

## دوره ۵۹، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۳، شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۳۹

۱۷۹-۲۰۳	مالیات تورمی و رفاه در اقتصاد ایران طی پنج دهه/ محمد عبدی سیدکلایی، شهریار زروکی، مارال مهیمینی
۲۰۴-۲۳۰	تحلیل رقابت‌پذیری در صنعت بیمه ایران با استفاده از مدل پانزار-راس/ لیلی نیاکان، نوید امینی، توحید فیروزان سرنقی
۲۳۱-۲۵۲	بررسی زمان-فرکانس سرریز میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در اقتصاد ایران/ سهیل رودری، اسماعیل جلیلی، امیر منصور طهرانچیان
۲۵۳-۲۷۹	محاسبه مالیات بهینه تأمین اجتماعی با استفاده از مدل همپوشانی نسلی (OLG) و شبیه‌سازی اثرات آن بر منابع و مصارف تأمین اجتماعی/ زینب قیائی آرانی، مجید صامتی، نعمت‌اله اکبری
۲۸۰-۳۲۶	مروری بر مدل‌سازی قیمت مسکن (چارچوب‌های ملی و منطقه‌ای)/ ناصر خیابانی، سلاله توسلی
۳۲۷-۳۶۱	تحلیل تأثیر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران: با تأکید بر نقش ناترازی بودجه دولت/ احمدرضا احمدی، فرخنده جبل عاملی، قهرمان عبدلی

دانشکده اقتصاد - دانشگاه تهران

Email: [tahghighat@ut.ac.ir](mailto:tahghighat@ut.ac.ir)

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

## دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز  
دانشکده اقتصاد

مدیر مسئول  
محسن مهرآرا

سر دبیر  
تیمور رحمانی

امور اجرایی  
سیده حمیده میرحسین زاده

**هیأت تحریریه:** حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، فرخنده جبل عاملی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسن سبحانی (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)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، عباس میرآخور (استاد و مدیر اجرایی صندوق بین المللی پول).

### داوران این شماره:

محسن ابراهیمی، فرخنده جبل عاملی، علی جدیدزاده، علیرضا ذقیقی اصل، تیمور رحمانی، علی سوری، قهرمان عبدلی، غلامرضا کشاورز حداد، وحید ماجد، محسن مهرآرا، علی نصیری اقدم، عبدالناصر همتی.

---

به استناد بند ج تبصره ۳۶ قانون بودجه سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره ۳۴ قانون بودجه سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه 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,

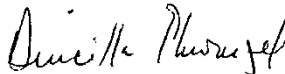
Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (JEL). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in JEL on CD, e-JEL, and EconLit.

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](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

### الف: از لحاظ محتوا

- ۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.
- ۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.
- ۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.
- ۴- قبلاً برای هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی ارسال و یا در هیچ یک از آن‌ها چاپ نشده باشد. (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این مجله از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمایید. در غیراین صورت از پذیرش مقالات بعدی معذوریم)

### ب: از لحاظ شکل ظاهری

- ۱- مقاله باید حاوی نام و نام خانوادگی، وابستگی شغلی (Affiliation)، آدرس و ایمیل (نویسندگان) به هر دو زبان فارسی و انگلیسی باشد. هم‌چنین باید نویسنده مسئول به‌صورت پانویس مشخص گردد.
- ۲- پس از عنوان و مشخصات نویسندگان، چکیده به هر دو زبان فارس و انگلیسی و با حداقل ۸۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه آورده شود.
- ۳- پس از چکیده، واژه‌های کلیدی و طبقه‌بندی JEL (فارسی و انگلیسی) آورده شود. تعداد واژه‌های کلید حداقل ۳ و حداکثر ۷ کلمه باشد.
- ۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌میترا ۱۳ و لاتین Time New Roman 11 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 به‌صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به‌صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به‌جای ممیز استفاده نشود.
- ۵- فهرست منابعی که مورد استفاده قرار گرفته با رعایت الگوی ارجاع دهی APA و ذکر شماره و ترتیب حروف الفبا به‌صورت زیر درج شود:  
برای نمونه از سایت زیر استفاده شود:

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

- الف) کتاب تألیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام نویسنده، (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.
  - ب) کتاب تألیف شده با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ... و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.
  - ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مؤلف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام و نام خانوادگی مترجم). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).
  - د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات (هـ) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ... و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.
- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.
- برای دریافت توضیحات بیشتر به سایت مجله <http://jte.ut.ac.ir> مراجعه فرمایید.

### **ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصلنامه**

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

### **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 تا پس از مراجعه به سایت مجله و کلیک بر روی بخش (ارسال مقاله)، ابتدا ثبت‌نام نموده و سپس مطابق با راهنمای موجود در سایت، مقاله خود را بارگذاری نمایید. بدیهی است به هیچ یک از مقالاتی که از روش‌های دیگر برای مجله فرستاده می‌شوند، ترتیب اثر داده نخواهد شد.

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

## فهرست مطالب

صفحه	عنوان
۱۷۹-۲۰۳	مالیات توری و رفاه در اقتصاد ایران طی پنج دهه/ محمد عبدی سیدکلایی، شهریار زروکی، مارال مهمی
۲۰۴-۲۳۰	تحلیل رقابت‌پذیری در صنعت بیمه ایران با استفاده از مدل پانزار-راس/ لیلی نیاکان، نوید امینی، توحید فیروزان سرنقی
۲۳۱-۲۵۲	بررسی زمان-فرکانس سرریز میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در اقتصاد ایران/ سهیل رودری، اسماعیل جلیلی، امیر منصور طهرانچیان
۲۵۳-۲۷۹	محاسبه مالیات بهینه تأمین اجتماعی با استفاده از مدل همپوشانی نسلی (OLG) و شبیه‌سازی اثرات آن بر منابع و مصارف تأمین اجتماعی/ زینب قبائی آرانی، مجید صامتی، نعمت‌اله اکبری
۲۸۰-۳۲۶	مروری بر مدل‌سازی قیمت مسکن (چارچوب‌های ملی و منطقه‌ای)/ ناصر خیابانی، سلاله توسلی
۳۲۷-۳۶۱	تحلیل تأثیر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران: با تأکید بر نقش ناترازی بودجه دولت/ احمدرضا احمدی، فرخنده جبل عاملی، قهرمان عبدلی








University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

## Tax Inflation and Welfare in Iran over Five Decades

Mohammad Abdi Seyyedkolae<sup>\*1</sup>  , Shahryar Zaroki<sup>2</sup>  ,  
Maral Mohaimeni<sup>1</sup> 

1. Department of Theoretical Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

2. Department of Energy Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

\* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p><b>Article Type:</b> Research Article</p> <p><b>Article History:</b> <b>Received:</b> 1402-09-11 <b>Revised:</b> 1402-11-16 <b>Accepted:</b> 1402-12-29 <b>Published:</b> 1403-08-01</p> <p><b>Keywords:</b> <i>Asymmetric Approach, Economic Welfare, Iran, Tax Inflation.</i></p> <p><b>JEL Classification:</b> <i>C22, C50, D60, E31, I31.</i></p>	<p>The purpose of the current research is to explain the effect of inflation tax on economic welfare in a symmetrical and asymmetrical approach. In this way, firstly, economic welfare was calculated using the composite index of welfare based on four dimensions of average flow of consumption, wealth or accumulation of production reserves, income inequality, and economic security over five decades. The results of the data description show that after the war and in the 1990s with the adoption of policies for the development of the country, the economic prosperity increased, and this trend continued in the 2000s due to the single rate of the exchange rate and creation of currency reserve account. In the 2010s, economic prosperity decreased due to the intensification of economic sanctions and increased inflation and recession. In the next part of the research, the symmetric and asymmetric estimation of the model based on the Linear and Non-Linear Autoregressive Distributed Lag model was carried out from 1971 to 2021. The long-term results of estimating the model in a linear (symmetric) approach indicate that the inflation tax has a negative effect on economic welfare. In the non-linear (asymmetric) approach, this reverse effect was also confirmed, in such a way that increases in the inflationary tax affect economic well-being more than decreases in it. As expected, inflation has a negative and asymmetric effect on economic welfare, so that the inverse effect of increases in inflation on well-being is far more than decreases in it. Another finding is that unemployment has a negative effect and per capita income has a positive effect on economic welfare.</p>

Abdi Seyyedkolae, M., Zaroki, Sh., & Mohaimeni, M. (2024). Tax Inflation and Welfare in Iran over Five Decades. *Journal of Economic Research*, 59(2), 179-203.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.369064.1008875](https://doi.org/10.22059/jte.2024.369064.1008875)

## مالیات تورمی و رفاه در اقتصاد ایران طی پنج دهه

محمد عبدی سیدکلایی\*<sup>۱</sup>، شهریار زروکی<sup>۲</sup>، مارال مهیمنی<sup>۱</sup>

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۲. گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

\* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۱۱</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۱۶</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۹</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۸/۰۱</p> <p><b>کلیدواژه‌ها:</b> رفاه اقتصادی، مالیات تورمی، رهیافت نامتقارن، ایران.</p> <p><b>طبقه‌بندی JEL:</b> C22, C50, D60, E31, I31</p>	<p>هدف پژوهش حاضر تبیین اثر مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی در قالبی متقارن و نامتقارن است. برای این منظور، نخست، رفاه اقتصادی با استفاده از شاخص ترکیبی رفاه بر مبنای چهار بعد جریان متوسط مصرف، ثروت یا انباشت ذخایر تولیدی، نابرابری درآمد و امنیت اقتصادی طی پنج دهه محاسبه گردید. نتایج حاصل از توصیف داده‌ها نشان می‌دهد که پس از جنگ و در دهه هفتاد با اتخاذ سیاست‌هایی در جهت توسعه کشور رفاه اقتصادی روندی افزایشی داشته و این روند در در دهه هشتاد به دلیل تک نرخی شدن نرخ ارز و حساب ذخیره ارزی نیز ادامه یافته است. در دهه نود با شدت یافتن تحریم اقتصادی و افزایش تورم و رکود، رفاه اقتصادی کاهش یافته است. در بخش بعدی پژوهش، برآورد متقارن و نامتقارن الگو مبتنی بر رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی در دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۰ انجام شد. نتایج بلندمدت حاصل از برآورد الگو در قالب خطی (متقارن) حاکی از آن است که مالیات تورمی با اثر منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. در رهیافت غیرخطی (نامتقارن) نیز این اثر معکوس تأیید گردید، به نحوی که افزایش‌ها در مالیات تورمی بیش از کاهش‌ها در آن بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. تورم نیز مطابق با انتظار با اثری منفی و نامتقارن بر رفاه اقتصادی همراه است، به نحوی که اثر معکوس افزایش‌ها در تورم بر رفاه به مراتب بیش از کاهش‌ها در آن است. یافته دیگر آنکه بیکاری به طور منفی و درآمد سرانه به طور مثبت بر رفاه اقتصادی اثرگذار است.</p>

عبدی سیدکلایی، محمد؛ زروکی، شهریار و مهیمنی، مارال (۱۴۰۳). مالیات تورمی و رفاه در اقتصاد ایران طی پنج دهه. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۲)، ۱۷۹-۲۰۳.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.369064.1008875

