتر برای خانواده و ... نیز میزان خشونت قتل را در جامعه کاهش می‌دهد. علاوه بر آن، اگرچه یافته‌ها نشان‌دهنده تأثیر منفی بهبود وضعیت زنان نسبت به مردان در ورود به دانشگاه بر میزان قتل است، اما این رابطه معنی‌دار نیست. همچنین، بهبود موقعیت نسبی زنان در بازار کار از نظر مشارکت اقتصادی با ضریب $-۶/۴۲$ و بیکاری با ضریب $۰/۱۸$ بر میزان قتل در جامعه تأثیری معنی‌دار دارد. این یافته از فرضیه اصلاحی مبنی بر این که افزایش برابری جنسیتی در جامعه منجر به کاهش نرخ‌های قتل می‌شود، پشتیبانی می‌کند. یافته‌ها حاکی از آن است که افزایش نابرابری اقتصادی به واسطه ایجاد یک محیط خصمانه در یک جامعه می‌تواند منجر به افزایش قتل در استان‌ها شود و این متغیر با ضریب $۵/۶۰$ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر وقوع قتل دارد. براساس ادبیات موجود، مردان جوان با احتمال بیشتری مرتکب جرایم خشونت‌آمیز می‌شوند و یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که سهم جمعیت مردان جوان با ضریب $۰/۷۰$ بر میزان قتل در استان‌ها تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته است. بر اساس یافته‌های جدول (۴)، نرخ تورم با ضریب $۰/۰۱$ بر میزان قتل در استان‌های ایران تأثیر می‌گذارد. افزایش تورم از مسیرهای متفاوت مانند افزایش جرایم اکتسابی، تحریک بی‌اعتمادی به دولت و تقویت استرس و نگرانی در جامعه می‌تواند وقوع قتل در جامعه را افزایش دهد. در مجموع، متغیرهای سهم دانشجویان زن از جمعیت زنان $۲۰-۳۴$ ساله، نسبت نرخ مشارکت اقتصادی زنان به مردان و ضریب جینی به ترتیب، بیشترین ضریب را از بین متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه داشته‌اند. یافته‌های معنی‌دار برای متغیرهای برابری جنسیتی و ضریب جینی نشان می‌دهد که نابرابری از هر نوعی که باشد می‌تواند بر جرایم خشونت‌آمیز در یک جامعه تأثیر بگذارد که این یافته‌ها اهمیت توجه به مسئله نابرابری در سیاست‌گذاری برای کاهش جرایم خشونت‌آمیز را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج تخمین نهایی مدل

متغیر	ضریب	P-Value
سهم دانشجویان زن از جمعیت زنان گروه سنی ۲۰-۳۴ سال	-۶/۶۳	۰/۰۰
نسبت سهم دانشجویان زن به مرد از جمعیت گروه سنی ۲۰-۳۴ سال	-۰/۰۳	۰/۹۶
نسبت نرخ مشارکت اقتصادی زنان به مردان	-۶/۴۲	۰/۰۰
نسبت نرخ بیکاری زنان به مردان	۰/۱۸	۰/۰۰
ضریب جینی	۵/۶۰	۰/۰۰
سهم جمعیت مردان جوان ۱۵-۲۴ سال	۰/۷۰	۰/۰۰
تورم	۰/۰۱	۰/۰۳
عرض از مبدأ	-۲/۷۳	۰/۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اگرچه در سال‌های اخیر مطالعات گوناگونی کوشیده‌اند تا تأثیر سطوح نابرابری‌های اقتصادی را بر جرایم خشونت‌آمیز به‌ویژه قتل مورد بررسی قرار دهند، اما نقش وضعیت مطلق و نسبی زنان در جامعه در پژوهش‌های مربوط به نابرابری و قتل کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بر این اساس، در این مطالعه تأثیر وضعیت مطلق و نسبی زنان بر میزان قتل در استان‌های ایران مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که بهبود موقعیت زنان از نظر بهره‌مندی از فرصت‌های آموزش عالی بر میزان قتل در جامعه تأثیر دارد، به گونه‌ای که با افزایش ورود زنان به دانشگاه و در نتیجه ارتقای موقعیت تحصیلی آن‌ها به واسطه نقش زنان تحصیل کرده در خانواده و تربیت فرزندان و نیز در جامعه، می‌تواند منجر به کاهش میزان قتل در استان‌های ایران شود. به عبارتی، دستاوردهای مطلق زنان در بعد آموزش، نقش چشمگیری در کاهش میزان قتل دارد. افزون بر آن، وقتی که موقعیت زنان نسبت به مردان مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، اگرچه افزایش برابری در بعد آموزش تأثیر منفی بر میزان قتل در جامعه دارد، اما این رابطه معنی‌دار نیست. در حالی که افزایش برابری در مشارکت اقتصادی زنان نسبت به مردان و نیز کاهش نسبت بیکاری زنان به مردان در بازار کار می‌تواند منجر به کاهش میزان قتل شود که این یافته از فرضیه اصلاحی مبنی بر اینکه هرچه جوامع برابرتر شوند میزان قتل کاهش می‌یابد، پشتیبانی می‌کند. این یافته‌ها حاکی از اهمیت برابری جنسیتی در پیش‌بینی همه قتل‌ها بدون توجه به جنسیت قربانی است. از نگاه سیاست‌گذاری این یافته‌ها از اهمیت جایگاه زنان در جامعه در تعدیل آسیب اجتماعی قتل حکایت دارد. همچنین، بر اساس اثرات نامطلوب ضریب جینی و تورم بر جرم و جنایت و تأثیر مثبت و معنی‌دار این دو متغیر بر وقوع قتل در استان‌ها، کاهش

نابرابری اقتصادی و ثبات قیمت‌ها باید به‌عنوان یک سیاست‌گذاری مؤثر در کاهش قتل در جامعه مورد توجه قرار گیرد.

اگرچه این مطالعه به دلیل محدودیت داده‌های در دسترس، تأثیر وضعیت مطلق و نسبی زنان بر میزان کلی قتل در استان‌های ایران را طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۹۹ مورد بررسی قرار داده است، اما بررسی این متغیرها بر قتل مردان و زنان در مدل‌های مجزا حائز اهمیت است که می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی در این حوزه قرار گیرد.

منابع

۱. احمدی، سیروس (۱۴۰۱). تحلیل جامعه‌شناختی رابطه شاخص‌های اقتصادی و قتل در ایران در دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۴. *جامعه‌شناسی کاربردی*، ۳۳ (۸۷)، ۸۳-۱۰۰.
۲. اکبری، ابراهیم و علمی، محمود (۱۳۹۷). بررسی عوامل اجتماعی-اقتصادی مرتبط با وقوع نوع قتل در استان آذربایجان شرقی در سال‌های ۹۳-۱۳۹۰. *مطالعات جامعه‌شناسی*، ۱۰ (۳۸)، ۱۵۳-۱۳۹.
۳. صادقی، حسین، شقاقی شهری، وحید و اصغرپور، حسین (۱۳۸۴). تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۰ (۶۸)، ۶۳-۹۰.
۴. مرکز آمار ایران (۱۴۰۰). *پیش‌بینی جمعیت به تفکیک استان، مناطق شهری و روستایی و برحسب جنس از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۱۵*. تهران: مرکز آمار ایران.
۵. ----- (۱۳۹۹-۱۳۹۵). *سالنامه آماری کشور*. تهران: مرکز آمار ایران.
۶. ----- (۱۳۹۹-۱۳۹۵). *گزارش‌های توزیع درآمد در ایران*. تهران: مرکز آمار ایران.
۷. ----- (۱۳۹۷). *نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۵*. تهران: مرکز آمار ایران.
۸. ----- (۱۳۹۹-۱۳۹۵). *نتایج آمارگیری نیروی کار*. تهران: مرکز آمار ایران.
۹. یوسفوند، حسن‌رضا، احمدی، یعقوب، محسنی تبریزی، علیرضا و ابوالحسنی، اصغر (۱۳۹۴). تبیین رابطه جرایم خشونت‌آمیز (قتل) با تأکید بر نابرابری در توسعه اجتماعی-اقتصادی در ایران. *توسعه اجتماعی (توسعه انسانی سابق)*، ۹ (۳)، ۱۱۵-۱۴۰.
10. Ahmadi, S. (2022). A Sociological Analysis of the Effect of Economic Indicators on Homicide in Iran during 1995-2018. *Journal of Applied Sociology*, 33(87), 83-100 (In Persian).

11. Akbari, I., & Elmi, M. (2018). The Study of the Socio-Economic Factors Related to the Type of Murder in East Azerbaijan Province in The Years 2011-2014. *The Journal of Sociology Studies*, 10(38), 139-153. (In Persian)
12. Chon, D. S. (2016). A Spurious Relationship of Gender Equality with Female Homicide Victimization: A Cross-National Analysis. *Crime & Delinquency*, 62(3), 397-419.
13. Cohen, L. E., & Felson, M. (1979). Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach. *American Sociological Review*, 44(4), 588-608.
14. Devine, J. A., Sheley, J. F., & Smith, M. D. (1988). Macroeconomic and Social-Control Policy Influences on Crime Rate Changes, 1948-1985. *American Sociological Review*, 53(3), 407-420.
15. Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the Poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178.
16. Elgar, F. J., & Aitken, N. (2011). Income Inequality, Trust and Homicide in 33 Countries. *European Journal of Public Health*, 21(2), 241-246.
17. Forrest, W. (2022). The Drop in Female Homicide Victimization in Australia. *Journal of Criminology*, 55(4), 403-432.
18. Heirigs, M. H., & Moore, M. D. (2018). Gender Inequality and Homicide: A Cross-National Examination. *International Journal of Comparative and Applied Criminal Justice*, 42(4), 273-285.
19. LaFree, G. (2018). *Losing Legitimacy: Street Crime and the Decline of Social Institutions in America*. New York: Routledge.
20. Martin, K., Vieraitis, L. M., & Britto, S. (2006). Gender Equality and Women's Absolute Status: A Test of the Feminist Models of Rape. *Violence Against Women*, 12(4), 321-339.
21. Moore, M. D., Heirigs, M. H., & Barnes, A. K. (2021). A State-Level Analysis of Gender Inequality on Male and Female Homicide. *Crime & Delinquency*, 67(12), 1879-1902.
22. Neumayer, E. (2003). Good Policy Can Lower Violent Crime: Evidence from a Cross-National Panel of Homicide Rates, 1980-97. *Journal of Peace Research*, 40(6), 619-640.
23. Rennó Santos, M., Testa, A., & Weiss, D. B. (2021). Inflation and Cross-National Homicide: Assessing Nonlinear and Moderation Effects across 65 Countries, 1965-2015. *International Criminal Justice Review*, 31(2), 122-139.
24. Statistics Center of Iran. (2016-2020). *Income Distribution Reports in Iran*. Tehran: Iran Statistics Center (In Persian).
25. ----- (2016-2020). *Labor Force Statistics Results*. Tehran: Iran Statistics Center (In Persian).
26. ----- (2016-2020). *Statistical Yearbook of the Country*. Tehran: Iran Statistics Center (In Persian).

27. ----- (2018). *The Results of the General Population and Housing Census 2016*. Tehran: Statistics Center of Iran (In Persian).
28. ----- (2021). *Population Forecast According to Province, Urban and Rural Areas and Gender from 2017 to 2036*. Tehran: Iran Statistics Center (In Persian).
29. Rosenfeld, R., & Levin, A. (2016). Acquisitive Crime and Inflation in the United States: 1960–2012. *Journal of Quantitative Criminology*, 32(3), 427-447.
30. Rosenfeld, R., & Vogel, M. (2023). Homicide, Acquisitive Crime, and Inflation: A City-Level Longitudinal Analysis. *Crime & Delinquency*, 69(1), 3-33.
31. Sadeghi, H., Shaghaghi Shahri, V., & Asgharpour, H. (2005). Analysis of Economic Factors Affecting Crime in Iran. *Journal of Economic Research*, 40(68), 63-90. (In Persian)
32. Vieraitis, L. M., Britto, S., & Kovandzic, T. V. (2007). The Impact of Women's Status and Gender Inequality on Female Homicide Victimization Rates: Evidence from US Counties. *Feminist Criminology*, 2(1), 57-73.
33. Vieraitis, L. M., Britto, S., & Morris, R. G. (2015). Assessing the Impact of Changes in Gender Equality on Female Homicide Victimization: 1980-2000. *Crime & Delinquency*, 61(3), 428-453.
34. Vieraitis, L. M., Kovandzic, T. V., & Britto, S. (2008). Women's Status and Risk of Homicide Victimization: an Analysis with Data Disaggregated by Victim-Offender Relationship. *Homicide Studies*, 12(2), 163-176.
35. Wells, L. E., & Weisheit, R. A. (2004). Patterns of Rural and Urban Crime: A County-Level Comparison. *Criminal Justice Review*, 29(1), 1-22.
36. Whaley, R. B. (2001). The Paradoxical Relationship between Gender Inequality and Rape: Toward a Refined Theory. *Gender & Society*, 15(4), 531-555.
37. Whaley, R. B., & Messner, S. F. (2002). Gender Equality and Gendered Homicides. *Homicide Studies*, 6(3), 188-210.
38. World Economic Forum (WEF). (2020). *Global Gender Gap Report 2020*.
39. Yousefvand, H. R., Ahmadi, Y., Mohseni Tabrizi, A. R., & Abolhasani, A. (2015). Explaining the Relation of Aggressive Crimes (Murder) By Emphasis on the Inequity in Social- Economic Development in Iran. *Quarterly Journal of Social Development*, 9(3), 115-140 (In Persian).

در جستجوی شادمانی: ساختار شادمانی براساس عوامل اقتصادی و غیراقتصادی

طه شیشه‌گری*^۱ , فرهاد غفاری^۱

۱. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران
* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۵ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۶ تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵ کلیدواژه‌ها: اقتصاد رفتاری، شادمانی، متغیرهای اقتصادی، متغیرهای غیراقتصادی، مدل معادلات ساختاری. طبقه‌بندی JEL: A12, D01, D60	اتکا به مطلوبیت عینی و اندازه‌گیری میزان شادمانی و رضایت فرد بر اساس انتخاب‌های وی، مربوط به انسان اقتصادی و تعریف محدودی از انسان می‌باشد که سال‌ها توسط تئوری‌های مرسوم در اقتصاد به‌عنوان پیش فرض در خصوص انسان‌ها مورد پذیرش قرار گرفته است. مطالعات گوناگون نشان‌دهنده انحراف واقعیت و داده‌های تجربی از پیش‌بینی تئوری‌های استاندارد در زمینه شادمانی می‌باشد، بنابراین اتکا به مطلوبیت عینی به تنهایی ما را به درک درستی از شادمانی و رضایت خاطر افراد نمی‌رساند. در این پژوهش ساختاری برای شادمانی معرفی می‌شود تا علاوه بر در نظر گرفتن وجوه اقتصادی، تأثیر زمینه‌های دیگر نیز روی دریافت افراد از شادمانی یا مطلوبیت ذهنی مشخص گردد. در حقیقت در این مطالعه براساس نگرش اقتصاد رفتاری، بازنگری دوباره به مطلوبیت و شادمانی داشته و براساس داده‌های جمع‌آوری شده از ۱۹۲ دانشجو در مقاطع مختلف، به تأیید ساختاری برای شادمانی پرداخته شده که در این ساختار شادمانی از سلامت روان انسان‌ها استفاده شده است و مشخص شده که سلامت اقتصادی، سلامت اجتماعی و سلامت فیزیکی نیز بر روی سلامت روان افراد مؤثر بوده است. در حقیقت این مطالعه یک پژوهش میان رشته‌ای می‌باشد که در آن به‌دنبال گسترش تئوری‌های مرسوم اقتصادی از طریق جایگزینی انسان واقعی به‌جای انسان اقتصادی و تکیه بر ویژگی‌های روانشناختی وی خواهیم بود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که منشأ شادمانی افراد، سلامت روان آنها می‌باشد و در سلامت روان، مهم‌ترین تأثیر به‌ترتیب مربوط به سلامت فیزیکی، سلامت اجتماعی و سپس سلامت اقتصادی می‌باشد. در حقیقت درآمد یا عوامل اقتصادی که از دیدگاه اقتصاد مرسوم عامل اصلی کسب مطلوبیت و شادمانی افراد است، تنها یکی از عوامل تعیین‌کننده سلامت روان می‌باشد که شادمانی از آن نشأت می‌گیرد.

شیشه‌گری، طه و غفاری، فرهاد (۱۴۰۳). در جستجوی شادمانی: ساختار شادمانی براساس عوامل اقتصادی و غیراقتصادی. تحقیقات اقتصادی، ۱۱(۱)، ۸۱-۱۱۶.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI:10.22059/JTE.2024.366331.1008860

۱- مقدمه

نگاه اقتصاد مرسوم به مطلوبیت بر اساس انتخاب‌های فردی می‌باشد (پیندکی و راینفلد، ۱۹۹۷). بر اساس این نگاه، مطلوبیت یک متغیر عینی^۱ می‌باشد که می‌توان آن را بر مبنای میزان کالا، خدمات و فراغت مصرفی افراد اندازه‌گیری کرد. در رابطه با مطلوبیت دو دیدگاه وجود دارد، دیدگاهی که معتقد است مطلوبیت را می‌توان با عدد اندازه‌گیری کرد که به آن دیدگاه عددی^۲ می‌گویند و دیدگاه رتبه‌ای^۳ که با مردود دانستن دیدگاه کاردینال، مطلوبیت را به‌عنوان متغیر رتبه‌ای معرفی می‌کند این تغییر در نگرش به مطلوبیت در اوایل قرن بیستم توسط اقتصاددانان برجسته نئوکلاسیک از جمله هیکس و آلن صورت گرفته است.

دیدگاه رتبه‌ای و جایگاه مطلوبیت در تصمیمات فردی، اساس استخراج تئوری‌های مصرف، تقاضا و رفاه اقتصادی می‌باشد. در این دیدگاه که سالیان طولانی است، شرط اصلی سنجش مطلوبیت می‌باشد، افراد، دارای رفتار عقلایی و بهینه‌ساز بوده و انتخاب‌های آنها با توجه به محدودیت‌های موجود، منعکس‌کننده ترجیحات واقعی می‌باشد. مهم‌ترین محدودیت، درآمد در نظر گرفته می‌شود. در نتیجه این نوع نگاه به انسان و مطلوبیت، با موجوداتی دقیق، منظم، بدون اشتباه و حداکثرکننده روبرو هستیم که ریچارد تالر^۴ آنها را انسان اقتصادی^۵ نامیده است. با این دیدگاه، هرچه درآمد بیشتر باشد، محدودیت کمتر می‌شود و به سطوح بالاتری از مطلوبیت و لذت دست خواهیم یافت.

در دهه‌های اخیر، مطالعات بسیاری روی انحرافات رفتاری از مدل استاندارد (انسان خودخواه، منطقی و بهینه‌کننده) صورت گرفته که فروض اصلی اقتصاد مرسوم را مورد تردید قرار داده‌است. بخشی از این انحرافات را می‌توان در دسترسی ناقص به اطلاعات غیرکامل، عقلانیت محدود^۶، اراده محدود^۷، خودخواهی محدود^۸ و... خلاصه کرد. افزایش این انحرافات از مدل استاندارد، موجب حرکت اقتصاددانان در جهت تعدیل فروض غیرواقعی و تمایز قائل شدن، میان انسان واقعی و انسان اقتصادی شده است. یکی از این تعدیلات، نگرش به مطلوبیت به‌عنوان یک متغیر ذهنی^۹ می‌باشد. اگر با انسان‌هایی با عقلانیت محدود، اراده محدود و خودخواهی

1. objective
2. cardinal
3. ordinal
4. Richar Thaler
5. Econ
6. bounded rationality
7. bounded willpower
8. bounded self-interest
9. subjective

محدود روبرو باشیم، قاعدتاً در موارد بسیاری انتخاب افراد، منعکس‌کننده ترجیحات واقعی آنها نخواهد بود، بنابراین دیگر برای اندازه‌گیری و تحلیل مطلوبیت، نمی‌توان به راحتی به موقعیت‌های عینی مراجعه کرد. بدین منظور مطالعات گسترده‌ای توسط اقتصاددانان روی اندازه‌گیری مطلوبیت ذهنی که از این پس از آن با عنوان شادمانی^۱ یاد خواهد شد، انجام گرفته است. از سویی باید میان اقتصاد شادمان و شادمانی افراد تفاوت قائل شد.

به نظر می‌آید که آدام اسمیت^۲ نخستین اقتصاددانی است که به تحلیل شادمانی پرداخته است. نظریه شادمانی که توسط اقتصاددانانی مانند رابرت فرانک^۳ و دانیل کانمن^۴ گسترش یافته است، بیان می‌کند که ثروت مادی تولیدشده توسط بازارهای آزاد، لزوماً با شادمانی مردم در آن بازارها ارتباطی ندارد. در حقیقت با افزایش ثروت مادی تولید شده، اقتصاد شادمان است، ولی این لزوماً به معنای شادمانی افراد نیست. تناقضی که ظاهر می‌شود، نیاز به توضیح دارد: شواهد تجربی نشان می‌دهند که کشورهای ثروتمند با افزایش ثروت، شادتر نبوده‌اند. مطالعات تجربی در بسیاری از کشورها از جمله ژاپن و آمریکا، رابطه معناداری میان افزایش ثروت و میزان شادمانی نشان نمی‌دهد (اکنومیست، ۲۰۰۶). این تناقض که ممکن است مردم با کالاهای بیشتر خوشحال نباشند، مدت‌ها پیش توسط آدام اسمیت به خوبی معرفی شده است؛ و اگرچه برای همه ما آشناست، شاید مفید باشد که به صورت خلاصه، بخشی از مباحث آدام اسمیت در این خصوص مرور شود. در بخش معروف «پسر فقیر» از کتاب نظریه احساسات اخلاقی^۵، اسمیت به وضوح مطرح می‌کند که به دست آوردن و مصرف کالاهای بیشتر، لزوماً فرد را خوشحال‌تر نمی‌کند:

«ثروت و عظمت فقط تعیین‌کننده مطلوبیت پوچی هستند که لزوماً با کسب راحتی جسم یا آرامش ذهن سازگار نمی‌باشند». به گفته اسمیت، همه ما این حقیقت را در مورد ثروتمندان می‌دانیم؛ بنابراین «حتی تصور نمی‌کنیم که آنها واقعاً شادتر از دیگران هستند». اسمیت در ادامه به ما می‌گوید: «[فقیر] به هیچ وجه از کسانی که بسیار بالاتر از او به نظر می‌رسند در آنچه مایه سعادت واقعی زندگی بشر را تشکیل می‌دهد، پایین‌تر نیست. همه کیفیت‌های زندگی از نظر پتانسیل رسیدن به آسودگی جسم و آرامش ذهن تقریباً در یک سطح هستند و چه بسا تهی‌دستی که در کنار راه آفتاب می‌گیرد، امنیتی را تجربه می‌کند که پادشاهان برای داشتن آن در تقلا هستند».

-
1. happiness
 2. Adam Smith
 3. Robert Frank
 4. Daniel Kahnemann
 5. theory of moral sentiments

افزون بر این، نقل قول معروف دیگری از او وجود دارد که می‌گوید: «انگیزه جستجوی ثروت، مبتنی بر یک «فریب» اخلاقی، اما مفید برای جامعه می‌باشد. همین فریب است که صنعت بشریت را در حرکت مستمر نگه می‌دارد. این همان چیزی است که انسان‌ها را برای اولین بار برانگیخت تا زمین را آباد کنند، خانه بسازند، شهرها و ثروت‌های مشترک را تأسیس کنند و همه علوم و هنرها را اختراع کنند و بهبود بخشند، همان چیزی که به زندگی انسان اصالت می‌بخشد.» «این تمایل به تحسین و تقریباً پرستش ثروتمندان و قدرتمندان و تحقیر یا دست کم نادیده گرفتن افراد فقیر، هرچند برای ایجاد و حفظ تمایز درجات و نظم جامعه ضروری است، در عین حال بزرگ‌ترین و جهانی‌ترین عامل فساد احساسات اخلاقی نیز می‌باشد. ثروت و عظمت اغلب مبنای احترام و تحسینی قرار می‌گیرد که تنها لایق خرد و فضیلت است.» گویا بشر میان دو راهی رفتار اخلاقی یا تولید ثروت باید یکی را انتخاب کند و نمی‌تواند هر دو را با هم داشته باشد. پس علاوه بر این یافته که ثروت و به‌دست آوردن کالاهای بیشتر منجر به شادمانی بشر نمی‌شود، باید به مشکلات اخلاقی این فریب مفید برای جامعه نیز، پرداخته شود. اسمیت راه حل رسیدن به اقتصاد شادمان را داشتن بازار آزاد و حق مالکیت معرفی می‌کند، اما هرگز این دو را متضمن شادمانی افراد جامعه نمی‌داند. در حقیقت به نظر می‌رسد که اگرچه داشتن امنیت و آزادی، اقتصاد را به کارایی یا شادمانی می‌رساند، اما این شروط برای شادمانی افراد لازم بوده ولی کافی نمی‌باشند.

موضوع اصلی تفاوت میان نگرش عینی و ذهنی در مورد مطلوبیت است. اگر بخواهیم بر مبنای فرض انسان اقتصادی به مقوله مطلوبیت نگریسته شود، می‌توان برای بررسی مطلوبیت از عینیت به وجود آمده توسط انسان اقتصادی یا همان تصمیمات افراد استفاده کرد که به این نگرش مطلوبیت عینی گفته می‌شود؛ اما اگر رفتار انسان واقعی با عقلانیت محدود، اراده محدود و خودخواهی محدود مبنا قرار داده شود، دیگر انتخاب افراد لزوماً نشان‌دهنده میزان رضایت و مطلوبیت آنها نخواهد بود، به این نگرش مطلوبیت ذهنی خواهیم گفت. شادمانی امری ذهنی است و می‌تواند ارتباط ضروری و مشخصی با انتخاب‌های فرد نداشته باشد. در این خصوص می‌توان به نظر فیلسوف معروف معاصر آرتور شوپنهاور^۱ در خصوص شادمانی استناد کرد:

«هرچه که در جهان است دو وجه دارد. وجه عینی که واقعیت آن است و وجه ذهنی که ساخته ذهن ماست. سعادت در ذهن معنی می‌گیرد. در حقیقت ما با ذهنمان می‌توانیم سعادت را برای خود بیافرینیم، نه با وابستگی به پدیده‌های بیرون که ممکن است اصلاً واقعیت نداشته باشند. خوشبختی در عمق ذات ماست. جایی که کسی به آن دسترسی ندارد و از چیزی تأثیر

1. Arthur Schopenhauer

نمی‌پذیرد. وقتی سعادت وابسته به عوامل بیرونی باشد، هر لحظه با از دست دادن هر کدام از این عوامل، فرد می‌شکند» (در باب حکمت زندگی، آرتور شوپنهاور).

در این پژوهش، دیدگاه پذیرفته شده در خصوص شادمانی مورد تردید قرار گرفته و قدری از این فریب مفید برای جامعه، فاصله گرفته می‌شود. اگر مبنای شادمانی را عینیت‌ها قرار دهیم، باید با افزایش درآمد و مصرف بیشتر از کالاها و خدمات (عینیت‌ها)، شادمانی بیشتری کسب کنیم. اما مطالعات بسیاری نشان می‌دهند که در چهل سال اخیر با وجود افزایش چشمگیر درآمد سرانه حقیقی در کشورهای توسعه یافته، سطح شادمانی افراد، افزایش چشمگیری نداشته است. (ایسترلین^۱، ۱۹۷۴؛ ایسترلین، ۱۹۹۵؛ و دی تالا^۲ و همکاران، ۲۰۰۳) بنابراین به دنبال یافتن عوامل دیگر شادمانی هستیم تا با شناسایی آنها تلنگری به افراد در جستجوی خوشبختی بزنیم، که برای رسیدن به خوشبختی، مهم‌ترین عامل مؤثر را درآمد افراد می‌دانند.

در سال‌های اخیر، مطالعات بسیاری روی انحراف رفتار افراد از مدل استاندارد اقتصاد صورت گرفته و به جز درآمد و ثروت عوامل دیگری، مؤثر بر شادمانی معرفی شده است. دوزنبری^۳ (۱۹۴۸) و کلارک و اوسوالد^۴ (۱۹۹۸)، محیط را در تعیین میزان شادمانی و مطلوبیت ذهنی بسیار مؤثر می‌دانند؛ این مطالعات بر وضعیت نسبی افراد در محیط تأکید دارند نه وضعیت مطلق. به عنوان مثال، درآمد در مقایسه با سایر افراد محیط، روی شادمانی اثرگذار است نه درآمد به صورت مطلق. همچنین اقتصاددانان عوامل غیراقتصادی بسیاری را بر شادمانی مؤثر دانسته‌اند که می‌توان به صورت خلاصه به تأثیر وضعیت روحی (هرمالین و ایسن، ۱۹۹۹)، عوامل روانی (لونشتاین^۵، ۱۹۹۹)، اعتماد به نفس (بنابو و تیورل^۶، ۱۹۹۹) خیرخواهی (آلتونجی^۷، ۱۹۹۷)، انصاف (رابین^۸، ۱۹۹۷) و ... اشاره کرد.

به صورت کلی، پول، امنیت شغلی، وضعیت اقتصادی و ... به ذات، اهمیتی ندارند، بلکه امکان دستیابی به شادمانی است که آنها را حائز اهمیت می‌نماید. دیدگاه مرسوم اقتصاد به مطلوبیت و سنجش آن از طریق انتخاب‌های عینی، منجر به برداشت اشتباه از لذت و شادمانی شده است. عوامل بسیار دیگری (عموماً غیراقتصادی) بر روی شادمانی مؤثر بوده و تکیه بر امور عینی و

1. Easterlin

2. Di Tella

3. Duesenberry

4. Clark and Oswald

5. Loewenstein

6. Benabou and Tirole

7. Altonji

8. Rabin

عوامل اقتصادی به تنهایی افراد را شادمان نخواهد کرد. چه بسیار افرادی که با وجود دستیابی به سطح قابل قبولی از عینیت‌های معرفی شده به‌عنوان تضمین‌کننده شادمانی مانند: درآمد، ثروت، شغل و ...، همچنان احساس شادمانی ندارند، زیرا برخلاف فرض اقتصاد مرسوم از رفتار انسان، تصمیمات و انتخاب‌های او لزوماً تعیین‌کننده ترجیحات او نمی‌باشد و چه بسیار عوامل غیراقتصادی که در میزان شادمانی و لذت ما مؤثر بوده‌اند و در این دیدگاه نامرتب در نظر گرفته می‌شوند.

در این پژوهش از طریق بررسی عوامل اقتصادی و غیراقتصادی با تکیه بر تعداد گسترده مطالعات انجام گرفته در این حوزه، تصویری متفاوت از شادمانی نسبت به دیدگاه کلاسیک ارائه شده و یافتن ساختاری منسجم و با توضیح دهنده‌گی بالا در خصوص شادمانی دنبال می‌شود تا برداشت روشن‌تری از شادمانی انسان واقعی مطرح گردد. در بخش بعد به مرور ادبیات و مطالعات حوزه اقتصاد شادمانی پرداخته می‌شود.

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- اندازه‌گیری شادمانی

در علم روانشناسی سال‌ها روی منشأ رضایت انسان با جزئیات فراوان مطالعه شده است. این مطالعات نشان می‌دهند که میزان شادمانی افراد به نوع نگرش به زندگی و تجربه از زندگی یا دست کم بخشی از آن وابسته است. برای اندازه‌گیری میزان شادمانی در علم روانشناسی از پرسشنامه‌های خود اظهاری استفاده می‌شود. این پرسشنامه‌ها به دو گروه تک سؤالی و چند سؤالی تقسیم می‌شوند. یکی از پرسشنامه‌های بسیار متداول تک سؤالی که به آن «سؤال استاندارد شادمانی»^۱ می‌گویند، برای سنجش میزان شادمانی، به سادگی، بی‌واسطه و به روشنی از خود فرد می‌پرسد: «در مجموع به چه میزان احساس شادمانی دارید؟» پاسخ این سؤال از میان چهار گزینه، با عناوین «خیلی زیاد-زیاد-کم-خیلی کم» توسط پاسخ‌دهنده انتخاب خواهد شد.

اگرچه پرسشنامه‌های تک سؤالی به علت خلاصه و صریح بودن به نظر کاربردی می‌آیند، اما بسیاری از روانشناسان آنها را فاقد اعتبار لازم دانسته و برای سنجش میزان شادمانی، پرسشنامه‌های چند سؤالی را پیشنهاد می‌دهند، زیرا میزان خطا در دسته دوم کمتر از دسته اول می‌باشد. در میان پرسشنامه‌های چند سؤالی، متداول‌ترین پرسشنامه، «پرسشنامه سلامت عمومی» (GHQ)^۲ می‌باشد. این پرسشنامه شامل ۱۲ سؤال، ۶ سؤال با نمره مثبت و ۶ سؤال با

1. standard happiness question

2. general health questionnaire

نمره منفی (معکوس) و پاسخ‌ها در مقیاس لیکرت چهار گزینه‌ای^۱ است. در این پرسشنامه از پاسخ‌دهنده می‌خواهند نظر خود را در مورد جملات زیر با یکی از گزینه‌های «کاملاً موافقم - موافقم - مخالفم - کاملاً مخالفم» ارائه دهد. ۱۲ جمله این پرسشنامه به شرح ذیل می‌باشد:

۱- در انجام کارها تمرکز دارم ۲- احساس مفید بودن دارم ۳- در خصوص مسائل مهم، توانایی تصمیم‌گیری دارم ۴- از انجام وظایف روزانه‌ام لذت می‌برم ۵- توان رویارویی با مشکلات را دارم ۶- احساس شادمانی دارم ۷- گاهی از نگرانی دچار بی‌خوابی می‌شوم ۸- معمولاً از لحاظ روحی تحت فشار هستم ۹- احساس می‌کنم نمی‌توانم از پس مشکلات بربیایم ۱۰- احساس ناراحتی یا افسردگی دارم ۱۱- اعتماد به نفس ندارم ۱۲- خود را بی‌مصرف می‌دانم

در سال ۱۹۹۰ سیکسنت میهالی^۲ مطرح کرده است که علاوه بر پرسشنامه، میزان شادمانی بایستی به‌صورت لحظه‌ای نیز رصد شود. برای سنجش لحظه‌ای شادمانی، او «روش نمونه تجربی»^۳ را معرفی کرده است. در این روش از فرد مورد مطالعه خواسته می‌شود تا رایانه‌ای را همراه خود حمل کرده و در طول روز در زمان‌های تصادفی که برنامه اعلام می‌کند به پرسش‌هایی در مورد میزان شادمانی خود پاسخ دهد. وضعیت محیطی فرد در شرایط پاسخ‌دهی به یک پرسشنامه می‌تواند منجر به سوگیری^۴ شده و نتایج پرسشنامه را مخدوش کند. به‌عنوان مثال پاسخ‌دهنده‌ای که قبل از شروع پاسخ‌دهی دچار حادثه رانندگی شده و یا در ترافیک شدید مانده، نمی‌تواند بدون سوگیری و منصفانه میزان شادمانی خود از زندگی را اظهار نماید. این مشکل در روش ESM وجود ندارد و با در نظر گرفتن چندین موقعیت و پاسخ‌های فرد می‌توان تا حدود زیادی این خطا را کاهش داد. اما از سویی این روش بسیار پرهزینه می‌باشد و برای مطالعات گسترده، به‌صورت عملی کاربرد نخواهد داشت.

روش جایگزین ESM توسط کانمن و همکاران با عنوان DRM یا «روش بازسازی روزانه»^۵ ارائه شده است. در این روش، مورد مطالعه به‌صورت خود فعالی در قسمت‌های مختلف یک روز به‌عنوان مثال: هنگام خروج از خانه در صبح، وسط روز کاری، پایان آن روز، در یک روز تعطیل و ... به سؤالاتی در مورد میزان شادمانی خود پاسخ داده و این اطلاعات را به گروه پژوهش تحویل می‌دهد. این روش علاوه بر حل مشکل سوگیری افراد در اظهار شادمانی، مشکل پرهزینه بودن روش ESM را تا حدود زیادی برطرف می‌کند.

1. four point Likert

2. Csikszentmihalyi

3. Experience Sampling Method (ESM)

4. bias

5. day reconstruction method

روش‌های معرفی شده سال‌ها توسط روانشناسان برای تحلیل و تفسیر میزان شادمانی یا به عبارت دیگر، میزان خوب بودن حال^۱ افراد مورد استفاده قرار گرفته است، اما اقتصاددانان هنوز از این روش‌ها به صورت گسترده استفاده نکرده‌اند. یکی از دلایل این وضعیت، عدم تمایل اقتصاددانان به مطلوبیت ذهنی می‌باشد، زیرا آنها سال‌ها با فرض عقلانیت کامل و بهینه‌ساز بودن انسان، برای یافتن مطلوبیت به سراغ انتخاب‌های افراد رفته و مطلوبیت عینی را اندازه‌گیری کرده‌اند. از سویی دیگر اقتصاددانان معتقدند که بررسی پاسخنامه‌ها برای سنجش میزان شادمانی افراد با خطا روبرو می‌باشد، زیرا در اظهار میزان شادمانی، سوگیری در افراد به سمت بیش از واقعیت گزارش کردن یا پایین‌تر از واقعیت گزارش کردن وجود داشته و عواملی مختلفی از جمله آب و هوا، وضعیت روحی، فشار کاری، ترافیک و ... روی میزان شادمانی اظهارشده اثرگذار خواهد بود.

با وجود ایراداتی که از طرف اقتصاددانان بر اندازه‌گیری مطلوبیت ذهنی یا همان شادمانی از طریق پرسشنامه مطرح می‌شود، در سال‌های اخیر، مطالعات صورت گرفته روی مطلوبیت، نشان‌دهنده محدودیت در عقلانیت انسان، دسترسی به اطلاعات محلی و محدود، تصمیم‌گیری بر اساس قوانین ابتکاری برخلاف محاسبات بهینه‌گر و مشکلات خویشتن‌داری می‌باشد که به معنای انحراف واقعیت از مدل استاندارد است. این تناقضات پیشنهاد می‌دهند که برای شناخت بهتر مطلوبیت نباید تنها بر اساس نگرش عینی و بررسی تصمیمات و انتخاب‌های افراد عمل کرد. قوانین اجتماعی و هنجارهای جامعه می‌توانند منجر به رفتار غیر عقلایی شده که تنها از روی ترس از انزوا و طرد شدن از سوی جامعه صورت گرفته است و نمی‌تواند مبنای تصمیمات بهینه‌ساز باشد، بنابراین اندازه‌گیری مطلوبیت عینی کافی نبوده و برای ترسیم تصویر دقیق از شادمانی به اندازه‌گیری مطلوبیت ذهنی از طریق داده‌های خوداظهاری نیاز است. (فری و اشتوتز^۲، ۲۰۰۲).

۲-۲- اعتبار اندازه‌گیری شادمانی

محققان به اعتبار و قابل اعتماد بودن داده‌های خود اظهاری با شک می‌نگرند، اما می‌توان از چند منظر از داده‌های این حوزه و قابل اعتماد بودن آنها دفاع کرد. یکی از این دلایل خودهمبستگی معنی‌دار این داده‌ها با سایر داده‌های ذهنی است، به عنوان مثال: میزان شادمانی اظهار شده توسط فرد با میزان شادمانی فرد از دید دوستان و سایر افراد خانواده دارای همبستگی می‌باشد. این

1. well-being

2. Frey and Stutzer

موضوع در مطالعات دینر^۱ (۱۹۸۴)، پات^۲ (۱۹۹۳) و دینر و سندریک^۳ (۱۹۹۳) مشاهده می‌شود. دلیل دوم بر اعتبار داده‌های خوداظهاری، خودهمبستگی مثبت میان میزان خوب بودن^۴ (شادمانی) با آزمایش‌های فیزیکی است. به‌عنوان مثال، اکمن^۵ (۱۹۹۰)، همبستگی معنی‌دار مثبتی میان سطح داده خوداظهاری شادمانی با شاخص‌های فیزیولوژیکی مانند طول عمر، سلامت قلب و همبستگی منفی با میزان استرس و فشار خون مشاهده شده است. پالمور^۶ (۱۹۶۹)، طول عمر افراد را بر اساس خوداظهاری شادمانی پیش‌بینی کرده است و سلز و هاوس^۷ (۱۹۷۱)، رابطه معنی‌دار و معکوسی میان میزان شادمانی اظهار شده توسط افراد و میزان ابتلا به بیماری‌های قلبی یافته‌اند.

تمایل به بالاتر از واقعیت گزارش کردن میزان شادمانی یک خطای غیر نمونه‌گیری^۸ است که می‌تواند منجر به سوگیری و خطای سیستماتیک شود. این پدیده و شدت آن به فرهنگی باز می‌گردد که پاسخ‌دهنده به آن تعلق دارد. با این وجود خطای مربوط به فراگویی^۹ با میانگین‌گیری از داده‌های خوداظهاری جامعه با یک فرهنگ مشخص، کاهش می‌یابد. افزون بر این، موضوع تفاوت فرهنگی در این فراگویی قابل توجه نبوده و می‌توان از این داده‌ها به‌عنوان داده صحیح رتبه‌ای به‌منظور گزارش میزان میانگین شادمانی استفاده کرد (دینر و ساه^{۱۰}، ۲۰۰۰).

در انتها، در خصوص اعتبار خوداظهاری سطح شادمانی به نقل قولی از هالندر^{۱۱} اکتفا خواهد شد: «روانشناسان با استفاده از داده‌های خوداظهاری شادمانی، محدودیت‌هایی را یافته‌اند که با تحلیل آنها توانسته‌اند در مجموع، زندگی افراد را رضایت‌بخش‌تر و شادتر کنند. این مشاهدات باید اقتصاددانان را متقاعد کند که جهت یافتن محدودیت‌های اقتصادی بر سر راه شادمانی از این ابزار استفاده کنند».

1. Diener
2. Pavot
3. Sandrik
4. well-being
5. Eckman
6. Palmore
7. Sales and House
8. non-sampling error
9. overstate
10. Suh
11. Hollander

۲-۳- تابع شادمانی

همان‌گونه که توضیح داده شد، در علم روانشناسی جهت سنجش شادمانی از داده‌های خوداظهاری استفاده می‌شود. هر پاسخ‌دهنده میزان شادمانی خود را برحسب عدد و بر اساس ویژگی‌های شخصی، خانوادگی، محدودیت‌های جامعه و پس‌زمینه زندگی خود تعیین می‌کند. یک نمونه از تصریح تابع شادمانی که در سال ۲۰۰۴ توسط اسوالد و بلانچفلور^۱ معرفی شده است به صورت زیر می‌باشد:

$$r = h(U(y, z, t) + e) \quad (۱)$$

در این تابع، r سطح شادمانی اظهار شده در مقیاس لیکرت چهار گزینه‌ای می‌باشد، U سطح واقعی شادمانی فرد است که تنها توسط خود فرد قابل مشاهده بوده است و مصاحبه‌گر آن را نمی‌بیند، y درآمد واقعی فرد، z مجموعه‌ای از ویژگی‌های اجتماعی، t روند زمانی و e خطا یا همان عدم توانایی در اظهار عددی شادمانی (عدم توانایی در اظهار احساسات) می‌باشد. شکل این تابع برای تخمین ما را به سمت روش لاجیت^۲ و پروبیت رتبه‌ای^۳ سوق خواهد داد، اما باید به محدودیت‌های جدی این روش برای تخمین و تفسیر در مقاطع مختلف توجه شود. مشکل اول، موضوع علیت معکوس^۴ می‌باشد. به عنوان مثال در بسیاری از مطالعات یکی از عوامل مؤثر بر سطح شادمانی، وضعیت تأهل و ازدواج فرد، معرفی و ادعا می‌شود افرادی که ازدواج کرده‌اند، سطوح شادمانی بالاتری را به نسبت افراد مجرد تجربه خواهند کرد (البته به صورت میانگین). آیا افراد به علت ازدواج احساس شادمانی بیشتر دارند، یا عموماً افراد با سطوح شادمانی بالاتر اقدام به ازدواج می‌کنند؟ مشکل دوم اثرگذاری وضعیت متوسط سایر افراد جامعه (به صورت کل) یا جامعه اثرگذار به عنوان مثال اعضای خانواده) بر سطح شادمانی فردی می‌باشد. (منسکی^۵، ۱۹۹۳). مشکل سوم در بیماری‌های روانی پنهان در افراد مورد مطالعه است که می‌تواند پاسخ این افراد و داده‌های مرتبط با ایشان را غیرقابل اعتماد نماید. در هر صورت این مشکلات و دانستن آنها سبب می‌شود که در تفسیر داده‌ها بین مقاطع و افراد مختلف با دقت بیشتری عمل شود.

-
1. Oswald and Blunchflower
 2. ordered logit
 3. ordered probit
 4. reverse causality
 5. Manski

۲-۴- مطالعات و کاربردها

بعد از شناخت محدودیت‌های سنجش شادمانی از طریق خوداظهاری، به بررسی نتایج مطالعات انجام گرفته در این حوزه پرداخته می‌شود تا با برخی از متغیرهای مؤثر بر شادمانی بیشتر آشنا شویم. آن طور که دنیل کانمن اشاره می‌کند، با سه نوع مطلوبیت روبرو هستیم، مطلوبیت تجربی، مطلوبیت تصمیم‌گیری (عینی) و مطلوبیت انتظاری (کانمن و تالر^۱، ۱۹۹۱)، موضوع اصلی در این مقاله، امکان استفاده از داده‌های شادمانی (مطلوبیت ذهنی) به منظور دستیابی به مطلوبیت تجربی و انتظاری از آینده و جایگزین کردن آن به جای مطلوبیت تصمیم‌گیری (عینی) می‌باشد. در نخستین مقاله برجسته و پیشرو به پژوهش ایسترلین^۲ در سال ۱۹۷۴ پرداخته می‌شود که به مطالعه رابطه میان درآمد و میزان شادمانی مردم آمریکا در فاصله سال‌های ۱۹۴۶ تا ۱۹۷۰ اختصاص دارد. باوجود آنکه شادمانی، بیشتر مرتبط به افراد با درآمد بالاتر است، اما میانگین شادمانی در این سال‌ها با وجود افزایش بسیار چشمگیر در درآمد حقیقی مردم آمریکا، تغییر چندانی نیافته و حتی ثابت مانده است. در مطالعات بعدی، ایسترلین (۱۹۹۵)؛ و دیتلا^۳ و همکاران (۲۰۰۳)، عدم وجود رابطه معنی‌دار بین شادمانی و تولید ناخالص ملی حقیقی در آمریکا را تأیید کرده‌اند. این انحرافی مهم از تئوری‌های استاندارد اقتصادی تلقی می‌شود که همواره پیش‌بینی شده است. با افزایش درآمد حقیقی و افزایش امکان تهیه کالاها و خدمات، میزان مطلوبیت و رضایت خاطر افراد افزایش می‌یابد؛ اما این مطالعات نشان داده‌اند که در حقیقت این‌گونه نیست. این انحراف می‌تواند از طریق سیری‌ناپذیری در درآمد و اهمیت جایگاه نسبی افراد در جامعه (نسبت به سایر افراد) توجیه شود؛ به عبارت دیگر، افزایش درآمد تمام افراد جامعه، وضعیت نسبی آنها را تغییر نداده است، بنابراین موجب شادمانی آنها نخواهد شد. از سوی دیگر، افراد به درآمدهای خود عادت کرده و افزایش درآمد به‌عنوان شادمانی گذرا تلقی شده است و بعد از عادی‌سازی^۴ دیگر موجب شادمانی افراد نمی‌شود (ایسترلین، ۲۰۰۱).

اسوالد (۱۹۹۷)، ازدواج، درآمد بالا، تحصیلات، نژاد و جنسیت را بر سطح شادمانی مؤثر دانسته است. او در نتایج پژوهش مشاهده کرده که افراد با سطح درآمد بالا، تحصیلات تکمیلی، متأهل، سفیدپوست و با جنسیت زن، سطح شادمانی بالاتری را اظهار کرده‌اند. همچنین اسوالد، تابع شادمانی را در گذر زمان U شکل معرفی کرده است که کمینه این میزان شادمانی در دهه سوم زندگی افراد رقم می‌خورد. اگرچه این نتیجه با یافته‌های روانشناسی از جمله تحقیقات

1. Thaler
2. Easterlin
3. Di Tella
4. adoption

ویلسون^۱ در سال ۱۹۶۷ تطابق نداشته، اما از پایداری مناسبی در کشورها و زمان‌های مختلف مطالعه برخوردار است. مشابه همین نتایج را فری و اشتوتزر^۲ در سال ۲۰۰۰ در کشور سوئیس، گردهام^۳ و یوهانسن^۴ در سال ۲۰۰۱ در سوئد و فریجترز^۵ و همکاران در سال ۲۰۰۴ در کشور آلمان یافته‌اند.

اقتصاددانان بسیاری تأثیر سایر عوامل به جز درآمد را بر سطح مطلوبیت با استفاده از نگرش جدید برآورد کرده‌اند. کلارک و اسوالد^۶ (۱۹۹۴) با مطالعه افراد و پایش سطح شادمانی از طریق پرسشنامه GHQ در بریتانیا، میزان شادمانی افراد بیکار را به صورت معنی‌داری پایین‌تر از افراد دارای شغل یافته و اثر از دست دادن شغل را در کاهش شادمانی، بیشتر از طلاق و پایان ازدواج برآورد کرده‌اند. داریتی و گلد اسمیت^۷ (۱۹۹۶)، با استفاده از داده‌های خوداظهاری، مواجهه با بیکاری را موجب کاهش شادمانی و فراتر از آن اعلام کرده‌اند، بعد از پایان بیکاری و یافتن شغل دوباره، تجربه بیکاری سبب کاهش بهره‌وری نیروی کار، کاهش تمایل به مشارکت در کار، کاهش انگیزه و تضعیف روابط با دوستان، خانواده و شریک زندگی خواهد شد. وینکلمن و وینکلمن^۸ (۱۹۹۸) با استفاده از پرسشنامه تک سؤالی در خصوص شادمانی و مدل اثرات ثابت، اثرات غیرمالی بیکاری روی شادمانی را بسیار بالاتر از اثرات کاهش درآمدی آن برآورد کرده‌اند. در همین سال، تئودوسیو^۹، با استفاده از داده‌های خانوارهای بریتانیایی در سال ۱۹۹۲ و معیارهای افزایش اضطراب، افسردگی، کاهش اعتماد به نفس، کاهش عزت نفس و کاهش سطح شادمانی، افراد بیکار را به مراتب در سطوح پایین‌تری از افراد با درآمد پایین، قرار داده و از این طریق تأثیرات غیرمالی بیکاری را بر سطح شادمانی با استفاده از روش لجیت برآورد کرده است. دی‌تلا^{۱۰} و همکاران (۲۰۰۱) با بررسی سطح شادمانی در ۲۵۰ هزار مورد از میان ۱۲ کشور اروپایی و آمریکا اعلام کرده‌اند که اثر بیکاری بر شادمانی، شدیدتر از اثر تورم می‌باشد.

فری و اشتوتزر (۲۰۰۰) با مطالعه داده‌های بیش از ۶۰۰۰ نفر در سال ۱۹۹۲ در کشور سوئیس، سطح شادمانی را بر اساس پرسشنامه تک سؤالی (عددی بین ۰ تا ۱۰) یافته و این متغیر را از طریق متغیرهای جامعه‌شناختی، اقتصادی و وضعیت نهادهای سیاسی با استفاده از

1. Wilson
2. Frey and Stutzer
3. Gerdtham
4. Johannesson
5. Frijters
6. Clark and Oswald
7. Darity and Goldsmith
8. Liliana Winkelmann and Rainer Winkelmann
9. Theodossiou
10. Di Tella

روش حداقل مربعات موزون و روش لجیت مرتبه‌ای موزون برآورد کرده‌اند. نتایج هر دو مدل بسیار شبیه به یکدیگر بوده است. نتایج این مطالعه بدین صورت است که افراد بالای ۶۰ سال شادمانی بالاتری دارند، مهاجران سطوح پایین‌تری از شادمانی را تجربه می‌کنند، تفاوت معنی‌داری در شادمانی زنان و مردان وجود ندارد، افراد دارای تحصیلات تکمیلی شادمانی بیشتری دارند، افراد با درآمد بالاتر نسبت به افراد با درآمد پایین شادمانی بیشتری داشته‌اند، اما این اختلاف در شادمانی ذهنی قابل توجه نمی‌باشد، بیکاری تأثیر منفی بسیار قابل توجهی روی سطح شادمانی دارد. همچنین برقراری دموکراسی روی شادمانی، اثر مثبت و چشمگیری داشته است.

مطالعات انجام گرفته در کشورهای توسعه یافته با میانگین درآمد بالا، تأثیر درآمد بر سطح شادمانی در بلندمدت را بسیار جزئی یا حتی بدون تأثیر برآورد کرده‌اند، با این وجود بررسی اثر درآمد بر سطح شادمانی در کشورهای با درآمد پایین از نظرها دور مانده است. اگرچه تعدادی مطالعه محدود در این حوزه نیز وجود دارد، از جمله، پژوهش گراهام و پتیناتو^۱ (۲۰۰۲) که سطح شادمانی مردم روسیه را با مردم کشورهای آمریکای لاتین بین سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۰ مقایسه کرده و به این نتیجه رسیده که تغییرات درآمد، اثر معنی‌دار و قابل توجهی روی سطح شادمانی داشته است و همچنین اثر متغیرهای اجتماعی، مشابه با مطالعات صورت گرفته در کشورهای توسعه یافته می‌باشد. افزون بر این، راولیون و لوکشین^۲ (۲۰۰۲) با بررسی شادمانی مردم روسیه، رابطه مثبت و معنی‌داری میان شادمانی با سطح درآمد نسبی و وضعیت سلامت جسمی یافته‌اند. در مطالعات دیگری که در سایر کشورها صورت گرفته است، متغیرهای مؤثر از قبیل سن، جنسیت، درآمد، تحصیلات، وضعیت شغلی، وضعیت تأهل و ... بر سطح شادمانی تأثیر مشابهی با کشورهای توسعه یافته داشته‌اند (نمازی و سانفی^۳، ۲۰۰۱؛ للکس^۴، ۲۰۰۲).

دنیل کانمن و همکاران (۲۰۰۵) به بررسی عوامل مؤثر روی شادمانی پرداخته و نشان داده است که سطح درآمد، جنسیت، وضعیت تأهل، وضعیت شغلی و وضعیت بیمه درمانی بر سطح شادمانی افراد مؤثر می‌باشد، اما افراد تأثیر عواملی را که در اختیار ندارند بسیار بیشتر از مقدار اثرگذاری واقعی آنها برآورد می‌کنند؛ آنها این پدیده را توهم تمرکز^۵ نامیده‌اند. بیشتر نیز کانمن و تالر (۱۹۹۱) به بررسی اثر مطلوبیت ذهنی بر بهره‌وری نیروی کار و افزایش کارایی بنگاه پرداخته

1. Graham and Pettinato
2. Ravallion and Lokshin
3. Namazie and Sanfey
4. Lelkes
5. focusing illusion

و به این نتیجه رسیده‌اند که کارگران با دریافت حقوق منصفانه و افزایش شادمانی ذهنی برای بنگاه کارایی بیشتری خواهند داشت.

مطالعات اخیر در حوزه شادمانی به بررسی سؤال مهمی پرداخته‌اند که آیا عادت کردن به وضعیت به صورت کامل خواهد بود؟ بحث عادت به وضعیت فعلی، نخستین بار توسط بریکمن و کمپل^۱ (۱۹۷۱) با عنوان چرخ لذت‌جویی^۲ مطرح شده است. آنها بیان کرده‌اند که هر اتفاق مثبت و منفی در زندگی انسان، ابتدا سبب ایجاد تغییر در سطح شادمانی می‌شود، اما به سرعت به نقطه مرجع شادمانی باز می‌گردد (دینر و همکاران، ۲۰۰۹). این پدیده مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته است. بر اساس این تئوری مردم در آغاز به تغییرات واکنش می‌دهند، اما در نهایت به سطح پایه‌ای^۳ از شادمانی باز می‌گردند (کانمن^۴، ۱۹۹۹). این سطح پایه بر اساس ویژگی‌های شخصیتی افراد طراحی می‌شود (هیدی و ویرینگ^۵، ۱۹۹۲). این تئوری توسط یافته‌های بسیاری تأیید می‌شود. به عنوان مثال، بریکمن و همکاران (۱۹۷۹) نشان داده‌اند که افرادی که در بخت‌آزمایی برنده شده‌اند، سطوح بالاتری از شادمانی را نسبت به سایرین تجربه نمی‌کنند. لوکاس^۶ و همکاران (۲۰۰۴)، در پژوهشی بلندمدت نشان داده‌اند که آثار بیکاری به صورت کامل برطرف نمی‌شود و میزان شادمانی افراد بیکار شده، حتی با وجود یافتن شغل جدید، هرگز به سطح قبلی باز نخواهد گشت. کامل نبودن مبحث عادت در موضوعاتی مانند معلولیت و آسیب‌های جسمی با گذشت سال‌ها از حادثه کاملاً مشخص است (اوسوالد و پودتاوی، ۲۰۰۵). همچنین می‌توان این پدیده را در ازدواج ناموفق اول (زیممرمن^۷ و ایسترلین، ۲۰۰۶)، طلاق (لوکاس، ۲۰۰۵) و ... یافت. فریجترز و دینر (۲۰۰۵) با بررسی بازه ۱۷ ساله از زندگی افراد، کامل نبودن عادت را به صورت پایدار، در نتایج مشاهده کرده‌اند. همچنین ایسترلین (۲۰۰۵) نشان داده است که عادت در بسیاری از زمینه‌های زندگی انسان کامل نیست.

در مطالعات جدیدتر، شروین عصار (۲۰۱۹) داده‌های شادمانی بدست آمده از ۵۴۸۷۵ شهروند ایالات متحده آمریکا را بین سال‌های ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار داده و تأثیر عوامل مختلف (جنسیت، سن، وضعیت اشتغال، وضعیت تأهل، و سطح آموزش) بر شادمانی را از طریق روش رگرسیون لجیت تحلیل کرده است و تفاوت سطح آموزش میان نژاد سفیدپوست و سیاه‌پوست را اصلی‌ترین عامل بالاتر بودن شادمانی در سفیدپوستان، نسبت به سیاه‌پوستان

1. Brickman and Campbell
2. hedonic treadmill
3. base line
4. Kahnemann
5. Heady and Wearing
6. Lucas
7. Zimmermann and Easterlin

معرفی کرده است. گرور و هلیول^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های پنل خانوارهای بریتانیایی و بررسی شادمانی افراد، قبل و بعد از ازدواج، رابطه علیتی میان شادمانی و ازدواج را بررسی کرده و ازدواج را علت شادمانی عنوان کرده‌اند و معتقدند که شادمانی، علت ازدواج نیست. همچنین یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ازدواج سبب کاهش U شکل بودن شادمانی (کاهش شادمانی در سال‌های میانی زندگی) برای افراد متأهل نسبت به مجرد می‌شود. مورسان^۲ و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی داده‌های پنل ۲۶ کشور اروپایی بین سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۶ به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش درآمد فرد تنها تا حد آستانه ۲۷۹۱۳ یورو در سال، سبب افزایش شادمانی خواهد شد و دریافت افراد از شادمانی، به فرهنگ وابستگی شدید دارد. محمودی و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از داده‌های مربوط به ۷۳۹ سالمند در کشور ایران از طریق مدل معادلات ساختاری (SEM) عوامل مؤثر روی شادمانی سالمندان را مورد ارزیابی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که مشکلات سلامت روانی بیشترین تأثیر منفی را روی شادمانی سالمندان دارد و سن، سطح آموزش، تعداد اعضای خانواده و فاصله از مراکز درمانی نیز سایر عوامل اثرگذار روی شادمانی و سلامت روانی می‌باشد. ریزاتو و همکاران (۲۰۲۳) با بررسی داده‌های شادمانی جمع‌آوری شده از طریق پرسشنامه از ۱۶۹۵ ایتالیایی، اثرگذاری عوامل اجتماعی گوناگون را مورد ارزیابی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که درآمد پایین، دارای اثر منفی روی شادمانی و ازدواج، دارای اثر مثبت روی شادمانی می‌باشند. همچنین تولد فرزند بر روی شادمانی آقایان، اثر منفی داشته است و در مجموع فارغ از عوامل مختلف اجتماعی، میزان شادمانی آقایان، بالاتر از خانم‌ها برآورد شده است.

مطالعات حوزه شادمانی در کشور ایران نیز رو به گسترش می‌باشد. پرویز محمدزاده و همکاران (۱۳۹۲) با بررسی داده‌های تابلویی شادمانی در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۴ با استفاده از روش حداکثر راستی‌نمایی، تأثیر مثبت و معناداری برای درآمد روی شادی نیروی کار بدست آورده‌اند. مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) با بررسی تأثیر عوامل مختلف روی شاخص سلامت روان ۳۰ استان کشور، رابطه منفی و معناداری برای بیکاری، تورم، و ضریب جینی روی سلامت روان یافته و تأثیر تولید سرانه را روی شادمانی، مثبت برآورد کرده‌اند. ابونوری و اسکندری (۱۳۹۵) با بررسی داده‌های پنل، در بازه بین ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱، تأثیر تورم و بیکاری را میان کشورهای اتحادیه اروپا و ایران مقایسه کرده و رابطه منفی و معناداری بین تورم و بیکاری با شادمانی پیدا کرده‌اند. در این مطالعه، تأثیر منفی بیکاری بر شادمانی بسیار بیشتر از تأثیر منفی تورم برآورد شده است.

ثمینه قاسمی‌فر و همکاران، در سال ۱۳۹۸ با استفاده سیستم استنتاج فازی در داده‌های ۳۰ استان کشور در حد فاصل سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۱ شاخص سلامت روان را برآورد کرده‌اند و براساس یافته‌های این مطالعه، استان‌های خراسان جنوبی، خراسان شمالی و یزد بالاترین شاخص سلامت روان و استان‌های فارس، اصفهان و تهران پایین‌ترین شاخص سلامت روان را کسب کرده‌اند.

یافته‌های مطالعات نشان می‌دهد که عوامل بسیاری روی میزان شادمانی ذهنی افراد مؤثر است که با بررسی مطلوبیت عینی، یافتن آنها ممکن نخواهد بود. این عوامل در زمینه سیاست‌گذاری و استفاده در مباحث تولید و مصرف در اقتصاد، کاربرد بسیار داشته‌اند، از این رو در پژوهش حاضر با مطالعه عوامل مؤثر بر شادمانی، ساختاری منسجم برای آن یافته است تا شناخت بهتری از عوامل اثرگذار و میزان اثرگذاری آنها به‌دست آورد و برای بهینه شدن سطح شادمانی افراد راهکار ارائه شود. همچنین می‌توان از ساختار شناسایی شده شادمانی جهت ارتقای جامعه و افزایش بهره‌وری در اقتصاد استفاده کرد.

۲-۵- مبانی نظری

در مطالعات حوزه شادمانی روش برآورد شادمانی براساس متغیرهای مختلف را می‌توان به سه بخش زیر طبقه‌بندی کرد:

۱. روش همبستگی^۱: در این روش که ساده‌ترین ابزار سنجش اثرگذاری عوامل مختلف بر روی شادمانی می‌باشد و بیشتر در مطالعات حوزه روانشناسی مورد استفاده قرار می‌گیرد، میزان همبستگی عوامل مختلف به‌عنوان متغیر مستقل با میزان شادمانی به‌عنوان متغیر وابسته با عددی میان ۱- تا ۱+ سنجیده شده و تفسیر می‌شود. در چنین شرایطی علامت ضریب همبستگی نشان‌دهنده رابطه مستقیم یا معکوس و شدت آن نشان‌دهنده میزان همبستگی میان متغیرها می‌باشد. ضریب همبستگی به روش پیرسون از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$r = \frac{\sum HP.X_i}{N.\sigma_{HP}.\sigma_{X_i}}$$

در این رابطه N تعداد داده‌ها HP داده‌های مربوط به شادمانی و X_i عامل i ام مؤثر بر شادمانی بوده و σ_{HP} و σ_{X_i} به ترتیب انحراف از معیار شادمانی و عامل مؤثر i ام می‌باشد.

۲. رگرسیون ترتیبی^۲: از آنجا که شادمانی یک متغیر پنهان بوده و امکان سنجش آن به‌صورت مستقیم وجود ندارد، می‌توان داده‌های این متغیر وابسته را به‌صورت رتبه‌ای و در

1. Correlation
2. Ordered Regression

گروه‌های مختلف در نظر گرفته و با توجه به توزیع جمله اخلاص (نرمال یا لجیت) از روش پروبیت با لجیت استفاده کرد. در این روش اگر شادمانی در n گروه طبقه‌بندی شود خواهیم داشت:

$$-\infty < HP^* < +\infty$$

$$-\infty < HP^* < \mu_1 \Rightarrow R = 1$$

$$\mu_1 < HP^* < \mu_2 \Rightarrow R = 2$$

.

.

$$\mu_{n-1} < HP^* < +\infty \Rightarrow R = n$$

$$HP_i^* = \beta_{i0} + \beta_{i1}X_{i1} + \beta_{i2}X_{i2} + \dots + \beta_{ik}X_{ik} + \varepsilon_i$$

در این معادلات، R سطح شادمانی و μ_i ها کران بالا و پایین هر طبقه از شادمانی را نشان می‌دهند، همچنین HP_i^* شادمانی نفر i ام و X_{i1} تا X_{ik} عوامل مؤثر بر شادمانی نفر i ام می‌باشد، چنانچه توزیع جمله اخلاص (ε_i) نرمال یا لجیت باشد، می‌توان از طریق روابط زیر احتمال قرارگیری در سطح شادمانی n را از طریق توزیع تجمعی نرمال (لجیت) به‌دست آورد:

$$Prob(R = n|X_i) = Prob(\varepsilon_i > \beta'_i \cdot X_i)$$

در این معادله β'_i ترانهاده بردار ضرایب تخمین و X_i بردار عوامل مؤثر بر شادمانی می‌باشد.

مدل معادلات ساختاری

در حوزه شادمانی به دلیل روبرو بودن با متغیرهای پنهان و ساختارهای چندبعدی، استفاده از مدل معادلات ساختاری بسیار مرسوم می‌باشد. مدل معادلات ساختاری یک تکنیک آماری چندمتغیره برای تبیین روابط ساختاری می‌باشد که به‌صورت گسترده در علوم اجتماعی و انسانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در حقیقت این روش ترکیب تحلیل عاملی و رگرسیون چندگانه می‌باشد. شادمانی دارای ابعاد مختلفی است که برای هر یک از این ابعاد شاخص‌های اندازه‌گیری مختلفی وجود دارد. به‌صورت کلی معادلات ساختاری شادمانی را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$HP = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_1 + \beta_2 \cdot D_2 + \dots + \beta_k \cdot D_k + u$$

در این معادله، D_i بُعد i ام شادمانی است که می‌تواند در درونش چند بعد داشته باشد و یا توسط متغیرهای مستقل مانند معادله زیر توصیف شود:

$$D_i = \beta' X_i + \varepsilon_i$$

در این معادله β' ضرایب و X_i عوامل مؤثر بر بُعد i ام می‌باشد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این بخش به دنبال یافتن عوامل مؤثر بر شادمانی، شامل عوامل اقتصادی و غیراقتصادی هستیم. برای این منظور جهت سنجش میزان شادمانی از داده‌های خود اظهاری-که توسط پرسشنامه محقق ساخته جمع‌آوری شده‌اند-استفاده شده است. با استفاده از مطالعات معرفی شده در بخش ادبیات موضوع، شادمانی از چهار بخش سلامت روانی^۱، سلامت اقتصادی^۲، سلامت اجتماعی^۳ و سلامت جسمانی^۴ نشأت می‌گیرد. براساس همین یافته‌ها، به‌منظور سنجش شادمانی از ۵ پرسش زیر استفاده شده است که پاسخ بین عددی بین ۰ تا ۱۰ می‌بوده است^۵:

۱- میزان سلامت روحی و روانی خود را بیان کنید. ۲- وضعیت اقتصادی خود را بیان کنید. ۳- وضعیت خود را در جمع اطرافیان با در نظر گرفتن همه موارد بیان کنید. ۴- میزان سلامت جسمانی خود را بیان کنید. ۵- میزان شادمانی خود را از زندگی در نگاه کلی چه میزان برآورد می‌نمایید.

در این پژوهش، شادمانی از دو سو مورد بررسی قرار گرفته است. بخش اول که مربوط به داده‌های خود اظهاری است، همان نوع از مطلوبیت است که کانمن آن را مطلوبیت به یاد آورده^۶ نامیده است که تنها روش سنجش آن پرسش از فرد مورد مطالعه می‌باشد. در نقطه مقابل این وضعیت، مطلوبیت تجربه شده^۷ یا مطلوبیت عینی^۸ قرار دارد که برای سنجش آن به سراغ کمیت‌های عینی خواهیم رفت و دوباره آنها را به ۴ بخش معرفی شده (سلامت روانی، سلامت اقتصادی، سلامت اجتماعی و سلامت جسمانی) تقسیم می‌کنیم و تأثیر آنها را بر شادمانی ذهنی یا به یادآورده خواهیم سنجید.

1. psychological well-being

2. economic well-being

3. social well-being

4. physical well-being

۵. برای یافتن داده‌های پژوهش از ۱۹۲ دانشجوی سطح کارشناسی، ارشد و دکتری رشته اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات استفاده شده است. براساس فرمول کوکران با اندازه جامعه ۳۵۰ دانشجوی به ۱۸۴ نمونه نیاز خواهیم داشت.

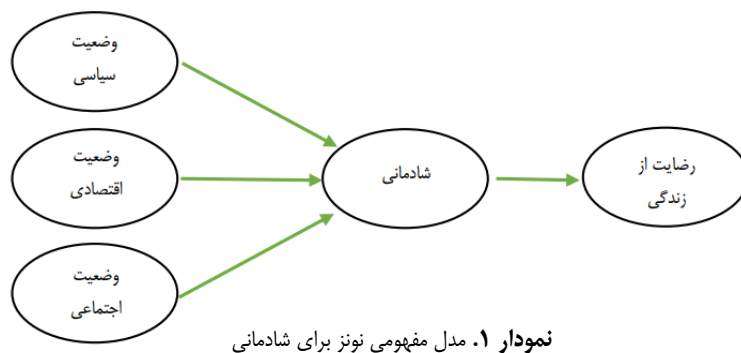
6. remembered utility

7. experienced utility

8. objective utility

۳-۱- تصریح مدل

با توجه به ساختار عوامل پنهان در این مطالعه، پیچیدگی مدل‌سازی و روابط آماری چندگانه در حوزه شادمانی، انتخاب روش مدل‌یابی معادلات ساختاری^۱ جهت یافتن عوامل مؤثر بر شادمانی مناسب خواهد بود. همان‌گونه که در ادبیات موضوع اشاره شده، در این حوزه مطالعات گوناگونی انجام گرفته است که تأثیر عوامل مختلف بر میزان شادمانی را سنجیده‌اند. در روش SEM، باید از طریق نظریات موجود ساختار اولی‌ها تأیید اعتبار شده (CFA)^۲ و یا از تحلیل عاملی اکتشافی (EFA)^۳ روی داده‌های جمع‌آوری شده، این ساختار پیدا شود. برای ارائه ساختار تأیید شده توسط تئوری‌های نظری با توجه به ادبیات موضوع به بررسی مطالعه نونز و همکاران در سال ۲۰۱۹ پرداخته می‌شود. در این مطالعه شادمانی دریافت شده توسط مردم در کشور اسپانیا متأثر از وضعیت اقتصادی، وضعیت سیاسی و وضعیت اجتماعی-جمعیتی شناختی معرفی شده است و در نهایت شادمانی بر روی میزان رضایت از زندگی تأثیرگذار خواهد بود. ساختار متغیرهای پنهان که توسط این مطالعه تأیید شده است به صورت زیر می‌باشد:



نمودار ۱. مدل مفهومی نونز برای شادمانی

مطالعه نونز به بررسی شادمانی در سطح کلان پرداخته اما در مطالعه حاضر به بررسی شادمانی در سطح خرد (هر پاسخ‌دهنده) پرداخته می‌شود. ساختار مورد بررسی در این مطالعه با ساختار معرفی شده توسط نونز دارای تفاوت‌ها و اشتراکاتی می‌باشد. از آنجا که رضایت از زندگی و سنجش آن توسط مؤسسه یوروبارومتر^۴ به عنوان معیار سنجش شادمانی استفاده می‌شود، در ساختار جدید به جای رضایت از زندگی، میزان شادمانی قرار می‌گیرد. از سویی به علت تعریف

1. Structure Equation Modeling (SEM)
2. Confirmatory Factor Analysis (CFA)
3. Explanatory Factor Analysis (EFA)
4. Eurobarometer

شادمانی مورد استفاده توسط نونز که آن را میزان سلامت ذهنی در نظر می‌گیرد، می‌توان این مفهوم را در ساختار جدید با سلامت بخش روانی معادل قرار داد. در ساختار دو مرحله‌ای شادمانی با اصلاحات توضیح داده شده، در مرحله اول، عوامل و متغیرهای پنهان روی میزان سلامت روانی تأثیر گذاشته است و در مرحله دوم، سلامت روانی روی میزان شادمانی اثرگذار می‌باشد. در مطالعه نونز، وضعیت اقتصادی، وضعیت اجتماعی و وضعیت سیاسی روی سلامت روانی اثرگذار است. با توجه به اینکه در مطالعه حاضر، پاسخ‌دهندگان در یک زمان مشخص و در شرایط سیاسی و کلان یکسانی مورد بررسی قرار گرفته‌اند، در نظر گرفتن وضعیت سیاسی موضوعیت خود را از دست می‌دهد. عامل دیگر، وضعیت اقتصادی می‌باشد که در مطالعه حاضر از طریق سلامت اقتصادی سنجیده شده است و وضعیت اجتماعی نیز از طریق سلامت اجتماعی و موقعیت اجتماعی افراد، وارد مدل می‌شود. عامل دیگری که روی سلامت روانی اثرگذار می‌باشد سلامت فیزیکی است که تأثیر بزرگ و معنی‌داری دارد (هرناندز^۱ و همکاران، ۲۰۱۸). با اضافه کردن این عامل جدید به مدل، ساختاری جدید برای شادمانی ارائه می‌شود که به وسیله نظریات و ادبیات شادمانی تأیید شده و از طریق تحلیل عاملی تأییدی روی داده‌ها نیز مناسب تشخیص داده شده است. با توجه به توضیحات فوق ساختار مورد بررسی در این مطالعه به شرح زیر می‌باشد:

$$HP = a_0.PS + e_1 \quad (۱)$$

$$PS = a_1.PH + a_2.EC + a_3.SC + e_2 \quad (۲)$$

دو معادله فوق معرف بخش ساختاری می‌باشد و برای بخش اندازه‌گیری به معادلات زیر رجوع خواهد شد:

$$PS = a_4.P_1 + a_5.P_2 + e_3 \quad (۳)$$

$$EC = a_6.P_3 + a_7.P_4 + a_8.P_5 + a_9.P_6 + a_{10}.P_7 + e_4 \quad (۴)$$

$$SC = a_{11}.P_8 + a_{12}.P_9 + a_{13}.P_{10} + a_{14}.P_{11} + a_{15}.P_{12} + a_{16}.P_{13} \quad (۵)$$

$$+ a_{17}.P_{14} + a_{18}.P_{15} + e_5$$

$$PH = a_{19}.P_{14} + a_{20}.P_{16} + e_6 \quad (۶)$$

اکنون به معرفی متغیرهای معادلات پرداخته می‌شود:

۱-۳- متغیرهای عینی^۱

متغیرهای این بخش، داده‌های عینی مرتبط با وضعیت سلامت روانی، سلامت اقتصادی، سلامت اجتماعی و سلامت فیزیکی را نشان می‌دهند. براساس ادبیات موضوع، متغیرهایی که بیشترین تأیید توسط داده‌های تجربی را داشته‌اند، جهت سنجش اثر سلامت بخش‌های مختلف بر میزان شادمانی وارد مدل شده‌اند. بدیهی است نحوه امتیازدهی به متغیرها در راستای همسو کردن آن‌ها با متغیر اندازه‌گیری شده می‌باشد. در حقیقت، متغیرها در وضعیتی که از نظر تئوری، موجب شادمانی بیشتر می‌شوند، امتیاز بالاتری را دریافت کرده‌اند. در ادامه، متغیرهای عینی مورد مطالعه، در چهار گروه اصلی سلامت روانی، سلامت اقتصادی، سلامت اجتماعی و سلامت فیزیکی معرفی می‌شوند.

سلامت روانی (PS)

پیوست ۱ GHQ (P₁): در ادبیات برای سنجش سلامت روانی از پرسشنامه GHQ-12 که شامل ۱۲ پرسش در مقیاس لیکرت چهار گزینه‌ای می‌باشد، استفاده شده است و نتیجه این آزمون از ۳۶ امتیاز، نشان‌دهنده سلامت روانی فرد می‌باشد.