## ۱- مقدمه

یکی از شاخص‌های رشد و پیشرفت یک کشور رفاه اقتصادی است. شاخصی که به درستی متأثر از ثبات و بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان است و فراز و فرود آن به روشنی دلالت بر بهبود و یا پسرفت وضعیت جامعه دارد. یکی از عواملی که به نظر می‌تواند این شاخص مهم اقتصادی را متأثر سازد تورم است. تورم در اقتصادهای در حال توسعه نظیر ایران منبث از کسری بودجه و به طور ویژه روش تأمین مالی این کسری‌ها در گذر زمان است. وجود کسری‌های بودجه مستمر و غیر مولد و البته تأمین مالی تورم‌زای آن، با ایجاد تورم‌های مزمن می‌تواند به شدت سطح رفاه اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا، رفاه اقتصادی می‌تواند به طور منفی از تأمین مالی مبتنی بر حق‌الضرب به عنوان یکی از شیوه‌های تأمین مالی کسری بودجه دولت در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران اثر بپذیرد. مالیات تورمی در اثر افزایش پول مازاد بر نیاز اقتصاد پدید می‌آید که سبب انتقال قدرت خرید پول از مردم به دولت می‌شود (خلیلی تیرتاشی، ۱۳۹۳). مالیات تورمی و نرخ تورم بالا و مزمن موجب کاهش رشد اقتصادی شده و بر توزیع مجدد درآمد و ثروت اثرگذار است و از این مجرا بر رفاه اقتصادی مؤثر است. از منظر دیگر، تورم نوعی مالیات نزولی است که اثرات آن به صورت نامتناسب اقشار کم درآمد جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (زرزکی و همکاران، ۱۴۰۰) و رفاه اقتصادی دهک‌های پایین را به شدت کاهش می‌دهد. با توجه به اهمیت رفاه اقتصادی در پژوهش حاضر تلاش شد تا نخست با استفاده از متغیرهای متعدد، رفاه اقتصادی تحت عنوان شاخص ترکیبی رفاه طی پنج دهه (۱۳۵۰-۱۴۰۰) محاسبه و فراز و فرودهای آن تبیین و تحلیل شود. دوم، ضمن بررسی اثر متقارن مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی، تلاش شد تا تحلیلی نامتقارن از اثرگذاری تبیین شود. در غالب مطالعات در این زمینه از الگوی خطی استفاده شده است که در آن اندازه اثرگذاری متغیر در روند افزایشی با روند کاهشی آن متفاوت نیست. به عبارتی دیگر، در یک برآورد خطی از تحلیل اثر مالیات تورمی و تورم بر رفاه اقتصادی، اثر مالیات تورمی و تورم بر رفاه به هنگام افزایش‌ها و کاهش‌ها در آنها یکسان فرض می‌شود. بدین مفهوم که اگر با افزایش مالیات تورمی (و تورم)، رفاه اقتصادی به میزان  $\varphi$  کاهش یابد آنگاه به صورت همزمان با کاهش مالیات تورمی (و تورم) رفاه اقتصادی به اندازه  $\varphi$  افزایش می‌یابد. ولی در واقعیت امکان تفاوت اثرگذاری در روند افزایشی و کاهشی وجود دارد و اندازه اثر افزایش‌ها در مالیات تورمی (و تورم) بر رفاه اقتصادی، به طور معناداری متفاوت از اندازه اثر کاهش‌ها در مالیات تورمی (و تورم) است. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر آزمون فرضیه نامتقارنی اثر این دو عامل بر رفاه اقتصادی است. برای این منظور، ضمن استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در قالب متعارف، الگوی پژوهش مطابق با مطالعه شین<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳)

تصریح و برآورد خواهد شد.

در این راستا، مقاله به این صورت تنظیم شده است که بعد از مقدمه در بخش دوم، ادبیات پژوهش با تأکید بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم، نخست، الگوی پژوهش مبتنی بر رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در دو قالب خطی (ممتقارن) و غیرخطی (نامتقارن) تصریح می‌شود و دوم، ضمن تشریح روش محاسبه شاخص رفاه اقتصادی، متغیرهای پژوهش توصیف می‌گردد. نتایج حاصل از برآورد الگو پژوهش در بخش چهارم ارائه و تبیین می‌شود. بخش پایانی، یافته‌های پژوهش و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی را تشکیل می‌دهد.

## ۲- ادبیات پژوهش

### ۲-۱- مبانی نظری پژوهش

واژه رفاه از لحاظ تاریخی با خوشبختی و سعادت مرتبط بوده است، در حالی که درک فعلی آن برای اولین بار در قرن بیستم پدیدار شد. مفهوم رفاه باید در بافت تاریخی و فرهنگی که در آن تعبیه شده است درک شود (گریو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸). توجه به رفاه اقتصادی موضوعی پر اهمیت است که همواره چالش‌انگیزترین مسائل دولت مردان می‌باشد. عوامل متعددی بر رفاه اقتصادی در جامعه اثرگذار می‌باشد که آن را به دو بخش عوامل مطلوب و عوامل نامطلوب تقسیم‌بندی می‌کنند. از عوامل مطلوب می‌توان به نرخ رشد اقتصاد، بهداشت، میزان با سوادی جامعه و درآمد ملی اشاره کرد. از عوامل نامطلوب می‌توان به نابرابری درآمد، بیکاری و تورم اشاره کرد (محمدی نشلی، ۱۳۹۴).

موضوع تورم و مالیات تورمی و تأثیر آن‌ها بر ابعاد مختلف اقتصاد جوامع مانند رفاه اقتصادی از مهم‌ترین مسائل مورد توجه اقتصاددانان می‌باشند و از سویی امروزه در همه کشورها، دولت یکی از مهم‌ترین نهادهای اقتصادی است که وظایف مختلفی را در عرصه اقتصادی انجام می‌دهد، بنابراین موضوع آثار و پیامدهای فعالیت‌های دولت یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصاد است. دای و مریمن<sup>۲</sup> (۲۰۰۰)، همچنین استدلال می‌کنند که رشد اقتصادی، توزیع درآمد، تورم و بیکاری مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی و اجتماعی هستند که تحت تأثیر فعالیت‌های دولت قرار دارند. فعالیت دولت در اقتصاد مستلزم هزینه‌هایی برای دولت‌هاست که باید به نحوی تأمین مالی شود. در بسیاری از موارد، تأمین مالی دولت به طور کامل امکان‌پذیر نیست؛ در این صورت، دولت‌ها با کسری بودجه مواجه هستند (دارماپالا<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۱). این بدان معناست که هزینه‌های دولت بیشتر از درآمدهای آن است. در صورت وجود کسری بودجه، نحوه تأمین کسری بودجه یکی از مهم‌ترین مشکلات دولت‌ها است که معمولاً با استقراض خارجی، استقراض از مردم، استقراض از سیستم بانکی و یا استقراض از بانک مرکزی صورت می‌گیرد (بکورت<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷).

1. Greve
2. Dye and Merriman
3. Dharmapala
4. Beckworth

کسری بودجه در کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، عمدتاً از طریق استقراض از بانک مرکزی و انتشار پول قدرتمند جدید تأمین می‌شود. دولت با افزایش پایه پولی، مقادیری از منابع حقیقی را در اختیار خود می‌گیرد و ضمن ایجاد درآمد برای خود، موجب تورم می‌شود. تورم، ارزش پولی را که مردم در اختیار دارند، کاهش می‌دهد. در چنین حالتی گرچه مردم به طور شفاف پولی بابت مالیات به دولت نمی‌پردازند و دولت صرفاً برای تأمین منابع مورد نیاز خود، پول چاپ کرده است، اما به دلیل کاهش ارزش پول در دست مردم، آن‌ها به طور ضمنی بابت نگهداری پول، مالیات می‌پردازند (خلیلی تیرتاشی، ۱۳۹۳). از آنجایی که درآمد دولت از طریق خلق پول با کاهش ارزش پول و کاهش قدرت خرید دارندگان پول از طریق فرآیند تورمی ایجاد می‌شود، این پدیده در ادبیات اقتصادی به مالیات تورمی معروف شده است، زیرا درآمدهای حاصل از دولت مانند مالیاتی است که بی سر و صدا بر صاحبان پول تحمیل شده است. مالیات‌هایی که بدون مجوز و چارچوب قانونی و تنها با استفاده از سازوکار تورم بر مردم تحمیل می‌کند. مالیات تورمی به دلیل نامرئی بودن از دید مردم مالیات پنهان نیز نامیده می‌شود (کوربا و تلس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹). تأمین مالی تورمی از یک طرف برای دولت درآمد ایجاد می‌کند و از طرف دیگر در رفتار بخش خصوصی اختلال ایجاد می‌کند (والش<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰). بنابراین به منظور تحلیل تأثیر مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی، براساس الگوی سیدراسکی<sup>۳</sup> (۱۹۶۷)، پول در تابع مطلوبیت عاملان اقتصادی وارد می‌شود تا از خدمات نقدینگی پول بهره‌مند شوند، از این رو در شرایط تورمی به دلیل انحراف از قاعده مقدار بهینه پولی فریدمن<sup>۴</sup> (۱۹۶۷)، قدرت خرید پول کاهش می‌یابد و عاملان اقتصادی کمتر از میزان مطلوب، پول نگهداری می‌کنند و از خدمات نقدینگی دارایی پولی کمتر بهره‌مند می‌شوند، در نتیجه باعث عدم تخصیص بهینه منابع و ایجاد هزینه رفاهی می‌شود. هزینه رفاهی ناشی از تورم به طور خطی با تورم افزایش می‌یابد و با اضافه کردن هزینه‌های دولت به مدل، هزینه رفاهی تورم کندتر از مدل بدون در نظر گرفتن دولت افزایش می‌یابد، و با در نظر گرفتن این موضوع که مالیات بر تورم هزینه رفاهی را افزایش می‌دهد ولی مالیات بر مصرف هزینه رفاهی را کاهش می‌دهد، به دولت‌ها توصیه می‌شود که از مالیات بر مصرف برای تأمین مالی هزینه‌های دولت استفاده شود (حسینی غفار<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۹).

در بررسی تأثیر مالیات تورمی بر تخصیص منابع و رفاه در حالت یکنواخت بدون اثرات جانبی تولید، با افزایش مالیات تورمی، نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی ثابت می‌ماند و همچنین فراغت و مانده‌ی واقعی پول کاهش می‌یابد، در مقابل، سطح مصرف و سرمایه و تولید افزایش یافته و با کاهش نسبت مانده واقعی به تولید و همچنین فراغت نیروی کار، میزان رفاه اجتماعی در حالت یکنواخت کاهش می‌یابد (ایزدخواستی و همکاران، ۱۳۹۴). همچنین، متأثر از مالیات

---

1. Correia and Teles  
 2. Walsh  
 3. Sidrauski  
 4. Friedman  
 5. Hoseini Ghafar

تورمی، خانواده‌هایی که با هزینه‌های تعدیل سرمایه کمتری مواجه هستند هنگامی که با تورم مواجه می‌شوند، به سرعت نقدینگی خود را با جایگزین کردن پول به سرمایه کاهش می‌دهند. افزایش سرمایه باعث افزایش تولید و دستمزد می‌شود، این در حالی است که مصرف متوسط به دلیل افزایش پس‌انداز کاهش می‌یابد که در راستای آن رفاه اجتماعی نیز کاهش می‌یابد (کوران و درسلر<sup>۱</sup>، ۲۰۲۰).

## ۲-۲- پیشینه پژوهش

دستی و ایرلند<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) با استفاده از مدل تعادل عمومی، هزینه رفاهی تورم را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که مالیات تورمی موجب آشفتگی‌های متعددی می‌شود. همچنین، نمی‌توان هزینه رفاهی تورم را به طور دقیق اندازه‌گیری کرد و هزینه رفاهی تورم به شدت به ساختار نهادهای اقتصادی و سیاست‌ها وابسته می‌باشد.