پیوست ۲ سابقه مصرف مواد مخدر (P₂): افرادی که سابقه استفاده از مواد مخدر داشته‌اند، در مطالعات، امتیاز پایینی در سلامت روان داشته‌اند، بنابراین از میان پاسخ‌دهندگان افراد دارای سابقه مصرف موارد مخدر با امتیاز ۰ و افراد بدون سابقه مصرف مواد مخدر با امتیاز ۱ وارد شده‌اند.

سلامت اقتصادی (EC)

۱- درآمد (P₃): این متغیر به صورت رتبه‌ای با سه سطح، اطلاعات درآمدی پاسخ‌دهندگان را در سه گروه: ۱- درآمد کمتر از ۱۰۰ میلیون ریال در ماه ۲- درآمد بین ۱۰۰ تا ۲۰۰ میلیون ریال در ماه ۳- درآمد بالاتر از ۲۰۰ میلیون ریال در ماه با امتیاز ۰ تا ۲ طبقه‌بندی می‌کند.

۲- وضعیت اشتغال (P₄): وضعیت شغلی افراد با سه طبقه بیکار، کارمند و آزاد به ترتیب از ۰ تا ۲ امتیازدهی شده است.

۳- سن (P_5): متغیر سن روی وضعیت اقتصادی اثرگذار بوده و افراد در یکی از چهار گروه کمتر از ۲۰ سال، بین ۲۰ تا ۳۰ سال و بین ۳۰ تا ۴۰ و بالای ۴۰ سال با امتیاز ۰ تا ۳ طبقه‌بندی شده‌اند.

۴- تجربه بیکاری (P_6): در این متغیر نیز افراد دارای تجربه بیکاری در دو سال اخیر امتیاز ۰ به‌دست آورده و در غیر این صورت امتیاز ۱ دریافت کرده‌اند.

۵- تجربه فقر (P_7): افرادی که در دو سال اخیر تجربه فقر داشته‌اند با امتیاز ۰ و افراد بدون تجربه فقر با امتیاز ۱ وارد مدل شده‌اند.

سلامت اجتماعی (SC)

درآمد نسبی (P_8): این متغیر به جای در نظر گرفتن مقدار مطلق درآمد، وضعیت درآمد پاسخ‌دهنده را نسبت به افراد نزدیک به خود در سه سطح پایین‌تر، در همان سطح یا بالاتر ارزیابی کرده و با امتیاز ۰ تا ۲ وارد مدل می‌کند.

وضعیت تأهل (P_9): پاسخ‌دهندگان در این بخش براساس وضعیت تأهل خود به سه گروه طلاق گرفته، مجرد و متأهل با امتیاز ۰ تا ۲ طبقه‌بندی می‌شوند.

وضعیت بیمه (P_{10}): در این متغیر شرایط بیمه درمانی پاسخ‌دهنده بررسی شده و افراد در یکی از گروه‌های بدون بیمه پایه، دارای بیمه پایه و دارای بیمه تکمیلی با امتیاز ۰ تا ۲ قرار می‌گیرد.

تحصیلات (P_{11}): در این بخش سطح تحصیلات افراد در سه گروه کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری با امتیاز ۰ تا ۲ طبقه‌بندی شده است.

وضعیت سلامتی اعضای خانواده (P_{12}): در این پرسش وضعیت سلامت سایر اعضای خانواده پاسخ‌دهنده به‌صورت امتیاز ۰ تا ۲ در گروه‌های نامناسب، تا حدودی مناسب و مناسب در نظر گرفته شده است.

تجربه طلاق (P_{13}): افرادی که تجربه طلاق داشته‌اند، امتیاز ۰ و در غیر این صورت امتیاز ۱ را دریافت کرده‌اند.

جنسیت (P_{14}): در این سؤال پاسخ‌دهنده مرد، امتیاز ۱ و پاسخ‌دهنده زن امتیاز ۰ را دریافت کرده است.

مرگ اعضای درجه اول خانواده (P_{15}): پاسخ‌دهنده‌هایی که تجربه مرگ اعضای درجه اول خانواده را داشته‌اند، امتیاز ۰ و در غیر این صورت امتیاز ۱ را به‌دست آورده‌اند.

سلامت فیزیکی (PH)

تجربه بیماری سخت (P₁₆): افرادی که دارای تجربه بیماری سخت بوده‌اند، امتیاز ۰ و در غیر این صورت امتیاز ۱ را دریافت کرده‌اند.

در پایان این بخش لازم به یادآوری است که هر کدام از این متغیرها براساس مطالعات تجربی که در ادبیات موضوع معرفی شده، انتخاب و داده‌ها براساس پرسشنامه، کججمع‌آوری و وارد مدل شده‌اند. بخشی از متغیرهای معرفی شده وضعیت را در لحظه اندازه‌گیری کرده مانند: درآمد، وضعیت شغلی، وضعیت تأهل و... و برخی دیگر وضعیت گذشته را به شادمانی اکنون فرد مرتبط می‌کنند، مانند تجربه فقر، تجربه بیکاری، تجربه طلاق و در ادبیات موضوع پدیده‌ای با نام عادت کردن معرفی شده است که تأثیر اتفاقات گذشته بر روی شادمانی با مرور زمان کم‌رنگ خواهد شد، در مورد این متغیرها براساس یافته‌های دنیل کانمن تنها تجاربی در نظر گرفته می‌شوند که افراد در دو دوره اخیر (دو سال گذشته) تجربه کرده‌اند.

۳-۱-۲- متغیرهای ذهنی^۱

متغیر اصلی این پژوهش که به دنبال یافتن عوامل مؤثر بر آن هستیم، میزان شادمانی فرد در زندگی است که یک متغیر ذهنی می‌باشد. همچنین چون برای سنجش آن روش مستقیمی وجود ندارد به آن متغیر پنهان^۲ می‌گویند. عوامل مؤثر بر شادمانی به چهار بخش سلامت روانی، سلامت اقتصادی، سلامت اجتماعی و سلامت فیزیکی تقسیم شده است و میزان سلامتی افراد در هر یک از این چهار بخش یک متغیر پنهان در نظر گرفته شده و تأثیر این چهار گروه سلامتی بر میزان شادمانی افراد سنجیده می‌شود. متغیرهای پنهان را نمی‌توان به‌صورت فیزیکی سنجید، اما می‌توان با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده^۳، ارزش آنها را تعیین کرد. در این مطالعه مدلی که برای شادمانی طراحی شده است، شامل چهار متغیر پنهان (سلامتی در حوزه‌های مختلف) می‌باشد که بر روی شادمانی مؤثر هستند و هر کدام از این متغیرها به وسیله متغیرهای عینی (قابل مشاهده) مرتبط اندازه‌گیری می‌شوند.

۳-۱-۳- اندازه‌گیری شادمانی

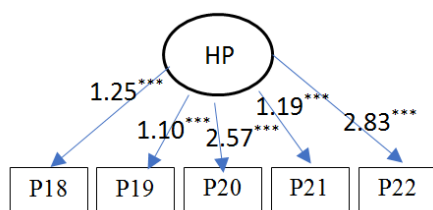
در شرایطی که فروض اقتصاد سنتی درمورد انسان برقرار نمی‌باشد (عقلانیت محدود، خودخواهی محدود و اراده محدود)، دیگر توجه به انتخاب‌های مصرفی فرد که توسط درآمد محدود می‌شود،

1. subjective variable

2. latent variable

3. observable variable

نشان‌دهنده سطح شادمانی افراد نخواهد بود. رویکرد اقتصاد رفتاری تکیه بر اثرگذاری سلامت اقتصادی، اجتماعی، روانی و جسمانی به‌عنوان عوامل مؤثر بر شادمانی می‌باشد و برای اندازه‌گیری این شاخص‌ها از پرسشنامه استفاده می‌شود. در این شرایط، انتقاد اقتصاددانان مبنی بر سوگیری و تورش داده‌های خوداظهاری شادمانی از طریق اضافه شدن این چهار شاخص اصلاح می‌شود. در این مطالعه نیز به‌منظور کنترل اثر شرایط محیطی روی اندازه‌گیری متغیر شادمانی، تنها بر داده‌های خوداظهاری شادمانی (P22) تکیه نشده و در کنار آن از داده‌های پرسشنامه در قالب متغیرهای سلامت اقتصادی (P18)، سلامت روانی (P19)، سلامت اجتماعی (P20) و سلامت جسمانی (P21) استفاده شده است. لازم به توضیح است که این داده‌ها در مقیاس ۰ تا ۱۰ به‌عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری شادمانی با استفاده از تکنیک تحلیل عاملی تأییدی در بخش اندازه‌گیری مدل معادلات ساختاری در نظر گرفته شده‌اند. بخش اندازه‌گیری تمامی متغیرهای پنهان، از جمله شادمانی، در نمودار ۴ آورده شده است. در این قسمت تنها برآورد بخش اندازه‌گیری شادمانی براساس شاخص‌های معرفی شده آورده شده و تمامی ضرایب برآورد شده با ضریب اطمینان بالای ۹۹ درصد معنادار می‌باشند. افزون بر این، تأیید روایی و پایایی پرسشنامه نیز از طریق تکنیک تحلیل عاملی اکتشافی و آلفای کرونباخ در بخش ۳-۲ گزارش شده است.



نمودار ۲. بخش اندازه‌گیری شادمانی

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: ***: معناداری بالای ۹۹٪؛ روش برآورد: حداقل مربعات بدون وزن (ULS)

۳-۲- پرسشنامه

برای جمع‌آوری داده‌های مرتبط با متغیرهای معرفی شده از پرسشنامه استفاده شده است. این پرسشنامه شامل ۲۲ سؤال مرتبط با ۲۲ متغیر مطالعه می‌باشد. از این ۲۲ متغیر، ۱۷ متغیر عینی و ۵ متغیر خوداظهاری می‌باشند. بر اساس قاعده سرانگشتی، به ازای هر سؤال، ۵ الی ۱۵ پاسخ‌دهنده نیاز است که در این مطالعه از ۱۹۲ پاسخ‌دهنده استفاده شده است که در بازه قابل

قبول قرار دارد. لازم به ذکر است که این پرسشنامه انجام گرفته و در ضمیمه قرار داده شده است. در این بخش به بررسی پایایی^۱ و روایی^۲ پرسشنامه پرداخته می‌شود.

۳-۲-۱- پایایی پرسشنامه

پایایی پرسشنامه به معنای عدم مشاهده اختلاف قابل ملاحظه در نتایج گردآوری شده در صورت استفاده از پرسشنامه در جمعیت ثابت و زمان‌های گوناگون است. برای سنجش پایایی از روش آلفای کرونباخ^۳ استفاده می‌شود. این روش معمول‌ترین روش برای سنجش ثبات داخلی پرسشنامه بوده که میزان تناسب گروهی سؤالات پرسشنامه را می‌سنجد. برای استفاده از این روش نباید از سؤالات دو وضعیتی استفاده کرد. به همین منظور سؤالات با پاسخ دو وضعیتی حذف شده و آلفای کرونباخ برای سایر سؤالات پرسشنامه در نظر گرفته می‌شود. نتیجه روش آلفای کرونباخ شرح ذیل می‌باشد:

جدول ۱. آزمون آلفای کرونباخ (پایایی داده‌ها)

مقدار آلفای کرونباخ	۰,۷۸۳
---------------------	-------

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتیجه به‌دست آمده از روش آلفا نشان‌دهنده پایایی قابل قبول ($0.7 < \alpha < 0.8$) رأی پرسشنامه می‌باشد.

۳-۲-۲- روایی پرسشنامه

تحلیل عاملی اکتشافی^۴

این تحلیل یک روش کاهش داده شده می‌باشد که به ما در یافتن متغیرهای پنهانی که توسط داده‌ها قابل اندازه‌گیری هستند، کمک می‌کند. این روش تحلیلی به ویژه در مواقعی که تئوری مشخصی در حوزه مطالعه وجود ندارد مورد استفاده قرار می‌گیرد. در حوزه شادمانی با اینکه ساختار شادمانی توسط مطالعات گوناگون معرفی و آزمون شده است، اما جهت سنجش روایی داده‌های جمع‌آوری شده از این تحلیل نیز استفاده می‌شود. روش‌های گوناگونی برای تحلیل

1. reliability

2. validity

3. Cronbach Alpha

4. explanatory factor analysis

عاملی وجود دارد که در این مطالعه از تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ استفاده شده است. در حقیقت در این تحلیل به دنبال یافتن گروه‌هایی از متغیرها بسیار مرتبط با یکدیگر هستیم که هر یک از این گروه‌ها یکی از متغیرهای پنهان به شمار می‌روند. در روش تحلیل عاملی که براساس همبستگی میان متغیرها به شناسایی گروه متغیرهای پنهان می‌پردازد، دسترسی به حدود ۲۰۰ داده مناسب است (کومری و لی، ۱۹۹۲) که با توجه به ۱۹۲ داده موجود، استفاده از این روش بدون مشکل خواهد بود. بعد از حذف متغیرهای دو وضعیتی که حضور آنها در تحلیل عاملی (FA) مناسب نمی‌باشد، نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی بر اساس روش چرخش وریمکس^۲ به شرح ذیل می‌باشد:

روایی پرسشنامه به معنای آن است که روش و ابزار به کار رفته تا چه اندازه می‌تواند خصوصیت مورد نظر را درست اندازه‌گیری کند. برای سنجش روایی پرسشنامه از آزمون کی ام او و بارتلت^۳ استفاده شده است. آزمون کی ام او یا کایسر-مایر-اولکین^۴، قدرت همبستگی‌های جزئی را نشان می‌دهد و یا به عبارت دیگر بیان می‌کند که داده‌های جمع‌آوری شده به چه میزان یکدیگر را توضیح می‌دهند. در این آزمون که نتیجه آن میان صفر و یک است، هرچه نتیجه به یک نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده روایی بالاتر پرسشنامه می‌باشد و مقدار کمتر از ۰/۵ غیر قابل قبول خواهد بود. در داده‌های جمع‌آوری شده توسط پرسشنامه مقدار آماره این آزمون در حدود ۰/۷ محاسبه شده است که قابل قبول می‌باشد.

جدول ۲. آزمون کایسر-مایر-اولکین (کفایت نمونه)

آزمون کفایت نمونه از روش کایسر-مایر-اولکین	۰,۷۳۶
--	-------

منبع: یافته‌های پژوهش.

آزمون دوم بارتلت است که در آن کروی بودن نمونه مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این آزمون فرض صفر، مربع بودن نمونه می‌باشد، به این معنا که ماتریس همبستگی یک ماتریس یکه می‌باشد و متغیرها همدیگر را توضیح نمی‌دهند. با محاسبه آماره این آزمون، فرضیه صفر با ضریب اطمینان ۹۹ درصد رد شده و نمونه برای تحلیل مورد تأیید قرار گرفته است.

1. Principal Component Analysis

2. Varimax

3. KMO & Bartlett's Test

4. Keiser-Meyer-Olkin

جدول ۳. آزمون بارتلت (روایی داده‌ها)

۱۰۳۹,۰۷۴	آماره کای دو
۲۱۰	درجه آزادی
۰,۰۰۱>	احتمال

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از دستیابی به اطمینان از کفایت نمونه و روایی و پایایی پرسشنامه، به تحلیل عاملی داده‌ها پرداخته می‌شود.

جدول ۴. مجموع واریانس توصیف شده (Total Variance Explained)

مقدار	مقادیر ویژه اولیه		مقدار	مجموع چرخشی مجذور بارها		عامل
	درصد واریانس توصیفی	درصد واریانس تجمعی		درصد واریانس توصیفی	درصد واریانس تجمعی	
۳/۷۴	۲۶/۷۶	۲۶/۷۶	۳/۳۲	۲۳/۸۰	۲۳/۸۰	۱
۱/۹۴	۱۳/۸۸	۴۰/۶۴	۱/۸۹	۱۳/۵۰	۳۷/۳۰	۲
۱/۳۵	۹/۶۷	۵۰/۳۱	۱/۷۲	۱۲/۳۴	۴۹/۶۵	۳
۱/۲۳	۸/۸۴	۵۹/۱۵	۱/۲۳	۸/۸۲	۵۸/۴۸	۴
۱/۰۱	۷/۲۷	۶۶/۴۲	۱/۱۱	۷/۹۳	۶۶/۴۲	۵

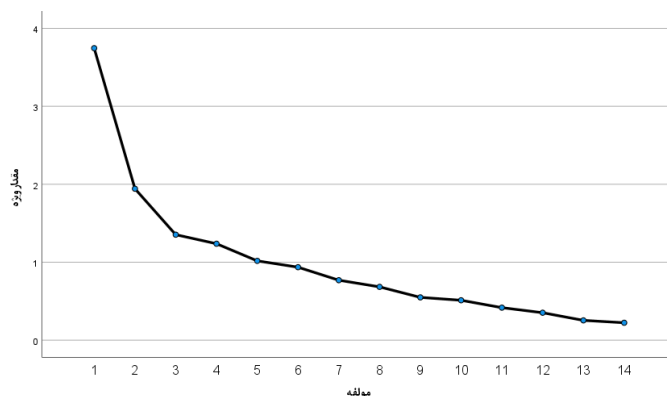
منبع: یافته‌های پژوهش.

اطلاعات جدول ۴ تعداد متغیر پنهانی را نشان می‌دهد که با استفاده از داده‌های موجود می‌توان توصیف کرد. جدول اصلی شامل تعداد بیشتری عامل است (به تعداد متغیرهایی که برایشان داده جمع‌آوری شده است)، اما تمام این تعداد متغیر به‌عنوان متغیر پنهان قابل قبول نیست. یک معیار، توجه به مقدار ویژه بالاتر از یک است که در این جدول نیز براساس همین معیار تعداد متغیرهای پنهان در نظر گرفته شده است. پنج متغیر پنهان توضیح داده شده توسط داده‌های پرسشنامه، در حدود ۷۰ درصد واریانس نمونه را توضیح می‌دهند. با توجه به شرایط مطالعه حاضر که در آن ۵ متغیر پنهان وجود دارد، نتایج نشان‌دهنده قابل قبول بودن داده‌های حاصل از پرسشنامه می‌باشد.

در نمودار اسکری^۱ نتایج جدول قبل به‌صورت نموداری نشان داده شده است و حد آستانه برای پذیرش تعداد مؤلفه یا متغیر پنهان، مقدار ویژه بالاتر از یک می‌باشد. پنج متغیر پنهانی که

1. scree plot

از تحلیل عاملی داده‌ها شناسایی شده است، منطبق بر پنج متغیر پنهان مورد بررسی در این مطالعه می‌باشد که همان‌گونه که پیشتر توضیح داده شد، می‌خواهیم شادمانی (متغیر پنهان اول) را به وسیله سلامت روانی، اقتصادی، اجتماعی و جسمانی (متغیرهای پنهان دوم تا پنجم) توضیح دهیم.



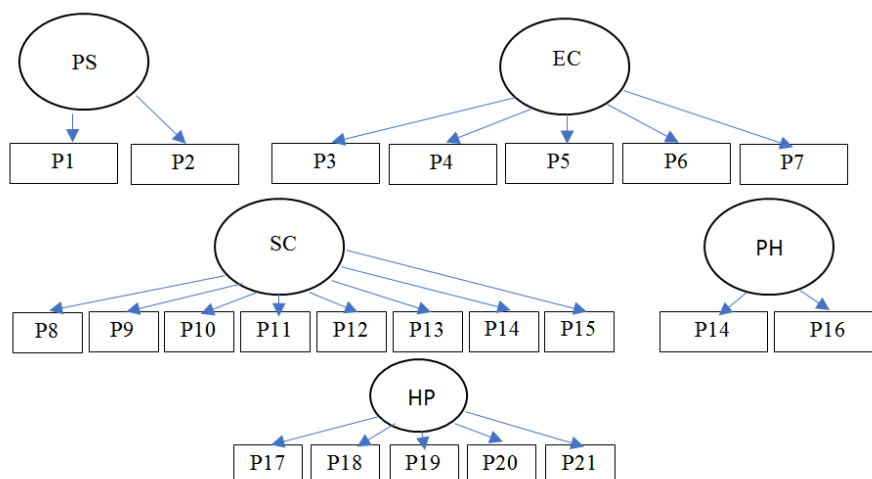
نمودار ۳. نمودار اسکری

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۳- تحلیل عاملی تأییدی

بعد از این مرحله، چنانچه نظریه مشخصی در حوزه مطالعه وجود نداشته باشد، می‌توان از تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) استفاده کرد و متغیرهایی که بیشترین همبستگی (بالتر از ۰/۴) را با یکی از متغیرهای پنهان (در اینجا یکی از پنج متغیر پنهان شناسایی شده) داشته باشند، توضیح دهنده یا آشکارکننده^۱ آن متغیر پنهان در نظر گرفت، اما در حوزه شادمانی مطالعات بسیاری صورت گرفته که در ادبیات موضوع نیز به آنها اشاره شده و طبقه‌بندی سؤالات پرسشنامه به سلامت روانی، اقتصادی، اجتماعی و جسمانی در ابتدای این بخش نیز براساس همین مطالعات صورت گرفته است. در این بخش کافی است روابط از طریق تحلیل عاملی تأییدی (CFA)، مورد تأیید قرار گیرد. در نمودار ۲ رابطه میان متغیرهای اندازه‌گیری شده با سلامت بخش‌های مختلف و شادمانی (پنج متغیر پنهان مطالعه) بررسی شده و وجود رابطه از طریق معنی‌داری آماره t ، مورد سنجش قرار گرفته و معنی‌داری روابط با ضریب اطمینان ۹۹ درصد به تأیید رسیده است.

1. manifest



نمودار ۴. تحلیل عاملی تأییدی
منبع: یافته‌های پژوهش.

۴- یافته‌های پژوهش

برای مدل‌سازی شادمانی از روش معادلات ساختاری استفاده شده است که به‌صورت گسترده جهت مدل‌سازی مفاهیم پیچیده در علوم انسانی به کار می‌رود. مدل معادلات ساختاری یا SEM یک روش برای توضیح روابط آماری چندگانه و اعتبارسنجی مدل ترسیم شده می‌باشد. مدل ترسیم شده در این روش یک ساختار علی ویژه بین مجموعه‌ای از متغیرهای پنهان و مشاهده‌پذیر است که توسط نظریه تأیید شده یا از طریق تحلیل عاملی اکتشافی، کشف شده است. یکی از کاربردهای مهم SEM یافتن رابطه در ساختار متغیرها یا عوامل پنهان می‌باشد (هوپر^۱ و همکاران، ۲۰۰۸). مدل معادلات ساختاری همان گسترش تکنیک‌های مدل‌سازی خطی از جمله رگرسیون چند مرحله‌ای و تحلیل واریانس (ANOVA)^۲ است و به‌صورت خلاصه تحلیل رگرسیون چند مرحله‌ای و تحلیل عاملی به‌صورت همزمان می‌باشد (هر^۳ و همکاران، ۲۰۱۷). نتایج برآورد بخش ساختاری براساس روش حداقل مربعات بدون وزن^۴ به شرح زیر است:

1. Hooper
2. Analysis of Variance
3. Hair
4. Unweighted Least Squares (ULS)

جدول ۵. نتایج برآورد شادمانی (معادله ۱)

ضریب	مقدار	خطای استاندارد	آماره t	P-value
a_0 تأثیر بر سلامت روان)	۰/۸۷	۰/۰۲	۴۲/۴۷	۰,۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۶. نتایج برآورد سلامت روانی (معادله ۲)

ضریب	مقدار	خطای استاندارد	آماره t	P-value
a_1 تأثیر بر سلامت فیزیکی	۰/۶۷	۰/۰۲	۲۹/۴۹	۰,۰۰۰
a_2 تأثیر بر سلامت اقتصادی	۰/۱۸	۰/۰۶	۲/۸۴	۰,۰۰۴
a_3 تأثیر بر سلامت اجتماعی	۰/۲۸	۰/۰۱	۱۷/۶۷	۰,۰۰۰

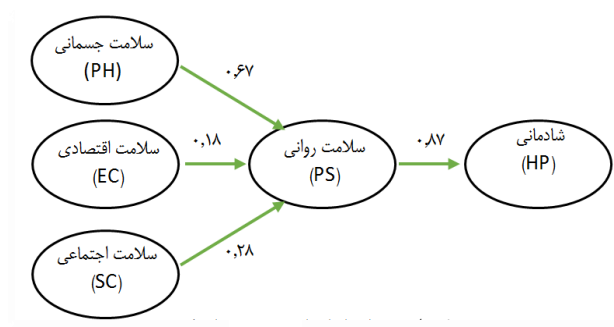
منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۷. نتایج برآورد بخش اندازه‌گیری

سلامت فیزیکی		سلامت اجتماعی		سلامت اقتصادی	
ضریب	عامل	ضریب	عامل	ضریب	عامل
***-۰/۵۳	جنسیت	***۰/۳۱	درآمد نسبی	***۰/۵۷	درآمد
***۰/۳۸	سابقه بیماری	۰/۰۳	وضعیت تأهل	***۱/۶۷	وضعیت شغلی
***: معناداری بالای ۹۹٪ *: معناداری بالای ۹۵٪ *: معناداری بالای ۹۰٪		***۰/۰۹	وضعیت بیمه	***-۰/۸۰	تجربه فقر
		-۰/۰۱	تحصیلات	***-۰/۸۳	تجربه بیکاری
		***۰/۳۱	سلامت خانواده	**۰/۰۶	سن
		***۰/۰۶	جنسیت		
		***-۰/۰۵	تجربه فوت اعضای		
		***-۰/۰۳	درجه یک خانواده		
			تجربه طلاق		

منبع: یافته‌های پژوهش.

یافته‌های بالا را می‌توان در نمودار مسیر^۱ به‌صورت زیر نمایش داد:



نمودار ۵. مدل ساختار شادمانی

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۱- شاخص‌های نیکویی برازش^۲

در مدل‌سازی بر اساس معادلات ساختاری، شاخص‌های متعددی برای سنجش نیکویی برازش وجود دارد که از میان این شاخص‌ها به ۵ شاخص مهم زیر رجوع شده و نتایج قابل قبول برای آنها و همچنین مقدار به‌دست آمده از مدل در جدول ۸ گزارش شده است. لازم به ذکر می‌باشد که مقادیر قابل قبول در هر آزمون از مقاله هوپر و همکاران (۲۰۰۸) استخراج شده است.

جدول ۸. آماره‌های نکویی برازش مدل

نام شاخص	مقدار به دست آمده	مقدار قابل قبول
شاخص کای-دو بهنجار (نسبی) Normed Chi-square	۱/۹۸	کمتر از ۳ (در برخی منابع کمتر از ۵)
ریشه میانگین مربعات خطای برآورد RMSEA	۰/۰۷	کمتر از ۰/۰۸
ریشه میانگین مربعات استاندارد شده SRMR	۰/۰۸	کمتر از ۰/۰۸
نکویی برازش GFI	۰/۹۸	بالتر از ۰/۹۵ (در برخی منابع بالای ۰/۹)
نکویی برازش با صرفه جویی PGFI	۰/۷۷ ۰/۷۷	بزرگتر از ۰/۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج به دست آمده نکویی مدل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵- بحث و نتیجه گیری

در این مطالعه با استفاده از داده‌های گردآوری شده از ۱۹۲ پاسخ‌دهنده، ساختار نظری ارائه شده برای شادمانی، تأیید شده است و برای تفسیر نتایج از بارهای عاملی استفاده خواهد شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که عوامل مختلف اقتصادی و غیراقتصادی (سلامت اجتماعی و سلامت جسمانی) بر سلامت روانی اثرگذار بوده و سلامت روانی نیز پایه شادمانی افراد، می‌باشد. از میان عوامل مؤثر بر سلامت روانی، سلامت جسمانی و سلامت اجتماعی بالاترین تأثیر را داشته و عوامل اقتصادی یا همان سلامت اقتصادی کمترین تأثیر را روی سلامت روانی خواهد داشت، بنابراین مهم‌ترین عامل برای شادمانی، ارتقای سلامت روان بوده و برای داشتن سلامت روان مهم‌ترین عوامل به ترتیب سلامت فیزیکی، سلامت اجتماعی و سلامت اقتصادی می‌باشند. این نتایج به معنای نفی تأثیر عوامل اقتصادی بر روی شادمانی نیست، بلکه نشان می‌دهد عواملی چون سلامت فیزیکی و سلامت اجتماعی اثر بیشتری بر میزان شادمانی ما خواهند داشت. مدل‌سازی شامل دو بخش ذهنی و عینی می‌باشد که عوامل عینی سلامت اقتصادی، اجتماعی و جسمانی را می‌سازند، که هر سه این متغیرها پنهان هستند. سلامتی افراد در این سه بخش، پایه‌گذار سلامتی روانی است (متغیر پنهان چهارم) و در نهایت، اساس شادمانی دریافتی ما از روان ما نشأت گرفته و بسیار به آن وابسته است. همان‌گونه که در جدول ۷ گزارش شده است، افزایش درآمد، داشتن شغل و افزایش سن، سبب افزایش سلامت اقتصادی و داشتن تجربه بیکاری و فقر، سبب کاهش سلامت اقتصادی می‌شود. با افزایش سلامت اقتصادی، سلامت

روان افزایش یافته که موجب افزایش شادمانی خواهد شد. ارتقای وضعیت درآمد نسبی، سلامت خانواده و ارتقای وضعیت بیمه موجب افزایش سلامت اجتماعی شده و تجربه طلاق و فوت اعضای درجه یک خانواده سبب کاهش سلامت اجتماعی می‌شود. با افزایش (کاهش) سلامت اجتماعی، سلامت روان افزایش (کاهش) یافته و شادمانی افزایش (کاهش) خواهد یافت. از عوامل مؤثر بر سلامت اجتماعی دو عامل تحصیلات و وضعیت تأهل معناداری خود را از دست می‌دهد که علت آن را می‌توان در نبود انحراف داده‌ها در این دو عامل دانست. همچنین نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که مردان از سلامت اجتماعی بالاتری نسبت به زنان برخوردارند که این پدیده را می‌توان در عوامل فرهنگی و اجتماعی ریشه‌یابی کرد. در بخش سلامت فیزیکی نیز عامل جنسیت تأثیرگذار بوده اما اثر آن معکوس است، یعنی مردان به نسبت زنان سلامت فیزیکی کمتری دارند و از این نظر شادمانی کمتر را تجربه می‌کنند. تجربه بیماری در افراد روی سلامت فیزیکی تأثیر منفی داشته و از این طریق، سلامت روان و شادمانی را کاهش می‌دهد. تمامی نتایج به‌دست آمده منطبق بر نتایج مطالعات انجام گرفته در کشورهای توسعه یافته بوده و تنها تفاوت در معناداری درآمد مطلق و اثرگذاری آن روی شادمانی می‌باشد که با توجه به تفاوت درآمد سرانه میان کشور ایران و کشورهای توسعه یافته قابل پیش‌بینی است. این نتیجه نیز منطبق با مطالعه گراهام و پتیناتو روی شادمانی مردم روسیه به‌عنوان یک کشور در حال توسعه می‌باشد. این باور کلاسیک که درآمد، شاخص مناسبی برای سنجش میزان شادمانی افراد است، توسط این مطالعه مورد تردید قرار می‌گیرد. درآمد، تنها یک متغیر عینی در تعیین سلامت اقتصادی است که خود سلامت اقتصادی یکی از مؤلفه‌های تعیین‌کننده سلامت روان و میزان شادمانی می‌باشد. بنابراین از طریق این ساختار می‌توان شادمان نبودن افراد با وجود درآمد بالا را توجیه کرد.

در تعیین میزان شادمانی، تأثیر سلامت اجتماعی بیشتر از سلامت اقتصادی است و این به معنای اهمیت بیشتر جایگاه افراد در جامعه به نسبت وضعیت اقتصادی مطلق آنها می‌باشد. ممکن است فردی با درآمد بالا به دلیل آنکه در جامعه مؤثر (اطرافیان) رتبه پایینی از لحاظ درآمد دارد (درآمد نسبی پایین)، احساس شادمانی کمتری به نسبت فردی با درآمد اقتصادی پایین، اما دارای رتبه بالا در میان اطرافیان (درآمد نسبی بالا) داشته باشد.

۶- پیشنهادها

در پژوهش حاضر شادمانی گروهی از دانشجویان مورد بررسی قرار گرفته است که تحت تأثیر شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کلان یکسانی هستند که تلاش شده تفاوت‌های افراد در این زمینه‌ها از طریق متغیرهای معرفی شده در نظر گرفته شود، اما می‌توان به‌عنوان پیشنهاد

برای مطالعات آتی، این ساختار را در گروه‌های مختلف جامعه، شهرهای مختلف یک کشور و کشورهای مختلف با ساختار متفاوت فرهنگی، سیاسی، اجتماعی و اقتصادی مورد بررسی قرار داد و از این طریق تأثیر عواملی که در پژوهش حاضر ثابت در نظر گرفته شده، سنجیده می‌شود.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل و اسکندری، جمال (۱۳۹۵). مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی، *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱(۱۵)، ۱۳۷-۱۵۲.
۲. قاسمی‌فر، ثمینه، مهرگان، نادر، رشید، خسرو و سهرابی وفا، حسین (۱۳۹۵). بررسی عوامل و سیاست‌های اقتصادی مؤثر بر شاخص سلامت روان، *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱(۱۵)، ۱۱۷-۱۳۵.
۳. محمدزاده، پرویز، اصغرپور، حسین و منیعی، امید (۱۳۹۲). بررسی تأثیر درآمد بر شادی نیروی کار در ایران، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۱۰۲)، ۱۵۸-۱۳۹.
۴. مهرگان، نادر، رشید، خسرو، قاسمی فر، ثمینه، سهرابی وفا، حسین و قاسمی فرد، نصرت‌الله (۱۳۹۵). سنجش سلامت روان در استان‌های ایران به کمک منطق فازی، *رویش روان‌شناسی*، ۱(۵)، ۱۸۷-۱۹۲.
5. Argyle, M. (1989). *The Psychology of Happiness*. London: Routledge.
6. Assari, S. (2019). Race, Education Attainment, and Happiness in the United States. *International Journal of Epidemiologic Research*, 6(2), 76-85.
7. Benabou, R., & Tirole, J. (1999). Self-confidence and Social Interaction. *NBER Working Paper Series*, 7585, 1-45.
8. Brickman, P., & Campbell, D. T. (1971). Hedonic Relativism and Planning the Good Society. In M. H. Hapley (Ed.), *Adaptation level Theory* (287-305). New York: Academic Press.
9. Brickman, P., Coates, D., & Janoff-Bulman, R. (1978). Lottery Winners and Accident Victims: is Happiness Relative? *Journal of Personality and Social Psychology*, 36, 917-927.
10. Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and Unemployment. *Economic Journal*, 104, 648-659.
11. Kahneman, D. (2003). *Well Being: The Foundations of Hedonic Psychology*. New York: Russell Sage Foundation.
12. Darity, W., & Goldsmith, A. H. (1996). Social Psychology, Unemployment, and Macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), 121-40.
13. Frank Robert, H. (1999). *Luxury Fever: Money and Happiness in an Era of Excess*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

14. Duesenberry, J. S. (1949). *Income, Saving and the Theory of Consumer Behaviour*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
15. Diener, E. (1984). Subjective Well-Being. *Psychological Bulletin*, 93, 542-575.
16. Diener, E., & Suh, E. M. (2000). *Culture and Subjective Well-Being*. Cambridge, MA: MIT Press.
17. Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective Well-Being: Three Decades of Progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-302.
18. Eckman, P., Davidson, R. J., & Friesen, W. V. (1990). The Duchenne Smile: Emotional Expression and Brain Physiology II. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(2), 342-353.
19. Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002). What Can Economists Learn From Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, 40(2), 402-435.
20. ----- (2000). Happiness, Economy, and Institution. *Economic Journal*, 110(466), 918-938.
21. Frijters, P., Haisken-DeNew, J. P., & Shields, M. A. (2004). Money does Matter! Evidence from Increasing Real Income and Life Satisfaction in East Germany Following Reunification. *American Economic Review*, 94, 730-740.
22. Gerdtham, U. G., & Johannesson, M. (2001). The Relationship Between Happiness, Health and Socio-Economic Factors: Results Based on Swedish Micro Data. *Journal of Socio-Economics*, 30, 553-557.
23. Graham, C., & Pettinato, S. (2002). *Happiness and Hardship: Opportunity and Insecurity in New Market Economies*. Washington, DC: Brookings Institution Press.
24. Grover, S., & Helliwell, J. F. (2019). How's Life at Home? New Evidence on Marriage and the Set Point for Happiness. *Journal of Happiness Studies*, 20(2), 373-390.
25. Hair Jr, J. F., Babin, B. J., & Krey, N. (2017). Covariance-based Structural Equation Modeling in the Journal of Advertising: Review and Recommendations. *Journal of Advertising*, 46(1), 163-177.
26. Headey, B., & Wearing, A. (1992). *Understanding Happiness: A Theory Of Subjective Well-Being*. Melbourne: Longman Cheshire.
27. Hermalin, B. E., & Isen, A. M. (1999). The Effect of Affect on Economic and Strategic Decision Making. *University of California at Berkeley, Working Paper*, E99-270, 1-31.
28. Hernandez, R., Bassett, S. M., Boughton, S. W., Schuette, S. A., Shiu, E. W., & Moskowitz, J. T. (2018). Psychological Well-Being and Physical Health: Associations, Mechanisms, and Future Directions. *Emotion Review*, 10(1), 18-29.
29. Hirsch, F. (1976). *The Social Limits to Growth*. Cambridge: Mass.: Harvard University Press.