هو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۷) با در نظر گرفتن یک مدل رشد نئوکلاسیک، با لحاظ کردن فراغت و پول در تابع مطلوبیت و با این فرض که مخارج دولت سهم ثابتی از تولید ناخالص داخلی دارند که به‌وسیله درآمد ناشی از حق‌الضرب پول و مالیات بر مصرف تأمین مالی می‌شوند، به بررسی اثرات جایگزینی مالیات تورمی به جای مالیات بر مصرف، بر روی تخصیص منابع و رفاه در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۰ می‌پردازند. نتایج برآورد مدل بهینه‌سازی شده نشان می‌دهد که جایگزینی مالیات تورمی میزان فراغت و نرخ رشد مصرف را کاهش می‌دهد اما سطح مصرف، سرمایه و تولید را در بلندمدت، افزایش می‌دهد. استفاده از مالیات تورمی، به جای مالیات بر مصرف به اثرات خارجی و کشش جانشینی موقتی بستگی دارد. اگر اثرات خارجی وجود نداشته باشند مالیات تورمی همیشه رفاه را کاهش می‌دهد.

لو<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از رویکرد مالیه عمومی هزینه‌های رفاهی مالیات بر صاحبان پول (مالیات تورمی) و مالیات بر مصرف را در یک مدل رشد استاندارد مورد بررسی و مقایسه قرار دادند. در این مقاله اثرات رفاهی ناشی از مالیات بر مصرف و مالیات تورمی به عنوان دو منبعی که دولت می‌تواند از آنها جهت تأمین هزینه‌های خود استفاده کند، مورد بررسی قرار گرفت. همچنین مقایسه‌ای بین هزینه‌های رفاهی ناشی از این دو منبع در بلندمدت نیز انجام گرفت. نتایج نشان داد هنگامی که سرمایه‌گذاری فقط با پول نقد صورت می‌گیرد، یک جایگزینی از مالیات بر مصرف به مالیات تورمی، مصرف را کاهش می‌دهد اما دارای اثر مبهم بر میزان فراغت در بلندمدت است. از طرف دیگر نتایج نشان داد، تنها وقتی که سرمایه‌گذاری فقط با پول نقد صورت بگیرد و اثر مصرف دائمی باشد، مالیات تورمی هزینه رفاهی بیشتری نسبت به مالیات بر مصرف دارد.

1. Curran and Dressler
2. Dostey and Ireland
3. Ho
4. Lu

حسینی غفار و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی هزینه رفاهی تورم در مدل کینزی جدید با محدودیت پیش پرداخت نقدی (مورد ایران) پرداختند. نتایج نشان داد که هزینه رفاهی تورم به صورت خطی با نرخ تورم افزایش می‌یابد و هزینه رفاه در مدل بدون دولت بیشتر از مدل با مخارج دولت است. از نظر عددی، اگر دولت به مدل اضافه شود این هزینه ۱/۲۸ درصد می‌شود. همچنین، اگر از نظریه چرخه واقعی کسب و کار<sup>۱</sup> استفاده گردد این مقدار تنها ۰/۵ درصد خواهد بود.

جیانگ<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی رابطه بین رفاه اقتصادی و تورم بر اساس مدل مبادله پولی پرداختند. نتایج نشان داد که بین رفاه اقتصادی و تورم رابطه منفی وجود دارد به این صورت که نظریه کمیت پول به این نکته توجه می‌کند که رشد پول به تورم تبدیل می‌شود. در این پژوهش، سه طرح مختلف برای مهندسی رشد پول بررسی می‌شود که در آن، پول جدید برای تأمین مالی مخارج دولت، انتقال یکجا و یا انتقال متناسب تزریق می‌شود. به طور کلی، رشد پول برای تأمین مالی مخارج دولت و یا نقل و انتقالات یکجا منجر به اثرات مخرب بر تولید و رفاه می‌شود. ولی تحت نقل و انتقال متناسب، مالیات تورمی با انتقال متناسب جبران و خنثی می‌شود و در نتیجه، بر اقتصاد واقعی تأثیر نمی‌گذارد.

جیانگ و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی رابطه‌ی بین رشد پول و تورم و تأثیر آن بر رفاه اقتصادی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که رشد بیشتر پول منجر به تورم بالاتر می‌شود. همچنین، مالیات تورمی باعث کاهش تولید و رفاه می‌گردد.

وطن‌پور (۱۳۸۲) به بررسی اثرات متغیرهای ساختاری تولید بر مالیات تورمی و اثر مالیات تورمی بر مصرف بخش خصوصی طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۰ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخت. نتایج حاکی از آن است که در بررسی اثر مالیات تورمی بر مصرف بخش خصوصی، در کوتاه‌مدت افزایش مالیات تورمی آنقدر مؤثر نیست که مصرف‌کنندگان متوجه تأثیر منفی آن باشند. ولی در بلندمدت، افزایش حجم واقعی پول و افزایش درآمدهای اسمی باعث کاهش مصرف خصوصی واقعی می‌شود.

ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی هزینه رفاهی مالیات تورمی توسط الگوی تعادل جزئی و عمومی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که با افزایش نرخ بهره اسمی و تورم، هزینه رفاهی مالیات تورمی نیز افزایش خواهد یافت. در نتیجه، کشورها باید برای افزایش رفاه و تخصیص بهینه منابع، نرخ رشد پول را به گونه‌ای کاهش دهند که نرخ بهره اسمی به سمت صفر جهت یابد و این باعث می‌شود که نرخ تنزیل قیمت‌ها با نرخ بهره واقعی برابر شود.

حاج امینی (۱۳۹۷) به بررسی آثار بلندمدت مالیات تورمی بر بخش‌های غیرنفتی اقتصاد ایران از طریق ارزیابی قاعده‌های فریدمن و فلیس با رویکرد ساختاری بلندمدت و با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری ساختاری با متغیر برون‌زای ضعیف طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۸ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که سیاست مالیات تورمی نسبت به بخش کشاورزی اثر خنثی دارد در حالی که

1. Real Business-Cycle (RBC)

2. Jiang

این سیاست موجب کاهش تولید صنعت و خدمات می‌شود و پیامدهای منفی سیاست مالیات تورمی بر پیامدهای مثبت آن غلبه دارد و در نتیجه استفاده از این سیاست بهینه نمی‌باشد و بهترین سیاست دولت استفاده از نرخ صفر مالیات تورمی می‌باشد.

میرشیفی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثر تورم بر شاخص‌های اقتصادی مؤثر بر سلامت، با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری و داده‌های فصلی ۱۳۹۹-۱۳۸۰ کشور ایران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که نوسانات تورمی با ضریب  $(-۰/۰۷۳)$  و همچنین با سطح معناداری ۹۹ درصد اثر منفی بر مخارج مصرف حقیقی بخش خصوصی و سلامت جامعه می‌گذارد. در مقابل، این نوسانات اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ بیکاری گذاشته که در راستای آن آثار درآمدمی، اجتماعی و ذهنی و روانی سلامت جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و اثر منفی می‌گذارد.

با مروری بر مطالعات می‌توان اظهار داشت که نخست، مطالعاتی که بر رفاه تمرکز نمودند از معیارهایی غیر از معیار مطالعه حاضر به تبیین و تحلیل رفاه پرداختند. تمرکز بر شاخص ترکیبی رفاه و محاسبه آن طی پنج دهه یکی تمایزهای مطالعه حاضر با مطالعاتی است که مطرح گردید. دوم، همانطور که در مقدمه بدان اشاره شد در عمده مطالعات از تحلیل خطی (میتارن) استفاده شده است. این در حالی است که در مطالعه حاضر رهیافت غیرخطی (نامیتارن) نیز در برآورد الگوی پژوهش و تحلیل اثر مالیات تورمی به کار گرفته می‌شود.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

#### ۳-۱- ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور در مقدمه بدان اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر میتارن و نامیتارن تورم و مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی در ایران است. از این‌رو، تمرکز در تصریح الگوی پژوهش بر آن است تا ضمن بررسی اثر میتارن تورم و مالیات تورمی بر رفاه، اثر افزایش‌ها در تورم و مالیات تورمی از اثر کاهش‌ها در آنها تفکیک گردد. در تصریح الگوی نامیتارن از مطالعه‌ی شین و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است. در مطالعه یاد شده بحث عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. ایشان با استفاده از مطالعه پسران<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۱) الگویی را معرفی می‌نمایند که الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نام‌گذاری شده است. در ادامه این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش در دو قالب (میتارن و نامیتارن) تبیین شده است.

#### ۳-۱-۱- تصریح الگوی پژوهش در قالب میتارن

در قالب نخست، الگوی پژوهش مبتنی بر رهیافت میتارن در معادله (۱) است که در آن  $IEWB$  به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر شاخص رفاه اقتصادی می‌باشد که در ادامه نحوه محاسبه آن تبیین

شده است.  $InfTax$  بیانگر مالیات تورمی است. در پژوهش حاضر برای محاسبه از فرمول زیر استفاده شده است که برگرفته از اسماعیل نیا (۱۳۷۶) می باشد.

$$InfTax = \Delta H / GR$$

که در آن  $\Delta H$  تغییر در پایه پولی و  $GR$  درآمدهای دولت می باشد.  $Inf$  نرخ تورم،  $RGDPPC$  سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی (درآمد سرانه) و  $UnEmp$  نرخ بیکاری است.

$$\begin{aligned} \Delta IEWB_t = & \theta IEWB_{t-1} + \omega InfTax_{t-1} + \gamma Inf_{t-1} + \delta RGDPPC_{t-1} + \\ & \pi Unemp_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \omega_i \Delta InfTax_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \gamma_i \Delta Inf_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \pi_i Unemp_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۱)$$

### ۳-۱-۲- تصریح الگوی پژوهش در قالب نامتقارن

مبنای الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی ( $NARDL$ ) رگرسیون نامتقارن در معادله (۲) می باشد که در آن  $InfTax$  به شکل  $InfTax_t = InfTax_0 + InfTax_t^+ + InfTax_t^-$  و  $Inf$  به شکل  $Inf_t = Inf_0 + Inf_t^+ + Inf_t^-$  تجزیه شده است به نحوی که انباشت جزئی در تغییرات  $Inf$  و  $InfTax$  به شکل رابطه (۲) است.

$$IEWB_t = \omega^+ InfTax_t^+ + \omega^- InfTax_t^- + \gamma^+ Inf_t^+ + \gamma^- Inf_t^- + \delta RGDPPC_{t-1} + \pi Unemp_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$\left\{ \begin{aligned} InfTax_t^+ &= \sum_{j=1}^t \Delta InfTax_j^+ = \sum_{j=1}^t \text{Max}(\Delta InfTax_j, 0) \\ InfTax_t^- &= \sum_{j=1}^t \Delta InfTax_j^- = \sum_{j=1}^t \text{Min}(\Delta InfTax_j, 0) \end{aligned} \right. \quad (۳)$$

$$\left\{ \begin{aligned} Inf_t^+ &= \sum_{j=1}^t \Delta Inf_j^+ = \sum_{j=1}^t \text{Max}(\Delta Inf_j, 0) \\ Inf_t^- &= \sum_{j=1}^t \Delta Inf_j^- = \sum_{j=1}^t \text{Min}(\Delta Inf_j, 0) \end{aligned} \right. \quad (۴)$$

بر اساس روابط فوق، الگوی نامتقارن  $ARDL(p, q_1, q_2, r_1, r_2, s, u)$  به شکل رابطه (۵) طراحی می شود. در این رابطه،  $\delta$  ضریب خودهمبستگی،  $\gamma$  و  $\omega$  ضرایب نامتقارن وقفه‌های ضریب مالیات تورمی و تورم؛ و  $\theta$  و  $\pi$  به ترتیب ضریب وقفه‌های درآمد سرانه و بیکاری است.