30. Hollander, H. (2001). On the Validity of Utility Statements: Standard Theory versus Duesenberry's. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 45, 227-249.
31. Hooper, D., Coughlan, J., Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
32. Kahneman, D., & Thaler, R. (1991). Economic Analysis and the Psychology of Utility: Applications to Compensation Policy. *The American Economic Review*, 81(2), 341-346.
33. Kahneman, D., & Tversky, A. (2000). Experienced Utility and Objective Happiness: A Moment-Based Approach. In *Choices, Values and Frames* (673-692). New York: Cambridge University Press and the Russell Sage Foundation.
34. Kahneman, D., & Varey, C. (1991). Notes on the Psychology of Utility. In J. Roemer and J. Elster (Eds.), *Interpersonal Comparisons of Well-Being* (127-163). New York: Cambridge Press.
35. Kahneman, D., Wakker, P. P., & Sarin, R. (1997). Back to Bentham? Explorations of Experienced Utility. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 375-405.
36. Lelkes, O. (2006). Tasting Freedom: Happiness, Religion and Economic Transition. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 59(2), 173-194.
37. Loewenstein, G. (1999). Because it is there: The Challenge of Mountaineering ... for Utility Theory. *Kyklos*, 52(3), 315-343.
38. Lucas, R. E. (2005). Time does not Heal All Wounds: A Longitudinal Study of Reaction and Adaptation to Divorce. *Psychological Science*, 16, 945-950.
39. Lucas, R. E., Clark, A. E., Georgellis, Y., & Diener, E. (2004). Unemployment Alters the Set Point for Life-Satisfaction. *Psychological Science*, 15, 8-13.
40. Manski, C. F. (1993). Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *Review of Economic Studies*, 60, 531-542.
41. Mahmoodi, Z., Yazdkhasti, M., Rostami, M., & Ghavidel, N. (2022). Factors Affecting Mental Health and Happiness in The Elderly: A Structural Equation Model by Gender Differences. *Brain and Behavior*, 12(5), 1-8.
42. Namazie, C., & Sanfey, P. (2001). Happiness and Transition: the Case of Kyrgyzstan. *Review of Development Economics*, 5, 392-405.
43. Oswald, A. J. (1997). Happiness and Economic Performance. *Economic Journal*, 107, 1815-31.
44. Oswald, A. J., & Powdthavee, N. (2008). Does Happiness Adapt? A Longitudinal Study of Disability with Implications for Economists and Judges. *Journal of Public Economics*, 92(5-6), 1061-1077.

45. Palmore, E. (1969). Predicting Longevity: A Follow-up Controlling for Age. *Journal of Gerontology*, 39, 109-116.
46. Pavot, W., & Diener, E. (1993). Review of the Satisfaction with Life Scale. *Psychological Assessment*, 5, 164-72.
47. Powdthavee, N. (2005). Unhappiness and Crime: Evidence from South Africa. *Economica*, 72, 531-547.
48. Rabin, M. (1998). Psychology and Economics. *Journal of Economic Literature*, 36(1), 11-46.
49. ----- (1997). Fairness in Repeated Games. *University of California at Berkeley, Working Paper*, 97-252, 1-71.
50. Ravallion, M., & Lokshin, M. (2002). Self-rated Economic Welfare in Russia. *European Economic Review*, 46, 1453-1473.
51. Rizzato, M., Antonelli, M., Sam, C., Di Dio, C., Lazzeroni, D., & Donelli, D. (2023). Happiness and Socio-Demographic Factors in an Italian Sample: A Propensity-Matched Study. *Healthcare*, 11(11), 1-16.
52. Sales, S. M., & House, J. (1971). Job Dissatisfaction as a Possible Risk Factor in Coronary Heart Disease. *Journal of Chronic Diseases*, 23, 861-873.
53. Theodossiou, I. (1998). The Effects of Low Pay and Unemployment on Psychological Well-Being: A Logistic Regression Approach. *Journal of Health Economics*, 17, 85-104.
54. Winkelmann, L., & Winkelmann, R. (1998). Why are the Unemployed so Unhappy? *Economica*, 65(257), 1-15.
55. Zimmermann, A., & Easterlin, R. A. (2006). Happily Ever After? Cohabitation, Marriage, Divorce, and Happiness in Germany. *Population and Development Review*, 32, 511-528.

بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رמה‌ای در بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از رویکرد FAVAR

الهام محمدی^{۱*} ، سجاد برخوردار^۲ ، محسن مهرآرا^۲ 

۱. گروه اقتصاد مالی، پردیس البرز، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران

* نویسنده مسئول

چکیده

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: پژوهشی

در یک دهه اخیر، شاهد دو بحران بزرگ در بازار ارز ایران بوده‌ایم و پول ملی طی این مدت کاهش ارزش زیادی را تجربه کرده است. مشاهده دیگری که طی این دوره وجود دارد، افزایش رفتار رמה‌ای در بازار سهام است. همزمانی این دو پدیده این سؤال را به ذهن متبادر می‌کند که آیا نرخ ارز می‌تواند عامل شکل‌گیری رفتار رמה‌ای در بازار سهام باشد؟ در این مطالعه تلاش شده است تا با استفاده از یک رویکرد مدل‌سازی جامع مبتنی بر FAVAR، پاسخ مناسبی به این پرسش ارائه شود. در جهت دستیابی به این هدف، از داده‌های فصلی ۶۲ متغیر اقتصادی ایران و جهان در بازه سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است؛ همچنین از آنجایی که رفتار رמה‌ای یک متغیر غیرقابل مشاهده است، در مرحله اول، با استفاده از روش پیشنهادی هوانگ و سالمون (۲۰۰۴)، این متغیر کمی‌سازی شده و سپس در مرحله دوم در قالب مدل FAVAR به بررسی تأثیر نرخ ارز بر این متغیر پرداخته شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که رفتار رמה‌ای در دهه اخیر در بازار سهام تشدید شده و در سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ به اوج خود رسیده است. همچنین نتایج حاصل از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نشان می‌دهد که نرخ ارز در نوع خود سهم به نسبت بالایی در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی داشته و برای چندین دوره به شکل معنی‌داری منجر به شکل‌گیری و افزایش رفتار رמה‌ای در بازار سهام شده است. تحلیل حساسیت در مورد تعداد عوامل مدل حاکی از استحکام نتایج بوده و به تأثیر مثبت نرخ ارز بر رفتار رמה‌ای بازار سهام تأکید دارد.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۴

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۲۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۰۷

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵

کلیدواژه‌ها:

بازار سهام،

رفتار رמה‌ای،

رویکرد FAVAR،

نرخ ارز.

محمدی، الهام، برخوردار، سجاد و مهرآرا، محسن (۱۴۰۳). بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رמה‌ای در بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از رویکرد FAVAR. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹ (۱)، ۱۴۹-۱۱۷.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2024.96252>

۱- مقدمه

اقتصاد ایران در دهه اخیر، حداقل دو بار شاهد بحران بزرگ اقتصادی بوده است. این بحران‌های اقتصادی به‌طور عمده در نتیجه اعمال تحریم‌ها و همچنین انباشت مشکلات اقتصادی دهه‌های پیشین، صورت پذیرفته‌اند. جدا از دلیل شکل‌گیری آن، هر دو بحران دارای برخی ویژگی‌های مشترک هستند که به نحوه شروع و انتشار آن باز می‌گردد. به شکل مشابهی، در هر دو دوره، بحران ابتدا در بازار ارز مشاهده شده و سپس با گذشت زمان، در سایر بازارها رویت شده است. در پی بحران‌های ارزی دهه اخیر، در بازار سهام نیز شاهد تحرکاتی در رفتار سرمایه‌گذاران و قیمت‌ها بوده‌ایم. اتفاقی که در هر دو دور از تحریم‌ها (اولی در سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و دومی از سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹) افتاده است، به این شکل بوده که ابتدا تمایل بسیاری برای خرید سهام شکل گرفته و قیمت اکثریت سهام (فارغ از ارزش ذاتی آنها) شروع به رشد کرده و سپس بعد از رسیدن به یک نقطه اوج، رفتار سرمایه‌گذاران، ناگهان تغییر پیدا کرده و تلاش کرده‌اند سهامی را که در اختیار دارند، به فروش برسانند.

وقوع چنین رفتاری چندان نمی‌تواند با فرضیه بازار کارا^۱ که در آن همه سرمایه‌گذاران عقلایی بوده و از تمامی اطلاعات موجود به بهترین شکل در راستای تعیین قیمت سهام استفاده می‌کنند، تناسب داشته باشد. به نظر می‌رسد در دو دوره مذکور و دوره‌های مشابه قبلی (مانند سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۹) انحراف از فرضیه بازار کارا رخ داده و سرمایه‌گذاران تورش‌های رفتاری^۲ از خود نشان داده‌اند که شباهت زیادی به رفتار رمه‌ای^۳ دارد.

رفتار رمه‌ای در بازارهای مالی به الگوی رفتاری اشاره دارد که در آن سرمایه‌گذاران عقاید خود را سرکوب می‌کنند و تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را تنها بر اساس اقدامات جمعی بازار قرار می‌دهند (کریستی و هوانگ^۴، ۱۹۹۵؛ گونگ و دای^۵، ۲۰۱۷). بر این اساس و بر مبنای توضیحاتی که در بالا ارائه شد، چنین به نظر می‌آید که وقایع مشاهده شده در بازار سهام در بحران‌های اخیر، از این جنس بوده است و نمی‌تواند ماهیتی عقلایی داشته باشد.

حال بر اساس توالی وقایعی که در بالا شرح داده شد، سؤالی که به ذهن خطور می‌کند این است که آیا بحران بازار ارز و تغییرات عمده‌ای که در این بازار شکل می‌گیرد، می‌تواند سرمنشأ وقایع بازار سهام و تورش‌های رفتاری مشاهده شده در این بازار باشد؟

1. efficient market hypothesis

2. behavioral bias

3. herd behavior

4. Christie & Huang

5. Gong and Dai

نرخ ارز به دلیل جایگاه خاصی که در اقتصاد ایران دارد، می‌تواند جزو اثرگذارترین متغیرها بر تمامی بازارها باشد. برخلاف اقتصادهای توسعه یافته که در آنها عموماً از سطح عمومی قیمت‌ها (یا تورم) به‌عنوان لنگر اسمی استفاده می‌شود، در اقتصاد ایران معمولاً لنگر اسمی سیاست‌گذار پولی، نرخ ارز است و این موضوع سبب شده است تا نرخ ارز در شکل‌گیری انتظارات نسبت به متغیرهای دیگر پولی، نقش قوی‌تری داشته باشد (عرفانی و همکاران، ۱۴۰۰؛ سبحانی ثابت و صادقی، ۱۴۰۰). از سوی دیگر، شکل‌گیری انتظارات و شرایط نااطمینانی، عواملی هستند که در پیدایش رفتار رمه‌ای می‌توانند نقش مؤثری را ایفا کنند. شرایط نااطمینانی که در نتیجه تغییرات ارز به اقتصاد تحمیل می‌شود، می‌تواند پردازش منطقی اطلاعات در مورد تبعات تغییرات ارز توسط سرمایه‌گذاران را مختل کرده و راه را برای رفتار رمه‌ای در بازارهای مختلف، من جمله بازار سهام، باز کند (بیکچندانی و شارما^۱، ۲۰۰۰).

از آنجایی که رفتار رمه‌ای در بازار سهام، پیامدهای نامطلوبی مانند شکل‌گیری حباب، تخصیص نابهینه منابع و ... را می‌تواند به همراه داشته باشد (آوری و زمسکی^۲، ۱۹۹۸) و با توجه به نقش کلیدی بازار سهام در اقتصاد کشور، شناسایی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای در این بازار از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. بر این اساس، در این مطالعه اثر تغییرات نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام مورد ارزیابی و بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور نیز از رویکرد FAVAR^۳ استفاده می‌شود. مزیت بزرگ این روش که آن را برای مطالعه حاضر مطلوب می‌کند این است که در این رویکرد، برخلاف روش خودرگرسیون برداری کلاسیک که با محدودیت تعداد متغیرها و استفاده از اطلاعات موجود در آنها روبرو هستیم، هیچ محدودیتی در مورد تعداد متغیرهای وارد شده به مدل وجود ندارد و این موضوع سبب می‌شود تا بتوان از اطلاعات تمامی متغیرهای مهم اقتصاد برای برآورد دقیق‌تر مدل بهره‌مند شد. این ویژگی مدل FAVAR برای مطالعه حاضر می‌تواند حائز اهمیت باشد؛ دلیل آن نیز این است که بازار سهام می‌تواند از طیف وسیعی از متغیرها متأثر شود و اگر بخواهیم تعداد محدودی از متغیرها را در چارچوب روش‌های سنتی در نظر بگیریم، ممکن است با خطای تصریح روبرو شده و به نتایج تورش‌داری دست پیدا کنیم. جدا از مزیت روش‌شناسی مطالعه حاضر، مروری بر مطالعات پیشین که در داخل کشور انجام شده،

^۱. Bikhchandani and Sharma

^۲. Avery and Zemsky

^۳. Factor Augmented Vector Auto Regression

نشان می‌دهد که هیچ مطالعه‌ای وجود ندارد که به بررسی عوامل مؤثر بر رفتار رמה‌ای پرداخته باشد و این تحقیق از این نظر نیز دارای نوآوری است.

این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه حاضر، مبانی نظری و مروری بر مطالعات تجربی آمده است. در بخش سوم، داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق معرفی شده و در بخش چهارم نیز نتایج تجربی تحقیق ارائه شده است. در نهایت بخش پنجم نیز به خلاصه و نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص یافته است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مطالعات گوناگونی وجود دارد که در آنها نشان داده شده است که سرمایه‌گذاران و در حالت عمومی‌تر، انسان اقتصادی می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های خود از رفتار عقلایی فاصله گرفته و مرتکب برخی تورش‌های رفتاری شود. دستیابی به چنین نتایج تجربی سبب شده است تا برخی از اقتصاددانان نسبت به نتایج حاصل از اقتصاد خرد کلاسیک با دیده تردید نگرسته و اقدام به ایجاد مکتب فکری جدیدی در این حوزه کنند. مکتب مالی رفتاری یک حوزه وسیع و گسترده است که بیان می‌کند شناخت انسان بر تصمیمات سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی تأثیر دارد. شناخت نیز نوعی احساس یا فکر سرمایه‌گذار است که منجر به اتخاذ تصمیمات جانبدارانه^۱ بیشتر از تصمیمات منطقی سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی می‌شود. درحقیقت، این مکتب، مفاهیم مالی و روانشناسی را برای توضیح سوگیری‌های شناختی^۲ در تصمیمات سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران ادغام می‌کند (فراملت^۳، ۲۰۰۱؛ نایر^۴ و همکاران، ۲۰۱۷). امروزه ایده رفتار کاملاً عقلایی سرمایه‌گذاران که همیشه به دنبال حداکثر کردن مطلوبیتشان هستند در راستای توجیه رفتار و واکنش بازارها کافی نیست و لذا دیدگاه مالی رفتاری را می‌توان پارادایمی تلقی کرد که با توجه به آن، بازارهای مالی با استفاده از مدل‌هایی مورد مطالعه قرار می‌گیرند که دو فرض اصلی و محدود کننده پارادایم سنتی، یعنی حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار و عقلانیت کامل را کنار می‌گذارد. در دیدگاه مالی رفتاری این ادعا بیان می‌شود که گاهی اوقات به‌منظور پیدا کردن پاسخی برای معماهای تجربی موجود در حوزه مالی،

1. biased

2. cognitive biases

3. Fromlet

4. Nair

لازم است این احتمال را قبول کنیم که گاهی بعضی از عوامل اقتصادی کاملاً عقلایی رفتار نمی کنند (بیرنبرگ^۱، ۲۰۱۱).

۲-۲- رفتار رמהای

یکی از رفتارهایی که در بازارهای مالی مشاهده می شود و فقط می توان آن را در چارچوب اقتصاد رفتاری توضیح داد، رفتار توده وار است. رفتار توده وار^۲ را در زبان عامیانه رفتار گله ای یا رמהای نیز می گویند. این رفتار پدیده ای است که در آن افراد به صورت دسته جمعی اقدام به انجام یک کار خاص می کنند. به طور کلی این رفتار در ارتباط با تصمیم گیری است. قسمت بزرگی از تصمیماتی که افراد اتخاذ می کنند، تحت تأثیر رفتار یا انتخاب های دیگران قرار می گیرد. تحقیقات نشان می دهد که بسیاری از سرمایه گذاران، هنگام اتخاذ تصمیماتشان در خرید و فروش سهام به اخبار و اطلاعاتی که بین دیگران رد و بدل می شود، توجه بسیاری می کنند و واکنش نشان می دهند. در بازارهای مالی معمولاً رفتار رמהای به صورت رفتاری از سرمایه گذاران شناخته می شود که به جای پیروی کردن از عقاید و اطلاعات خود از رفتار مشاهده شده دیگران یا حرکات و نوسانات بازار تقلید و پیروی می کنند (وانگ و کانالا^۳، ۲۰۰۶).

رفتار رמהای می تواند هم در نتیجه غلبه کردن احساسات و تورش های شناختی و هم در نتیجه تصمیمات عقلایی رخ دهد. مطالعاتی که در حوزه رفتار رמהای و توضیح دلایل وقوع آن انجام شده است را می توان در سه دسته اصلی طبقه بندی کرد:

- رفتار رמהای مبتنی بر روانشناسی اجتماعی

مطالعاتی که در این زمینه انجام شده، به طور عمده بر عوامل روانشناسی مانند پذیرش توسط جمع، تمایل انسان به مطابقت با مد و اعتماد به نفس و خوشبینی بیش از حد و مواردی از این دست متمرکز شده اند. طبق نظر پانگ^۴ (۲۰۱۰)، دلیل شکل گیری رفتار رמהای، فشار اجتماعی است که به دلیل این واقعیت ایجاد می شود که افراد حس مورد پذیرش قرار گرفتن توسط دیگران را گاهی از اوقات حتی به رفتار صحیح نیز ترجیح می دهند. بنابراین، پیروی از دیگران راه ایده آل برای عضویت در گروه و مورد پذیرش قرار گرفتن توسط دیگران است. سرانجام، حتی اگر فردی متقاعد نشده باشد که ایده خاصی منطقی است، در بیشتر موارد همچنان ترجیح

1. Birnberg
2. herding behavior
3. Wang and Kanela
4. Phung

می‌دهد پیرو گروهی باشد که به قضاوت آنها بیش از تصمیم خود اعتقاد دارد. هیرشلیفر^۱ (۲۰۰۱) نشان داده است که افراد برای مورد پذیرش دیگران قرار گرفتن، حاضرند عقاید خود را زیر پا بگذارند و این موضوع در بازارهای مالی سبب می‌شود تا افراد تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را بر اساس تصمیمات دیگران اتخاذ کنند. به شکل مشابهی شیلر^۲ (۲۰۰۱) نیز موج‌های خوش‌بینی و بدبینی جمعی و تلاش افراد برای همراه شدن با جریان بازار را عامل اصلی رفتار رمه‌ای می‌داند. همچنین شیلر تأکید می‌کند، در مواقعی که بازار برای چند دوره متوالی، بازدهی‌های مناسبی را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد، تورش خوش‌بینی و اعتماد به نفس بیش از حد، به‌صورت جمعی وارد عمل می‌شود و رفتار رمه‌ای را رقم می‌زند.

– رفتار رمه‌ای عقلایی

یک دسته مهم از مطالعات در زمینه رفتار رمه‌ای وجود دارد که در آن، فعالان اقتصادی همچنان عقلایی رفتار می‌کنند، اما رفتار عقلایی در نهایت منجر به رفتار رمه‌ای می‌شود. در این دسته، سه عامل اطلاعات ناقص، مسأله شهرت یا اعتبار و ساختار دستمزد به‌عنوان عوامل اصلی شکل‌دهنده رفتار رمه‌ای قلمداد می‌شوند.

رفتار رمه‌ای مبتنی بر اطلاعات ناقص

رفتار رمه‌ای مبتنی بر اطلاعات ناقص، نوعی از رفتار رمه‌ای عقلایی است که در چارچوب بازار سهام یا سایر بازارهای مالی امکان شکل‌گیری دارد و توسط بنرجی^۳ (۱۹۹۲)، بیکچندانی^۴ و همکاران (۱۹۹۲) و ولش^۵ (۱۹۹۲) مدل‌سازی شده است.

فرض کنید افراد در شرایط نااطمینانی با تصمیمات مشابه سرمایه‌گذاری روبرو باشند و اطلاعات خصوصی (اما ناقص) در مورد تصمیم درست سرمایه‌گذاری داشته باشند. اطلاعات خصوصی افراد را می‌توان به‌عنوان نتیجه تلاش‌های پژوهشی آنها در مورد یک سرمایه‌گذاری خاص مانند یک سهم نظر گرفت. از سوی دیگر، تمامی اطلاعات مرتبط با سرمایه‌گذاری مورد نظر نیز به‌صورت عمومی در اختیار افراد قرار می‌گیرد؛ اما مسئله این است که در مورد کیفیت این اطلاعات عمومی، نااطمینانی وجود دارد. به‌عنوان مثال، آیا می‌توان اثر دقیق اخبار منتشر شده را با هزینه کم ارزیابی کرد؟ آیا آمار و ارقام اقتصادی منتشر شده توسط دولت دستکاری شده است؟

1. Hirshleifer

2. Shiller

3. Banerjee

4. Bikhchandani

5. Welch

آیا دولت واقعا اقدام به انجام اصلاحات اقتصادی کرده است؟ اینها مثال‌هایی هستند که نشان‌دهنده نااطمینانی در اطلاعات عمومی منتشر شده می‌باشند. در این چارچوب، ارزیابی هر فرد از درستی و نادرستی اطلاعات عمومی منتشر شده را می‌توان به‌عنوان اطلاعات خصوصی برای آن فرد در نظر گرفت. افراد می‌توانند کنش (تصمیمات سرمایه‌گذاری) همدیگر را مشاهده کنند، اما به اطلاعات خصوصی سایر افراد و سیگنال‌های دریافتی آنها دسترسی ندارند. اگر افراد بینش اندکی در مورد تصمیم صحیح سرمایه‌گذاری داشته باشند، می‌توان اطلاعات خصوصی آنها را از روی کنش هر یک استنباط کرد. در چنین چارچوبی امکان رخ دادن رفتار رמה‌ای در بازار وجود دارد. رفتار سست سرمایه‌گذاران می‌تواند به راحتی با دستیابی به اطلاعات اندک جدید (مانند تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران)، شکننده باشد و شرایط را برای پیدایش رفتار رמה‌ای مهیا می‌کند. در چنین شرایطی، برخی اتفاقات تصادفی به همراه انتخاب برخی از سرمایه‌گذاران که پیش از همه تصمیم می‌گیرند، می‌تواند سبب شکل‌گیری رفتاری شود که از آن تحت عنوان «رفتار رמה‌ای» یاد می‌شود.

رفتار رמה‌ای مبتنی بر اعتبار یا شهرت

شارف‌اشتین و اشتین^۱ (۱۹۹۰)، تئوری دیگری در مورد علت شکل‌گیری رفتار رמה‌ای در بازار سهام ارائه کرده‌اند. ایده اصلی تئوری شارف‌اشتین و اشتین این است که زمانی که یک مدیر سرمایه‌گذاری و کارفرمای او در مورد توانایی مدیر در انتخاب سهام مناسب اطمینان نداشته باشند، انطباق پورتفولیوی سرمایه‌گذاری با پورتفولیوی سایر متخصصان از سوی مدیر می‌تواند میزان توانایی مدیر در انتخاب سهام مناسب را همچنان در هاله‌ای از ابهام نگه دارد. این کار به نفع مدیر خواهد بود و با تقلید از تصمیمات سرمایه‌گذاری سایر مدیران، می‌تواند سطح توانایی خود را از کارفرمای خود مخفی نگه دارد؛ اگر سایر مدیران نیز چنین رفتار کنند، رفتار رמה‌ای رخ خواهد داد.

رفتار رמה‌ای مبتنی بر ساختار دستمزد

اگر دستمزد سرمایه‌گذار (به‌عنوان مثال یک کارگزار) به سطح عملکرد او در مقایسه با سایر سرمایه‌گذاران ربط داشته باشد، این مسئله می‌تواند انگیزه‌های کارگزار را مختل کند و سبب تشکیل پورتفولیو غیربهبهینه شود (برنان^۲، ۱۹۹۳ و رول^۳، ۱۹۹۲). همچنین این موضوع می‌تواند

1. Scharfstein and Stein
2. Brennan
3. Roll

رفتار رمه‌ای را در بازار به دنبال داشته باشد. زمانی که دستمزد کارگزار وابسته به عملکرد یک سرمایه‌گذار معیار باشد، کارگزار انگیزه این را خواهد داشت که از سرمایه‌گذار معیار، تقلید کند و پورتفولیوی خود را پس از مشاهده تصمیم‌های سرمایه‌گذار معیار، طوری تعیین کند که به پورتفولیوی وی بسیار نزدیک باشد تا دستمزد خود را حداکثر نماید که این امر در نهایت، منجر به بروز رفتار رمه‌ای در بازار می‌شود.

– رفتار رمه‌ای مبتنی بر رفتار حیوانات

مهم‌ترین مطالعه این دسته، مربوط به کیرمان^۱ (۱۹۹۳) است که بر اساس رفتار مورچه‌ها تلاش کرده است تا رفتار رمه‌ای در بازارهای مالی را توضیح دهد. بعدها مطالعات دیگری با استفاده از همین رویکرد و با اندکی تغییرات تلاش کرده‌اند تا رفتار رمه‌ای را بر اساس رفتار حیوانات توضیح دهند (آلفارانو^۲ و همکاران، ۲۰۰۵؛ ۲۰۰۸؛ ۲۰۱۳؛ لوکس و مارچسی^۳، ۱۹۹۹). ایده اصلی کیرمان (۱۹۹۳) به رفتار مورچه‌ها برمی‌گردد. مطابق مشاهدات حشره‌شناسان، رفتار مورچه‌ها در یک شرایط کاملاً متقارن، نامتقارن است، به بیان بهتر، زمانی که مورچه‌ها با دو منبع غذایی یکسان روبرو می‌شوند، به جای اینکه به تعداد مساوی تقسیم شده و از دو منبع غذایی به شکل یکسان بهره‌مند شوند، اغلب آنها روی یکی از منابع غذایی متمرکز می‌شوند؛ اما هر از چند گاهی هم ممکن است که توجه خود را به منبع غذایی دیگر نیز معطوف کنند. برای توضیح این پدیده، کیرمان، یک مدل تصادفی طراحی کرده که در آن احتمال اینکه یک مورچه منبع غذایی خود را تغییر دهد، تابعی از ترکیب دو مکانیزم است. در یک طرف بر وجود رفتار رمه‌ای و تمایل به دنباله روی از جمع تأکید می‌کند (که به معنی وجود نوعی ارتباط متقابل اطلاعاتی بین آنها است) و در طرف دیگر، این احتمال را هم در نظر می‌گیرد که مورچه‌ها به صورت تصادفی به منابع غذایی دیگری که در نزدیکی آنها وجود دارد توجه کنند و یک رفتار مستقل از خود نشان داده و به دنبال بهره‌مند شدن از آن منبع غذایی باشند.

کیرمان (۱۹۹۳) از این مدل ساده برای رفتار رمه‌ای برای تفسیر رفتار عوامل اقتصادی در بازارها که در آن سرمایه‌گذاران با دو استراتژی متفاوت سرمایه‌گذاری روبرو هستند، استفاده کرد. تفاوت در استراتژی‌ها ممکن است ناشی از شکل‌گیری انتظارات مختلف در خصوص آینده باشد یا اینکه اطلاعات حال و گذشته به شکل متفاوتی برای این دو استراتژی تفسیر شوند. به عنوان مثال معامله‌گران بازار ارز، می‌توانند از دو روش بنیادی و تکنیکال برای پیش‌بینی روند آتی قیمت

1. Kirman
2. Alfarano
3. Lux and Marchesi

استفاده کنند که ممکن است منتج به درک متفاوت از آینده شود. افراد ممکن است به صورت تصادفی با اعضای گروه دیگر در ارتباط باشند و با یک احتمالی تحت تأثیر نظرات افراد گروه دیگر قرار بگیرند و بنابر این تبدیل به یک فردی از گروه دیگر شوند. احتمال کوچکی نیز وجود دارد که فرد به صورت مستقل تصمیم خود را اتخاذ کند. کیرمان نشان می‌دهد که نقطه تعادلی این مدل، در بیشتر مواقع رفتار رمه‌ای حول استراتژی اول یا حول استراتژی دوم خواهد بود.

غیر از سه رویکردی که در بالا برای توجیه رفتار رمه‌ای و توضیح این پدیده ارائه شده است، چارچوب‌های نظری دیگری نیز وجود دارند که کمتر مورد توجه بوده‌اند. از میان آنها می‌توان به تئوری پزشکی رفتار رمه‌ای اشاره کرد که در آن از پدیده‌ای با عنوان «سرایت اجتماعی»^۱ برای توضیح نحوه شکل‌گیری رفتار رمه‌ای استفاده می‌کند. در حقیقت، در این دسته، از الگویی مشابه با بیماری‌های فراگیر که در علم اپیدمیولوژی وجود دارد الهام گرفته و چنین ادعا می‌کنند که ترس‌ها و امیدواری‌های بی‌پایه و اساس، به راحتی می‌توانند بین یک شبکه اجتماعی از انسان‌ها سرایت کنند و موجب شکل‌گیری رفتار رمه‌ای شوند (کلی و اوگرادا^۲، ۲۰۰۰). علاوه بر رویکرد پزشکی، تئوری‌های دیگری نیز وجود دارند که در قالب «فیزیک اقتصاد»^۳ (سورنت^۴، ۲۰۰۳؛ لوکس و سورنت، ۲۰۰۲) و «اقتصاد اجتماعی»^۵ (پرچر^۶، ۱۹۷۹؛ ۱۹۹۹؛ ۲۰۰۱؛ ۲۰۰۳) تلاش می‌کنند تا به توضیح این پدیده مهم در بازارهای مالی بپردازند.

– رفتار رمه‌ای در بازار سهام و اثر نرخ ارز بر آن

بازار سهام یکی از مستعدترین بازارها برای وقوع رفتار رمه‌ای می‌باشد. دلیل آن نیز عدم تقارن‌های شدید اطلاعاتی، وجود تعداد زیادی از فعالان در بازار، حجم زیاد اطلاعات (که امکان تحلیل همه آنها را غیرممکن می‌کند)، وجود تعداد زیادی از شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌ها (که مسئله شایستگی مدیریت را به وجود می‌آورد) و ... است. در این میان، همان‌طور که در بخش مقدمه اشاره شد، نرخ ارز می‌تواند نقش مهمی در شکل‌گیری رفتار رمه‌ای ایفا کند. نرخ ارز به دلیل جایگاه ویژه‌ای که در اقتصاد ایران دارد و به دلیل کانال‌های مختلف اثرگذاری که بر بازار سهام دارد، می‌تواند مقدمه شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام را فراهم آورد. نرخ ارز از کانال‌های مختلف می‌تواند بر بازار سهام اثرگذار باشد:

1. Social Contagion
2. Kelly and O'Grada
3. Econophysics
4. Sornette
5. Socionomic
6. Pletcher

- ۱- نرخ ارز مهم‌ترین عامل در تعیین هزینه واردات و صادرات است و می‌تواند بر رقابت‌پذیری شرکت‌های صادراتی اثرگذار باشد (بهمنی اسکویی^۱، ۱۹۹۱)
 - ۲- نرخ ارز می‌تواند بر جریان ورود و خروج سرمایه به کشور اثرگذار باشد و این موضوع نیز بر میزان سرمایه در دسترس شرکت‌ها اثرگذار است (آلیبر^۲، ۱۹۷۰).
 - ۳- تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر میزان تعهدات خارجی شرکت‌ها تأثیر بگذارد. کاهش ارزش پول ملی می‌تواند سبب افزایش تعهدات خارجی شرکت‌ها شود. چون شرکت‌ها دارای درآمد براساس پول ملی هستند، اما تعهدات آنها معمولاً به پول خارجی است (سپیدس^۳ و همکاران، ۲۰۰۴).
 - ۴- نرخ ارز در اقتصاد ایران مهم‌ترین عامل در شکل‌گیری انتظارات تورمی امی باشد که این موضوع نیز بر میزان تورم محصولات و ساختار درآمد و هزینه و حاشیه سود شرکت‌ها اثرگذار است. البته تورم بسیار بالا نیز می‌تواند پایه‌های رشد اقتصادی و تولید را متزلزل کند (عرفانی و همکاران، ۱۴۰۰؛ سبحانی ثابت و صادقی، ۱۴۰۰).
 - ۵- نرخ ارز، نقش یک دارایی جایگزین را برای بازار سهام دارد و تغییرات آن می‌تواند موجب خروج یا ورود جریان نقدینگی به بازار سهام شود (رضاقلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲).
 - ۶- نرخ ارز می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و رشد کل اقتصاد نیز به معنی افزایش تقاضا برای محصولات تولیدی شرکت‌ها می‌باشد (رودریک^۴، ۲۰۰۸).
- با توجه به تأثیرات مهمی که نرخ ارز از کانال‌های متفاوت می‌تواند بر بازار سهام داشته باشد، می‌توان انتظار داشت که اخبار مربوط به تغییرات این متغیر، جزو مهم‌ترین اطلاعات ورودی به بازار سهام باشد و تصمیمات سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین نرخ ارز از طریق تمامی مکانیزم‌هایی که در بالا به آنها اشاره شد، می‌تواند موجب شکل‌گیری رفتار رهمه‌ای در بازار شود. زمانی که نرخ ارز تغییر پیدا می‌کند، به ویژه زمانی که تغییرات نرخ ارز سریع و بزرگ است، امکان تحلیل دقیق نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سهام امکان‌پذیر نبوده و در عین حال کسب چنین اطلاعاتی می‌تواند هزینه‌بر باشد که طبیعتاً این موضوع سبب شکل‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی شده و می‌تواند مقدمات شکل‌گیری رفتار رهمه‌ای را فراهم کند. کالوو و مندوزا (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که در حضور عدم تقارن اطلاعات، هزینه‌هایی که برای کسب اطلاعات

1. Bahmani-Oskooee

2. Aliber

3. Cespedes

4. Rodrik

دقیق در خصوص وضعیت واقعی بازارها وجود دارد، حتی اگر فعالان اقتصادی عقلایی نیز باشند، می‌تواند سبب رفتار رمه‌ای شود. در مدل ارائه شده توسط این دو محقق، سرمایه‌گذاران به سه دسته آگاه، ناآگاه و با آگاهی کم تقسیم‌بندی می‌شوند. سرمایه‌گذاران آگاه می‌توانند با جمع‌آوری اطلاعات به وضعیت واقعی بازارها پی ببرند، اما چون جمع‌آوری اطلاعات هزینه‌بر و زمان‌بر است، ممکن است این کار را نکنند. از سوی دیگر، برای سرمایه‌گذاران ناآگاه بهترین راه حل این است که به تصمیمات سرمایه‌گذاران آگاه توجه کنند و الگوی سرمایه‌گذاری خود را مطابق آنها تنظیم کنند. زمانی که عدم تقارن اطلاعات وجود دارد و کسب اطلاعات هزینه‌بر است، ممکن است سرمایه‌گذاران آگاه چنین نتیجه‌گیری کنند که تحرکات سریع و شدیدی مشابه با بازار دیگر (بازار ارز)، قرار است که در این بازار نیز رخ دهد. آبخار اطلاعاتی سبب خواهد شد که سرمایه‌گذارانی که آگاهی کمی دارند، اطلاعات خصوصی خود (اطلاعاتی که نسبت به وضعیت بازار دارند) را کنار گذاشته و مطابق با سرمایه‌گذاران آگاه سرمایه‌گذاری کنند. این فرآیند در نهایت سبب می‌شود که رفتار رمه‌ای در بازار شکل بگیرد.

۳- مروری بر مطالعات تجربی

بررسی مطالعات تجربی حاکی از غنی نبودن مطالعات تجربی در حوزه اثر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای است. این موضوع هم در میان مطالعات داخلی و هم در مطالعات خارجی وجود دارد. دلیل این مسئله، جذاب نبودن موضوع و بی اهمیت بودن آن نیست. بلکه مسأله به مشکلات موجود در روش‌شناسی تحقیق باز می‌گردد. اولاً کمی‌سازی رفتار رمه‌ای به این دلیل که این متغیر، یک متغیر پنهان است، کار ساده‌ای نبوده و ثانیاً به دلیل طیف وسیعی از متغیرهای اثرگذار بر بازار سهام، در صورتی که از روش مناسبی برای برطرف کردن این مسئله استفاده نشود، وقوع خطای تصریح بسیار محتمل است. در این مطالعه، برای برطرف کردن مشکل اول، از روش فضای حالت که یک روش مناسب برای برآورد متغیرهای پنهان است استفاده شده و برای برداشتن مشکل دوم نیز از روش FAVAR بهره گرفته شده است.

۳-۱- مطالعات خارجی

گونگ و دای^۱ (۲۰۱۷)، تأثیر نوسانات نرخ ارز و نرخ بهره را بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام چین مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تجربی حاکی از آن است که افزایش نرخ بهره و کاهش ارزش

پول چین سبب ایجاد رفتار رمه‌ای می‌شود که این پدیده به‌طور عمده در بازارهای نزولی^۱ اتفاق می‌افتد.

نایر^۲ و همکاران (۲۰۱۷) عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای بین سرمایه‌گذاران سهام هند را با استفاده از رگرسیون لجستیک رتبه‌ای^۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که جنسیت، سن، وضعیت تأهل و گفته‌های شفاهی تأثیر قابل‌توجهی بر رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران سهام دارند.

مند^۴ و همکاران (۲۰۱۸) عوامل تعیین‌کننده رفتار رمه‌ای بین سرمایه‌گذاران در بازار سهام مالزی را طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۶ با استفاده از داده‌های روزانه مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از سه عنصر مختلف بازار شامل بازده بازار، حجم معاملات و نوسانات بازار و تحلیل رگرسیون چندگانه^۵ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که حجم معاملات بازار رفتار رمه‌ای سهام قراردادی و موافق شرعی^۶ و کل نمونه بازار در مالزی را تعیین می‌کند.

کروکید^۷ و همکاران (۲۰۲۰) رابطه بین سیاست پولی بانک مرکزی متعارف و غیرمتعارف و رفتار رمه‌ای در بازارهای سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند. به‌منظور بررسی رفتار رمه‌ای از مقیاس تقصیلی رفتار رمه‌ای هوانگ و سالمون^۸ (۲۰۰۹) استفاده شده است که این روش غیرپارامتریک بوده و بر اساس تغییرات سیستماتیک ریسک انجام می‌شود. به همین دلیل الگوهای پویای رفتار رمه‌ای را در نظر گرفته و رفتار رمه‌ای را بعنوان فرآیندی متغیر در زمان (نه ثابت) در نظر می‌گیرد. روش مورد استفاده هم تکنیک خودرگرسیون برداری عامل تعمیم‌یافته (FAVAR) بوده و تعداد ۸۵۵ متغیر کلان و ۷۵ متغیر مالی برای بازارهای نمونه اروپا و ۱۱۰ متغیر برای بازارهای ایالات‌متحده آمریکا مورد استفاده قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی بانک مرکزی متعارف و غیرمتعارف، درصد قابل‌توجهی از واریانس رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایالات‌متحده را توضیح می‌دهد، در حالی که سیاست پولی بانک مرکزی اروپا، درصد کمتری از واریانس رمه‌ای در منطقه یورو را توضیح می‌دهد. توابع عکس‌العمل آنی هم بیانگر آن است که سیاست انبساطی متعارف و سیاست غیراستاندارد فدرال سطح رفتار رمه‌ای را

1. down markets

2. Nair

3. ordered logistic regression

4. Mand

5. multiple regression analysis

6. shariah-compliant & conventional stocks

7. Krokida

8. Hwang and Salmon

در بازار سهام ایالات متحده کاهش می‌دهد، در حالی که سیاست انبساطی پولی بانک مرکزی اروپا سبب ایجاد سطح بالاتری از رفتار رمه‌ای در اسپانیا و ایتالیا می‌شود.