$$IEWB_t = \sum_{j=1}^p \theta_j IEWB_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \omega_j^+ InfTax_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_2} \omega_j^- InfTax_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{r_1} \gamma_j^+ Inf_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{r_2} \gamma_j^- Inf_{t-j}^- + \sum_{j=0}^s \delta_j RGDPPC_{t-j} + \sum_{j=0}^u \pi_j Unemp_{t-j} + \vartheta_t \quad (۵)$$

در ادامه مطابق با مطالعه شین و همکاران (۲۰۱۴) رابطه ایستای (۵) به رابطه پویای (۶) تعمیم داده شده است:

$$\begin{aligned} \Delta IEWB_t = & \theta IEWB_{t-1} + \omega^+ InfTax_{t-1}^+ + \omega^- InfTax_{t-1}^- + \gamma^+ Inf_{t-1}^+ + \\ & \gamma^- Inf_{t-1}^- + \delta RGDPPC_{t-1} + \pi Unemp_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta IEWB_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_1-1} \omega_i^+ \Delta InfTax_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q_2-1} \omega_i^- \Delta InfTax_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{r_1-1} \gamma_i^+ \Delta Inf_{t-i}^+ + \\ & \sum_{i=0}^{r_2-1} \gamma_i^- \Delta Inf_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \pi_i \Delta Unemp_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۶)$$

که در آن، عدم تقارن مالیات تورمی و تورم در بلندمدت به ترتیب به معنای  $\omega^+ \neq \omega^-$  و  $\gamma^+ \neq \gamma^-$ ؛ در کوتاه مدت به ترتیب به معنای  $\omega_i^+ \neq \omega_i^-$  و  $\gamma_i^+ \neq \gamma_i^-$  است. بر اساس الگوی فوق می توان اثر نامتقارن مالیات تورمی و تورم را بر رفاه اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت آزمون نمود. لازم به توضیح است که داده های مورد نیاز از پایگاه آماری بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، بانک جهانی استخراج شده است. با توجه به تکیه این مطالعه بر جنبه اقتصادی رفاه و ویژگی های خاص شاخص رفاه اقتصادی، در پژوهش حاضر از بین شاخص های مختلف رفاه، شاخص *IEWB* به عنوان معیاری از سنجش میزان رفاه اقتصادی مورد توجه واقع شده است. در بین شاخص های رفاه اقتصادی، شاخص *IEWB* به عنوان شاخصی جامع و فراگیر استفاده می شود و محاسبه و استفاده از آن در مطالعات خارجی و داخلی نظیر اوزبرگ و شارپ<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، اوزبرگ و شارپ (۲۰۱۰)، حسینی و جعفری صمیمی (۱۳۸۹)، بختیاری و همکاران (۱۳۹۱)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۷) بکار رفته است. شاخص *IEWB* رفاه اقتصادی را تابعی از ابعاد جریان مصرف سرانه مؤثر، خالص انباشت اجتماعی ذخایر و منابع مولد ثروت، نابرابری اقتصادی و نامنی اقتصادی در نظر می گیرد. در این راستا برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن هایی در نظر گرفته می شود. بنابراین، وزن های اختصاص یافته به هر بعد با توجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود (اوزبرگ و شارپ، ۲۰۰۹). فرم کلی این شاخص به صورت زیر است<sup>۲</sup>:

$$IEWB = CF + WS + ID + ES \quad (7)$$

مقدار شاخص رفاه اقتصادی را با اجزای چهارگانه ای اندازه می گیرند که عبارت از جریان مصرف (*CF*)، انباشت ثروت (*WS*)، توزیع درآمدهای فردی (*ID*) و سطح امنیت اقتصادی (*ES*) است (بختیاری و همکاران، ۱۳۹۱).

توضیح دیگر آن که جهت محاسبه شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی، با توجه به نسبت اهمیت هر یک از اجزای شاخص، به هر کدام از ابعاد به ترتیب، ضرایب مختلفی تعلق می گیرد. در این مطالعه نیز با توجه به مطالعات گذشته و به پیروی از روش اوزبرگ و شارپ (۲۰۰۹)، ضرایب اجزاء چهارگانه به ترتیب، (۰/۴) به مصرف، (۰/۱) به موجودی منابع مولد و به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی ضریب یکسان (۰/۲۵) اختصاص داده شده است. توضیح پایانی آنکه با توجه به متفاوت بودن واحد سنجش هر یک از ابعاد، قبل از محاسبه میانگین وزنی، مقادیر محاسباتی هر یک از ابعاد نرمالایز می شود. بدین مفهوم که اگر بعد با  $x$  نشان داده شود، از فرمول زیر آن بعد نرمال شده است:

$$x_N = \frac{x_i - x_{min}}{x_{max} - x_{min}}$$

## 1. Osberg and Sharpe

۲. برای مطالعه دقیق تر و مبسوط تر درباره ترکیبی رفاه به شارپ (۱۹۹۹) و حسینی و جعفری صمیمی (۱۳۸۹) رجوع شود.

## ۲-۳- توصیف داده‌های پژوهش

رفاه اقتصادی بر مبنای روابط یاد شده در بخش پیشین محاسبه شده است. نتایج محاسبه به شرح توصیف جدول (۱) و نمودار (۱) می‌باشد. توضیح آنکه جهت بررسی دقیق‌تر، دوره زمانی پژوهش حاضر (۱۴۰۰-۱۳۵۰) به هشت زیر دوره تقسیم می‌شود که عبارت از: دوران قبل انقلاب (۱۳۵۶-۱۳۵۰)، پس از انقلاب و جنگ (۱۳۶۷-۱۳۵۷)، برنامه اول توسعه (۱۳۷۳-۱۳۶۸)، برنامه دوم توسعه (۱۳۷۸-۱۳۷۴)، برنامه سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۷۹)، برنامه چهارم توسعه (۱۳۸۹-۱۳۸۴)، برنامه پنجم توسعه (۱۳۹۵-۱۳۹۰) و برنامه ششم توسعه (۱۴۰۰-۱۳۹۶) است. بر این مبنای میانگین متغیرهای پژوهش در هر یک از این زیر دوره‌ها محاسبه شده و در جدول (۱) گزارش شده است. مطابق با جدول (۱)، میانگین رفاه اقتصادی از زیر دوره قبل انقلاب به انقلاب و جنگ روندی کاهشی داشته و تا پایان برنامه اول توسعه این روند ادامه‌دار است. طی برنامه دوم تا پنجم توسعه، این روند سیری افزایشی داشته در برنامه ششم مجدد کاهش می‌یابد. به طور خلاصه، متوسط رفاه اقتصادی طی برنامه اول توسعه معادل  $20/9$  می‌باشد که کمترین میزان میانگین رفاه اقتصادی است و بیشترین میزان میانگین رفاه اقتصادی معادل  $60/3$  به سال‌های برنامه پنجم توسعه اختصاص دارد. همچنین میانگین کل دوره برای رفاه اقتصادی نیز برابر با  $41/3$  می‌باشد. میانگین مالیات تورمی، بر اساس میانگین نسبت تغییر در پایه پولی به درآمدهای دولت محاسبه شده است. مطابق با جدول (۱)، در دوران پس از انقلاب و جنگ (۱۳۵۸-۱۳۶۷) میانگین مالیات تورمی بر حسب درآمدهای دولت در بیشترین مقدار خود قرار دارد که معادل  $39/7$  درصد می‌باشد و کمترین میزان میانگین مالیات تورمی بر حسب درآمدهای دولت در دوره قبل از انقلاب می‌باشد که معادل  $8/52$  درصد است. میانگین نرخ تورم ایران از دوره قبل از انقلاب تا برنامه دوم توسعه افزایشی است و بعد از آن در برنامه سوم توسعه کاهش یافته است. در برنامه چهارم توسعه مجدداً میانگین نرخ تورم با افزایش همراه است. در مجموع، کمترین میزان میانگین نرخ تورم مربوط به دوره قبل از انقلاب است که معادل  $12/8$  درصد بوده و بیشترین میزان مربوط به برنامه ششم توسعه یعنی  $26/1$  درصد است. میانگین نرخ بیکاری در زیر دوره قبل و بعد از انقلاب و تا پایان جنگ روند صعودی را نشان می‌دهد. در برنامه اول توسعه میانگین نرخ بیکاری به میزان  $0/2$  درصد کاهش یافت و به  $11/3$  درصد رسید. در برنامه دوم و برنامه سوم توسعه میانگین نرخ بیکاری روند صعودی دارد. بعد از آن تا برنامه ششم توسعه شاهد روندی نزولی است به گونه‌ای که در برنامه ششم توسعه به  $11/03$  درصد کاهش یافت. با توجه به جدول (۱) از زیر دوره قبل از انقلاب تا پایان برنامه اول توسعه به دلیل حوادث ناشی از این سال‌ها، میانگین درآمد سرانه نزولی است و سپس از برنامه دوم توسعه تا پایان برنامه چهارم توسعه روندی افزایشی دارد. در برنامه پنجم توسعه با کم شدن تولیدات کشاورزی و کاهش صادرات نفت و نوسانات نرخ ارز و شدیدتر شدن تحریم‌های نفتی مجدداً درآمد سرانه کاهش یافت و این کاهش در برنامه ششم نیز مشاهده می‌شود. در مجموع، بیشترین میزان میانگین درآمد سرانه در دوره قبل از انقلاب بوده که معادل

۷۳/۷ میلیون ریال است و کمترین میزان آن در برنامه اول توسعه می‌باشد که معادل ۳۳/۵ میلیون ریال است.

جدول ۱. میانگین متغیرهای پژوهش در زیر دوره‌ها

زیر دوره	رفاه اقتصادی	مالیات تورمی (درصد)	تورم (درصد)	درآمد سرانه (میلیون ریال)	بیکاری (درصد)
قبل از انقلاب (۱۳۵۰-۱۳۵۶)	۴۷/۹	۸/۵۲	۱۲/۸	۷۳/۷	۱۰/۲
انقلاب تا پایان جنگ	۳۳/۵	۳۹/۷	۱۸/۱	۴۶/۲	۱۱/۳
برنامه اول	۲۰/۹	۱۹/۱	۲۱/۶	۳۳/۵	۱۱/۱
برنامه دوم	۲۲/۲	۱۶/۹	۲۵/۷	۳۸/۸	۱۱/۵
برنامه سوم	۴۱/۱	۹/۸۰	۱۴/۱	۴۷/۲	۱۲/۶
برنامه چهارم	۵۳/۹	۱۶/۶	۱۴/۸	۶۶/۰۴	۱۱/۵
برنامه پنجم	۶۰/۳	۱۲/۷	۲۲/۹	۶۱/۰۹	۱۱/۳
برنامه ششم	۵۵/۶	۲۹/۹	۲۶/۱	۵۷/۷	۱۱/۰۳
میانگین کل دوره	۴۱/۳	۲۰/۹	۱۹/۱	۵۳/۰۳	۱۱/۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

در بررسی دقیق‌تر، سیر حرکتی ابعاد شاخص ترکیبی رفاه مورد مطالعه قرار گرفته است. با پایان یافتن جنگ در دهه ۱۳۷۰ و با اجرای سیاست سازندگی، شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی روندی صعودی را به چشم دیده است. همچنین، در دهه ۱۳۸۰ به دلیل تک‌نرخ شدن نرخ ارز و با تأسیس حساب ذخیره ارزی، شاخص ترکیبی روندی صعودی را تجربه کرده است. در دهه ۱۳۹۰ به دلیل شدت یافتن تحریم‌های اقتصادی، تورم و رکود اقتصادی، رفاه اقتصادی کاهش یافت. به طور کلی، بعد مصرف در طی سال‌های مورد مطالعه روندی صعودی و پر نوسان را تجربه کرده است و در سال ۱۳۹۶ رشد قابل توجهی را به چشم دیده است. بر این اساس، شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در سال ۱۳۹۶ به اوج خود معادل ۱/۷۰ درصد دست یافته است و پس از آن دچار کاهش شده است. بعد انباشت ثروت نیز سیری صعودی را به چشم دیده است. بعد توزیع درآمد که معیار ضریب جینی برای آن در نظر گرفته شده است، در طی سال‌های مورد مطالعه نوسان اندکی را تجربه کرده است. در نهایت، می‌توان این‌طور مطرح نمود که بعد امنیت اقتصادی با روند شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی مطابقت دارد. کمترین میزان شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی معادل ۰/۷۰ درصد مربوط به سال ۱۳۵۰ بوده است و این شاخص پس از آن با سیری صعودی همراه بوده است.

#### ۴- نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش

در این بخش، پس از بررسی وضعیت پایایی متغیرهای پژوهش، ابتدا مطابق با روش مرسوم در تبیین اثر مالیات تورمی و تورم بر رفاه اقتصادی، الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (الگوی متقارن) برآورد می‌شود. سپس جهت تحلیل نامتقارنی اثر، الگوی خودرگرسیون با

وقفه‌های توزیعی غیرخطی (الگوی نامتقارن) برآورد شده است. پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون پایایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون استفاده شده است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها (گزارش شده در جدول (۲)) نشان می‌دهد که برخی از متغیرها در سطح پایا بوده و تعدادی نیز با یکبار تفاضل گیری پایا می‌شوند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون‌های ریشه واحد می‌توان از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (متقارن) و غیرخطی (نامتقارن) در برآورد، بهره جست.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	دیکی- فولر تعمیم یافته		فیلیپس- پرون	
	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول
	آماره سطح آزمون احتمال	آماره سطح آزمون احتمال	آماره سطح آزمون احتمال	آماره سطح آزمون احتمال
<i>IEWB</i>	-۱/۵۳ -۰/۵۰۷	-۴/۶۴ -۰/۰۰۰	-۱/۶۸ -۰/۴۳۳	-۴/۶۴ -۰/۰۰۰
<i>InfTax</i>	-۳/۲۰ -۰/۰۲۵	-	-۳/۰۳ -۰/۰۳۸	-
<i>Inf</i>	-۴/۲۵ -۰/۰۰۱	-	-۲/۹۴ -۰/۰۴۷	-
<i>RGDPPc</i>	-۳/۲۹ -۰/۰۲۰	-	-۳/۲۹ -۰/۰۲۰	-
<i>Unemp</i>	-۱/۸۰ -۰/۳۷۲	-۷/۴۹ -۰/۰۰۰	-۱/۶۹ -۰/۴۲۸	-۷/۵۲ -۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

#### ۴-۱- نتایج حاصل از برآورد الگوی متقارن

در رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، برآورد الگوی پویا در کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفه بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات از معیار شوارتز- بیزین در تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه سه همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی *ARDL* برآورد و در جدول (۳) گزارش شده است. مطابق با جدول (۳)، در کوتاه‌مدت، مالیات تورمی با ضریب  $-۰/۰۶۸$  اثر منفی بر رفاه اقتصادی دارد. تورم نیز مانند مالیات تورمی با اثر منفی بر رفاه اقتصادی همراه است و در مجموع با ضریب  $-۰/۷۵$  بر آن اثرگذار است. مطابق با انتظار، درآمد سرانه و بیکاری به ترتیب اثری مثبت و منفی بر رفاه اقتصادی دارند. نتایج در بلندمدت مشابه با کوتاه‌مدت است. به نحوی که مالیات تورمی با ضریب  $-۰/۰۹۳$  اثر معکوس بر رفاه اقتصادی دارد. علت اصلی این است که در وضعیت تورمی، انواع گروه‌های درآمدی تعادل اولیه خودشان را از دست می‌دهند. خانوارهای با درآمد ثابت و نیمه ثابت به دلیل این که نمی‌توانند با افزایش قیمت‌ها هماهنگ شوند متناسب با نرخ تورم، درصدی از قدرت خرید را به نفع دولت از دست می‌دهند و در نهایت، رفاه اقتصادی کاهش می‌یابد. بر این اساس، با افزایش (کاهش) یک واحدی (درصدی) در مالیات تورمی، رفاه اقتصادی به میزان  $۰/۰۹۳$  واحد کاهش (افزایش) می‌یابد. نرخ تورم نیز در بلندمدت با ضریب  $-۱/۰۳$  بر رفاه اقتصادی اثر منفی دارد. به این صورت که با یک واحد (درصد) افزایش (کاهش) در نرخ تورم، رفاه اقتصادی  $۱/۰۳$  واحد کاهش (افزایش) می‌یابد. علت این است که در

وضیت تورمی میزان قدرت خرید افراد کاهش می‌یابد و در نهایت، میزان رفاه اقتصادی هم با کاهش مواجه می‌شود. درآمد سرانه با ضریب  $0/82$  اثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. بدین توضیح که با افزایش (کاهش) یک واحدی (میلیون ریال) درآمد سرانه، رفاه اقتصادی  $0/82$  واحد افزایش (کاهش) می‌یابد. نرخ بیکاری نیز مطابق با انتظار، اثری منفی دارد بر رفاه اقتصادی را با ضریب  $-2/68$  اثرگذار است. بر این مبنای افزایش (کاهش) یک واحدی (درصدی) در نرخ بیکاری، رفاه اقتصادی را  $2/68$  واحد کاهش (افزایش) می‌دهد. ضریب تصحیح خطا نیز منفی و معنادار است. اندازه ضریب برآوردی بیانگر آن است که  $73$  درصد از انحرافات رفاه اقتصادی در هر سال توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌گردد. همچنین، قدرمطلق ضریب برآوردی کوچکتر از واحد است که این امر حاکی از ثبات و همگرایی به سوی تعادل می‌باشد. نتایج آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک حاکی از آن است جملات اخلاص به لحاظ عدم خودهمبستگی و وابینانس همسانی شرایط کلاسیک را دارد. همچنین، به منظور اطمینان از امکان وجود رابطه بلندمدت، آزمون کرانه‌ها<sup>۱</sup> انجام شده است و مقدار آماره آزمون در برآوردها از کرانه یک و دو در سطح خطای  $10$  درصد بزرگتر است. از این رو، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی متقارن

	متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
کوتاهمدت	<i>IEWB<sub>-1</sub></i>	$-0/27$	$-0/080$	$3/36$	$-0/001$
	<i>InfTax</i>	$-0/068$	$-0/035$	$-1/92$	$-0/063$
	<i>Inf</i>	$-0/326$	$-0/065$	$-4/96$	$-0/000$
	<i>Inf<sub>-1</sub></i>	$-0/118$	$-0/082$	$-1/42$	$-0/163$
	<i>Inf<sub>-2</sub></i>	$-0/062$	$-0/072$	$-0/85$	$-0/398$
	<i>Inf<sub>-3</sub></i>	$-0/241$	$-0/076$	$-3/16$	$-0/003$
	<i>RGDPPc</i>	$0/291$	$-0/067$	$4/32$	$-0/000$
	<i>RGDPPc<sub>-1</sub></i>	$0/304$	$-0/099$	$3/05$	$-0/004$
	<i>Unemp</i>	$-1/52$	$-0/542$	$-2/79$	$-0/008$
	<i>Unemp<sub>-1</sub></i>	$-0/75$	$-0/571$	$1/32$	$-0/195$
	<i>Unemp<sub>-2</sub></i>	$-1/19$	$-0/491$	$-2/42$	$-0/020$
	جمله تصحیح خطا	$-0/73$	$-0/071$	$-10/1$	$-0/000$
بلندمدت	<i>InfTax</i>	$-0/093$	$-0/050$	$-1/87$	$-0/070$
	<i>Inf</i>	$-1/03$	$-0/132$	$-7/44$	$-0/000$
	<i>RGDPPc</i>	$-0/82$	$-0/047$	$17/26$	$-0/000$
	<i>Unemp</i>	$-2/68$	$-0/667$	$-4/01$	$-0/000$

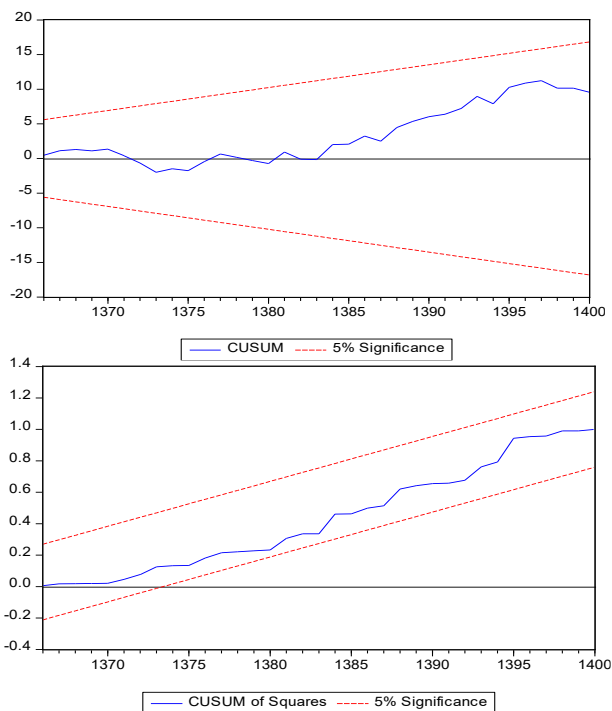
کوتاه مدت	متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
	<i>IWEB<sub>-1</sub></i>	-۰/۳۷	-۰/۰۸۰	۳/۳۶	-۰/۰۰۱
	<i>InfTax</i>	-۰/۰۶۸	-۰/۰۳۵	-۱/۹۲	-۰/۰۶۳
	<i>Inf</i>	-۰/۳۲۶	-۰/۰۶۵	-۴/۹۶	-۰/۰۰۰
	<i>Inf<sub>-1</sub></i>	-۰/۱۱۸	-۰/۰۸۲	-۱/۴۲	-۰/۱۶۳
	<i>Inf<sub>-2</sub></i>	-۰/۰۶۲	-۰/۰۷۲	-۰/۸۵	-۰/۳۹۸
	<i>Inf<sub>-3</sub></i>	-۰/۲۴۱	-۰/۰۷۶	-۳/۱۶	-۰/۰۰۳
	<i>RGDPPc</i>	۰/۲۹۱	-۰/۰۶۷	۴/۳۲	-۰/۰۰۰
	<i>RGDPPc<sub>-1</sub></i>	۰/۳۰۴	-۰/۰۹۹	۳/۰۵	-۰/۰۰۴
	<i>Unemp</i>	-۱/۵۲	-۰/۵۴۲	-۲/۷۹	-۰/۰۰۸
	<i>Unemp<sub>-1</sub></i>	-۰/۷۵	-۰/۵۷۱	۱/۳۲	-۰/۱۹۵
	<i>Unemp<sub>-2</sub></i>	-۱/۱۹	-۰/۴۹۱	-۲/۴۲	-۰/۰۲۰
آزمون‌های تشخیصی					
خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۱/۰۶			
	سطح احتمال	-۰/۳۵۸			
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	-۰/۶۱۶			
	سطح احتمال	-۰/۴۳۶			
نرمالیتی	مقدار آماره	-۰/۴۰۰			
	سطح احتمال	-۰/۸۱۸			
آزمون کرانه‌ها					
سطح خطا	کرانه یک	کرانه دو	آماره آزمون		
۰/۱۰	۲/۶۸	۳/۵۳	۱۴/۹		
۰/۰۵	۳/۰۵	۳/۹۷			
۰/۰۱	۳/۸۱	۴/۹۲			

منبع: یافته‌های پژوهش.