علام^۱ و همکاران (۲۰۲۰)، به بررسی رفتار رمه‌ای در بخش‌های بورس اوراق بهادار مصر و شناسایی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای در زمان کرونا پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ حجم معاملات سهام، بازده سهام، شاخص‌های انتشار ویروس کرونا (که با نسبت تعداد کل عفونت و مرگ و میر بر اساس جمعیت در مصر نشان داده شده است) عوامل تعیین‌کننده رفتار رمه‌ای در مصر هستند.

کیزی^۲ و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی اینکه آیا واکنش دولت به ویروس کرونا و ویروس COVID-19 می‌تواند رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران را در بازارهای سهام بین‌المللی کاهش دهد، پرداخته‌اند. بدین‌منظور از داده‌های روزانه بازار سهام ۷۲ کشور از کشورهای توسعه‌یافته و در حال ظهور در سه ماهه اول سال ۲۰۲۰ استفاده شده است. واکنش دولت به شیوع COVID-19 با استفاده از ردیاب واکنش دولت آکسفورد، جایی که نمرات بالاتر با سخت‌گیری بیشتر همراه است، اندازه‌گیری می‌شود. سه یافته اصلی مطالعه نشان می‌دهد که اولاً رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران در بازارهای سهام بین‌المللی وجود دارد. ثانیاً شاخص فشار دولت آکسفورد با کاهش عدم‌اطمینان چند بعدی، رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد. ثالثاً به نظر می‌رسد محدودیت‌های فروش کوتاه‌مدت که به‌طور موقت توسط مقامات نظارتی ملی و فراملی اتحادیه اروپا اعمال شده است، اثرات تسکینی بر رفتار رمه‌ای دارد.

در بالا به مهم‌ترین مطالعات انجام شده خارجی در حوزه بررسی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای اشاره شده است. مروری بر مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که نرخ ارز یکی از عوامل مهمی است که در شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام می‌تواند نقش ایفا کند. هرچند، تعداد معدودی از مطالعات به بررسی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای پرداخته‌اند، اما همان‌طور که در بالا اشاره شد، این مسئله به دلیل مشکلات روش‌شناسی است که در بررسی چنین موضوعی، محقق می‌تواند با آن روبرو شود.

۳-۲- مطالعات داخلی

اسدی و همکاران (۲۰۲۲) اثر نرخ ارز و قیمت طلا را بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه که در آن از رویکرد چانگ و همکاران (۲۰۰۰) برای شناسایی رفتار رمه‌ای استفاده شده، حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران بوده و

1. Allam

2. Kizys

همچنین نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز و طلا و به ویژه تغییرات بزرگ در این دو متغیر می‌تواند سبب شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران شود.

خداپرست شیرازی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی نحوه تأثیرگذاری برخی ویژگی‌های سهام بر بروز رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. بدین منظور جهت اندازه‌گیری رفتار جمعی از شاخص (لاکونیشوک LSV) استفاده شده و برای انجام تحقیق چهار عامل به‌عنوان ویژگی‌های سهام (اندازه شرکت، ریسک سیستماتیک، ریسک غیر سیستماتیک و نسبت P/E) به کار گرفته شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اندازه شرکت، ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک شرکت بر بروز رفتار جمعی تأثیر مثبت داشته، اما نسبت P/E با رفتار جمعی، همبستگی معکوس دارد. بطور کلی نتایج به‌دست آمده بر اساس نظریه کمبود اطلاعات و علائق مشترک سهامداران قابل توجیه است.

زارع بهنمیری و کشیری (۱۳۹۷) تأثیر نقدشوندگی را به‌عنوان میانجی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی) سهام با استفاده از داده‌های ۱۰۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور مدل پیوتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) جهت اندازه‌گیری هم‌زمانی قیمت سهام و مدل لاکونیشوک (۱۹۹۲) به‌منظور سنجش رفتار توده‌وار و همچنین مدل چای و همکاران (۲۰۱۰) برای معیارهای نقدشوندگی به کار گرفته شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی) رابطه مثبت و معناداری دارند؛ همچنین نتایج نشان می‌دهد که نقش میانجی معیارهای نقدشوندگی در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی) است؛ که این تأثیر در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی به‌صورت جزئی و در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی به‌صورت کامل است.

در مطالعات داخلی نیز، تعداد معدودی از محققان به بررسی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای پرداخته‌اند و بیشتر محققان داخلی موضوع شناسایی رفتار رمه‌ای را در بازار سهام مورد توجه قرار داده‌اند. تنها یک مورد مطالعه داخلی وجود دارد که اثر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای را مورد بررسی قرار داده که آن هم مطالعه اسدی و همکاران (۲۰۲۲) است. در این مطالعه، گرچه محققان تلاش قابل توجهی را در جهت بررسی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای به کار گرفته‌اند، اما این مطالعه، از مشکل خطای تصریح رنج می‌برد، چون در آن فقط به اثر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای توجه شده و سایر متغیرهای اثرگذار بر رفتار رمه‌ای نادیده گرفته شده‌اند. چنین رویکردی می‌تواند به حصول نتایج تورش‌دار بیانجامد که در این مطالعه به دلیل اجتناب از این خطا از روش FAVAR استفاده شده است.

۴- معرفی داده‌ها و روش تحقیق

همان‌طور که پیشتر نیز ذکر شد، هدف از این مطالعه بررسی و شناخت عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که بدین منظور جهت بررسی رفتار رمه‌ای از مقیاس تفصیلی رفتار رمه‌ای هوانگ و سالمون^۱ (۲۰۰۴) استفاده می‌شود (توضیح کامل نحوه استخراج رفتار رمه‌ای در پیوست آمده است) که یک روش ناپارامتریک بوده و بر اساس تغییرات ریسک سیستماتیک انجام می‌شود. برای محاسبه رفتار رمه‌ای در بازار سهام، از اطلاعات ۳۸۹ شرکت بورسی استفاده شده است. البته با توجه به طولانی بودن بازه مورد بررسی در این تحقیق و عرضه نشدن برخی از شرکت‌ها در بورس در سال‌های ابتدایی دوره، تعداد شرکت‌ها طی زمان متغیر بوده و در هر دوره، رفتار رمه‌ای بر اساس اطلاعات موجود محاسبه شده است.

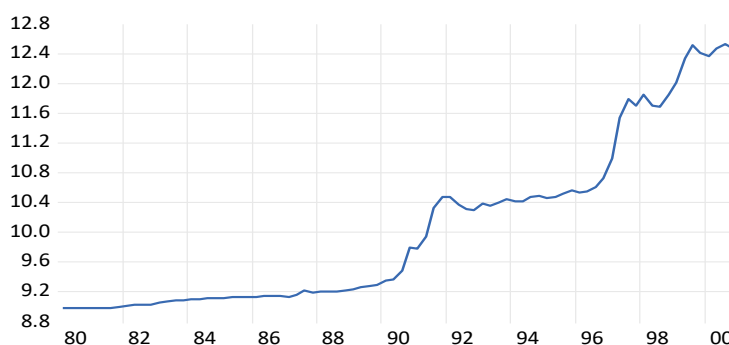
همچنین، جهت تخمین مدل روش خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته عاملی (FAVAR) به کار گرفته شده است. در مدل اصلی تحقیق که بر اساس مدل FAVAR تنظیم شده، متغیر نرخ ارز به‌عنوان متغیر درون‌زای مشاهده شده (همان بردار Y_t) و از حدود ۶۱ متغیر دیگر (شامل متغیرهای مربوط به بازار سهام، بازار ارز، متغیرهای پولی و اعتباری و چندین متغیر کلان) برای ساخت عامل‌ها (همان بردار F_t) استفاده شده است. از آنجایی که در مدل FAVAR، تلاش بر این است که یک مدل جامع برای اقتصاد در نظر گرفته و از تمامی اطلاعات مربوط به بخش‌های مختلف اقتصاد استفاده شود، رویکرد انتخاب متغیرها به این شکل بوده که اولاً از همه بخش‌های اقتصاد، متغیر یا متغیرهایی به‌عنوان نماینده در مدل وارد شود و ثانیاً این متغیرها بهترین نماینده برای بخش مورد نظر باشند. همچنین در انتخاب متغیرها، محدودیت‌هایی در خصوص وجود داده‌های فصلی در دوره مورد بررسی، سبب شده تا از همه متغیرهای موجود استفاده نشود و صرفاً به ۶۲ متغیر اصلی بسنده شود. همچنین در این مطالعه، بر مبنای مدل FAVAR ساخته شده، برای ارزیابی رابطه بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس بهره گرفته شده است. لازم به ذکر است که جامعه مورد بررسی مورد مطالعه در این تحقیق، بورس اوراق بهادار تهران است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق نیز، داده‌های فصلی در بازه سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ می‌باشد (توضیح کامل مدل در پیوست آمده است).

۵- نتایج پژوهش

پیش از پرداختن به نتایج اصلی، در این قسمت توضیحاتی در خصوص روند متغیرهای اصلی پژوهش طی دوره مورد بررسی ارائه می‌شود. نمودار ۱، روند لگاریتم نرخ ارز اسمی را در بازه فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل آخر سال ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. نمودار لگاریتمی کمک می‌کند تا

بتوانیم درصد تغییرات متغیر را به راحتی تشخیص دهیم. هر یک واحد تغییر در نمودار لگاریتمی، معادل ۱۰۰ درصد تغییر در متغیر است. همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، تغییرات نرخ ارز در ایران در برخی از دوره‌ها به شدت زیاد بوده و در برخی دوره‌های دیگر، تقریباً روند ثابتی داشته است. به نظر می‌رسد که تغییرات این متغیر در اقتصاد ایران ارتباط عمیقی با درآمدهای نفتی داشته باشد. با افزایش درآمدهای نفتی از سال ۱۳۷۸، دولت تصمیم گرفته که سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز را که در سال ۱۳۷۲ برای اولین بار اجرا شده و در دسترسی به اهداف ناکام بوده است، برای بار دوم اجرا کند و در سال ۱۳۸۱، یکسان‌سازی را دوباره در دستور کار خود قرار داده است. پس از این سال، درآمدهای نفتی به شدت افزایش پیدا کرده و دولت کنترل کاملی بر بازار ارز داشته است. این موضوع سبب شده است تا نرخ ارز اسمی تا سال ۱۳۸۹ تغییر چندانی نداشته باشد. با اوج‌گیری تنش‌ها میان ایران و ایالات متحده آمریکا و وضع تحریم‌ها علیه ایران، درآمدهای نفتی ایران و منابع ارزی کشور به شدت افت کرده و نرخ ارز اسمی دوباره با افزایش قابل ملاحظه‌ای روبرو شده، به طوری که از حدود ۱۰،۶۰۱ ریال در سال ۱۳۸۹ به ۲۶،۰۵۹ ریال در سال ۱۳۹۱ رسید. پس از روی کار آمدن دولت روحانی و به نتیجه رسیدن مذاکرات هسته‌ای، بازار ارز در یک وضعیت باثبات قرار گرفته و تا اواخر سال ۱۳۹۶ افزایش جزئی را تجربه کرده است. از اواخر سال ۱۳۹۶ و به دنبال خارج شدن ایالات متحده آمریکا از برجام، دوباره در دو مرحله نرخ ارز، افزایش زیادی را به خود دیده است مرحله اول، از دی‌ماه سال ۱۳۹۶ تا اسفندماه ۱۳۹۷ بوده و مرحله دوم نیز از اسفندماه سال ۱۳۹۸ شروع شده و تا آذرماه سال ۱۳۹۹ ادامه داشته است. با نگاهی به نمودار به راحتی می‌توان متوجه شد که شوک اخیر که در بازار ارز (از سال ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹) شاهد بوده‌ایم، بزرگ‌ترین شوک ارزی از سال ۱۳۷۲ بوده است.

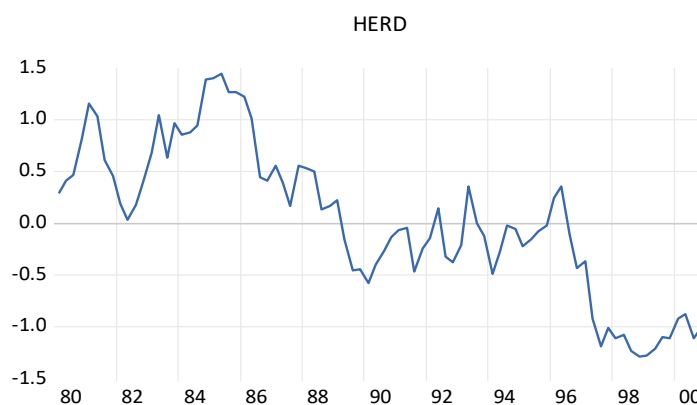
LEX



نمودار ۱. روند لگاریتم نرخ ارز اسمی

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

نمودار ۲ نیز روند متغیر رفتار رمه‌ای است که با استفاده از روش هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) که در بخش روش‌شناسی به آن پرداخته شده، محاسبه شده است. همان‌طور که در این نمودار مشخص است، در دهه ۱۳۸۰، مقدار شاخص رفتار رمه‌ای در ناحیه مثبت است و با ورود به دهه ۱۳۹۰، شاخص رفتار رمه‌ای وارد ناحیه منفی شده و در اغلب دوره‌ها در این ناحیه باقی مانده است. باید توجه داشت که تفسیر شاخص استخراج شده به این شکل است که هرچقدر مقدار این شاخص افزایش یابد، به معنی کاهش رفتار رمه‌ای و کاهش آن به معنی افزایش رفتار رمه‌ای است. این موضوع به نحوه محاسبه این شاخص بر می‌گردد. نمودار ۲، روند متغیر H_{mt} را نشان می‌دهد که با فرمول $H_{mt} = (1 - h_{mt})$ محاسبه شده است. در این رابطه، h_{mt} مقدار رفتار رمه‌ای می‌باشد. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، تا سال ۱۳۹۰، با وجود افت و خیزهایی که در رفتار رمه‌ای مشاهده می‌شود، اما مقدار آن در مقایسه با سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ همچنان در سطح پایینی قرار دارد.

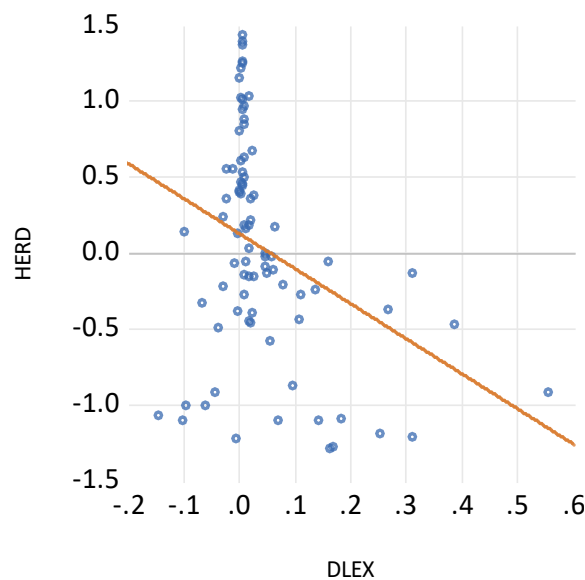


نمودار ۲. روند متغیر رفتار رمه‌ای
منبع: یافته‌های پژوهش.

نمودار ۲ حاکی از آن است که وقوع بحران در اقتصاد ایران طی دهه گذشته موجب تشدید رفتار رمه‌ای شده است. این همان رفتاری است که مورد انتظار است. وقوع بحران در اقتصاد یا بازارها سبب می‌شود که افراد نتوانند ارزیابی دقیقی از شرایط پیش رو داشته باشند و به همین دلیل، اطلاعات خصوصی خود را کنار گذاشته و تصمیمات سایر افراد و جمع را ملاک رفتار خود قرار می‌دهند (کرستی و هوانگ، ۱۹۹۵). نکته جالب توجه این است که در دور دوم تحریم‌ها مقدار شاخص محاسبه شده به پایین‌ترین مقدار تاریخی خود رسیده است که نشان می‌دهد در این دوره، شدت رفتار رمه‌ای به مراتب قوی‌تر از دور اول بوده است. شاید بخشی از این پدیده به

این مسئله مربوط باشد که فعالان اقتصادی، تجربیات دور اول تحریم‌ها را به خاطر داشته و در دور دوم تحریم‌ها بدون اینکه به ارزیابی شرایط جدید بپردازند، ترجیح داده‌اند که تنها با تکیه بر تجربه قبلی و واکنش سایر فعالان اقتصادی، به شرایط تحریمی جدید واکنش نشان دهند. این موضوع نیز سبب شده تا از اواخر سال ۱۳۹۶ که دور دوم تحریم‌ها آغاز شده است، هماهنگی بیش از حد فعالان اقتصادی و رفتار رمه‌ای بیشتر در بازار مشاهده شود.

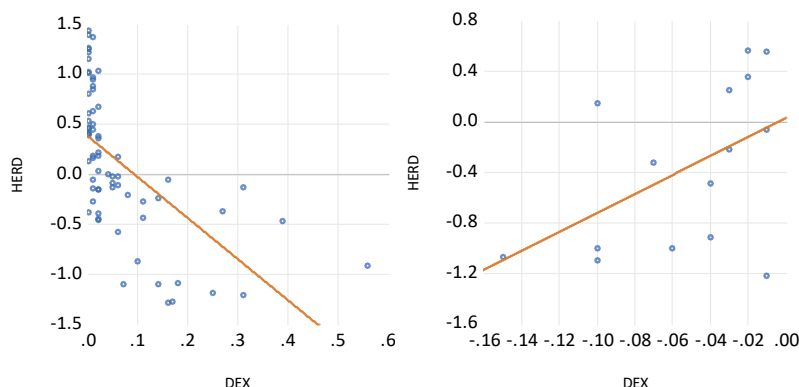
حال باید دید که نرخ ارز که عامل شروع بحران در اقتصاد ایران بوده تا چه اندازه در وقوع چنین رفتاری در بازار سهام نقش داشته است. برای ارزیابی اثر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در نمودار ۳، رابطه بین نرخ ارز و رفتار تقلیدگونه که بر اساس روش هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) استخراج شده، در قالب یک نمودار پراکنش و خط رگرسیونی بین این دو متغیر آمده است. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، یک رابطه منفی بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای وجود دارد. البته باید توجه داشت که زمانی که متغیر رفتار تقلیدگونه افزایش می‌یابد به معنی افزایش انحراف معیار بین مقطعی ضریب بتای بازدهی سهام بازار یا کاهش رفتار تقلیدگونه است و زمانی که متغیر رفتار تقلیدگونه کاهش می‌یابد، عکس حالت فوق اتفاق افتاده و رفتار تقلیدگونه افزایش می‌یابد، بنابراین باید در تفسیر متغیر رفتار تقلیدگونه محاسبه شده دقت لازم را داشت. بنابراین آنچه در نمودار ۳ آمده است، حاکی از رابطه مثبت بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای می‌باشد. به عبارت دیگر، رفتار رمه‌ای در نتیجه افزایش در نرخ ارز افزایش پیدا می‌کند.



نمودار ۳. رابطه بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای

منبع: یافته‌های پژوهش.

البته با نگاه دقیق‌تر و بررسی بیشتر، جزئیات دقیق‌تری از رابطه بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای بر اساس نمودار فوق مشخص می‌شود. زمانی که نرخ ارز، دارای تغییرات منفی است یا به عبارت دیگر، زمانی که نرخ ارز کاهش می‌یابد، رابطه بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای تبدیل به یک رابطه منفی می‌شود. به عبارت دیگر، هر اندازه که نرخ ارز کاهش بیشتری داشته باشد، رفتار رمه‌ای نیز افزایش بیشتری را از خود نشان می‌دهد (نمودار ۴).



نمودار ۴: رابطه بین نرخ ارز و رفتار رمه‌ای با تفکیک نمونه بر اساس تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز
منبع: یافته‌های پژوهش.

نتیجه به دست آمده جالب توجه است و نشان می‌دهد که نرخ ارز، هم زمانی که تغییرات بزرگ مثبت دارد و هم در مواقعی که شاهد کاهش شدید نرخ ارز هستیم، افزایش رفتار رمه‌ای را به همراه دارد.

باید توجه داشت که تحلیل همبستگی و رگرسیون تک متغیره، در اقتصادی که دارای پیچیدگی‌های فراوانی است، نمی‌تواند معیار مناسبی برای ارزیابی رابطه بین متغیرها باشد، زیرا اولاً رابطه علی معلولی را مشخص نمی‌کند و ثانیاً از مسأله خطای تصریح رنج می‌برد، بنابراین آنچه در بالا آورده شد، تنها ارائه شواهدی مبنی بر احتمال اثرگذار بودن نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام است. همان‌طور که در بخش روش‌شناسی تحقیق به آن اشاره شده است، در این مطالعه برای ارزیابی اثر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای از روش FAVAR استفاده می‌شود. همان‌طور که در بخش‌های پیشین عنوان شده، مزیت اصلی این روش، استفاده از اطلاعات موجود در تمام بخش‌های اقتصاد و کاهش خطای تصریح است که نتیجه آن، حصول نتایج دقیق‌تر نسبت به سایر روش‌ها می‌باشد. از سوی دیگر، در تحلیل بالا، زمانی که تغییرات نرخ ارز به تغییرات مثبت و منفی تفکیک می‌شود، تعداد مشاهدات در سمت تغییرات منفی کم بوده و از این رو، به دلیل مشکل درجه آزادی نمی‌توان از صحت کامل نتایج مطمئن بود و بررسی‌های دقیق‌تر و بیشتر نیاز است.

به عنوان اولین بخش از مطالعات سری زمانی، ابتدا باید ایستایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گیرد، تحلیل‌های مبتنی بر رویکرد FAVAR (توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس) در حالتی قابل استفاده هستند که متغیرهای تحقیق ایستا باشند، در صورتی که متغیری ایستا نباشد، لازم است تا ابتدا با استفاده از تفاضل‌گیری (به تعداد لازم) به یک متغیر ایستا تبدیل شود

و سپس در چارچوب این مدل مورد استفاده قرار گیرد. همان‌طور که در بخش روش‌شناسی تحقیق به آن اشاره شده، در این تحقیق از اطلاعات موجود در ۶۲ متغیر اصلی اقتصاد ایران و جهان که بر بورس اوراق بهادار تهران اثرگذار هستند استفاده شده است. به دلیل تعداد زیاد این متغیرها، خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد و تبدیلاتی که روی متغیرها انجام شده در جدول ۱ پیوست ارائه شده است. برای انجام آزمون ریشه واحد از چهار آزمون ADF، PP، KPSS و HEGY استفاده شده و نتیجه نهایی در این جدول آمده است.

پس از انجام تعدیل‌های لازم روی متغیرهای تحقیق برای ایستا کردن آنها، در مرحله بعدی ضروری است تا پیش از ورود متغیرها به مدل FAVAR، نرمال‌سازی شوند. برای این منظور، همه متغیرها ابتدا انحراف از میانگین برایشان محاسبه شده و سپس بر انحراف معیار تقسیم شده‌اند تا هر گونه اثر مقیاس از بین رفته و فاکتورهای استخراج شده، تحت تأثیر مقیاس متغیرها قرار نگیرند.

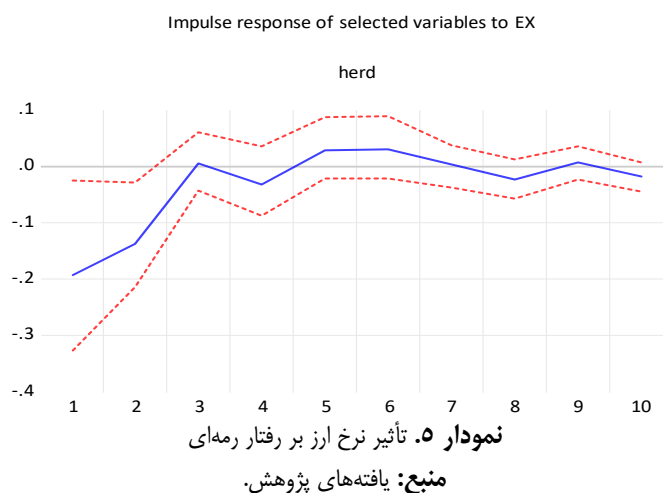
در تخمین مدل FAVAR، چندین عامل می‌تواند نتیجه برآورد مدل را تحت تأثیر قرار دهد. اولین عامل، تعداد فاکتورهای استخراج شده و دومی تعداد وقفه‌های مدل است. گرچه روش استاندارد برای مدل FAVAR جهت تعیین تعداد فاکتورهای مدل وجود ندارد، اما می‌توان از روش‌هایی مانند روش بای و ان‌جی^۱ (۲۰۰۲) و روش آن و هورنشتین^۲ (۲۰۱۳) ایده‌هایی را در این خصوص به‌دست آورد. این مدل‌ها، برای مدل FAVAR طراحی نشده‌اند و یک رویکرد عمومی هستند که در مدل‌های تحلیل عاملی از آنها استفاده می‌شود، اما در اینجا نیز می‌توان از آنها بهره گرفت، زیرا مرحله اول در تخمین مدل FAVAR، تعیین تعداد عامل‌ها و برآورد آنها است. البته برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) تأکید می‌کنند که نباید نتایج حاصل از این روش‌ها را به‌عنوان ملاک قطعی برای تعیین تعداد عامل‌ها قرار داد و تعداد عامل‌ها باید به گونه‌ای تعیین شود که نتایج حاصل از برآورد مدل بیشترین همخوانی را با تئوری داشته باشد. روش آن و هورنشتین (۲۰۱۳) رویکرد جدیدتری نسبت به روش بای و ان‌جی (۲۰۰۲) بوده و مزیت اصلی آن این است که برخلاف روش بای و ان‌جی، نسبت به حداکثر تعداد فاکتورها حساس نیست. نتایج به‌دست آمده از این دو روش، نشان می‌دهد که بر اساس روش بای و ان‌جی (۲۰۰۲) تعداد ۵ فاکتور برای به‌دست آوردن ساختار کلی داده‌ها مناسب بوده و بر اساس روش آن و هورنشتین (۲۰۱۳) صرفاً لحاظ کردن ۲ فاکتور کفایت می‌کند. با توجه به اینکه هیچ یک از دو رویکرد نمی‌توانند معیار دقیقی را برای تعداد فاکتورهای مدل FAVAR ارائه دهند، در ادامه ابتدا مدل با

1. Bai and NG

2. Ahn and Horenstein

دو فاکتور تخمین زده شده و سپس به تعداد فاکتورها اضافه می‌شود تا اثر نهایی اضافه کردن فاکتور جدید (اطلاعات اضافی) به مدل مورد ارزیابی قرار گیرد.

در مدلهایی که در ادامه برآورد شده و نتایج آن گزارش شده، جهت تعیین تعداد وقفه‌های مناسب برای مدل، از آماره‌های اطلاعاتی آکاییک و شوارتز استفاده شده است. وقفه به نحوی انتخاب شده است که مدل فروض کلاسیک مرتبط با جملات خطا را تأمین کند. بر این اساس، وقفه‌ای که در ملاحظات فوق صدق می‌کرد، عدد ۴ بوده است. نمودار ۵، پاسخ رفتار رهمه‌ای را به شوک وارد شده به نرخ ارز را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، پاسخ رفتار رهمه‌ای به شوک وارد شده، منفی و معنی‌دار است. همان‌طور که پیشتر نیز عنوان شد، در تفسیر اثر متغیر نرخ ارز بر رفتار رهمه‌ای استخراج شده باید دقت لازم صورت گیرد. شاخص رفتار رهمه‌ای استخراج شده در حقیقت عکس شدت رفتار رهمه‌ای موجود در بازار است، بنابراین پاسخ منفی که در این نمودار مشاهده می‌شود، به معنی اثرگذاری مثبت نرخ ارز بر رفتار رهمه‌ای در بازار سهام است. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، حداقل تا دو دوره بعد از وقوع شوک، رفتار رهمه‌ای همچنان تحت تأثیر شوک وارد شده بر نرخ ارز قرار می‌گیرد و پاسخ معنی‌دار به آن نشان می‌دهد.



نتایج تجزیه واریانس متغیر رفتار رهمه‌ای نیز در جدول ۲ آمده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، متغیر نرخ ارز قادر بوده تا حدود ۶/۸ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی متغیر رفتار رهمه‌ای بازار سهام را توضیح دهد. شاید این عدد در نگاه اول کمی پایین به نظر برسد، اما با توجه به پیچیده بودن ماهیت متغیر رفتار رهمه‌ای و ارتباط مستقیم آن با عوامل رفتاری

سرمایه‌گذاران، می‌توان آن را عدد قابل توجهی به‌شمار آورد. در مطالعات مشابهی مانند مطالعه کروکید و همکاران (۲۰۲۰) محققان به اعداد مشابه و حتی پایین‌تری دست پیدا کرده‌اند و با توجه به ماهیت رفتار رمه‌ای آن را قابل توجه قلمداد کرده‌اند. ستون دوم این جدول نیز، قدرت توضیح دهنده‌گی بردار $h_t = (f'_t, Y'_t)'$ را در توضیح تغییرات رفتار رمه‌ای نشان می‌دهد.

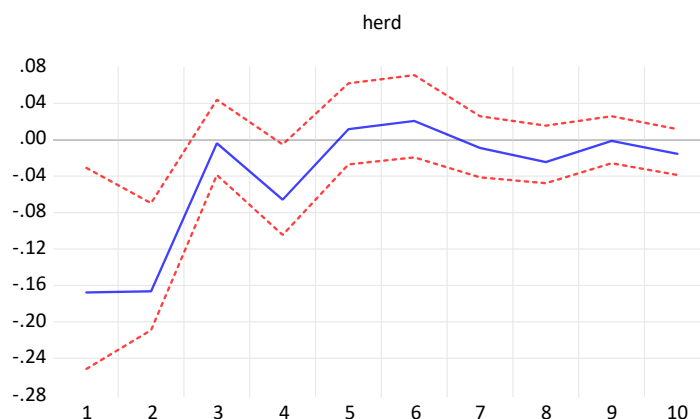
جدول ۲. نتایج تجزیه واریانس متغیر رفتار رمه‌ای

متغیر	سهم متغیر نرخ ارز از واریانس خطای پیش‌بینی	R^2
HERD	۰/۰۶۸	۰/۰۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایجی که در بالا ارائه شد، خروجی مدلی است که در آن بر اساس نتایج آزمون آن و هرشتین (۲۰۱۳) دو عامل در مدل در نظر گرفته شده است، اما نتایج رویکرد بای و ان‌جی (۲۰۰۲) نشان‌دهنده لزوم لحاظ ۵ عامل در مدل هست. در این راستا و برای تحلیل حساسیت مدل به تعداد عامل‌ها همانند برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) یک عامل دیگر به مدل اضافه شده و نتایج توابع واکنش آنی با حالت قبلی مقایسه می‌شود، در صورتی که نتایج دارای تغییر زیاد باشد، به این معنی است که فاکتور جدید وارد شده به مدل حاوی اطلاعات جدیدی از ساختار اقتصاد می‌باشد که لازم است وارد مدل شود. نتایج توابع واکنش آنی برای حالتی که سه عامل در مدل لحاظ شده در نمودار ۵ آمده است. همان‌طور که در نمودار ۵ مشاهده می‌شود، تفاوت محسوسی بین نتایج حاصل شده در این حالت با حالت دو عاملی مشاهده نمی‌شود و همچنان نرخ ارز اثر مثبت خود را بر رفتار رمه‌ای به جای می‌گذارد. این اثرات در دوره اول و دوم و همچنین دوره چهارم پس از وقوع شوک نرخ ارز به‌صورت معنی‌دار در نمودار ۶ قابل مشاهده می‌باشد.

Impulse response of selected variables to EX



نمودار ۶. تأثیر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای

منبع: یافته‌های پژوهش.

وارد کردن فاکتور جدید به مدل کمی به قدرت توضیح‌دهندگی مدل در خصوص رفتار رمه‌ای افزوده و ضریب تعیین از ۹/۷ درصد به حدود ۱۲/۶ درصد رسیده است. همچنین ورود عامل جدید سبب شده است تا نرخ ارز بخش بیشتری از واریانس خطای پیش‌بینی متغیر رفتار رمه‌ای بازار سهام را توضیح دهد.

جدول ۳. نتایج تجزیه واریانس متغیر رفتار رمه‌ای

متغیر	سهم متغیر نرخ ارز از واریانس خطای پیش‌بینی	R ²
HERD	۰/۰۷۶	۰/۱۲۶

منبع: یافته‌های پژوهش.

همچنین نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که علاوه بر متغیر نرخ ارز که مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر رفتار رمه‌ای است، متغیرهای سیاست پولی (رشد نقدینگی) با حدود ۳ درصد قدرت توضیح‌دهندگی و درآمدهای نفتی با حدود ۱/۵ درصد، دیگر عوامل اثرگذار بر رفتار رمه‌ای در دوره مورد بررسی این پژوهش بوده‌اند.

۶- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران بوده است. در این راستا از داده‌های اقتصاد ایران در بازه فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل آخر سال ۱۴۰۰ استفاده شده و در قالب مدل FAVAR به بررسی رابطه این دو متغیر پرداخته شده است. از آنجایی که متغیر رفتار رمه‌ای یک متغیر غیرقابل مشاهده است، ابتدا این متغیر با استفاده از روش هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) کمی‌سازی شده و سپس در قالب یک مدل ۶۲ متغیره که شامل متغیرهای اصلی اقتصاد ایران و جهان بوده، اثر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای بازار سهام مورد ارزیابی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نشان داده که نرخ ارز جزو عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام بوده و تأثیر مثبت بر رفتار رمه‌ای داشته است و می‌تواند سبب تقویت رفتار رمه‌ای در بازار سهام شود. البته با توجه به ساختار اقتصاد ایران این نتیجه دور از انتظار نبوده است. نرخ ارز مهم‌ترین عامل در شکل‌گیری انتظارات تورمی در اقتصاد ایران است و طبیعتاً تغییرات در این متغیر می‌تواند بخش وسیعی از بازارهای اقتصاد داخلی را تحت تأثیر قرار دهد. برخلاف سایر کشورها که نرخ ارز تنها بخش قابل تجارت را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به دلیل نقش لنگر اسمی که در اقتصاد ایران برای نرخ ارز وجود دارد، وقوع تغییرات بزرگ در این بازار می‌تواند اثر قابل توجهی در همه بازارها حتی بخش غیرقابل تجارت داشته باشد. البته این تنها کانالی نیست که نرخ ارز می‌تواند بر بازار سهام اثرگذار باشد و از کانال‌های دیگری که در بخش مبانی نظری به آن اشاره شده است، این بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

همه فعالان بازار سهام و عوامل اقتصادی، روند نرخ ارز و تغییرات آن را به‌صورت مداوم رصد می‌کنند و هر گونه تغییر در این متغیر به سرعت در رفتار همه سرمایه‌گذاران نمود پیدا می‌کند، در صورتی که ارزیابی همه سرمایه‌گذاران از تأثیر نرخ ارز بر بازار سهام در یک جهت باشد، حتی اگر قصد کپی‌برداری از رفتار دیگران را نداشته باشند، خود این موضوع سبب رفتار یکسان همه فعالان بازار خواهد شد و اتفاقی مشابه با رفتار رمه‌ای رخ خواهد داد که در آن همه در یک جهت رفتار می‌کنند. از سوی دیگر، زمانی که تغییرات نرخ ارز محسوس باشد، ارزیابی دقیق شدت تأثیرات آن بر سایر بازارها دشوار خواهد بود و سرمایه‌گذاران به دلیل شرایط بحرانی پیش آمده تلاش خواهند کرد تا بهترین تصمیم را اتخاذ کنند، اما به این دلیل که تحلیل دقیق شدت اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر بازارها برای بسیاری از سرمایه‌گذاران مشخص نیست، ترجیح خواهند داد که همانند سایرین رفتار کنند و اقدام به رفتار رمه‌ای خواهند کرد.

نتایج به‌دست آمده در این پژوهش می‌تواند دلالت‌های سیاستی مهمی را برای سیاست‌گذاران به همراه داشته باشد. سیاست‌گذار اقتصادی، به ویژه سیاست‌گذار پولی و ارزی

باید توجه داشته باشد که هرگونه تغییرات در نرخ ارز، به خصوص تغییرات بزرگ در آن می‌تواند محرکی برای شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام باشد. وقوع رفتار رمه‌ای در بازار سهام در ظاهر ممکن است که مشکل چندانی برای اقتصاد به شمار نیاید، اما از آنجایی که پیامد رفتار رمه‌ای وقوع حباب (اعم از حباب مثبت یا منفی) در بازار سهام است و شکل‌گیری و فروپاشی حباب‌ها از طریق مکانیزم اثر ثروت و... دارای اثرات حقیقی بر اقتصاد هستند، نمی‌توان آن را نادیده گرفت، بنابراین سیاست‌گذار اقتصادی در اتخاذ سیاست‌های پولی و ارزی خود می‌بایست دقت لازم را داشته باشد، زیرا هرگونه سیاستی که منجر به کاهش ارزش پول شود، می‌تواند رفتار رمه‌ای در بازار سهام را به دنبال داشته باشد.