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌ها تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی<sup>۱</sup> و مجذور پسماند

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

تجمعی<sup>۱</sup> که منعکس کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و دورین و اوانس تعیین شده است (تشکینی، ۱۳۸۴). نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۱) منعکس شده است. بر اساس نمودار (۱) می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



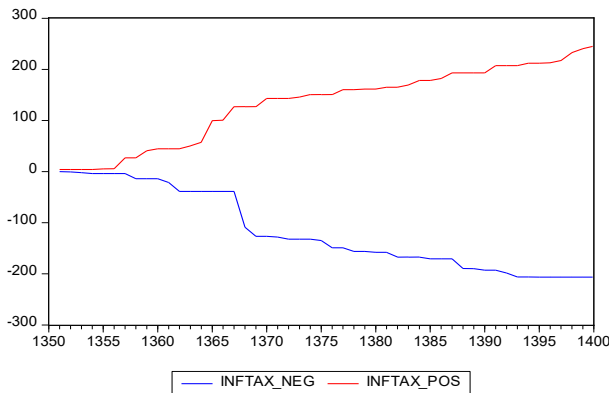
نمودار ۱. آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد متقارن  
منبع: یافته‌های پژوهش.

#### ۴-۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی نامتقارن

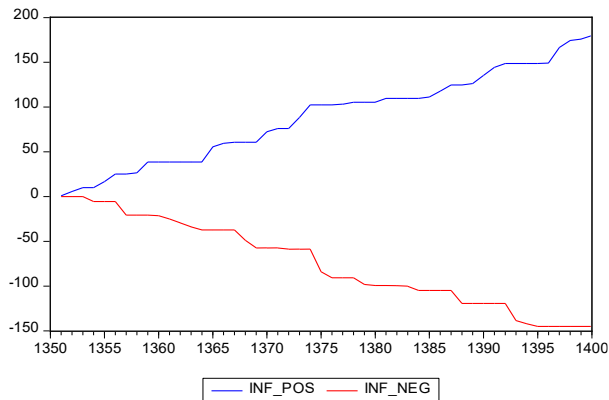
برآورد الگو با پیش فرض رابطه خطی در بلندمدت نشان داد که مالیات تورمی و تورم با اثری منفی و معنادار بر رفاه اقتصادی همراه است. در ادامه با فرض وجود اثری نامتقارن از مالیات تورمی و تورم بر رفاه اقتصادی، برآورد مجدد صورت می‌پذیرد. در برآورد مجدد جهت تحلیل اثر نامتقارن،

1. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

مالیات تورمی به دو سری  $InfTax^+$  و  $InfTax^-$  و تورم به دو سری  $Inf^+$  و  $Inf^-$  تجزیه شده است. این دو، مانند معادله‌های (۳) و (۴) حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی مالیات تورمی و تورم می‌باشند که طی یک فرایند شرطی محاسبه شده است. حاصل این دو تجزیه در نمودار (۲) و (۳) نمایش داده شده است.



نمودار ۲. تجزیه سری زمانی مالیات تورمی  
منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۳. تجزیه سری زمانی تورم  
منبع: یافته‌های پژوهش.

مانند رهیافت  $ARDL$  متقارن، در رهیافت  $ARDL$  نامتقارن نیز از معیار شوارتز-بیزین برای تعیین وقفه بهینه استفاده و وقفه بهینه در سه تعیین و نتایج برآورد الگو در کوتاه‌مدت در جدول (۴) گزارش شده است. مطابق با جدول (۴) نتایج برآورد غیرخطی در کوتاه‌مدت حاکی از آن است که افزایش‌ها و کاهش‌ها در مالیات تورمی با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. برآیند اثر نیز مطابق با آزمون والد نشان می‌دهد که از حیث اندازه اثرگذاری تفاوت معناداری به هنگام افزایش و کاهش در مالیات تورمی بر رفاه وجود ندارد. بر این اساس در کوتاه‌مدت مالیات تورمی

با اثر نامتقارن بر رفاه اقتصادی همراه نیست. نتایج بلندمدت برای این عامل حاکی از آن است که افزایش‌ها و کاهش‌ها در مالیات تورمی به ترتیب با ضریب  $-0/208$  و  $0/178$  بر رفاه اثرگذار است. بر این مبنا با افزایشی یک درصدی در مالیات تورمی، رفاه اقتصادی به میزان  $0/208$  واحد کاهش و با کاهش در مالیات تورمی رفاه اقتصادی به میزان  $0/178$  واحد افزایش می‌یابد. آزمون تفاضل میانگین بیانگر وجود تفاوت معنادار در اندازه این دو اثر است. بر این اساس می‌توان گفت که بر خلاف دوره کوتاه‌مدت، در بلندمدت مالیات تورمی با اثری نامتقارن (و البته منفی) بر رفاه اقتصادی همراه است و اندازه اثرگذاری منفی مالیات تورمی بر رفاه به هنگام افزایش‌ها در آن بیش از کاهش‌ها است.

مطابق با انتظار در کوتاه‌مدت افزایش‌ها در تورم (مطابق با آزمون والد با ضریب  $-0/99$ ) و کاهش‌ها در آن با اثر منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. آزمون والد در برآیند اثر و بررسی نامتقارنی اثر تورم بر رفاه در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اندازه اثرگذاری افزایش‌ها در تورم بر رفاه بیش از کاهش‌ها در آن است. بر این اساس در کوتاه‌مدت، تورم با اثری نامتقارن بر رفاه اقتصادی همراه است. در بلندمدت نیز این نامتقارنی تأیید می‌گردد و افزایش‌ها در تورم با اثری منفی بزرگتری نسبت به کاهش‌ها در آن همراه است. به نحوی که افزایش یک درصدی در تورم، رفاه اقتصادی را به میزان  $1/23$  واحد کاهش می‌دهد و کاهش یک درصدی در تورم با افزایش  $0/73$  واحد در رفاه اقتصادی همراه است. درآمد سرانه و بیکاری مشابه با برآورد متقارن، در برآورد نامتقارن نیز به ترتیب با اثری مثبت و منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر سال ۸۰ درصد از انحرافات در رفاه اقتصادی تصحیح می‌شود. نتایج آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک حاکی از آن است جملات اخلاص به لحاظ عدم خودهمبستگی و واریانس همسانی شرایط کلاسیک را دارد. همچنین، مقدار آماره آزمون در برآوردها از کرانه یک و دو در سطح خطای ۱۰ درصد بزرگ‌تر است و از این‌رو فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو پذیرفته نمی‌شود.

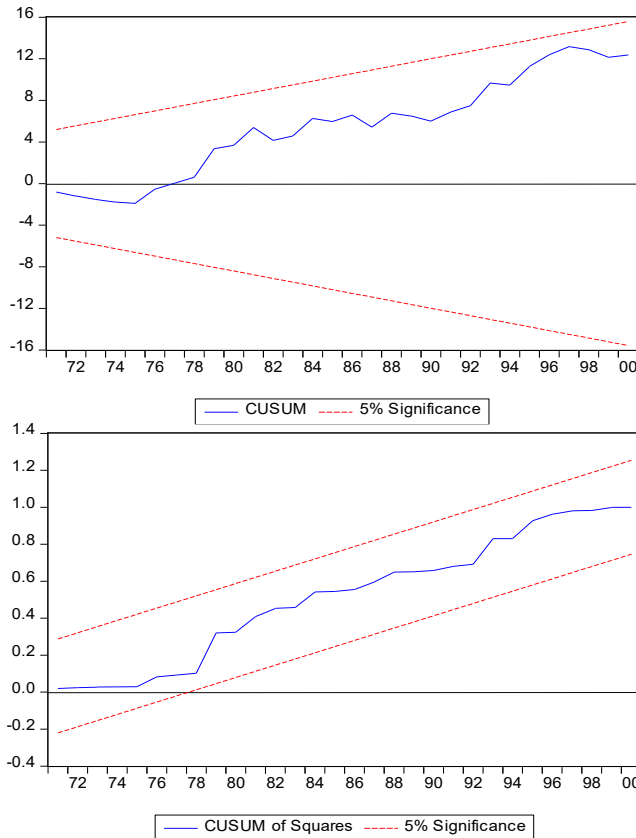
جدول ۴. نتایج برآورد الگوی نامتقارن

	کوئادهمت		بندبندمت	
	متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t
	$IWEB_{-1}$	۰/۱۹	۰/۰۸۴	۲/۲۷
	$InfTax^+$	-۰/۱۷	۰/۰۵۲	-۳/۲۱
	$InfTax^-$	-۰/۱۵	۰/۰۳۴	-۴/۲۱
	$Inf^+$	-۰/۳۵	۰/۰۹۸	-۳/۵۲
	$Inf_{-1}^+$	-۰/۱۹	۰/۱۳۰	-۱/۴۸
	$Inf_{-2}^+$	۰/۲۱	۰/۱۲۳	۱/۶۹
	$Inf_{-3}^+$	-۰/۶۶	۰/۱۲۸	-۵/۱۴
	$Inf^-$	-۰/۱۸	۰/۱۰۳	-۱/۷۲
	$Inf_{-1}^-$	-۰/۰۷	۰/۱۰۸	-۰/۶۶
	$Inf_{-2}^-$	-۰/۳۴	۰/۰۸۸	-۳/۸۹
	$RGDPPc$	۰/۲۷	۰/۰۶۹	۳/۸۱
	$RGDPPc_{-1}$	۰/۳۴	۰/۰۸۶	۳/۹۶
	$Unemp$	-۱/۱۲	۰/۴۶۵	-۲/۴۱
	$Unemp_{-1}$	۰/۶۰	۰/۴۹۳	۱/۲۲
	$Unemp_{-2}$	-۱/۲۷	۰/۳۸۹	-۳/۲۶
	جمله تصحیح خطا	-۰/۸۱	۰/۰۶۸	-۱۱/۸
	$InfTax^+$	-۰/۲۱	۰/۰۵۹	-۳/۴۹
	$InfTax^-$	-۰/۱۷	۰/۰۴۶	-۳/۸۷
	$Inf^+$	-۱/۲۳	۰/۱۲۹	-۹/۴۵
	$Inf^-$	-۰/۷۳	۰/۱۶۵	-۴/۴۵
	$RGDPPC$	۰/۷۵	۰/۰۴۹	۱۵/۲
	$Unemp$	-۲/۲۱	۰/۵۱۴	-۴/۳۰
آزمون‌های تشخیصی				
خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۰/۳۹		
	سطح احتمال	۰/۶۸۱		
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۰/۱۱		
	سطح احتمال	۰/۷۴۲		
نرمالیتی	مقدار آماره	۱/۰۷		
	سطح احتمال	۰/۵۸۶		
آزمون کرانه‌ها				
سطح خطا	کرانه یک	کرانه دو	آماره آزمون	
۰/۱۰	۲/۳۳	۳/۲۵	۱۴/۱	
۰/۰۵	۲/۶۳	۳/۶۲		
۰/۰۱	۳/۲۷	۴/۳۹		

کوته‌مدت	متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
	$IWEB_{-1}$	۰/۱۹	۰/۰۸۴	۲/۲۷	۰/۰۳۰
	$InfTax^+$	-۰/۱۷	۰/۰۵۲	-۳/۲۱	۰/۰۰۳
	$InfTax^-$	-۰/۱۵	۰/۰۳۴	-۴/۲۱	۰/۰۰۰
	$Inf^+$	-۰/۳۵	۰/۰۹۸	-۳/۵۲	۰/۰۰۱
	$Inf_{-1}^+$	-۰/۱۹	۰/۱۳۰	-۱/۴۸	۰/۱۴۸
	$Inf_{-2}^+$	۰/۲۱	۰/۱۲۳	۱/۶۹	۰/۱۰۱
	$Inf_{-3}^+$	-۰/۶۶	۰/۱۲۸	-۵/۱۴	۰/۰۰۰
	$Inf^-$	-۰/۱۸	۰/۱۰۳	-۱/۷۲	۰/۰۹۶
	$Inf_{-1}^-$	-۰/۰۷	۰/۱۰۸	-۰/۶۶	۰/۵۱۶
	$Inf_{-2}^-$	-۰/۳۴	۰/۰۸۸	-۳/۸۹	۰/۰۰۰
	$RGDPPc$	۰/۲۷	۰/۰۶۹	۳/۸۱	۰/۰۰۰
	$RGDPPc_{-1}$	۰/۳۴	۰/۰۸۶	۳/۹۶	۰/۰۰۰
	$Unemp$	-۱/۱۲	۰/۴۶۵	-۲/۴۱	۰/۰۲۲
$Unemp_{-1}$	۰/۶۰	۰/۴۹۳	۱/۲۲	۰/۲۳۰	
$Unemp_{-2}$	-۱/۲۷	۰/۳۸۹	-۳/۲۶	۰/۰۰۲	
آزمون والد					
سطح احتمال	برآیند اثر	آماره F	متغیر		
۰/۵۲۰	-۰/۰۲۴	۰/۴۲	برآیند اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در مالیات تورمی		
۰/۰۰۰	-۰/۹۹	۶۵/۱	برآیند اثر افزایش‌ها در تورم		
۰/۰۰۱	-۰/۴۰	۱۲/۹	برآیند اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم		

منبع: یافته‌های پژوهش.

در برآورد نامتقارن نیز  $f$  مانند برآورد متقارن، برای بررسی ثبات ساختاری از آزمون‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها در نمودار (۴) حاکی از آن است که در برآورد نامتقارن نیز ضرایب در دوره موردبررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۴. آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد نامتقارن  
منبع: یافته‌های پژوهش.

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج به‌دست آمده در قالب متقارن، در کوتاه‌مدت و بلندمدت فرضیه صفر برقرار می‌باشد. در قالب نامتقارن، در بررسی اثر مالیات تورمی (نسبت تغییر در پایه پولی به درآمدهای دولت) بر رفاه اقتصادی، فرضیه صفر در بلندمدت و همچنین در کوتاه‌مدت برقرار است، به این صورت که در بلندمدت مالیات تورمی اثر منفی و نامتقارن بر رفاه اقتصادی دارد و اثر افزایش‌ها در مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی بیشتر از اثر کاهش‌ها در مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی می‌باشد. با توجه به تعریفی که از مالیات تورمی ارائه شده (در اثر کسری بودجه، دولت میزان نقدینگی خود را افزایش می‌دهد این افزایش نقدینگی موجب تورم می‌شود) و با تحلیل مدلی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است می‌توان به این نتیجه رسید که در بلندمدت مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی اثر منفی و نامتقارن دارد. به این صورت که اثر افزایش تورم بر رفاه اقتصادی بیشتر از کاهش تورم بر رفاه اقتصادی می‌باشد. علت این است که زمانی که تورم در حالت افزایشی است،

قیمت‌ها به راحتی زیاد می‌شوند، در نتیجه، میزان اثرات نامطلوب افزایش تورم نیز زیاد است و رفاه اقتصادی هم به شدت کاهش می‌یابد؛ ولی زمانی که نرخ تورم در حالت کاهشی می‌باشد به دلیل چسبندگی قیمت‌ها، نرخ تورم کمتر کاهش می‌یابد، در نتیجه، اثرات آن هم نیز کمتر از حالت افزایشی تورم می‌باشد و رفاه اقتصادی کمتر افزایش می‌یابد. در کوتاه‌مدت، مالیات تورمی بر رفاه اقتصادی اثر منفی و متقارن دارد. در پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود به منظور تأمین مالی از طریق تورم به جایگزین کردن آن با مالیات‌هایی که کمتر اخلاص‌زا می‌باشند در صورت امکان توجه شود تا با انتخاب یک ترکیب بهینه مالیات بر تورم و مالیات بر مصرف اثرات زیان‌بار آن حداقل گردد و همچنین رفاه حداکثر شود. دولت باید از سیاست‌های بهینه‌تری در جهت تأمین مالی کسری بودجه استفاده نماید. همچنین، به کشورها توصیه می‌شود از کاهش نرخ تورم به عنوان یک سیاست اصلی استفاده شود و کلیه سیاست‌ها باید بر اساس تورم اتخاذ گردد، به گونه‌ای که برآیند سیاست‌ها بر ثبات و جلوگیری از افزایش تورم برنامه‌ریزی شود تا باعث افزایش رفاه اقتصادی گردد. علاوه‌براین، ضرورت انضباط مالی دولت می‌بایست مورد توجه ویژه‌ای قرار گیرد، چرا که رعایت نکردن انضباط مالی از طریق تشدید عدم تعادل در بازارهای چهارگانه کالا و خدمات، کار، پول و سرمایه کارایی اقتصاد کشور را به شدت تضعیف و به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. اگر بودجه متوازن باشد می‌تواند انضباط مالی را برقرار سازد و مانعی بر سر راه تورم باشد. به عبارت دیگر، برقراری انضباط مالی در نهایت موجب بهبود فضای کسب و کار می‌گردد و نبود انضباط مالی و کسری‌های پی در پی بودجه دولت موجب اتلاف منابع و کاهش کارایی آن می‌گردد. وجود رویدادهای اقتصادی اخیر مانند تحریم‌های بین‌المللی و بحران‌های ارزی ضرورت ایجاد انضباط مالی و اقتصادی را بیش از پیش نشان می‌دهد.

## منابع

اسماعیل‌نیا، علی اصغر (۱۳۷۶). تعیین مالیات تورمی در اقتصاد ایران. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲(۱۹)، ۴۷-۷۴.

ایزدخواستی، حجت؛ صمدی، سعید و دلالی اصفهانی، رحیم (۱۳۹۳). تحلیل مقایسه‌ای هزینه رفاهی مالیات تورمی در الگوی تعادل جرئی و تعادل عمومی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۵(۱۵)، ۴۳-۷۱.

ایزدخواستی، حجت؛ صمدی، سعید و دلالی اصفهانی، رحیم (۱۳۹۴). تحلیل تأثیر مالیات تورمی بر تخصیص منابع و رفاه در اقتصاد ایران: ارائه یک الگوی رشد درون‌زای نئوکلاسیکی با لحاظ کردن فراغت و اثرات جانبی تولید. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۰(۲)، ۲۵۳-۲۸۰.

بختیاری، صادق؛ رنجبر، همایون و قربانی، سمیه (۱۳۹۱). شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و اندازه‌گیری آن برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۹)، ۴۱-۵۸.

حسینی، محمد رضا و جعفری صمیمی، احمد (۱۳۸۹). برآورد و ارزیابی روند رفاه اقتصادی ایران با استفاده از شاخص ترکیبی CIEWB. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۴ (۴۲)، ۱۰۱-۱۲۲.

جعفری صمیمی، احمد؛ زروکی، شهریار و ساداتی امیری، سیده رقیه (۱۳۹۷). تحلیل رفاه اقتصادی با تأکید بر ابعاد جهانی شدن. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۱۲ (۴۴)، ۱-۲۳.

حاج امینی، مهدی (۱۳۹۷). آثار بلندمدت مالیات تورمی بر بخش‌های غیرنفتی اقتصاد ایران: ارزیابی قاعده‌های فریدمن و فلیس با رویکرد ساختاری بلندمدت (SVECX). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۶ (۸۷)، ۱۱۷-۱۴۸.

خلیلی تیرتاشی، نصرالله (۱۳۹۳). تحلیل نظری آثار مالیات تورمی بر عدالت اقتصادی. فصلنامه اقتصاد اسلامی، ۱۴ (۵۶)، ۹۳-۱۱۶.

زروکی، شهریار؛ عبدی سیدکلایی، محمد و یوسفی بارفروش، آرمان (۱۴۰۰). تحلیل نقش بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر نابرابری درآمد در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲۱ (۴)، ۳۷-۶۶.

میرشفیعی، امیر؛ شهرستانی، حمید؛ معمارنژاد، عباس و غفاری، فرهاد (۱۴۰۱). نوسانات تورم و آثار آن بر شاخص‌های اقتصادی مؤثر بر سلامت (نرخ بیکاری و مخارج مصرف‌کننده). نشریه پایش، ۲۱ (۳)، ۲۷۳-۲۸۵.

وطن‌پور، محمد (۱۳۸۲). بررسی عوامل مؤثر بر مالیات تورمی در اقتصاد ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۰). پژوهشنامه اقتصادی، ۳ (۱۰)، ۱۵۷-۱۷۶.

Bakhtiari, S., Ranjbar., H., & Ghorbani, S. (2013). Composite Index of Economic Well Being and its Measurement for Selected Developing Countries. *Economic Growth and Development Research*, 3(9), 41-58 (In Persian).

Beckworth, D. (2017). Permanent versus Temporary Monetary Base Injections: Implications for Past and Future Fed Policy. *Journal of Macroeconomics*, 54, 110-126.

Curran, M., & Dressler, S. (2020). Preferences, inflation and welfare. *European Economic Review*, 130, Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0014292120302245>

Correia, I., & Teles, P. (1999). The Optimal Inflation Tax. *Review of Economic Dynamics*, 2(2), 325-346.

Dharmapala, D., Slemrod, J., & Wilson, J. D. (2011). Tax Policy and the Missing Middle: Optimal Tax Remittance with Firm-Level Administrative Costs. *Journal of Public Economics*, 95(9-10), 1036-1047.

Dostey, M., & Ireland, P. (1994). The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, 37, 29-47.

Dye, R. F., & Merriman, D. F. (2000). The Effects of Tax Increment Financing on Economic Development. *Journal of Urban Economics*, 47(2), 306-328.

- Hajamini, M. (2018). Long-run Impact of Inflation Tax on Non-oil Sectors in Iran's Economy: Investigating Friedman and Phelps Rules Using Long-Run Structural Approach (SVECX). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 26(87), 117-148 (In Persian).
- Ho, W. M., Zeng, J., & Zhang, J. (2007). Inflation Taxation and Welfare with Externalities and Leisure. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), 105-131.
- Hoseini Ghafar, A., Bakhshi Dastjerdi, R., Sameti, M., & Shajari, H. (2019). On the Welfare Cost of Inflation in a New Keynesian Model with a Cash-in-advance Constraint: The Case of Iran. *Iranian Economic Review*, 23(3), 749-768.
- Hosseini, M. R., & Jafari Samimi, A. (2010). Economic Welfare in Iran: An application of Composite Index of Economic Well-Being (CIEWB). *Iranian Journal of Economic Research*, 14(42), 101-122 (In Persian).
- Ismailnia, A. A. (1997). Determining the Inflation Tax in Iran's Economy. *The Journal of Planning and Budgeting*, 2(1&2), 47-74 (In Persian).
- Izadkhasti, H., Samadi, S., & Dallali Isfahani, R. (2014). A Comparative Analysis Welfare Cost of Inflation Tax in Partial and General Equilibrium Models. *Journal of Economic Modeling Research*, 5(15), 43-71 (In Persian).
- Izadkhasti, H., Samadi, S., & Dallali Isfahani, R. (2015). The Effects of Inflation Taxation on Resource Allocation and Welfare in Iran's Economy: Presentation of a Neoclassical Endogenous Growth Model with Leisure and Production Externality. *Economic Research*, 2(2), 253-280 (In Persian).
- Jafari Samimi, A., Zaroki, S., & Sadati Amiri, S. R. (2018). Economic Welfare Analysis with an Emphasis on Aspects of Globalization. *Journal of Economic Modelling*, 12(44), 1-23 (In Persian).
- Jiang, J., Puzzello, D., & Zhang, C. (2019). Inflation and Welfare in the Laboratory. *Meeting Papers*, 263, 1-38.
- Jiang, J., Puzzello, D., & Zhang, C. (2023). Inflation Output and Welfare in the Laboratory. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292122002318>
- Khalili Tirtashi, N. (2014). The Impacts of Inflation Tax on Economic Justice; a Theoretical Analysis. *Quarterly Journal of Islamic Economics*, 14(56), 93-116 (In Persian).
- Lu, C. H., Chen, B. L., & Hsu, M. (2011). The Dynamic Welfare Cost of Seigniorage Tax and Consumption Tax in a Neoclassical Growth Model with a Cash-In-Advance Constraint. *Journal of Macroeconomics*, 33(2), 247-258.
- Mirshafiee, A., Shahrestani, H., Memarnezhad, A., & Ghaffari, F. (2022). Inflation Fluctuations and Its Effects on Economic Indicators Affecting Health (Unemployment Rate and Consumer Spending). *Payesh*, 21(3), 273-285 (In Persian).
- Osberg, L., & Sharpe, A. (2010). The Index of Economic Well-Being. *Challenge*, 53(4), 25-42.
- Osberg, L., & Sharpe, A. (2002). An Index of Economic Well-being for Selected OECD Countries. *Review of Income and Wealth*, 48(3), 291-316.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Sharpe, A. (1999). *A Survey of Indicators of Economic and Social Well-Being*. Ottawa: Centre for the Study of Living Standards.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2013). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=1807745>

Sidrauski, M. (1967). Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *The American Economic Review*, 57(2), 534-544.