۷- پیوست

روش کمی‌سازی رفتار رمه‌ای

در این پژوهش، برای محاسبه رفتار رمه‌ای و همچنین کمی‌سازی آن از رویکردی که توسط هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) ارائه شده است، استفاده می‌شود. هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) معتقدند زمانی که بازار سهام در تعادل است و هیچ‌گونه رفتار رمه‌ای یا اختلال دیگری در بازار مشاهده نمی‌شود، تئوری CAPM برقرار خواهد بود. بر اساس تئوری ارائه شده توسط هوانگ و سالمون (۲۰۰۴)، در وضعیت تعادلی یک رابطه بین بازده هر سهم و بازده بازار به شکل معادله ۱ وجود خواهد داشت:

$$E_t(r_{it}) = \beta_{imt} E_t(r_{mt}) \quad (1)$$

که در آن r_{it} بازده سهم i در دوره t و r_{mt} بازده بازار در دوره t است. β_{imt} نیز معیار ریسک سیستماتیک می‌باشد. $E_t(r_{mt})$ نیز بیانگر انتظارات شرطی بر اساس اطلاعات تا دوره t است. بر اساس مدل CAPM استاندارد β_{imt} در طول زمان ثابت است و تغییر نمی‌کند، اما شواهد زیادی وجود دارد که حاکی از تغییر β_{imt} در طی زمان است (هاروی^۱، ۱۹۸۹؛ فرسون^۲ و هاروی، ۱۹۹۱؛ فرسون و کوراجسزیک^۳، ۱۹۹۵). یکی از مهم‌ترین دلایلی که سبب تغییر در ضریب β_{imt} در طی زمان می‌شود، وقوع رفتار رمه‌ای در بازار و دور شدن بازار از تعادل عقلایی آن است. زمانی که رفتار رمه‌ای در بازار مشاهده می‌شود، دیگر، رابطه تعادلی که در معادله ۱ آمده است، برقرار نخواهد بود و هم ضریب بتا و هم نرخ بازدهی مورد انتظار سهام، تورش‌دار

1. Harvey

2. Ferson and Harvey

3. Ferson and Korajczyk

خواهند بود. بر این اساس، به جای رابطه تعادلی ۱ با یک رابطه دیگر مانند رابطه ۲ روبرو خواهیم بود.

$$\frac{E_t^b(r_{it})}{E_t(r_{mt})} = \beta_{imt}^b = \beta_{imt} - h_{mt}(\beta_{imt} - 1) \quad (2)$$

که در آن $E_t^b(r_{it})$ و β_{imt}^b به ترتیب نشان‌دهنده انتظارات شرطی تورش‌دار بازار نسبت به بازدهی سهام i و بتای تورش‌دار سهم i در دوره t می‌باشد. همچنین در این معادله، متغیر h_{mt} یک متغیر پنهان است که نشان‌دهنده میزان رفتار رمه‌ای در بازار سهام می‌باشد. زمانی که h_{mt} برابر صفر است، هیچ تورشی وجود نخواهد داشت و مقدار بتا، برابر با مقدار بتا در حالت تعادلی خواهد بود. یک حالت حدی دیگر نیز این است که h_{mt} برابر یک باشد. در این صورت، بتای تورش‌دار برابر یک خواهد بود و نتیجه این است که تصمیم‌گیری در خصوص قیمت یک سهام، دقیقاً بر اساس بازدهی بازار صورت می‌گیرد و یک تناظر یک به یک بین بازدهی بازار و بازدهی سهم وجود دارد.

بر این اساس، به نظر می‌رسد که می‌توان رفتار رمه‌ای را بر اساس متغیر h_{mt} اندازه‌گیری کرد. اما از آنجایی که در معادله ۲، h_{mt} یک متغیر پنهان بوده و همچنین β_{imt} نیز غیرقابل مشاهده است (آنچه مشاهده می‌شود، بتای تورش‌دار است و نه بتای تعادلی)، به راحتی نمی‌توان شدت رفتار رمه‌ای را اندازه‌گیری کرد.

از آنجایی که رفتار رمه‌ای مربوط به کل بازار بوده و یک پدیده منحصر به یک سهم خاص نیست و در حقیقت، یک ویژگی مربوط به کلیت بازار است، فرض می‌شود که رابطه ۲ برای کل بازار برقرار باشد و بر این اساس، رفتار رمه‌ای بر اساس تمامی سهام بازار محاسبه می‌شود و نه با تکیه بر یک سهم خاص.

از آنجایی که میانگین بین مقطعی (بین سهم‌های مختلف) β_{imt}^b همواره برابر یک است، می‌توان انحراف معیار β_{imt}^b را به صورت زیر تعریف کرد:

$$\begin{aligned} Std_c(\beta_{imt}^b) &= \sqrt{E_c\left(\left(\beta_{imt} - h_{mt}(\beta_{imt} - 1) - 1\right)^2\right)} \\ &= \sqrt{E_c\left(\left(\beta_{imt} - 1\right)^2\right)}(1 - h_{mt}) = Std_c(\beta_{imt})(1 - h_{mt}) \end{aligned} \quad (3)$$

که در آن E_c و Std_c به ترتیب، انتظارات و انحراف معیار بین مقطعی است. در معادله بالا، انحراف معیار بتای تورش‌دار، از دو جزء تشکیل شده است، جزء اول، $Std_c(\beta_{imt})$ انحراف معیار بتا در وضعیت تعادلی و جزء دوم نیز $(1 - h_{mt})$ معیار رفتار رمه‌ای می‌باشد.

برای اینکه بتوان h_{mt} را از معادله ۳ استخراج کرد، ابتدا از معادله ۳، لگاریتم گرفته می‌شود:

$$\log[Std_c(\beta_{imt}^b)] = \log[Std_c(\beta_{imt})] + \log(1 - h_{mt}) \quad (4)$$

از آنجایی که عمده تغییری که طی زمان در ضریب بتا در معادله ۱ ایجاد می‌شود، ناشی از رفتار رهمه‌ای است و بتای تعادلی معمولاً بعید است که به راحتی تغییر پیدا کند، انتظار می‌رود که انحراف معیار بین مقطعی بتای تعادلی، $Std_c(\beta_{imt})$ ، طی زمان ثابت بوده و یا به صورت تصادفی با تغییرات جزئی همراه باشد. بر این اساس، انحراف معیار بتای تعادلی را می‌توان به صورت مجموع یک جزء ثابت و یک جزء تصادفی نوشت:

$$\log[Std_c(\beta_{imt})] = \mu_m + v_{mt}$$
 که در آن $\mu_m = E[\log[Std_c(\beta_{imt})]]$ بوده و $v_{mt} \sim iid(0, \sigma_{mv}^2)$ است، بر این اساس، معادله ۴ را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\log[Std_c(\beta_{imt}^b)] = \mu_m + v_{mt} + H_{mt}$$
 که در آن $H_{mt} = (1 - h_{mt})$ است. H_{mt} همان متغیری است که نماینده رفتار رهمه‌ای می‌باشد. فرض می‌شود که این متغیر از یک فرآیند پویا مانند یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند. بر این اساس، می‌توان نوشت:

$$\log[Std_c(\beta_{imt}^b)] = \mu_m + v_{mt} + H_{mt}$$

$$H_{mt} = \phi_m H_{mt-1} + \eta_{mt} \quad (5)$$

که در آن، $\eta_{mt} \sim iid(0, \sigma_{m\eta}^2)$ است. معادله ۵، تصریح استاندارد یک مدل فضای حالت^۱ است و به راحتی می‌توان آن را بر اساس روش فیلتر کالمن^۲ برآورد کرد (هوانگ و سالمون، ۲۰۰۴).

روش FAVAR و مدل اصلی پژوهش

پس از کمی‌سازی متغیر رفتار رهمه‌ای و اندازه‌گیری مقدار آن در هر دوره زمانی، رابطه بین نرخ ارز و رفتار رهمه‌ای با استفاده از مدل FAVAR مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در این روش که توسط برنانکه^۳ و همکاران (۲۰۰۵) توسعه داده شده است، از پایگاه داده بزرگی که شامل تعداد زیادی از متغیرهای سری زمانی یک اقتصاد است، استفاده شده و یک سری عامل‌ها که نماینده متغیرهای اصلی یک اقتصاد هستند، ساخته شده و سپس به مدل خود توضیح برداری اضافه می‌شود. در حقیقت، ایده اصلی FAVAR این است که به‌عنوان مثال، تولید ناخالص داخلی گرچه نماینده خوبی برای بخش حقیقی می‌باشد، اما بهترین نماینده برای این بخش نیست؛ چرا که

1. state space
2. Kalman filter
3. Bernanke

بخش حقیقی از چندین جنبه تشکیل شده است و تولید ناخالص داخلی حقیقی فقط یک جنبه از بخش حقیقی را نشان می‌دهد. در روش FAVAR برای برطرف کردن این موضوع، تعداد زیادی از متغیرها، مانند تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید، تولیدات صنعتی، بیکاری و ... ترکیب شده و سپس یک نماینده برای بخش حقیقی بر اساس متغیرهای مذکور ساخته شده و سپس وارد مدل خودتوضیح برداری می‌شود. در حقیقت، از این طریق، مسأله محدودیت تعداد متغیرهایی که می‌توانند وارد مدل VAR شوند برطرف شده است و در این مدل فقط از اطلاعات چند متغیر محدود استفاده نمی‌شود، بلکه تلاش می‌شود که از اطلاعات موجود در تمامی متغیرهای اقتصاد بهره‌برداری شود (بیلر و کافمن^۱، ۲۰۱۸).

فرض کنید که Y_t برداری از عوامل قابل مشاهده بوده و f_t نیز برداری از عوامل غیرقابل مشاهده است که هر دو دارای ابعاد کوچکی هستند (هر دو بردار از متغیرها را می‌توان در مدل VAR که محدودیت تعداد متغیر وجود دارد وارد کرد). در مدل FAVAR فرض می‌شود که هر دوی بردارهای Y_t و f_t از فرآیند VAR پیروی می‌کنند، به عبارت دیگر اگر $h_t = (f_t', Y_t')'$ باشد، h_t از یک فرآیند VAR(K) پیروی خواهد کرد، یا به عبارت دیگر به شکل زیر خواهد بود:

$$h_t = \Phi_1 h_{t-1} + \Phi_2 h_{t-2} + \dots + \Phi_K h_{t-K} + u_t \quad (6)$$

در مدل FAVAR همچنین فرض می‌شود که تعداد زیادی از متغیرهای قابل مشاهده وجود

دارد $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{Nt})'$ که دارای ابعاد $N \times 1$ می‌باشد و از طریق مدل عاملی زیر از h_t تأثیر می‌پذیرد:

$$z_t = \begin{bmatrix} \Lambda & \Gamma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t \\ Y_t \end{bmatrix} + e_t \quad (7)$$

که در آن، Λ و Γ ماتریس بارهای عاملی^۲ بوده و e_t جزء خطا است. معادله ۶ دقیقاً مشابه یک مدل خودتوضیح برداری استاندارد است. با این تفاوت که علاوه بر متغیرهای قابل مشاهده Y_t که در مدل VAR به صورت معمول وارد می‌شود، مدل شامل یک سری عوامل غیرقابل مشاهده f_t نیز می‌باشد. لحاظ کردن عوامل غیرقابل مشاهده در مدل FAVAR ضروری است، چون این عوامل، حاوی اطلاعات مهمی در خصوص برخی شوک‌های ساختاری شایان توجه برای اقتصاد هستند، که توسط هیچ متغیر کلان اقتصادی نمی‌توانست به خوبی در مدل وارد شود (برنانکه و همکاران، ۲۰۰۵).

1. Beyeler and Kaufamnn

2. factor loadings

معادله‌های ۶ و ۷، مدل اصلی این پژوهش را نشان می‌دهد. در این معادله، متغیر نرخ ارز به‌عنوان متغیر درون‌زای مشاهده شده (یا همان Y_t) و از حدود ۶۰ متغیر دیگر (شامل متغیرهای مربوط به بازار سهام، بازار ارز، متغیرهای پولی و اعتباری و چندین متغیر کلان) برای ساخت عامل‌ها (یا همان بردار f_t) استفاده شده است. همچنین برای ارزیابی رابطه بین نرخ ارز و رفتار رמה‌ای از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس بهره گرفته شده است. لازم به ذکر است که جامعه مورد بررسی مورد مطالعه در این پژوهش، بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش نیز، داده‌های فصلی در بازه سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ است.

نتایج آزمون ریشه واحد

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد و آمار توصیفی

متغیر	توضیحات	نتیجه آزمون ریشه واحد	میانگین	میانه	انحراف معیار
OILR	درآمدهای نفتی (میلیارد ریال)	L	۱۱/۱۷	۱۱/۱۷	۱/۱۷
M2	نقدینگی (میلیارد ریال)	D	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۳
M2R	نقدینگی حقیقی	D	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۴
MB	پایه پولی	D	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۷
EX	نرخ ارز (ریال)	D	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۱۱
GDP	تولید ناخالص داخلی حقیقی (میلیارد ریال)	D	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۱۲
VAGRI	ارزش افزوده گروه کشاورزی	D	-۰/۰۲	-۰/۵۷	۱/۷۰
VAOIL	ارزش افزوده گروه نفت و گاز	D	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۱
VINDM	ارزش افزوده گروه صنایع و معادن	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹
VMIN	ارزش افزوده استخراج معادن	D	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۱۰
VIND	ارزش افزوده صنعت (ساخت)	D	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۷
VELEC	ارزش افزوده تأمین برق، گاز و آب	D	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۶
VBUILD	ارزش افزوده ساختمان	D	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۲۳
VSERV	ارزش افزوده گروه خدمات	D	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۸
VWHOL	ارزش افزوده عمده فروشی، خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و...	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۷
VTRANS	ارزش افزوده حمل و نقل و انبارداری	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۷
VACCOM	ارزش افزوده فعالیت‌های مربوط به تأمین جا و غذا	D	-۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۱۰
VIT	ارزش افزوده اطلاعات و ارتباطات	D	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۷
VINS	ارزش افزوده فعالیت‌های مالی و بیمه	D	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۶
VHOUS	ارزش افزوده فعالیت‌های املاک و مستغلات	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۷
VSCIEN	ارزش افزوده فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی و فنی	D	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۱۲
VSUPP	ارزش افزوده فعالیت‌های اداری و خدمات پشتیبانی	D	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳
VPUBL	ارزش افزوده اداره عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی	D	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۲۷
VEDU	ارزش افزوده آموزش	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۴

متغیر	توضیحات	نتیجه آزمون ریشه واحد	میانگین	میان	انحراف معیار
VHEALTH	ارزش افزوده بهداشت و مددکاری اجتماعی	D	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۲۱
VART	ارزش افزوده هنر، سرگرمی، تفریح، ورزش و سایر فعالیت‌های خدماتی	D	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۷
VSERVP	ارزش افزوده خدمات عمومی	D	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۲۴
VSERNP	ارزش افزوده خدمات غیرعمومی (بجز مستغلات)	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۵
DSPI	درآمد قابل تصرف (میلیارد ریال)	D	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۱۶
IP	شاخص تولیدات صنعتی (۱۰۰=۱۳۹۵)	D	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۸
CUTIL	شاخص استفاده از ظرفیت اقتصاد (شکاف تولید به تولید بالقوه)	D	-۰/۲۰	-۰/۷۹	۳/۳۹
PC	مصرف بخش خصوصی (میلیارد ریال)	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۸
GC	مصرف بخش دولتی (میلیارد ریال)	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۷
GCF	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (میلیارد ریال)	D	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۲۳
GCFB	تشکیل سرمایه ثابت در ساختمان (میلیارد ریال)	D	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۲۹
GCFM	تشکیل سرمایه ثابت در ماشین آلات (میلیارد ریال)	D	۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۲۳
APOP	درصد جمعیت فعال	D	-۰/۰۵	-۰/۲۲	۰/۹۷
LAB	تعداد شاغلان کل اقتصاد	D	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۰۴
UNM	نرخ بیکاری	L	۱۱/۴۶	۱۱/۳۸	۱/۳۴
UNMM	نرخ بیکاری مردان	L	۹/۶۷	۹/۶۲	۱/۱۸
UNMW	نرخ بیکاری زنان	L	۱۸/۵۰	۱۸/۵۸	۱/۸۲
EXP	صادرات کالا و خدمات (میلیون دلار)	D	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۱۶
IMP	واردات کالا و خدمات (میلیون دلار)	D	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۱۷
CPI	شاخص قیمت مصرف کننده (۱۰۰=۱۳۹۵)	D	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۳
PPI	شاخص قیمت تولیدکننده (۱۰۰=۱۳۹۵)	D	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۵
GDPDEF	شاخص ضمنی تولید	D	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵
EXPPI	شاخص ضمنی صادرات	D	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۱۴
IMPPI	شاخص ضمنی واردات	D	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۱۳
WI	شاخص دستمزد نیروی کار	D	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۱۵
HP	قیمت مسکن تهران (هزار ریال به ازای هر متر مربع)	D	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۸
TEPIX	شاخص بازار سهام	D	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۱۶
GLD	قیمت سکه تمام بهار طرح جدید (هزار ریال)	D	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۱۲
WCPI	شاخص قیمت جهانی (CPI)	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰
COMDT	شاخص قیمت جهانی کالاهای پایه	D	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۱۰
COMDE	شاخص قیمت جهانی کالاهای انرژی	D	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۱۵
COMDN	شاخص قیمت جهانی کالاهای غیرانرژی	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۶
PWP_COMDA	شاخص قیمت جهانی کالاهای کشاورزی	D	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۶
COMDM	شاخص قیمت جهانی کالاهای فلزات و مواد معدنی	D	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۱
COMDP	شاخص قیمت جهانی کالاهای فلزات گرانبها	D	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۷

متغیر	توضیحات	نتیجه آزمون ریشه واحد	میانگین	میان	انحراف معیار
PETRO	شاخص قیمت جهانی محصولات پتروشیمی	D	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۲
HERD	شاخص رفتار رمه ای	L	-۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: L: ایستا در سطح / D: ایستا با یک بار تفاضل‌گیری.

منابع

۱. خداپرست شیرازی، جلیل، سیرانی، محمد و ابوالفتحی، سمیه (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر بروز رفتار جمعی بین سهامداران عادی بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)*، ۳(۱۱)، ۷۸-۱۰۷.
۲. رضاقلی‌زاده، مهدیه، یآوری، کاظم، سحابی، بهرام، و صالح‌آبادی، علی (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نوسانات دارایی‌های جایگزین سهام بر شاخص قیمت سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰(۱)، ۵۳-۷۶.
۳. زارع بهنمیری، محمد جواد و کشیری، لادن (۱۳۹۷). بررسی رابطه همزمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی): با تأکید بر نقش میانجی نقدشوندگی سهام. *حسابداری مالی*، ۱۰(۳۸)، ۲۲-۴۵.
۴. سبحانی ثابت، سید علی و صادقی، مهدی (۱۴۰۰). تحلیل تماتیک موضع‌گیری‌های مقامات پولی در بحران‌های ارزی: دلالت‌های شناختی در شکل‌گیری انتظارات. *مطالعات راهبردی بسیج*، ۲۴(۹۰)، ۷۸-۳۹.
۵. عرفانی، علیرضا؛ اسحاقی گرجی؛ مجید و آهنگر زنوزی، صمد (۱۴۰۰). اثرات تعاملی سیاست مالی و پولی و کنش‌های خانوار بر نرخ ارز (رهیافت TVP-FAVAR). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۶(۳)، ۵۸۷-۵۵۵.
6. Ahn, S. C., & Horenstein, A. R. (2013). Eigenvalue Ratio Test for the Number of Factors. *Econometrica*, 81(3), 1203-1227.
7. Alfarano, S., Lux, T., & Wagner, F. (2005). Estimation of Agent-Based Models: the Case of an Asymmetric Herding Model. *Computational Economics*, 26, 19-49.
8. Alfarano, S., Lux, T., & Wagner, F. (2008). Time Variation Of Higher Moments in a Financial Market with Heterogeneous Agents: an Analytical Approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(1), 101-136.
9. Alfarano, S., Milaković, M., & Raddant, M. (2013). A Note On Institutional Hierarchy and Volatility in Financial Markets. *The European Journal of Finance*, 19(6), 449-465.

10. Aliber, R. Z. (1970). A Theory of Direct Foreign Investment. *The International Corporation*, 12-36.
11. Asadi, G. H., Abdoh Tabrizi, H., & Farazmand, S. (2022). Exchange Rates, Gold Coin Prices, and Herding in the Stock Market. *Iranian Economic Review*, 26(2), 389-406.
12. Avery, C., & Zemsky, P. (1998). Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets. *American Economic Review*, 88(4), 724-748.
13. Bahmani-Oskooee, M. (1991). Is there a Long-Run Relation Between The Trade Balance and the Real Effective Exchange Rate of LDCs? *Economics Letters*, 36(4), 403-407.
14. Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.
15. Banerjee, A. V. (1992). A Simple Model of Herd Behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 797-817.
16. Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000). Herd Behavior in Financial Markets. *IMF Staff Papers*, 47(3), 279-310.
17. Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades. *Journal of Political Economy*, 100(5), 992-1026.
18. Birnberg, J. G. (2011). A Proposed Framework for Behavioral Accounting Research. *Behavioral Research in Accounting*, 23(1), 1-43.
19. Brennan, M. (1993). Agency and Asset Pricing. *SSRN*, 1104546, 1-33.
20. Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.
21. Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? *Financial Analysts Journal*, 51(4), 31-37.
22. Fromlet, H. (2001). Behavioral Finance-Theory and Practical Application: Systematic Analysis of Departures from the Homo Oeconomicus Paradigm are Essential for Realistic Financial Research And Analysis. *Business Economics*, 36(3), 63-69.
23. Gong, P. & Dai, J. (2017). Monetary Policy, Exchange Rate Fluctuation, and Herding Behavior in the Stock Market. *Journal of Business Research*, 76, 34-43.
24. Hirshleifer, D., & Hong Teoh, S. (2003). Herd Behaviour and Cascading in Capital Markets: A Review and Synthesis. *European Financial Management*, 9(1), 25-66.
25. Kelly, M., & Gráda, C. Ó. (2000). Market Contagion: Evidence from the Panics of 1854 and 1857. *American Economic Review*, 90(5), 1110-1124.
26. Kirman, A. (1993). Ants, Rationality, and Recruitment. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 137-156.

27. Krokida, S. I., Makrychoriti, P., & Spyrou, S. (2020). Monetary Policy and Herd Behavior: International Evidence. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 170, 386–417.
28. Lux, T., & Marchesi, M. (1999). Scaling and Criticality in a Stochastic Multi-Agent Model of a Financial Market. *Nature*, 397(6719), 498-500.
29. Lux, T., & Sornette, D. (2002). On Rational Bubbles and Fat Tails. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(3), 589-610.
30. Mand, A. A., Janor, H., Rahim, R. A., & Sarmidi, T. (2018). Determinants of Herding Behavior in Malaysian Stock Market. *International Journal of Economics and Research*, 9(1), 62-73.
31. Nair, M. A., & Yermal, L. (2017). Factors Influencing Herding Behavior among Indian Stock Investors. *2017 International Conference on Data Management, Analytics and Innovation (ICDMAI)* (326-329), Retrieved from IEEE.
32. Phung, A. (2010). Behavioral Finance. Retrieved from Investopedia.com
33. Prechter Jr, R. R. (1979). What's going on? Retrieved from Elliott Wave Theorist.
34. Prechter Jr, R. R. (2001). Unconscious Herding Behavior As The Psychological Basis of Financial Market Trends and Patterns. *The Journal of Psychology and Financial Markets*, 2(3), 120-125.
35. Prechter, R. R. (2002). *The Wave Principle of Human Social Behavior and the New Science of Socionomics* (1). Retrieved from Elliott Wave Theorist.
36. Rodrik, D. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(2), 365-412.
37. Roll, R. (1992). A Mean/Variance Analysis of Tracking Error. *Journal of Portfolio Management*, 18(4), 13-22.
38. Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd Behavior and Investment. *The American Economic Review*, 80(3), 465-479.
39. Shiller, R. J. (2002). Bubbles, Human Judgment, and Expert Opinion. *Financial Analysts Journal*, 58(3), 18-26.
40. Sornette, D., & Cuypers, F. (2004). Why Stock Markets Crash: Critical Events in Complex Financial Systems. *Physics Today*, 57(3), 78-79.
41. Wang, D. & Canela, M. (2006). Herd Behavior towards the Market Index: Evidence from 21 Financial Markets. *Working Paper, IESE Business School*, Retrieved from <https://www.iese.edu/media/research/pdfs/DI-0776-E.pdf>
42. Welch, I. (1992). Sequential Sales, Learning, and Cascades. *The Journal of Finance*, 47(2), 695-732.

تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران

زهرا یوسف‌زاده روشن^۱✉، علی جدیدزاده^۱✉، هما اصفهانیان^{۱*}✉

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۰۱ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵ کلیدواژه‌ها: اشتغال زنان، کووید-۱۹، نیروی کار. طبقه‌بندی JEL: J64, J21, J2, D1	مشارکت زنان در بازار کار نقشی اساسی در شکل‌دهی به توسعه اقتصادی و تقویت پیشرفت اجتماعی دارد از سویی همه‌گیری کووید-۱۹ چالش‌های بی‌سابقه‌ای را برای مشارکت زنان در بازار نیروی کار ایجاد کرده است. در این مقاله تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران بررسی شده است. بدین منظور از داده‌های پرسشنامه نیروی کار مرکز آمار، از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰ و مدل‌های حداقل مربعات معمولی و لاجیت برای ارزیابی تأثیرات نامتناسب رکود ناشی از همه‌گیری ویروس کرونا بر زمان جستجوی کار و احتمال اشتغال زنان استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که زنان در زمان همه‌گیری ویروس کرونا در مقایسه با دوران پیش از آن زمان بیشتری را نسبت به مردان، به جستجو برای شغل متناسب خود اختصاص داده‌اند. همچنین احتمال اشتغال زنان در زمان همه‌گیری کووید ۱۹ نسبت به مردان در مقایسه با دو سال قبل از این همه‌گیری، کاهش یافته است.
یوسف‌زاده روشن، زهرا، جدیدزاده، علی و اصفهانیان، هما (۱۴۰۳). تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران، تحقیقات اقتصادی، ۵۹(۱)، ۱۷۷-۱۵۱.	
ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان. DOI: http://doi.org/10.22059/JTE.2024.365092.1008853	

۱- مقدمه

همه‌گیری ویروس کرونا بعد از جنگ جهانی دوم بزرگ‌ترین بحران جهانی به شمار می‌آید که بازگشت به استانداردهای قدیمی را دشوار می‌سازد و جوامع را به سمت حمایت بیشتر از

گروه‌های آسیب‌پذیر سوق می‌دهد (وان بارنولد^۱ و همکاران، ۲۰۲۰). در سراسر جهان، تلاش‌های سخت‌گیرانه‌ای صورت گرفته تا آنچه را که به یک همه‌گیری عمیقاً مخرب تبدیل شده است، مهار کنند (منتی، ۱۳۹۹). این همه‌گیری نه تنها موجب آسیب به سلامت جامعه شده، بلکه پیشگیری از آنکه معادل با تعطیلی‌های عمومی و فاصله‌گذاری‌های اجتماعی است، به افزایش بیکاری در جوامع مختلف (کاپور^۲، ۲۰۲۰) یا کاهش ساعات کاری افراد و رکود اقتصادی منجر شده است (بل و بلانچفلور^۳، ۲۰۲۰؛ گالانت و همکاران^۴، ۲۰۲۰) و همچنین می‌تواند با محدود کردن عرضه و تقاضای نیروی کار، هزینه‌های اقتصادی زیادی را تحمیل کند، اثری که می‌تواند منجر به عمیق‌تر شدن آسیب‌های ناشی از این همه‌گیری شود (بارو^۵ و همکاران، ۲۰۲۰؛ آیکنباوم^۶ و همکاران، ۲۰۲۰؛ آدامز پراسل^۷، ۲۰۲۰).

به‌طور خاص، رکود ایجاد شده در این دوران، بسیار قوی‌تر از هر رکود اقتصادی معمولی است که اثر نامتناسبی را بر اشتغال زنان داشته، زیرا نرخ بیکاری زنان به‌طور قابل توجهی بیشتر از مردان افزایش‌یافته است (آلون^۸ و همکاران، ۲۰۲۰؛ تیتان^۹ و همکاران، ۲۰۲۰؛ اندری^{۱۰} و همکاران، ۲۰۲۰؛ بنزوال^{۱۱} و همکاران، ۲۰۲۰؛ آلبانسی و کیم^{۱۲}، ۲۰۲۱؛ آمودو دورانتس^{۱۳} و همکاران، ۲۰۲۰). یکی از جنبه‌هایی که به‌طور نسبتاً ثابت در همه اقتصادها ظاهر شده، تأثیر نامتناسبی است که این همه‌گیری بر زنان از جمله اشتغال، درآمد، بار مراقبت و سلامت آنها داشته است. همان‌طور که بیان شد، این تأثیرات با آنچه در مورد رکودهای معمولی می‌دانیم، متفاوت است (آبراهام^{۱۴} و همکاران، ۲۰۲۱). دو عامل اصلی که سبب تغییرات شگرف در نرخ اشتغال زنان شده، عبارت‌اند از تمرکز آنها در بخش‌ها و مشاغلی که به‌طور نامتناسبی تحت تأثیر همه‌گیری قرار گرفته و دیگری مسئولیت مراقبت از فرزندان و آموزش آنها در خانه که با تعطیلی مهدکودک‌ها و مدارس، ضرورت بیشتری پیدا کرده است (آلون و همکاران، ۲۰۲۰).

1. Van Barneveld
2. Kapoor
3. Bell and Blanchflower
4. Gallant
5. Barro
6. Eichenbaum
7. Adams-prassl
8. Alon
9. Titan
10. Andrew
11. Benzeval
12. Albanesi and Kim
13. Amuedo-Dorantes
14. Abraham

علاوه بر این، کلاسن (۲۰۱۸) با تمرکز بر تأثیر نابرابری جنسیتی بر عملکرد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، بر اهمیت حضور زنان در بازار کار و فراهم کردن فرصت‌های برابر برای آنها تأکید کرده است، زیرا نیروی کار زنان نقشی محوری در هدایت چرخه‌ای رشد اقتصادی، پرورش بذره‌های توسعه و عدالت اجتماعی دارد و بنابراین حضور زنان در بازار کار ایران، کشوری که در قلمرو توسعه حرکت می‌کند اهمیت ویژه‌ای دارد. بازار کار ایران مانند سایر بخش‌های اقتصاد از زمان تحریم‌های سازمان ملل در سال ۲۰۱۲ و خروج یک‌جانبه ایالات متحده از برجام در سال ۲۰۱۷ در وضعیت آسیب‌پذیری قرار داشته است. بر اساس گزارش‌های رسمی، اپیدمی کووید ۱۹ سبب شده است تا تولید ناخالص داخلی ایران تا سال ۲۰۲۰ بیش از ۳/۵ درصد کاهش یابد (بانک جهانی، ۲۰۲۰). تأثیر این بیماری بر بازار کار قابل توجه بوده است، زیرا بسیاری از مشاغل تعطیل شده و رکود ناشی از آن تأثیری نابرابر بر افراد با ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی متفاوت داشته است (یوسفی و پورمحمدی، ۱۳۹۹). نرخ مشارکت بازار کار ایران در چهارماهه اول شیوع این بیماری نسبت به مدت مشابه سال قبل ۳/۷ درصد کاهش را تجربه کرده است. با در نظر گرفتن نوسانات فصلی بازار کار، تقریباً ۱/۵ میلیون نفر در اثر همه‌گیری کووید ۱۹ شغل خود را از دست داده‌اند همچنین حدود ۸۱۰ هزار نفر متقاضی بیمه بیکاری بوده و از ۷۵۰ هزار نفر تحت پوشش بیمه، ۶۰ درصد در بخش خدمات شاغل بوده‌اند (طاهرپور و همکاران، ۱۴۰۰). با توجه به تأثیر قابل توجه همه‌گیری کووید ۱۹ بر بازار کار، به‌ویژه برای اشتغال زنان، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر اپیدمی کووید ۱۹ بر مدت زمان جستجوی شغل زنان و احتمال اشتغال آنها می‌باشد. برای دستیابی به این هدف از داده‌های خرد جمع‌آوری شده از پرسشنامه نیروی کار ایران برای سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰ استفاده می‌شود. همچنین در مطالعات دیگر، به بررسی اثرات این همه‌گیری بر بازار کار پرداخته شده است.

در اینجا، بخشی از ادبیاتی که بیشترین ارتباط را با مطالعه ما دارد، مرور خواهیم کرد. یوسفی و همکاران (۲۰۲۲)، کائو^۱ و همکاران (۲۰۲۰)، یوسفی و پورمحمدی (۱۳۹۹)، طاهری نمهیل (۱۳۹۹) و رادولسکو^۲ و همکاران (۲۰۲۰) به این نتیجه دست‌یافته‌اند که در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ عرضه نیروی کار زنان، نرخ مشارکت و ساعات کار آنها کاهش و بیکاری افزایش یافته و کوچ و فایرلی^۳ (۲۰۲۲)، استوارت^۴ (۲۰۲۳) و آلبانسی و کیم^۵ (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که این همه‌گیری بر اشتغال زنان نسبت به مردان، اثرات نامطلوب کمتری داشته است،

1. Xinyu Cao
2. Carmen Valentina Radulescu
3. Couch and Fairlie
4. Stuart
5. Albanesi and Kim

اما ویولاز^۱ و همکاران (۲۰۲۲) و عبدالرحمن^۲ (۲۰۲۳) دریافته‌اند که اثر منفی همه‌گیری ویروس کرونا بر عرضه نیروی کار زنان بیشتر از مردان بوده است. همچنین این همه‌گیری شکاف جنسیتی را بزرگ‌تر کرده است، به‌طوری که آبراهام^۳ و همکاران (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که در اثر این شوک، زنان یازده برابر بیشتر از مردان احتمال دارد که به سرکار بازنگردند. بلودورن^۴ و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از نمونه‌ای از ۳۸ اقتصاد بازار پیشرفته و نوظهور، حدود دو سوم کاهش بیشتر در اشتغال زنان نسبت به مردان را نشان داده‌اند. آدامز پراسل^۵ (۲۰۲۰)، چانونا^۶ و همکاران (۲۰۲۰)، کورتس و فورسایت^۷ (۲۰۲۳) و کریمی و همکاران (۱۳۹۹) مطرح کرده‌اند که در سطح مشاغل، شغل‌های با دستمزد بالا، به‌طور نسبی از شوک‌های طرف عرضه و تقاضا مصون هستند، درحالی‌که مشاغل با دستمزد پایین آسیب‌پذیرتر می‌باشند. تحقیقات نتایج واحدی را برای زنان نشان نمی‌دهند، بنابراین لازم است این مطالعه در ایران انجام شود تا مشخص شود که همه‌گیری کووید-۱۹ چه اثراتی بر نیروی کار زنان داشته است.

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که در بیشتر پژوهش‌های انجام گرفته در حوزه‌ی بررسی پیامدهای همه‌گیری ویروس کرونا بر بازار کار، به مطالعه‌ی اثر این همه‌گیری بر ساعات کار و بیکاری افراد پرداخته شده است و به‌طور مشخص در مورد اثر این ویروس بر زمان جستجوی شغل افراد و به‌ویژه زنان، مطالعات بسیار محدودی انجام گرفته است.

بنابراین در این پژوهش با استفاده از مدل‌های لاجیت و حداقل مربعات معمولی، به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود. نتایج، افزایش مدت زمان جستجوی شغل زنان و کاهش احتمال اشتغال آنها را نسبت به مردان در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ در مقایسه با قبل از این همه‌گیری نشان می‌دهد. ادامه این پژوهش به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم به بیان مبانی نظری پرداخته می‌شود. در بخش سوم، ویژگی‌های داده‌های خود و مدل مورد استفاده برای تحلیل تجربی ارائه شده و در بخش شواهد تجربی، نتایج اصلی و اهمیت نتایج مطرح می‌شود و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها این پژوهش اختصاص می‌یابد.

1. Viollaz

2. Abdel-Rahman

3. Abraham

4. Bluedorn

5. Adams-prassl

6. Chanona

7. Cortes and Forsythe

۲- مبانی نظری

تئوری نئوکلاسیک بیان می‌کند برای دست یافتن به شغل با دستمزد، ابتدا باید برای ورود به بازار کار تصمیم‌گیری شود و فرض بر این است که هر فرد مدت زمان محدودی در اختیار دارد که به کار و اوقات فراغت تخصیص دهد. افراد با توجه به ترجیحاتشان و با هدف حداکثر کردن رفاه خود وارد بازار کار می‌شوند، عوامل بسیاری از جمله وضعیت خانوادگی، تعداد فرزندان، درآمد فرد، ثروت شخصی و درآمد همسر بر تصمیم فرد برای کار اثر گذارند.

جمعیت را بر مبنای سن کار، می‌توان به سه دسته شاغل، بیکار و افراد خارج از بازار نیروی کار طبقه‌بندی کرد. شاغلان کسانی هستند که در یک دوره مرجع تعریف شده، در فعالیتهایی شرکت می‌کنند که در ازای دستمزد یا سود به تولید کالا یا خدمات می‌پردازند و نیز افرادی که شاغل نیستند و فعالانه در جستجوی کار هستند را بیکار گویند. این دو گروه جمعیت فعال را تشکیل می‌دهند و افراد خارج از بازار کار جزء جمعیت غیرفعال می‌باشند. برای درک اینکه چگونه افراد تصمیم می‌گیرند نیروی کار خود را در بازار کار عرضه کنند، به سه مفهوم کلیدی پرداخته می‌شود: مطلوبیت، محدودیت‌های بودجه و دستمزد آستانه. کسانی که وارد بازار کار می‌شوند تلاش می‌کنند تا مطلوبیت خود را که از مصرف کالاها و خدمات و همچنین اوقات فراغت ناشی می‌شود، به حداکثر برسانند. لازم به ذکر است که هر فردی ممکن است منحنی بی‌تفاوتی مشخصی داشته باشد، زیرا ترجیحات و سلاقی آنها برای مصرف و اوقات فراغت، متفاوت است. هر فرد بر اساس این ترجیحات، سبد مصرف کالاها، خدمات و اوقات فراغت مورد نظر خود را با در نظر گرفتن قید بودجه انتخاب می‌کند. قید بودجه، نشان‌دهنده مرز مجموعه امکانات نیروی کار است، چرا که افراد، درآمد و زمان محدودی در اختیار دارند. با فرض ثبات نرخ دستمزد، اگر کل زمانی که نیروی کار در اختیار دارد، T در نظر گرفته شود و به اندازه l از آن را به فراغت بپردازد، تخصیص بهینه اوقات فراغت و مصرف برای او را می‌توان به صورت ۱ نوشت:

$$Max U(C, l) \quad (1)$$

$$s.t. C = w(T - l) + V$$

که در آن تابع مطلوبیت U و مصرف آن C می‌باشد. همچنین بخشی از درآمد که شامل تمام عایدات غیر دستمزدی فرد^۱ می‌باشد و به ساعت کار بستگی ندارد، با V نشان داده شده است.

نقطه بهینه در مکانی اتفاق می‌افتد که منحنی بی‌تفاوتی، مماس بر خط بودجه شود. در این نقطه، نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و فراغت فرد با نرخ دستمزد برابر است. به عبارتی نیروی کار تا جایی به تبادل بین مصرف و فراغت ادامه می‌دهد که مطلوبیت نهایی آخرین واحد پولی

که برای مصرف و فراغت استفاده می‌شود با هم برابر شوند. عوامل مؤثر بر عرضه نیروی کار شامل تغییرات در عایدات غیردستمزدی فرد، V ، تغییر نرخ دستمزد، W ، و دستمزد آستانه است. با فرض ثابت بودن نرخ دستمزد، افزایش درآمد غیر بازار کار منجر به افزایش رفاه کارگران می‌شود، که نتیجه آن دو سناریو می‌باشد: اگر اوقات فراغت یک کالای نرمال در نظر گرفته شود، تقاضا برای آن افزایش می‌یابد و منجر به کاهش ساعات کار می‌شود. از سوی دیگر، اگر اوقات فراغت یک کالای پست در نظر گرفته شود، تقاضایش کاهش می‌یابد. افزایش در نرخ دستمزد دو اثر ایجاد می‌کند: اثر درآمدی و اثر جایگزینی. با فرض اینکه اوقات فراغت یک کالای نرمال است، اثر جانشینی کاهش تقاضا برای اوقات فراغت و افزایش ساعات کار را به همراه دارد. برعکس، اثر درآمدی سبب کاهش تقاضای نیروی کار و افزایش تقاضا برای اوقات فراغت می‌شود. اثر غالب، چه اثر درآمدی و یا جانشینی، عرضه نیروی کار را تعیین می‌کند. اگر اثر درآمدی از اثر جانشینی پیشی بگیرد، رابطه منفی بین نرخ دستمزد و عرضه نیروی کار وجود دارد. برعکس، اگر اثر جانشینی بزرگ‌تر باشد، رابطه بین نرخ دستمزد و عرضه نیروی کار مثبت است. همان‌طور که در بالا اشاره شد، دستمزد آستانه از دیگر عوامل اثرگذار در عرضه نیروی کار می‌باشد. دستمزد آستانه نشان‌دهنده نرخ دستمزدی است که در آن یک فرد بین کار کردن و کار نکردن بی‌تفاوت می‌ماند. مقدار آن به ترجیحات فرد بستگی دارد. اگر نرخ دستمزد در بازار به زیر دستمزد آستانه کاهش یابد، فرد ترجیح می‌دهد وارد بازار کار نشود. برعکس، اگر نرخ دستمزد بازار از دستمزد آستانه فراتر رود، فرد ورود به بازار کار را انتخاب خواهد کرد. افرادی که دستمزد آستانه بالاتری دارند، احتمال شاغل شدنشان کمتر است.

در سال ۲۰۲۰، اقتصاد جهانی در طوفان پیش‌بینی نشده‌ای به نام کووید ۱۹ قرار گرفت. به‌طور کلی، شوک‌های خارجی، تعادل ظریف در قلمرو اقتصادی را مختل می‌کند و چشم‌انداز رکود و افزایش بیکاری، نه به‌عنوان یک فرضیه دور، بلکه به‌عنوان یک انتظار ملموس ظاهر می‌شود. ویروس سارس که برای اولین بار در اواخر سال ۲۰۰۲ خود را نشان داد و برای نزدیک به یک سال سایه تاریک خود را بر جهان افکند، به‌عنوان یک تصویر روشن از ویرانی اقتصادی کشورهایی است که در دام چنین بیماری ویروسی گرفتار شده‌اند (طاهرپور و همکاران، ۱۴۰۰). بحران ناشی از همه‌گیری کرونا و عدم قطعیت‌های ناشی از آن، منجر به یک شوک منفی در هر دو سمت عرضه و تقاضای اقتصاد شده است. در این بین، نیروی کار به‌عنوان آسیب‌پذیرترین گروه است که تحت تأثیر مصائب ناشی از این بیماری همه‌گیر قرار گرفته است (اوزیلی و آران^۱، ۲۰۲۰؛ مونگی و وینبرگ^۲، ۲۰۲۰). در مراحل اولیه بحران، تعداد قابل توجهی از افراد به دلیل

1. Ozili and Arun

2. Mongey and Weinberg

محدودیت در فعالیت‌های کارایی و افزایش مسئولیت‌های خانگی از بازار کار خارج شدند. این مهاجرت سبب کاهش عرضه نیروی کار شده است. افزون بر این، تعطیلی بسیاری از مشاغل نیازمند تعدیل نیروی کار بوده که این به کاهش درآمد خانوار و در نتیجه کاهش تقاضای کلی منجر شده است (طاهری نمهیل، ۱۳۹۹). همچنین طبق گزارش سازمان بین‌المللی کار^۱، تعطیلی کامل یا بخشی از مشاغل، منجر به کاهش ۴/۵ درصدی در ساعات کار جهانی نسبت به آخرین فصل قبل از شروع این بحران شده است و نیز می‌توان بیان داشت که یک مکانیسم اساسی که یک بیماری، تأثیر منفی خود را بر رشد اقتصادی بلندمدت اعمال می‌کند، نابودی سرمایه انسانی می‌باشد (لی و وارنر^۲، ۲۰۰۷).

۳- داده‌ها و توصیف آماری

جامعه آماری در این مطالعه، افراد فعال، شامل شاغلان و بیکاران، در بازار کار ایران در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۰ هستند. در این مطالعه، از داده‌های خرد و مقطعی نیروی کار که از طریق پرسشنامه انجام گرفته و توسط مرکز آمار ایران به صورت سالانه منتشر می‌شوند، استفاده شده است. این داده‌ها به صورت فصلی (در اواسط ماه دوم هر فصل) جمع‌آوری می‌شوند. روش نمونه‌گیری، خوشه‌ای دومارحله‌ای طبقه‌بندی شده می‌باشد. در هر فصل، حدود ۱۸۰,۰۰۰ خانوار که در مجموع حدود ۷۰۰,۰۰۰ نفر می‌باشد مصاحبه می‌شوند. در این آمارگیری نمونه‌هایی از خانواده‌ها انتخاب می‌شوند تا مجموعه داده‌ها در سطح ملی و استانی نماینده باشند. پرسشنامه‌ی نیروی کار^۳ شامل داده‌های مربوط به فعالیت‌های بازار کار، یک نمونه سراسری از افراد ساکن در مناطق شهری یا روستایی ایران و شامل دو بخش می‌باشد؛ بخش اول، سؤالاتی در مورد خانواده پاسخگو، ساختار خانواده، ویژگی‌های فردی هر یک از اعضای خانواده مانند سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت تأهل، وضعیت سکونت و سایر اطلاعات شخصی آن‌هاست. بخش دوم شامل سؤالات مربوط به فعالیت‌های اقتصادی مانند موقعیت شغلی، نوع شغل، ساعات کار انجام شده، زمان جستجوی شغل توسط بیکاران، فعالیت‌های کارایی و دیگر اطلاعات می‌باشد.

لازم به ذکر است با وجود انجام مصاحبه‌های گوناگون با هر خانوار، در این مطالعه، هر رخداد به عنوان یک مشاهده مستقل در نظر گرفته می‌شود. با در نظر گرفتن هر خانوار تکراری به عنوان یک خانواده مجزا، دقت روش‌شناختی و دقت تحلیل حفظ می‌شود. از آنجا که این داده‌ها از یک نمونه جمع‌آوری می‌شوند، برای اطمینان از اینکه نمونه به طور دقیق کل جامعه آماری را نشان می‌دهد، لازم است وزنه‌ای آماری بر مشاهدات اعمال شود؛ به همین دلیل به هر

1. International Labour Organization
2. Lee and Warner
3. Labor Force Survey (LFS)

یک از مشاهدات این مجموعه داده، وزن جداگانه‌ای داده شده است، چراکه هر فرد در نمونه، نماینده چند نفر در جامعه است. در تحقیق حاضر، مدت زمان جستجوی کار (ماهانه) و شاغل بودن افراد به‌عنوان متغیرهای وابسته و جنسیت، وضعیت سکونت، وضعیت تأهل، وضعیت تحصیلی و مدرک تحصیلی به‌عنوان متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد. توصیف آماری متغیرهای مورد استفاده، در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱. توصیف آماری نیروی کار و بیکاران

متغیرها	بیکاری	نیروی کار
تعداد	۷۹,۹۲۶	۷۸۶,۵۵۲
زمان جستجوی شغل (ماه)	۱۲/۹۹ (۲۰/۸۱)	۸۹/۸۴
شاغل بودن (%)		
جنسیت (%)	۵۸/۷۷	۳۶/۸۵
زن	۴۱/۲۳	۶۳/۱۵
مرد	۸۴/۹۰	۸۵/۴۳
وضعیت تحصیلی (%)		
مدرک تحصیلی (%)	۴۸/۳	۵۷/۰۶
سوادآموزی و غیررسمی تا دیپلم	۲۱/۴۶	۳۰/۹۶
دیپلم	۲۵/۱۲	۱۷/۵۴
کاردانی و کارشناسی	۵/۱۳	۴/۰۶
دکتر و فوق دکترا	۴۵/۶۵	۷۱/۴۰
وضعیت زناشویی (%)	۱/۷۵	۲/۰۳
دارای همسر	۲/۱۷	۱/۴۷
بی‌همسر بر اثر فوت	۴۳/۰۵	۲۵/۱۱
بی‌همسر بر اثر طلاق	۳۴/۴۹ (۱۳/۲۶)	۳۹/۷۱ (۱۴/۱۰)
هرگز ازدواج نکرده	۶۳/۹۸	۶۰/۱۴
سن (سال)	۳۶/۰۲	۳۹/۸۶
وضعیت سکونت (%)		
شهری		
روستایی		

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: برای سن و زمان جستجوی شغل میانگین گزارش شده است. اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.

جدول ۱، توصیف آماری متغیرها را در دو گروه بیکاران و نیروی کار نشان می‌دهد، جمعیت نیروی کار شامل شاغلان و بیکاران است. دو متغیر زمان جستجوی شغل و شاغل بودن در این جدول، متغیرهای وابسته این مطالعه هستند. لازم به یادآوری است که برای هر متغیر وابسته، نمونه آماری متفاوتی به دلیل ماهیت تحلیل استفاده می‌شود. در مدل حداقل مربعات معمولی، متغیر وابسته مدت زمان جستجوی شغل افراد است. این متغیر به صورت ماهانه اندازه‌گیری می‌شود و بینش‌هایی را در مورد مدت‌زمانی که افراد به‌طور فعال برای جستجوی کار صرف می‌کنند، ارائه می‌دهد. متغیر وابسته در مدل لاجیت، وضعیت اشتغال/افراد را نشان می‌دهد. این متغیر به صورت دودویی نمایش داده می‌شود که به شاغلان مقدار یک و افراد بیکار و خارج از نیروی کار مقدار صفر اختصاص داده شده است. این متغیر وابسته خاص برای منعکس کردن وضعیت فعالیت افراد در مدل طراحی شده است.

سومین متغیری که در جدول ۱ آمده است، متغیر جنسیت می‌باشد که جهت بررسی نابرابری‌هایی که افراد با هویت‌های جنسیتی متفاوت در بازار کار با آن مواجه هستند و تفاوت مشارکت و احتمال شاغل شدن زنان و مردان در بازار کار به صورت دودویی وارد مدل می‌شود، به‌طوری که زن مقدار یک و مرد مقدار صفر می‌گیرد. همچنین با توجه به جدول ۱ می‌توان دریافت که بیش از نیمی از کل حجم نمونه را مردان تشکیل می‌دهند. متغیر وضعیت تحصیلی نیز به عنوان یکی از متغیرهای مستقل به عنوان شاخصی از مشارکت افراد در آموزش رسمی، عمل می‌کند که در قالب متغیر دودویی در مدل گنجانده شده است. تقریباً ۸۵ درصد افراد نمونه مورد بررسی، در حال تحصیل هستند. پنجمین متغیر مستقل در جدول ۱ مدرک تحصیلی است که به ۴ دسته تقسیم شده است؛ دسته اول سوادآموزی غیررسمی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه، دسته دوم افراد دارای مدرک دیپلم و پیش دانشگاهی، دسته سوم افراد در مقطع کاردانی، کارشناسی و دسته چهارم افراد دارای مدرک دکترای تخصصی و دکترای حرفه‌ای و فوق دکتر هستند که این متغیرها نیز به صورت دودویی جهت اثرگذاری‌شان بر شاغل بودن و جستجوی شغل افراد وارد رگرسیون شده‌اند. بیش از پنجاه درصد افراد نمونه، دارای مدرک زیر دیپلم هستند. لازم به ذکر است که افراد دارای مدرک دیپلم به عنوان متغیر پایه در نظر گرفته می‌شود. همچنین جدول ۱ نشان می‌دهد وضعیت تأهل شامل ۴ گروه دارای همسر، بی‌همسر بر اثر فوت همسر، بی‌همسر بر اثر طلاق و افراد هرگز ازدواج نکرده است که به صورت متغیر دودویی وارد مدل می‌شوند. ۷۱ درصد از افراد نمونه، دارای همسر و ۲۵ درصد شامل افرادی می‌باشد که هرگز ازدواج نکرده‌اند. افراد دارای همسر به عنوان متغیر پایه در نظر گرفته شده‌اند. یکی دیگر از

متغیرهای مستقل در جدول ۱، سن است که طیف وسیعی از ۱۵ تا ۹۹ سال را در برمی گیرد. سن به عنوان یک معرف پذیرفته شده عمومی از تجربه حرفه ای می باشد، بنابراین به منظور بررسی همبستگی بالقوه بین افزایش سن افراد و مدت زمان جستجوی شغل و همچنین احتمال اشتغال آنها این متغیر وارد مدل می شود. آخرین متغیر مستقل در جدول ۱ وضعیت سکونت می باشد که به دو دسته شهری و روستایی تقسیم شده است. این متغیر ساختگی دارای مقدار واحد برای ساکنان شهری و مقدار صفر برای ساکنان روستایی است. با توجه به جدول ۱، بیشتر افراد نمونه، ساکن شهر هستند. مناطق شهری و روستایی اغلب از نظر فرصت های اقتصادی، دسترسی به زیرساخت ها تفاوت قابل توجهی دارند که می تواند بر توانایی افراد برای تضمین اشتغال تأثیر گذار باشد؛ از این رو بررسی تأثیر محل سکونت بر وضعیت اشتغال و زمان جستجوی کار از اهمیت بالایی برخوردار است.

۴- مدل تجربی

برای بررسی تأثیر همه گیری کووید ۱۹ بر مدت زمان جستجوی شغل افراد، از رویکرد حداقل مربعات معمولی^۱ استفاده می شود. مدل حداقل مربعات معمولی یک روش متداول برای تخمین رابطه بین یک متغیر (متغیرها) مستقل و یک متغیر وابسته در تحلیل رگرسیون خطی است. معادله این مدل به صورت زیر می باشد:

$$Y_i = \alpha + \gamma_1 Covid19_t \times Female_i + \gamma_2 Covid19_t + \gamma_3 Female_i + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

در این معادله Y_i متغیر وابسته است که زمان جستجوی شغل فرد i را به صورت ماهانه نشان می دهد، همچنین در این معادله برداری از متغیرهای جمعیت شناختی مانند سن، جنسیت، وضعیت تأهل، وضعیت تحصیلی افراد، مدرک تحصیلی، موقعیت شهری و روستایی را که با X_i نشان داده شده اند، کنترل می شود. α عرض از مبدأ، ε_i جزء اخلاص و بردار β نشان دهنده اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. متغیرهای کووید ۱۹ ($Covid19_t$) و جنسیت ($Female_i$) متغیرهای دودویی هستند که دو مقدار صفر و یک می گیرند. متغیر کووید ۱۹ به عنوان یک شاخص برای سال های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ که همه گیری کرونا شیوع پیدا کرده است، مقدار واحد و برای سال های ۱۳۹۷ و ۱۴۰۰ مقدار صفر اختیار می کند. و متغیر جنسیت مقدار عددی یک را برای نشان دادن زنان اختصاص می دهد. γ_2 ماه جستجوی شغل افراد در زمان

1. Ordinary Least Squares (OLS)

کووید ۱۹ را نسبت به قبل از این همه‌گیری و γ_3 زمان جستجوی شغل زنان را نسبت به مردان نشان می‌دهند. γ_1 زمان جستجوی شغل زنان را در دوران کرونا بیان می‌کند. متغیر ترکیبی کووید ۱۹ $\times$ زنان ($Covid19_t \times Female_i$)، یک متغیر ساختگی است که از ضرب دو متغیر جنسیت و کووید ۱۹ به دست می‌آید، و به‌طور سیستماتیک به‌عنوان یک متغیر دودویی با هدف ارزیابی دقیق تأثیر ویروس کرونا بر رفتار جستجوی شغل زنان در مدل گنجانده می‌شود. با توجه به اینکه در داده‌های نظرسنجی نیروی کار به داده‌های مختلفی همانند سطح درآمد دسترسی نداریم، ضرایب با تورش متغیر حذف شده مواجه هستند و باید با دقت بیشتری تفسیر شوند، بنابراین نتایج این پژوهش رابطه همبستگی بین دو متغیر و نه رابطه علی بین دو متغیر را نشان می‌دهد، همچنین در ادامه، یک تحلیل حساسیت برای سنجش استحکام یافته‌های آماری انجام شده و در نتیجه یک لایه اطمینان اضافی است که به اعتبار و پایداری تخمین‌های پارامتر مدل کمک می‌کند.

به‌منظور تخمین دقیق‌تر و مطمئن‌تری از ضرایب، از مدل حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. مدل حداقل مربعات معمولی ابزاری قدرتمند در تحلیل اقتصادسنجی است که برای تخمین رابطه بین یک متغیر وابسته و یک یا چند متغیر مستقل، زمانی که واریانس عبارت خطا در مشاهدات ثابت نیست، استفاده می‌شود. برای تخمین مقادیر ضرایب در مدل حداقل مربعات معمولی، به هر مشاهده، وزن متفاوتی اختصاص داده شده است، وزن هر مشاهده تعیین می‌کند که هر فرد در نمونه، نماینده چند نفر در جامعه است. قابل توجه است که یک ناهمگنی قابل تشخیص از واریانس در داده‌ها با استفاده از آزمون بروش - پاگان^۱ شناسایی شده است. به دنبال آن و در پاسخ به این مشاهدات، روش برآورد خطای استاندارد قوی به‌طور سیستماتیک در تمام مدل‌های گنجانده شده در چارچوب این مطالعه استفاده شده است. (نتایج آزمون بروش پاگان در پیوست آمده است). با توجه به اینکه متغیر وابسته در مدل (۳) تعداد ماه‌های جستجوی شغل می‌باشد، از نمونه بیکاران که توصیف آماری آن در ستون اول جدول ۱ آمده است، استفاده می‌شود.

۴-۱- شواهد تجربی مدل حداقل مربعات معمولی

جدول ۴-۱. نتایج مدل حداقل مربعات معمولی

متغیر وابسته: زمان جستجوی کار (ماهانه)			
متغیر مستقل	شهری و روستایی	شهری	روستایی
جنسیت: زن	۳/۳۹۴*** (۰/۱۶۷)	۳/۳۲۶*** (۰/۲۱۴)	۳/۴۰۸*** (۰/۲۶۲)
کووید ۱۹: سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰	۱۲/۷۹۵*** (۰/۲۵۲)	۱۳/۳۱۴*** (۰/۳۲۶)	۱۱/۷۳۷*** (۰/۳۸۹)
کووید ۱۹ × زنان	۵/۸۶۹*** (۰/۴۰۸)	۴/۹۷۳*** (۰/۴۹۹)	۸/۸۶۱*** (۰/۷۲۹)
وضعیت تحصیل: باسواد	۲/۳۲۸*** (۰/۲۷۷)	۲/۴۹۸*** (۰/۳۵۵)	۲/۰۲۲*** (۰/۴۳۳)
مدرک تحصیلی: دیپلم			
سوادآموزی، ابتدایی راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲	-۱/۲۸۶*** (۰/۱۸۰)	-۱/۲۵۶*** (۰/۲۴۰)	-۱/۳۸۱*** (۰/۲۶۷)
کاردانی و کارشناسی	۵/۷۴۳*** (۰/۲۰۲)	۵/۱۰۵*** (۰/۲۴۸)	۷/۶۰۴*** (۰/۳۶۶)
دکتر و فوق دکترا	۶/۱۰۶*** (۰/۳۳۸)	۵/۶۰۲*** (۰/۳۹۲)	۷/۶۳۴*** (۰/۷۷۹)
وضعیت زناشویی: دارای همسر			
بدون همسر بر اثر فوت همسر	-۲/۴۷۵*** (۰/۵۲۴)	-۲/۹۵۹*** (۰/۷۳۳)	-۱/۶۱۱*** (۰/۷۱۶)
بدون همسر بر اثر طلاق	۱/۱۱۸*** (۰/۵۱۱)	۱/۱۳۶*** (۰/۶۱۱)	۰/۷۷۴ (۰/۹۶۰)
هرگز ازدواج نکرده	۵/۴۹۸*** (۰/۱۷۴)	۶/۰۸۴*** (۰/۲۲۳)	۴/۱۲۱*** (۰/۲۷۵)
سن	۰/۰۶۷*** (۰/۰۰۶)	۰/۰۹۸*** (۰/۰۰۹)	۰/۰۱۵ (۰/۰۱۰)
عرض از مبدأ	-۶/۶۸۱*** (۰/۳۴۳)	-۸/۱۵۳*** (۰/۴۴۵)	-۳/۹۷۹*** (۰/۵۲۵)
سال	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۵۷،۷۱۰	۳۸،۰۱۹	۱۹،۶۹۱
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۶۳	۰/۲۵۱	۰/۲۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار مستحکم هستند. $P < ۰/۰۱$ ، $P < ۰/۰۵$ ، $P < ۰/۱$ ، $P < ۰/۰۰۱$ ، $P < ۰/۰۰۰۱$

گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

با توجه به ستون اول جدول ۲ ضرایب به دست آمده برای متغیر کووید ۱۹× زنان، (۵/۸۷) ماه، نشانگر این است که مجموع زنان شهری و روستایی در زمان همه‌گیری کووید ۱۹ در مقایسه با قبل از آن نزدیک به شش ماه زمان بیشتری صرف جستجوی کار می‌کنند. بر اساس نتایج و به‌طور دقیق می‌توان بیان داشت که زنان شهری تقریباً پنج ماه و زنان روستایی بیش از هشت ماه نسبت به قبل از این همه‌گیری و در مقایسه با مردان جستجوی شغل طولانی‌تری دارند. این نشان می‌دهد که مردان نسبت به زنان، زودتر به سرکار باز می‌گردند.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که افراد دارای مدرک تحصیلی بالاتر از دیپلم، زمان بیشتری را برای دستیابی به فرصت‌های شغلی صرف می‌کنند، به‌طوری که افراد دارای مدرک تحصیلی دکترا در بین مجموع افراد شهری و روستایی، در مقایسه با افراد دارای مدرک دیپلم در همین مناطق، بیش از شش ماه زمان بیشتری صرف یافتن شغل می‌کنند، همچنین افراد ساکن مناطق روستایی که دارای مدرک تحصیلی دکترا هستند، در مقایسه با افراد ساکن شهر و دارای همین مدرک، دو ماه جستجوی شغل طولانی‌تری دارند، زیرا ممکن است افراد دارای مدارک بالا نسبت به افراد دارای سایر مدارک تحصیلی برای تعداد کمتری از مشاغل بسیار تخصصی رقابت کنند. افرادی که تا به حال ازدواج نکرده‌اند و افراد مطلقه، در مقایسه با افراد متأهل، در بین مجموع ساکنان شهر و روستا، زمان بیشتری را صرف جستجوی شغل می‌کنند. یک توضیح احتمالی برای رابطه بین ازدواج و مدت زمان جستجوی شغل این است که افراد متأهل ممکن است حمایت اجتماعی و منابع بیشتری را در طول فرآیند کارابی در دسترس داشته باشند. به‌عنوان مثال، آنها ممکن است همسری داشته باشند که می‌تواند حمایت مالی یا تشویق عاطفی داشته باشد، یا ممکن است یک شبکه اجتماعی بزرگ‌تر داشته باشند که می‌تواند به آنها کمک کند تا فرصت‌های شغلی پیدا کنند یا با کارفرمایان بالقوه ارتباط برقرار کنند. توضیح احتمالی دیگر این است که کارفرمایان ممکن است افراد متأهل را به‌عنوان افراد باثبات‌تر و مسئولیت‌پذیرتر و در نتیجه نامزدهای مطلوب‌تری برای استخدام ببینند. این می‌تواند به‌ویژه برای انواع خاصی از مشاغل، مانند مشاغلی که به سطح بالایی از مسئولیت نیاز دارند یا شامل کار با کودکان یا جمعیت‌های آسیب‌پذیر هستند، صادق باشد. لازم به ذکر است، افرادی که جستجوی شغل طولانی‌تری دارند، دیرتر از گروه بیکاران خارج می‌شوند و برعکس، افرادی که زمان جستجوی شغل آنها کمتر از سایر گروه‌ها است، زودتر از گروه بیکاران خارج شده و شاغل می‌شوند. این مسئله به‌طور دقیق در بخش شواهد تجربی مدل لاجیت توضیح داده می‌شود.

در این مطالعه به منظور بررسی اثر همه‌گیری کووید ۱۹ بر احتمال شاغل بودن افراد، از مدل لاجیت^۱ استفاده می‌شود. مدل لاجیت نوعی مدل خطی تعمیم یافته است که معمولاً برای مدل‌سازی نتایج دودویی استفاده می‌شود که در آن متغیر وابسته یکی از دو مقدار ممکن مانند موفقیت یا شکست را به خود می‌گیرد. مدل لاجیت مبتنی بر این ایده است که شانس ورود متغیر وابسته تابعی خطی از متغیرهای توضیحی می‌باشد. این رابطه خطی با استفاده از تابع لجستیک، مدل‌سازی می‌شود که هر ورودی با ارزش واقعی را به مقداری بین ۰ و ۱ ترسیم می‌کند. معادله این مدل به صورت زیر می‌باشد:

$$Z_i = \alpha + \gamma_1 Covid19_t \times Female_i + \gamma_2 Covid19_t + \gamma_3 Female_i + X_i' \beta \quad (۴)$$

در معادله ۴ متغیر وابسته (Z_i)، احتمال شاغل بودن زنان است که به صورت متغیر موهومی وارد مدل شده است. متغیرهای کنترل شامل سن، جنسیت، وضعیت تأهل، وضعیت تحصیلی افراد، مدرک تحصیلی، موقعیت شهری و روستایی در مدل با X_i نشان داده شده‌اند. α عرض از مبدأ و بردار β ضریب هریک از متغیرهای مستقل می‌باشد که اثر هریک از آنها را بر متغیر وابسته مدل نشان می‌دهد. متغیر کووید ۱۹ $\times$ زنان ($female_i \times Covid19_t$) از ضرب دو متغیر جنسیت و کووید ۱۹ به دست می‌آید، که به عنوان یک متغیر دودویی با هدف ارزیابی دقیق تأثیر ویروس کرونا بر احتمال شاغل بودن افراد در مدل گنجانده می‌شود. γ نیز ضریب متغیر $female_i \times Covid19_t$ ، نشان‌دهنده احتمال شاغل بودن زنان در دوران کرونا می‌باشد. با توجه به اینکه متغیر وابسته در مدل (Z_i) متغیر موهومی شاغل بودن است، از نمونه نیروی کار که توصیف آن در ستون دوم جدول ۱ آمده است، برای برآورد مدل لاجیت استفاده می‌شود. از آنجا که ضرایب در مدل لاجیت به طور مستقیم قابل تفسیر نیستند، باید اثر نهایی آنها در نظر گرفته شود.

۴-۲- شواهد تجربی مدل لاجیت

جدول ۳. نتایج مدل لاجیت وزنی: اثرات نهایی

متغیر وابسته: شاغل شدن			متغیرهای مستقل
شهری و روستایی	شهری	روستایی	جنسیت: زن
-۰/۰۶۶*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۶۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۸۱*** (۰/۰۰۱)	کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰
-۰/۰۱۰*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۳۱*** (۰/۰۰۳)	کووید ۱۹ × زنان
-۰/۰۵۴*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۶۳*** (۰/۰۰۱)	وضعیت تحصیل: باسواد
			مدرک تحصیلی: دیپلم
-۰/۰۰۹*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۹*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۳*** (۰/۰۰۱)	سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲
-۰/۰۲۸*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۶*** (۰/۰۰۱)	کاردانی و کارشناسی
-۰/۰۳۳*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۸۱*** (۰/۰۰۳)	دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی
			وضعیت زناشویی: دارای همسر
-۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۱۷*** (۰/۰۰۳)	بدون همسر بر اثر فوت همسر
-۰/۰۴۱*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۴۴*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۴۶*** (۰/۰۰۴)	بدون همسر بر اثر طلاق
-۰/۰۳۶*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۳*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۴*** (۰/۰۰۱)	هرگز ازدواج نکرده
-۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰)	سن
۱/۳۶۹*** (۰/۰۰۱)	۱/۲۶۱*** (۰/۰۰۱)	۱/۱۰۰*** (۰/۰۰۲)	عرض از مبدأ
بله	بله	بله	سال
۱۴۲،۰۳۹	۳۳۰،۴۷۷	۶۵،۱۵۸	اندازه نمونه
-۳۴،۳۶۹،۸۸۱	-۵۷،۸۵۲،۷۷۳	-۹۲،۳۳۵،۰۷۳	احتمال ورود
-۰/۰۷۸	-۰/۱۴۶	-۰/۱۸۴	شبه ضریب تعیین

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار مستحکم هستند. $P < ۰/۱$ * و $P < ۰/۰۵$ ** و $P < ۰/۰۰۱$ *** گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

با توجه به مدل (۴) ضرایب تخمینی، توان e در معادله لاجیت هستند که تفسیر مستقیمی ندارند و باید بر اساس اثرات نهایی‌شان ارزیابی شوند. در جدول ۳ اثرات نهایی هر متغیر گزارش و نتایج با توجه به ثابت بودن سایر متغیرها تحلیل می‌شوند. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که در طول همه‌گیری ویروس کرونا، احتمال اشتغال زنان در مقایسه با مردان در هر سه نمونه آماری شامل شهری، روستایی و ترکیب شهری و روستایی کاهش داشته است. در میان ساکنان شهر و روستا (ستون اول)، زنان در مقایسه با مردان ۱ درصد شانس کمتری برای اشتغال دارند. به‌طور خاص، احتمال اشتغال زنان شهری $0/6$ درصد نسبت به مردان کاهش داشته، درحالی‌که زنان روستایی کاهش بیشتری برابر با $3/1$ درصد را تجربه کرده‌اند. این یافته‌ها تأثیر دگرگون‌کننده همه‌گیری را نشان می‌دهد، زیرا زنان فرصت‌های اقتصادی کمتری را به دست آورده‌اند که نشان می‌دهد، همه‌گیری کووید ۱۹، نابرابری‌های جنسیتی موجود در بازار کار را تشدید کرده است.

افزون بر این، یافته‌های تحقیق نشان‌دهنده رابطه منفی بین درجه تحصیلی و احتمال اشتغال افراد است، به‌طوری‌که احتمال اشتغال افراد دارای مدرک تحصیلی بالاتر نسبت به افراد دارای مدرک تحصیلی پایین‌تر، کمتر است. یکی از دلایل وجود این رابطه منفی بین درجه تحصیلی افراد و احتمال شاغل شدن آنها این است که کارفرمایان ممکن است افراد با درجه تحصیلات بالاتر را به‌عنوان واجد شرایط بیش از حد برای موقعیت‌های خاص ببینند که احتمال کمتری برای استخدام ایجاد می‌کند. همچنین افراد مجرد نسبت به افراد متأهل شانس کمتری برای شاغل شدن دارند. یکی از دلایل افزایش نرخ اشتغال در میان افراد متأهل این است که در مقایسه با افراد مجرد، تعهدات و مسئولیت‌های مالی بیشتری داشته و بنابراین، انگیزه بیشتری نیز برای یافتن و حفظ شغل در جهت حمایت از خانواده خود دارند. دلیل دیگر افزایش نرخ اشتغال در میان افراد متأهل این است که آنها ممکن است از حمایت اجتماعی و شبکه‌های بیشتری برای یافتن شغل، در مقایسه با افراد مجرد برخوردار باشند.

در مجموع با توجه به داده‌های ارائه شده در جداول ۱ و ۲، می‌توان دریافت افرادی که جستجوی شغل طولانی‌تری دارند، احتمال شاغل شدنشان نیز کمتر است. به عبارتی این افراد دیرتر از جمعیت بیکاران خارج شده و شاغل می‌شوند. همچنین با توجه به جداول ۱ و ۲ می‌توان بیان داشت که در دوران همه‌گیری کووید ۱۹ در مقایسه با قبل از این دوران، زنان نسبت به مردان، زمان بیشتری را صرف یافتن شغل کرده و همچنین احتمال شاغل شدنشان نیز نسبت به مردان کمتر است که این نشان می‌دهد زنان در مقایسه با مردان، در مسیر یافتن شغل با چالش‌ها و موانع بیشتری روبرو هستند که روند کاریابی آنها را طولانی می‌کند.

۴-۳- تحلیل حساسیت

در دو جدول ۴ و ۵ به بررسی حساسیت متغیر اصلی مدل، کووید-۱۹ $\times$ زنان پرداخته می‌شود تا عدم قطعیت‌ها و محدودیت‌های بالقوه ذاتی در مدل‌های اقتصادی روشن شده و از ثبات نتایج و شناسایی عوامل حیاتی که ممکن است به‌طور قابل توجهی بر نتایج تأثیر بگذارد اطمینان حاصل شود.

تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران.../ زهرا یوسف‌زاده روشن و همکاران ۱۷۱

جدول ۴. تحلیل حساسیت افراد شهری و روستایی با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی

متغیر وابسته: زمان جستجوی کار (ماهانه)				
متغیر مستقل	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
جنسیت: زن	۳/۰۴۹*** (۰/۱۸۸)	۲/۰۱۹*** (۰/۱۹۷)	۲/۴۱۳*** (۰/۲۰۰)	۲/۵۹۲*** (۰/۲۰۲)
کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰	۱۵/۹۶۹*** (۰/۲۶۹)	۱۴/۱۸۰*** (۰/۲۷۰)	۱۲/۷۸۸*** (۰/۲۶۸)	۱۲/۳۰۸*** (۰/۲۸۳)
کووید ۱۹ × زنان	۳/۳۱۴*** (۰/۴۸۳)	۲/۷۵۶*** (۰/۴۹۱)	۲/۴۴۱*** (۰/۴۹۰)	۴/۸۵۰*** (۰/۶۶۰)
وضعیت تحصیل: باسواد		۱/۱۳۱*** (۰/۱۷۵)	۲/۹۰۵*** (۰/۲۰۴)	۲/۰۸۶*** (۰/۲۵۵)
مدرک تحصیلی: دیپلم				
سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲		-۱/۷۰۰*** (۰/۱۹۶)	-۱/۲۷۳*** (۰/۱۹۵)	-۱/۱۴۲*** (۰/۲۰۳)
کاردانی و کارشناسی		۴/۶۳۶*** (۰/۲۵۸)	۴/۰۱۱*** (۰/۲۶۱)	۴/۲۴۹*** (۰/۲۷۱)
دکترای حرفه‌ای و دکترا تخصصی		۵/۶۱۵*** (۰/۴۴۶)	۵/۱۲۱*** (۰/۴۴۶)	۵/۰۰۳*** (۰/۴۶۰)
وضعیت زناشویی: دارای همسر				
بدون همسر بر اثر فوت همسر			-۰/۴۴۰ (۰/۲۸۰)	-۲/۵۱۳*** (۰/۴۱۶)
بدون همسر بر اثر طلاق			۱/۲۲۴* (۰/۶۷۶)	۱/۱۵۶* (۰/۶۷۷)
هرگز ازدواج نکرده			۴/۵۷۴*** (۰/۲۰۷)	۵/۵۱۰*** (۰/۲۳۴)
سن				۰/۰۸۴*** (۰/۰۰۷)
عرض از مبدأ	-۰/۸۱۲*** (۰/۱۰۵)	-۱/۱۲۰*** (۰/۲۴۵)	-۴/۰۵۵*** (۰/۲۸۰)	-۶/۷۸۳*** (۰/۳۵۸)
سال	بله	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۷۹،۹۲۶	۷۵،۵۷۴	۷۵،۵۷۴	۵۷،۷۱۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۰۸	۰/۲۱۷	۰/۲۲۸	۰/۲۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: اعداد داخل پرانتز پراکنش خطای معیار مستحکم هستند. $P < ۰/۱$ * و $P < ۰/۰۵$ ** و $P < ۰/۰۰۱$ *** گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

جدول ۵. تحلیل حساسیت افراد شهری و روستایی با استفاده از مدل لاجیت وزنی

متغیر وابسته: شاغل بودن				
متغیر مستقل	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
جنسیت: زن	--/۰.۲۳*** (۰/۰۱۰)	--/۰.۲۱*** (۰/۰۱۰)	--/۰.۲۳*** (۰/۰۱۰)	--/۰.۲۰*** (۰/۰۱۰)
کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰	۰/۰۱۴*** (۰/۰۱۳)	۰/۰۱۴*** (۰/۰۱۳)	--/۰.۲۳*** (۰/۰۱۴)	۰/۰۲۰*** (۰/۰۱۵)
کووید ۱۹ × زنان	--/۰.۰۹*** (۰/۰۱۶)	--/۰.۰۸*** (۰/۰۱۶)	--/۰.۱۲*** (۰/۰۱۷)	--/۰.۱۳*** (۰/۰۲۶)
وضعیت تحصیل: باسواد		۰/۰۰۶*** (۰/۰۱۱)	--/۰.۲۲*** (۰/۰۱۲)	--/۰.۰۶۵*** (۰/۰۱۷)
مدرک تحصیلی: دیپلم				
سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲		۰/۰۰۷*** (۰/۰۰۹)	۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۹)	۰/۰۱۱*** (۰/۰۱۱)
کاردانی و کارشناسی		--/۰.۴۴*** (۰/۰۱۱)	--/۰.۳۲*** (۰/۰۱۱)	--/۰.۳۴*** (۰/۰۱۲)
دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی		--/۰.۳۳*** (۰/۰۱۹)	--/۰.۲۶*** (۰/۰۱۹)	--/۰.۳۳*** (۰/۰۲۱)
وضعیت زناشویی: دارای همسر				
بدون همسر بر اثر فوت همسر			--/۰.۱۱*** (۰/۰۳۱)	--/۰.۴۵*** (۰/۰۳۲)
بدون همسر بر اثر طلاق				--/۰.۰۶۱*** (۰/۰۳۳)
هرگز ازدواج نکرده			--/۰.۰۹۶*** (۰/۰۰۹)	--/۰.۰۷۷*** (۰/۰۱۰)
سن				۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰)
عرض از مبدأ	۲/۷۱۳*** (۲/۲۰۹)	۲/۱۸۷*** (۰/۰۱۵)	۲/۸۴۲*** (۰/۰۱۶)	۲/۴۲۳*** (۰/۰۲۲)
سال	بله	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۷۷۶،۵۵۲	۷۴۴،۱۵۰	۷۴۴،۱۵۰	۵۵۱،۰۳۸
احتمال ورود	-۲۵۷۸۴۰/۴۵	-۲۴۲۱۳۰/۱۷	-۲۳۵۷۹۷/۹۱	-۱۷۴۷۳۳/۸۳
شبه ضریب تعیین	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۰۳۵	۰/۰۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند. $P < ۰/۰۱$ و $P < ۰/۰۵$ و $P < ۰/۰۰۱$

گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

بررسی جداول ۴ و ۵ مشاهده جالبی را نشان می‌دهد؛ معرفی مجموعه جدیدی از متغیرها

در کنار متغیرهای موجود کمترین تأثیر را بر ضریب ترکیبی کووید-۱۹ × زنان داشته است. با

توجه به هر چهار ستون در دو جدول ۴ و ۵، مشاهده می‌شود که خطای استاندارد متغیر کووید ۱۹ × زنان افزایش داشته، اما این افزایش نسبت به افزایش ضریب این متغیر آن‌قدر کم است که باز هم ضرایب در سطح ۱ درصد معنادار هستند. این سازگاری قابل توجه، بر قابلیت اطمینان و عدم حساسیت ضرایب به گنجانیدن متغیرهای اضافی تأکید کرده و اعتبار تحلیل را بیشتر تقویت می‌کند. با توجه به جداول ۴ و ۵، می‌توان بیان داشت که نتایج حاصل شده از برآورد مدل‌های حداقل مربعات معمولی و لاجیت قابل اعتماد هستند. جدول‌های مربوط به تحلیل حساسیت افراد شهری و افراد روستایی در پیوست الف و ب آمده است.

با توجه به جداول الف-۲ و الف-۳ که به ترتیب نتایج تحلیل حساسیت ساکنان شهر و مناطق روستایی را با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهند، مشاهده می‌شود که خطای استاندارد افزایش داشته و ضریب متغیر کووید-۱۹ × زنان در هر چهار ستون این دو جدول کاهش داشته‌اند، اما افزایش خطای استاندارد بسیار ناچیز بوده و ضرایب در این دو جدول معنادار می‌باشند. دو جدول ب-۱ و ب-۲ به ترتیب نتایج تحلیل حساسیت ساکنین شهر و ساکنان مناطق روستایی را نشان می‌دهند. با اضافه کردن متغیر جدید به مدل، خطای استاندارد متغیر اصلی کووید-۱۹ × زنان، ثابت مانده است و ضریب این متغیر به مقدار ناچیزی تغییر کرده است، با این حال ضرایب در هر دو جدول معنادار می‌باشند.

۵- بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به دست آمده در این مطالعه، زنان در طول همه‌گیری ویروس کرونا نسبت به دوره قبل از این همه‌گیری، افزایش زمان جستجوی کار را تجربه کرده‌اند. این نشان می‌دهد که زنان در تأمین فرصت‌های شغلی با چالش‌هایی مواجه شده‌اند. همچنین، زنان در طول این همه‌گیری در مقایسه با مردان احتمال کمتری برای اشتغال داشته‌اند. طولانی شدن زمان جستجوی شغل برای زنان در طول همه‌گیری را می‌توان به عوامل مختلفی نسبت داد. اختلالات اقتصادی ناشی از این همه‌گیری، از جمله تعطیلی مدارس، دانشگاه‌ها و مشاغل، اخراج و کاهش استخدام، چشم‌انداز شغلی را برای افراد در هر جنس محدود کرده است. بسته شدن مدارس و مراکز نگهداری از کودکان نیز مسئولیت‌های مراقبتی بیشتری را بر زنان تحمیل کرده که ممکن است مانع از تلاش‌های آنها برای کاربایی شده و به عبارتی منجر به دیرتر شاغل شدن آنان نیز می‌شود.

براساس یافته‌های این مطالعه، چند پیشنهاد می‌توان ارائه داد، با توجه به افزایش زمان جستجوی شغل برای زنان در طول همه‌گیری، ارائه حمایت هدفمند برای کمک به آنها برای

هدایت به بازار کار ضروری است. این امر می‌تواند شامل گسترش دسترسی به منابع کاریابی، خدمات مشاوره شغلی، برنامه‌های آموزشی که مهارت‌های دیجیتال و سازگاری را افزایش می‌دهد و ترتیبات کاری انعطاف‌پذیر برای همسویی بهتر کار و مسئولیت‌های مراقبتی از فرزندان باشد. تشویق کارفرمایان به ارائه گزینه‌های کار از راه دور نیز می‌تواند فرصت‌های شغلی را گسترش داده و برخی از چالش‌های مرتبط با روش‌های سنتی جستجوی کار را کاهش دهد. دولت‌ها و سازمان‌ها باید سیاست‌های پاسخگوی جنسیتی را اتخاذ کنند که به چالش‌های خاص زنان در بازار کار رسیدگی کند. این سیاست‌ها شامل ترویج برابری جنسیتی در شیوه‌های استخدام و استخدام، رسیدگی به شکاف‌های دستمزد و ایجاد محیط‌های کاری حمایتی می‌باشد که امکان پیشرفت شغلی را برای زنان فراهم می‌کند. همچنین دولت می‌تواند با ارائه تسهیلات بانکی، معافیت یا تعویق مالیاتی، کاهش حق بیمه کارفرما، پرداخت یارانه دستمزد و حمایت‌های لازم از کسب و کار به‌خصوص در بخش خدمات، اثرات این همه‌گیری را کاهش دهد.

پیوست الف

جدول الف - ۱. نتایج آزمون بروش - پاگان

مدل	آماره آزمون	P-value	فرضیه (H_0)	نتیجه آزمون
مدل حداقل مربعات معمولی (شهری و روستایی)	۳۳۶۰۹۴/۲	۰	ثابت بودن واریانس	فرض صفر رد شد
مدل حداقل مربعات معمولی (شهری)	۱۸۲۶۱۲/۶۹	۰	ثابت بودن واریانس	فرض صفر رد شد
مدل حداقل مربعات معمولی (روستایی)	۱۷۷۹۴۳/۲۵	۰	ثابت بودن واریانس	فرض صفر رد شد

تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران... / زهرا یوسف‌زاده روشن و همکاران ۱۷۵

جدول الف-۲. نتایج تحلیل حساسیت افراد ساکن شهر با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی

متغیر وابسته: زمان جستجوی کار (ماهانه)				
متغیر مستقل				شهری
جنسیت: زن	۲/۸۳۳*** (۰/۲۲۵)	۲/۰۴۷*** (۰/۲۳۷)	۲/۲۵۴*** (۰/۲۳۸)	۲/۴۷۹*** (۰/۲۴۱)
کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰	۱۶/۰۳۶*** (۰/۳۱۸)	۱۷/۴۰۹*** (۰/۴۴۹)	۱۹/۰۴۵*** (۰/۴۵۴)	۱۲/۵۴۵*** (۰/۳۳۷)
کووید ۱۹ × زنان	۳/۳۶۶*** (۰/۵۶۸)	۳/۱۲۰*** (۰/۵۷۷)	۲/۶۱۲*** (۰/۵۷۳)	۴/۶۱۳*** (۰/۷۴۳)
وضعیت تحصیل: باسواد		۰/۸۶۴*** (۰/۲۱۴)	۳/۲۱۶*** (۰/۲۴۹)	۲/۰۷۷*** (۰/۳۱۱)
مدرک تحصیلی: دیپلم				
سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲		-۲/۷۹۶*** (۰/۲۳۲)	-۱/۲۰۷*** (۰/۲۴۲)	-۱/۱۲۰*** (۰/۲۵۰)
کاردانی و کارشناسی		۳/۰۱۹*** (۰/۲۸۳)	۳/۶۷۹*** (۰/۲۹۶)	۳/۹۲۳*** (۰/۳۰۷)
دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی		۵/۲۳۱*** (۰/۴۷۸)	۴/۷۸۹*** (۰/۴۷۷)	۴/۶۳۹*** (۰/۴۹۲)
وضعیت زناشویی: دارای همسر				
بدون همسر بر اثر فوت همسر			-۰/۳۰۴ (۰/۵۰۶)	-۲/۷۹۳*** (۰/۵۴۶)
بدون همسر بر اثر طلاق				۱/۱۲۰ (۰/۷۳۶)
هرگز ازدواج نکرده				۵/۸۲۶*** (۰/۲۸۰)
سن				۰/۱۰۶*** (۰/۰۰۸)
عرض از مبدأ	-۰/۶۱۳*** (۰/۱۲۴)	-۰/۰۳۸*** (۰/۲۷۹)	-۴/۳۶۹*** (۰/۳۳۵)	-۷/۶۹۷*** (۰/۴۳۴)
سال	بله	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۵۱،۱۳۷	۴۸،۶۵۳	۴۸،۶۵۳	۳۸،۰۱۹

ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۰۳	۰/۲۰۶	۰/۲۲۱	۰/۲۴۴
----------------------	-------	-------	-------	-------

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار مستحکم هستند.

*** $P < 0.001$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$

گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

جدول الف-۳. نتایج تحلیل حساسیت افراد ساکن مناطق روستایی با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی

متغیر وابسته: زمان جستجوی کار (ماهانه)				
روستایی			متغیر مستقل	
۸/۹۹۲*** (۰/۳۰۶)	۲/۸۱۳*** (۰/۳۰۲)	۲/۶۶۱*** (۰/۳۰۶)	۳/۴۴۵*** (۰/۲۸۵)	جنسیت: زن
-۰/۱۰۷*** (۰/۴۳۸)	۱۹/۸۱۵*** (۰/۵۶۶)	۱۸/۳۸۸*** (۰/۵۵۲)	۱۸/۱۷۹*** (۰/۵۳۱)	کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰
۰/۷۵۲*** (۱/۱۷۸)	۱/۸۶*** (۰/۷۴۴)	۲/۵۹۲*** (۰/۷۴۱)	۳/۳۲۹*** (۰/۷۲۵)	کووید ۱۹ × زنان
۶/۰۲۶*** (۰/۲۹۹)	۱/۸۶۱*** (۰/۲۶۸)	-۰/۰۷۴ (۰/۲۲۰)		وضعیت تحصیل: باسواد
				مدرک تحصیلی: دیپلم
-۲/۵۶۷*** (۰/۳۱۲)	-۱/۳۲۷*** (۰/۲۹۰)	-۲/۲۶*** (۰/۲۷۹)		سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲
۵/۴۸۳*** (۰/۵۲۹)	۶/۳۴۶*** (۰/۵۰۴)	۶/۳۳۳*** (۰/۵۰۱)		کاردانی و کارشناسی
۷/۳۷۲*** (۱/۲۷۱)	۸/۸۳۸*** (۱/۲۳۰)	۹/۸۶۱*** (۱/۲۴۴)		دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی
				وضعیت زناشویی: دارای همسر
۰/۹۸۲*** (۰/۳۵۰)	-۰/۹۶۵*** (۰/۲۷۶)			بدون همسر بر اثر فوت همسر
۲/۳۸۶ (۱/۶۵۱)	۱/۶۱۴ (۱/۶۳۲)			بدون همسر بر اثر طلاق
۷/۴۴۹*** (۰/۳۳۲)	۳/۸۶۲*** (۰/۳۰۱)			هرگز ازدواج نکرده
۰/۱۷۶* (۰/۰۰۸)				سن
-۲/۸۳۹*** (۰/۵۲۲)	-۲/۸۷۸*** (۰/۴۴۰)	۰/۳۱۸*** (۰/۳۵۱)	-۱/۲۷۹*** (۰/۱۷۸)	عرض از مبدأ

تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران.../ زهرا یوسف‌زاده روشن و همکاران ۱۷۷

سال	بله	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۲۸,۷۸۹	۲۶,۹۲۱	۲۶,۹۲۱	۱۹,۶۹۱
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۱۸	۰/۲۳۱	۰/۲۴۴	۰/۲۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار مستحکم هستند.

*** $P < ۰/۰۰۱$, ** $P < ۰/۰۰۵$, * $P < ۰/۰۱$

گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

پیوست ب

جدول ب-۱. نتایج تحلیل حساسیت افراد ساکن شهر، با استفاده از مدل لاجیت: اثرات نهایی

متغیر وابسته: شاغل بودن				
متغیر مستقل				شهری
جنسیت: زن	۰/۰۳۰*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۵*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۵*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۰)
کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰	۰/۰۲۰*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۹*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۷*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۷*** (۰/۰۰۰)
کووید ۱۹ × زنان	۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۰*** (۰/۰۰۱)
وضعیت تحصیل: باسواد		۰/۰۱۱*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۴۵*** (۰/۰۰۰)
مدرک تحصیلی: دیپلم				
سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲		۰/۰۱۸*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۴*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۸*** (۰/۰۰۰)
کاردانی و کارشناسی		۰/۰۴۱*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۰*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۰*** (۰/۰۰۰)
دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی		۰/۰۳۶*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۹*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۳۲*** (۰/۰۰۰)
وضعیت زناشویی: دارای همسر				
بدون همسر بر اثر فوت همسر				۰/۰۳۳*** (۰/۰۰۱)
بدون همسر بر اثر طلاق				۰/۰۶۱*** (۰/۰۰۰)
هرگز ازدواج نکرده				۰/۰۷۴*** (۰/۰۰۰)
سن				۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰)

عرض از مبدأ	۲/۵۸۶*** (۰/۰۰۰)	۲/۴۳۱*** (۰/۰۰۰)	۳/۲۴۶*** (۰/۰۰۱)	۲/۸۲۱*** (۰/۰۰۱)
سال	بله	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۷۵۷،۷۶۳	۷۱۷،۳۳۹	۷۱۷،۲۹۹	۵۳۱،۳۴۷
احتمال ورود	-۸۲،۸۵۸،۹۴۹	-۷۸،۲۶۳،۵۸۴	-۷۵،۴۶۱،۹۵۴	-۶۹،۳۱۳،۲۹۳
شبه ضریب تعیین	۰/۰۰۵	۰/۰۱۹	۰/۰۵۴	۰/۰۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار مستحکم هستند.

$$*** P < ۰/۰۰۱, ** P < ۰/۰۰۵, * P < ۰/۰۱$$

گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

جدول ب-۲. نتایج تحلیل حساسیت افراد مناطق روستا با استفاده از مدل لاجیت: اثرات نهایی

متغیر وابسته: شاغل بودن				
متغیر مستقل		روستایی		
جنسیت: زن	۰/۰۰۰*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۳*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۳*** (۰/۰۰۱)
کووید ۱۹: ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰	۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۱*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۱*** (۰/۰۰۱)
کووید ۱۹ × زنان	۰/۰۰۰*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۰*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۲)
وضعیت تحصیل: باسواد		۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۲۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۲۲*** (۰/۰۰۱)
مدرک تحصیلی: دیپلم				
سوادآموزی، ابتدایی، راهنمایی و متوسطه و متوسطه ۲		۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۱)
کاردانی و کارشناسی		۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۱)
دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی		۰/۰۱۹*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۱۸*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۱۸*** (۰/۰۰۳)
وضعیت زناشویی: دارای همسر				
بدون همسر بر اثر فوت همسر			۰/۰۱۶*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۱۶*** (۰/۰۰۲)
بدون همسر بر اثر طلاق			۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۳)

هرگز ازدواج نکرده				*** -۰/۰۱۵ (۰/۰۰۱)	*** -۰/۰۱۵ (۰/۰۰۰)
سن				*** ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰)	
عرض از مبدأ	*** ۳/۴۷۳ (۰/۰۰۰)	*** ۳/۶۲۱ (۰/۰۰۱)	*** ۳/۷۶۰ (۰/۰۰۲)	*** ۳/۷۶۰ (۰/۰۰۲)	*** ۳/۷۶۰ (۰/۰۰۲)
سال	بله	بله	بله	بله	بله
اندازه نمونه	۷۳۵،۴۱۵	۶۹۵،۴۹۷	۵۱۳،۰۱۹	۵۱۳،۰۱۹	۵۱۳،۰۱۹
احتمال ورود	-۳۰،۹۱۳،۰۲۰	-۲۹،۰۰۹،۲۷۲	-۲۵،۸۶۲،۷۸۷	-۲۵،۸۶۲،۷۸۷	-۲۵،۸۶۲،۷۸۷
شبه ضریب تعیین	۰/۰۰۵	۰/۰۰۸	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار مستحکم هستند.

*** $P < ۰/۰۰۱$, ** $P < ۰/۰۰۵$, * $P < ۰/۰۱$

گروه پایه برای متغیر جنسیت، وضعیت سواد، مدرک تحصیلی و وضعیت زناشویی به ترتیب زنان، افراد باسواد، دیپلم و دارای همسر هستند.

منابع

۱. کریمی، محمد شریف، حشمتی دایاری، الهام و شهاب، آزاده. (۱۳۹۹). اندازه‌گیری دورکاری و شوک عرضه نیروی کار ناشی از بحران کرونا در ایران. *اقتصاد و توسعه*، ۱۱ (۲)، ۱۸۰-۱۵۵.
۲. طاهرپور، جواد، رجبی، فاطمه، میرزایی، حجت‌الله و سهیلی، حبیب (۱۴۰۰). اثرات همه‌گیری ویروس کرونا بر بازار کار ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۱ (۸۱)، ۱۵۵-۱۹۶.
۳. طاهری نمپیل، ابراهیم (۱۳۹۹). بررسی پیامدهای ویروس کرونا بر اقتصاد ایران و جهان. *حکمرانی متعالی*، ۲، ۱۸۱-۱۷۱.
۴. منتی، حسین (۱۳۹۹). بررسی اثرات ویروس کرونا- کووید ۱۹ بر اقتصاد جهانی. *علمی-تخصصی*، ۲ (۱)، ۱۶۳-۱۸۱.
۵. یوسفی، کوثر و منیژه، پورمحمدی (۱۳۹۹). اپیدمی در بازار کار: شواهدی از ایران. *علمی-پژوهشی*، ۴ (۴)، ۹۴-۶۹.
6. Abdel-Rahman, S., Awwad, F. A., Qasim, M., & Abonazel, M. R. (2023). New Evidence of Gender Inequality during COVID-19 Outbreak in the Middle East and North Africa. *Heliyon*, 9(7), 1-22.

7. Abraham, R., Basole, A., & Kesar, S. (2022). Down and Out? The Gendered Impact of the Covid-19 Pandemic on India's Labour Market. *Economia Politica*, 39(1), 1-28.
8. Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., & Rauh, C. (2020). The Large And Unequal Impact of COVID-19 on Workers. *VoxEU. org*, 8, 1309-1373.
9. Albanesi, S., & Kim, J. (2021). The Gendered Impact of the COVID-19 Recession on the US Labor Market. *National Bureau of Economic Research*, w28505, 1-37.
10. Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). The Impact of COVID-19 on Gender Equality. *National Bureau of Economic Research*, w26947, 1-37.
11. Statistical Center of Iran. (2022). Retrieved from <https://www.amar.org.ir/niru#55851005>
12. Amuedo-Dorantes, C., Marcén, M., Morales, M., & Sevilla, A. (2020). COVID-19 School Closures and Parental Labor Supply in the United States. *IZA Discussion Paper*, 13827, 1-41.
13. Andrew, A., Cattan, S., Costa Dias, M., Farquharson, C., Kraftman, L., Krutikova, S., & Sevilla, A. (2022). The Gendered Division of Paid and Domestic Work under Lockdown. *Fiscal Studies*, 43(4), 325-340.
14. Barrero, J. M., Bloom, N., & Davis, S. J. (2020). The Future of Working from Home. *Paper in Progress Presented at the World Bank, July*, 1-68.
15. Bell, D. N., & Blanchflower, D. G. (2020). US and UK Labour Markets Before and During the Covid-19 Crash. *National Institute Economic Review*, 252, 1-33.
16. Benzeval, M., Burton, J., Crossley, T. F., Fisher, P., Jackle, A., Low, H., & Read, B. (2020). Understanding Society COVID-19 Survey, April Briefing Note: the Economic Effects. *Working Paper*, 10, 1-19.
17. Bluedorn, J., Caselli, F., Hansen, N. J., Shibata, I., & Tavares, M. M. (2023). Gender and Employment in The COVID-19 Recession: Cross-Country Evidence on "She-Cessions". *Labour Economics*, 81, 87-106.
18. Borjas, G. J., & Van Ours, J. C. (2010). *Labor Economics*. Boston: McGraw-Hill/Irwin.
19. Ozili, P., & Arun, T. (2020). Spillover of COVID-19: Impact on the Global Economy. *MPRA*, 99850, 1-28.
20. Cao, X., Zhang, D., & Huang, L. (2020). The Impact of COVID-19 Pandemic on Gig Economy Labor Supply. *NYU Stern School of Business*, Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3666725>

21. Karimi, M. Sh., & Heshmati Dayari, E., & Shahab, A. (2019). Measuring Remote Work and Labor Supply Shock Caused by the Corona Crisis in Iran. *Economics and Modeling*, 11(2), 155-180 (In Persian).
22. Cortes, G. M., & Forsythe, E. (2023). Heterogeneous Labor Market Impacts of the COVID-19 Pandemic. *ILR Review*, 76(1), 30-55.
23. Couch, K. A., Fairlie, R. W., & Xu, H. (2022). The Evolving Impacts of the COVID-19 Pandemic on Gender Inequality in the US Labor Market: The COVID Motherhood Penalty. *Economic Inquiry*, 60(2), 485-507.
24. Del Rio-Chanona, R. M., Mealy, P., Pichler, A., Lafond, F., & Farmer, J. D. (2020). Supply and Demand Shocks in the COVID-19 Pandemic: An Industry and Occupation Perspective. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(Supplement_1), 94-137.
25. Gallant, J., Kroft, K., Lange, F., & Notowidigdo, M. J. (2020). Temporary Unemployment and Labor Market Dynamics during the COVID-19 Recession. *National Bureau of Economic Research*, w27924, 1-45.
26. International Labor Organization . (2022). Retrieved from www.ilo.org
27. Kapoor, R. (2020). COVID-19 and the State of India's Labour Market. *ICRIER Policy Series*, 18(1), 1-7.
28. Klasen, S. (2018). The Impact of Gender Inequality on Economic Performance in Developing Countries. *Annual Review of Resource Economics*, 10, 279-298.
29. Lee, G., & Warner, M. (2007). *The Political Economy of the SARS Epidemic: The Impact on Human Resources in East Asia*. New York: Routledge.
30. Menati, H. (2019). Investigating the Effects of Corona Virus-Covid 19 On The World Economy. *Scientific-Specialist*, 2(1), 163-181 (In Persian).
31. Mongey, S., & Weinberg, A. (2020). Characteristics of Workers in Low Work-From-Home and High Personal-Proximity Occupations. *Becker Friedman Institute for Economic White Paper*, 509-526.
32. Radulescu, C. V., Ladaru, G. R., Burlacu, S., Constantin, F., Ioanăș, C., & Petre, I. L. (2020). Impact of the COVID-19 Pandemic on the Romanian Labor Market. *Sustainability*, 13(1), 271, 1-23.
33. Stuart, H. (2023). The Effects of Political Affiliation on Changes in Labor Force Participation, Marriage, and Fertility Rates of Women in the United States During the COVID-19 Pandemic. Retrieved from https://scholarship.claremont.edu/cmc_theses/3217/

34. Taheri Namhil, I. (2019). Examining the Consequences of the Corona Virus on The Economy of Iran and the World. *Hokmrani Motaala*, 2, 171-181 (In Persian).
35. Tahirpour, J., Rajabi, F., Mirzaei, H., & Soheili, H. (1400). The Effects of the Corona Virus Epidemic on Iran's Labor Market. *Economic Journal*, 21(81), 155-196 (In Persian).
36. Van Barneveld, K., Quinlan, M., Kriesler, P., Junor, A., Baum, F., Chowdhury, A., & Rainnie, A. (2020). The COVID-19 Pandemic: Lessons on Building More Equal and Sustainable Societies. *The Economic and Labour Relations Review*, 31(2), 133-157.
37. Viollaz, M., Salazar-Saenz, M., Flabbi, L., Bustelo, M., & Bosch, M. (2022). The COVID-19 Pandemic in Latin American and Caribbean Countries: The Labor Supply Impact by Gender. *IZA Discussion Paper*, 15091, 1-45.
38. World Bank. (2022). Retrieved from <https://www.worldbank.org>
39. Yousefi, K., Pilvar, H., & Farajnia, S. (2022). The Heterogeneous Effect of COVID-19 on the Gender Gap in Iran. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 29(4), 1192-1212.
40. Yousefi, K., & Pourmohammadi, M. (2021). Epidemic in the Labor Market: Evidence from Iran. *Scientific-Research*, 4(4), 69-94 (In Persian).



University of Tehran Press

Economic Research

Online ISSN: 2588-6118

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

The Impact of the COVID 19 on Female Labor Supply in Iran

Zahra Yousefzadeh Roshan^a , Ali Jadidzadeh^a , Homa Esfahanian^{a,*} 

a. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran

* Corresponding author

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:

Received: 2023-09-23

Received in revised: 2024-01-07

Accepted: 2024-01-12

Published online: 2024-02-28

Keywords:

*Covid19,
Employment of Women,
Labor Force*

JEL Classification:

D1, J2, J21, J64.

ABSTRACT

Women's participation in the labor market plays an essential role in economic development and strengthening social progress. However, the Covid-19 pandemic has affected unprecedented challenges for women's participation in the labour market.

This article examines the effect of the covid-19 epidemic on the supply of women's labor in Iran. We used the survey data set published by the Statistics Center from 2017 to 2020 to assess the disproportionate effects of the recession caused by the coronavirus epidemic on women's job search duration and employment probability in Iran. To estimate the results, Ordinary least squares and logit models were used. The findings indicate that women allocated more time to search for suitable jobs during the coronavirus epidemic to before the epidemic. Additionally, the likelihood of women being employed during the Covid19 epidemic compared to men has slightly decreased compared to two years before this pandemic.

Yousefzadeh Roshan, Z., Jadidzadeh, A., & Esfahanian, H. (2024). The Impact of the COVID19 on Female Labor Supply in Iran. *Journal Economic Research*, 59(1) 151-177.



©The Author(s)

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2024.365092.1008853>



University of Tehran Press

Economic Research

Online ISSN: 2588-6118

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

Investigating the Effect of Exchange Rate on Herd Behavior in Tehran Stock Exchange: Application of FAVAR Approach

Elham Mohammadi^{a,*} , Sajjad Niazi^a , Mohsen Mehara^a 

a. Department of Financial Economics, Alborz Campus, University of Tehran, Tehran, Iran

* Corresponding author

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	In the last 10 years, we have witnessed two major crises in the Iranian exchange market. During this period, Rial has lost substantial part of its value against USD and led into many economic problems. Another observation that exists during this period is the increase in herd behavior in the stock market. The simultaneity of these phenomena brings to mind the question of whether the exchange rate can be the cause of herd behavior in the stock market. In this study, an attempt has been made to provide a suitable answer to this question by using comprehensive modeling approach based on FAVAR. In order to achieve this goal, seasonal data of 62 economic variables of Iran and the world have been used between 1380 and 1400; Also, since herd behavior is an unobservable variable, in the first step, using the method proposed by Huang and Salmon (2004), this variable was quantified, and then in the second step, the effect of the exchange rate on this variable was examined in the form of the FAVAR model. The results show that herd behavior has intensified in the stock market in the last decade and reached its peak in 2018 and 2019. Also, the results of Impulse Response Functions and Variance Decomposition analysis show that the exchange rate has a relatively high contribution in explaining the forecast error variance and for several periods it significantly leads to the increasing of herd behavior. The sensitivity analysis regarding the number of factors indicates the robustness of the results and emphasizes the positive effect of the exchange rate on the herd behavior of the stock market
Article history:	
Received: 2023-09-15	
Received in revised: 2024-01-12	
Accepted: 2024-01-27	
Published online: 2024-02-28	
Keywords: <i>Exchange Rate, FAVAR Approach, Herd Behavior, Stock Market.</i>	
Mohammadi, E., Niazi, S., & Mehara, M. (2024). Investigating the Effect of Exchange Rate on Herd Behavior in Tehran Stock Exchange: Application of FAVAR Approach. <i>Journal Economic Research</i> , 59(1), 117-149.	
	
© The Author(s) Publisher: University of Tehran Press.	
DOI: http://doi.org/10.22059/JTE.2024.96252	



University of Tehran Press

The Pursuit of Happiness: the Structure of Happiness Based on Economic and Non-Economic Factors

Taha Shishegari^{a,*} , Farhad Ghaffari^a 

a. Department of Economics, School of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	Relying on the objective utility and measuring the level of happiness of people based on their choices is related to homo-economicus and a limited definition of human, which has been used as a presupposition by conventional theories in economics for years. Many studies show the deviation of reality and experimental data from the predictions of standard theories about happiness. In this study, we will try to introduce a structure for happiness so that in addition to considering the economic aspects, the effect of other fields on people's perception of happiness or subjective well-being can be determined. Based on the attitude of behavioral economics, we have re-examined utility and happiness, due to the data collected from 192 students in different grades of university. We have confirmed a structure for happiness, which is related to the psychological well-being. Economic well-being, social well-being and physical well-being also affects happiness indirectly through psychological well-being. This study is interdisciplinary research, which seeks to expand the conventional economic theories by replacing the real human being instead of the homo-economicus. The results show that the main source of people's happiness is their psychological well-being, and in psychological well-being, the most important factor is physical well-being. The second and third order goes to social well-being and economic well-being. Income or economic factors, which is the main in determining people's happiness in conventional prospect, is only one of the determining factors of psychological well-being, which happiness originates from.
Article history: Received: 2023-10-07 Received in revised: 2024-01-13 Accepted: 2024-01-16 Published online: 2024-02-28	
Keywords: <i>Behavioral Economics,</i> <i>Economic Factors,</i> <i>Happiness,</i> <i>Non-Economic Factors,</i> <i>SEM.</i>	
JEL Classification: <i>A12, D01, D60.</i>	

Shishegari, T., & Ghaffari F. (2024). The Pursuit of Happiness: the Structure of Happiness Based on Economic and Non-Economic Factors. *Journal Economic Research*, 59(1), 81-116.



© The Author(s)

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: DOI:10.22059/JTE.2024.366331.1008860



University of Tehran Press

Investigating Factors Affecting Homicide with Emphasis on Economic Variables and Gender Equality

Marzieh Shakeri HosseinAbad^a  , Zahra Nasrollahi^{a,*}  

a. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran

* Corresponding author

Article Info

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 2023-03-16

Received in revised: 2024-01-29

Accepted: 2024-02-14

Published online: 2024-02-28

Keywords:

Education,
Gender Equality,
Homicide,
Labor Market,
Provinces of Iran.

JEL Classification:

I24, B54, R23.

ABSTRACT

Gender inequality, due to the unequal access of women and men to the facilities and opportunities in the society, brings various consequences. One of the negative consequences of inequality is that it increases the possibility of people under inequality will face violence in society. Because on the one hand, this people usually do not have the necessary self-confidence to face the threats in the society due to incorrect beliefs such as being worthless, and on the other hand, these incorrect beliefs at the level of society facilitates violence against people under inequality. In this research, the reason for the effect of gender inequality on homicide is explained in the literature, Then the effect of the absolute status of women in terms of education, the effect of their relative position in the dimensions of education and the labor market (gender equality) is investigated on homicide. For this purpose, the data of the provinces of Iran during the years 2016-2020 and the panel data approach is used. The findings of this study indicate that the rate of homicide decreases with the improvement in the absolute status of women in the education sector. In addition, the gender equality in terms of participation in the labor market and obtaining job positions has led to a decrease in homicide in the provinces. The results demonstrate that the possibility of adjusting the social harm of homicide by paying more attention to the position of women in society, which can be considered by policy makers.

Shakeri HosseinAbad, M., & Nasrollahi, Z. (2024). Investigating Factors Affecting Homicide with Emphasis on Economic Variables and Gender Equality. *Journal Economic Research*, 59(1), 53-80.



©The Author(s)

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2024.96251>



University of Tehran Press

The Effect of Monetary Policy on Macroeconomic Stability in Iran In Behavioral and Conventional New Keynesian Models

Mahsa Bagherzadeh^a , Zahra Afshari^{a,*} , Hossein Tavakolian^b 

a. Department of Economics, Faculty of the Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

b. Department of Business Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Article Info

ABSTRACT

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 2024-01-15

Received in revised: 2024-02-04

Accepted: 2024-02-14

Published online: 2024-03-15

Keywords:

*Bayesian Estimation
Finite-horizon Planning,
learning,
Monetary Policy,
New Keynesian Model.*

JEL Classification:

C11, E52, E70.

In this article, we have evaluated the capability of several New Keynesian models with behavioral characteristics in forecasting the effects of a monetary policy shock. We have considered the assumption of bounded rationality, taking into account agents' learning and finite horizon planning. The estimation of the models was conducted using the Bayesian approach within the framework of the dynamic stochastic general equilibrium. We used seasonal data from the Iranian economy covering the period 1988:2-2023:1. Our results indicate several important findings. Firstly, the New Keynesian model, which incorporates finite horizon planning, is more compatible with the data. Secondly, we found that in response to a monetary shock, finite horizon models exhibit less fluctuations and are more persistent compared to the Canonical New Keynesian model. This is due to the slow learning of agents from past experiences. As a result, the central bank reacts less aggressively to inflation and output fluctuations in finite horizon models compared to the Canonical New Keynesian model. Overall, our findings suggest that incorporating bounded rationality and finite horizon planning in New Keynesian models improves their ability to forecast the effects of monetary policy shocks in the Iranian economy.

Bagherzadeh, M., Afshari Z., & Tavakolian, H. (2024). The Effect of Monetary Policy on Macroeconomic Stability in Iran In Behavioral and Conventional New Keynesian Models. *Journal Economic Research*, 59(1), 21-51.



©The Author(s)

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2024.95996>



University of Tehran Press

Investigating Economic Prosperity and Recession in 2011 and 2016 Based on Capital Ratios in the National Dynamic Input-Output Model

Maryam Amini^a , Nematolla Akbari^{a,*} 

a. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

* Corresponding author

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:

Received: 2023-03-01

Received in revised: 2023-09-11

Accepted: 2023-09-19

Published online: 2024-03-15

Keywords:

Capital,
Dynamic Analysis,
Input-output Model.

JEL Classification:

C67, C61, E22.

ABSTRACT

One of the conventional methods to check the economic boom and recession is to use the cross-sector capital matrix. This matrix is one of the important components of the national dynamic input-output table. However, due to the unavailability of the capital matrix at the national level, it is practically not possible to carry out this type of analysis. Therefore, the current research has extracted the inter-sector capital matrix with the help of available data and by presenting some simplifying assumptions due to the absence of statistical data. The purpose of the current research is to investigate the economic boom and recession with the help of inter-sector capital matrix. Therefore, the dynamic input-output tables for the years 2011 and 2016 have been extracted from the static input-output tables of the same years. The results show that we have seen economic prosperity in both years.

Amini, M., & Akbari, N. (2023). Investigating Economic Prosperity and Recession in 2011 and 2016 Based on Capital Ratios in the National Dynamic Input-output Model. *Journal Economic Research*, 59(1), 1-20.



© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: <http://doi.org/10.22059/JTE.2023.356151.1008797>

Economic Research

Editor

Teymur Rahmani

Associate Professor, University of Tehran, Iran

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran, Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran, Iran
Ebadi, Jafar	Associate Professor, University of Tehran, Iran
Jabalameli, Farkhondeh	Associate Professor, University of Tehran, Iran
Keshavarz, Gholamreza	Associate Professor Sharif University of Technology, Iran
Khiabani, Naser	Associate Professor, Allameh Tabataba'i University, Iran
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran, Iran
Kordbacheh, Hamid	Associate Professor, Al Zahra University, Iran
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF, USA
Monjazebeh, Mohammadreza	Associate Professor, Kharazmi University, Iran
Nadri, Kamran	Associate Professor, Imam Sadegh University, Iran
Salehi Esfahani, Hadi	Professor, University of Illinois at Urbana, Champaign, USA
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran, Iran
Sobhani, Hassan	Professor, University of Tehran, Iran

Referees:

Ghahreman Abdoli (Ph.D), Hamidreza Arbab (Ph.D), Karim Azarbayjani (Ph.D), Sajad Barkhordari (Ph.D), Mehdi Daraby (Ph.D), Gholamreza Keshavarz (Ph.D), Zahra Khoshnoud (Ph.D), Meysam Khosravi (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Kamran Nadri (Ph.D), Ebrahim Rezaei (Ph.D), Atiyeh Vahidmanesh (Ph.D)

Published by University of Tehran
P. O. Box 14155-6445
Tehran, Islamic Republic of Iran



University of Tehran Press

Economic Research

Online ISSN: 2588-6118

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

Vol. 59, No. 1, Spring 2024

ISSN 0039-8969

**Investigating Economic Prosperity and Recession in 2011 and 2016
Based on Capital Ratios in the National Dynamic Input-Output Model/**

Maryam Amini, Nematolla Akbari 1

**The Effect of Monetary Policy on Macroeconomic Stability in Iran In
Behavioral and Conventional New Keynesian Models/**

Mahsa Bagherzadeh , Zahra Afshari, Hossein Tavakolian..... 2

**Investigating Factors Affecting Homicide with Emphasis on Economic
Variables and Gender Equality/**

Marzieh Shakeri HosseinAbad, Zahra Nasrollahi..... 3

**The Pursuit of Happiness: the Structure of Happiness Based on
Economic and Non-Economic Factors/**

Taha Shishegari, Farhad Ghaffari. 4

**Investigating the Effect of Exchange Rate on Herd Behavior in Tehran
Stock Exchange: Application of FAVAR Approach/**

Elham Mohammadi, Sajjad Niazi , Mohsen Mehrara 5

The Impact of the COVID 19 on Female Labor Supply in Iran/

Zahra Yousefzadeh Roshan, Ali Jadidzadeh, Homa Esfahanian 6

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445