Vatanpour, M. (2003). Investigating the Factors Affecting the Inflation Tax in Iran's Economy (1961-2001). *Economics Research*, 3(10), 157-176 (In Persian).

Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*. Massachusetts: MIT Press.

Zaroki, S., Abdi Seyyedkolae, M., & Yousefi barfurushi, A. (2021). Analyzing the Role of Macroeconomic Instability on Income Inequality in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 21(4), 37-66 (In Persian).



University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

## The Analysis of Competitiveness in Iran's Insurance Industry Using the Panzar-Rosse Model

Leili Niakan<sup>\*1</sup>  , Navid Amini<sup>2</sup>  , Towhid Firoozan Sarnaghi<sup>3</sup>  

1. General Insurance Group, Insurance Research Center, Tehran, Iran.

2. Faculty of Management, Kharazmi University, Tehran, Iran.

3. Department of Insurance, Banking, and Customs Management, Faculty of Management, Kharazmi University, Tehran, Iran.

\* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p><b>Article Type:</b> Research Article</p> <p><b>Article History:</b> <b>Received:</b> 1402-03-06 <b>Revised:</b> 1402-11-17 <b>Accepted:</b> 1402-12-05 <b>Published:</b> 1403-08-01</p> <p><b>Keywords:</b> <i>Competitiveness, Long-run Equilibrium, Market Structure, Panzar-Rosse Model, Panel Data.</i></p> <p><b>JEL Classification:</b> <i>G22, D43, B23.</i></p>	<p>In recent years, the insurance industry has undergone profound changes that have changed the performance of this industry. The establishment of a significant number of private insurance companies and their entry into the competition scene, on the one hand, has reduced the concentration of the market in this industry. On the other hand, the introduction of new technologies in recent years has created space for competition and forced companies to increase their efficiency. Considering the importance of competition in an industry as well as knowledge of its situation for policymaking, this study examines the competitiveness of Iranian private insurance companies admitted to the stock market, from 2013 to 2021 using the Panzar-Rosse non-structural method in the form of panel data. The result of the estimated model indicates the state of monopoly competition in the market for Iranian private insurance companies admitted to the Stock Exchange. Comparing the results of this study with previous studies, the assumption of improving competitiveness in the Iranian insurance industry is confirmed by increasing the number of private insurance companies as well as the rating of produced insurance premiums in the world. The insurance industry has no barriers to market entry, and the participation of large insurance companies (except Iran Insurance Company) in the market does not restrict competition significantly and, as a result, the assumption of a dominant firm is rejected. In addition, insurance companies have moved to specialized activities and focus on specific insurance to maintain survival and competition in the market.</p>

Niakan, L., Amini, N., & Firoozan Sarnaghi, T. (2024). The Analysis of Competitiveness in Iran's Insurance Industry Using the Panzar-Rosse Model. *Journal of Economic Research*, 59(2), 204-230.



© The Authors

**Publisher:** The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.359962.1008825](https://doi.org/10.22059/jte.2024.359962.1008825)

## تحلیل رقابت‌پذیری در صنعت بیمه ایران با استفاده از مدل پانزار-راس

لیلی نیاکان\*<sup>۱</sup> و ایمینی<sup>۲</sup>، نوید امینی<sup>۳</sup>، توحید فیروزان سرنقی<sup>۳</sup>

۱. گروه پژوهشی عمومی بیمه، پژوهشکده بیمه، تهران، ایران.

۲. دانشکده مدیریت، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

۳. گروه آموزشی مدیریت بانک، بیمه و گمرک، دانشکده مدیریت، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

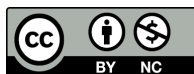
\* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۰۶</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۱۷</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۰۵</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۸/۰۱</p> <p><b>کلیدواژه‌ها:</b> رقابت‌پذیری، مدل پانزار-راس، پائل دیتا، تعادل بلندمدت، ساختار بازار.</p> <p><b>طبقه‌بندی JEL:</b> B23, D43, G22</p>	<p>صنعت بیمه طی سالیان اخیر دچار تحولات عمیقی شده که عملکرد این صنعت را متحول کرده است. تأسیس تعداد قابل ملاحظه‌ای از شرکت‌های بیمه خصوصی و ورود آن‌ها به صحنه رقابت، از طرفی باعث کاهش تمرکز بازار در این صنعت شده و از طرف دیگر، ورود فناوری‌های نوین در سال‌های اخیر فضا را برای رقابت مهیا کرده و شرکت‌ها را مجبور به افزایش کارایی خودشان کرده است. با توجه به اهمیت رقابت در یک صنعت و همچنین آگاهی از وضعیت آن برای سیاست‌گذاری، این مطالعه به بررسی رقابت‌پذیری شرکت‌های بیمه خصوصی ایرانی پذیرفته شده در بورس، طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ و با استفاده از روش غیر ساختاری پانزار-راس و در قالب پائل دیتا می‌پردازد. نتایج برآورد مدل، نشان‌دهنده وضعیت رقابت انحصاری در بازار شرکت‌های بیمه خصوصی بورسی ایران می‌باشد. مقایسه نتایج این تحقیق با مطالعات قبلی، فرض بهبود رقابت‌پذیری در صنعت بیمه ایران با افزایش تعداد شرکت‌های بیمه خصوصی و همچنین با توجه به رتبه حق بیمه تولیدی صنعت بیمه در جهان تأیید می‌شود. نتایج حاکی از آن است که صنعت موانعی برای ورود به بازار ندارد و مشارکت شرکت‌های بیمه بزرگ (به جز شرکت بیمه ایران) در بازار، باعث محدود شدن رقابت به طور معنی‌داری نشده و در نتیجه، فرض وجود بنگاه مسلط رد می‌شود. ضمن اینکه شرکت‌های بیمه برای حفظ بقا و رقابت در بازار، به سمت فعالیت تخصصی و تمرکز بر بیمه‌های خاص حرکت کرده‌اند.</p>

نیاکان، لیلی؛ ایمینی، نوید و فیروزان سرنقی، توحید (۱۴۰۳). تحلیل رقابت‌پذیری در صنعت بیمه ایران با استفاده از مدل پانزار-راس. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۲)، ۲۰۴-۲۳۰.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: [10.22059/jte.2024.359962.1008825](https://doi.org/10.22059/jte.2024.359962.1008825)

## ۱- مقدمه

صنعت بیمه نقش قابل ملاحظه‌ای در اقتصاد کشور ایفا نموده و امکان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بلندمدت فعالان اقتصادی را فراهم می‌کند. عملکرد موسسات بیمه‌ای تابعی از پویایی اقتصاد است که صنعت بیمه را به یک بخش چرخه‌ای در تولید ناخالص ملی تبدیل می‌کند. از آنجایی که صنعت بیمه با پذیرش ریسک، سطح ریسک‌پذیری صنایع مختلف را افزایش می‌دهد، به همان نسبت می‌تواند در افزایش احتمال موفقیت آنها تأثیرگذار باشد. بر این اساس، وجود یک نظام بیمه‌ای سالم در کشور از ضروریات توسعه به شمار می‌رود. اقتصاددانان طرفدار بازار آزاد معتقدند اگر بازاری رقابتی نباشد، منافع مصرف‌کننده در ابتدا و در درجه بعدی خود صنعت آسیب خواهد دید. بررسی رقابت‌پذیری در یک صنعت، صرفاً تحلیل اقتصادی بدون تعالی اجتماعی نیست، بلکه نتایج این بررسی می‌تواند به شناسایی روش‌هایی برای بررسی راهکارهای رقابتی کردن صنایع بیانجامد که از طریق حقوق و پاداش و قیمت‌های با ثبات‌تر، می‌تواند سطح حقیقی رفاه و سعادت جامعه را افزایش دهد. به همین دلیل اهمیت دارد تا با بررسی و شناخت ماهیت و ساختار بازار بیمه، نسبت به سیاست‌گذاری و تنظیم‌گری آن اقدام شود. رقابت‌پذیری صنعت بیمه با اقدامات احتمالی تنظیم بازار مرتبط است، زیرا تعامل بین شرکت‌های بیمه اجازه می‌دهد تا رقابت حفظ شود و آن‌ها را از رقابت در بازارهای بسیار متمرکز یا رقابت انحصاری باز می‌دارد. علاوه بر این، به شرکت‌های بیمه اجازه می‌دهد تا کیفیت، خدمات و قیمت‌های خود را بهبود بخشند، زیرا این موارد برای مشتری در هنگام خرید بیمه تعیین‌کننده‌های کلیدی هستند.

رقابت از جمله موضوعاتی است که کارشناسان اقتصادی همواره از آن به‌عنوان راهکاری برای رشد اقتصادی و بهره‌گیری بهینه از منابع اقتصادی یاد می‌کنند. طبق سند چشم‌انداز جمهوری اسلامی ایران در افق ۱۴۰۴، ایران بایستی به جایگاه اول اقتصادی، علمی و فناوری در سطح منطقه برسد. اکنون که ۱۸ سال از ابلاغ سند می‌گذرد، بخشی از اهداف سند تحقق نیافته است. در بررسی‌های مختلف، فضای نامناسب کسب‌وکار، عدم مقررات‌زدایی و عدم رفع موانع رقابت‌پذیری، از جمله عوامل مؤثر بر عدم تحقق اهداف سند و همچنین اهداف برنامه‌های ۵ساله توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور برشمرده شده است (تیموری و همکاران، ۱۳۹۹) که ضمن ازدست رفتن فرصت رقابت و پیشرفت، منجر به انحصار در بازارهای مختلف کشور می‌شود. ساختار رقابتی صنعت بیمه، بر بهره‌وری شرکت‌هایی که در این بازار فعالیت می‌کنند، اثر گذاشته و فشارهایی نیز بر سیاست‌گذاری‌های جدید در این حوزه تحمیل می‌کند. در راستای اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی، اقداماتی چون خصوصی‌سازی صنعت بیمه از سال ۱۳۸۲ در ایران آغاز شده و اندکی پس از آن، آزادسازی تعرفه‌های بیمه‌ای و تلاش برای توانمندسازی صنعت بیمه صورت گرفته است. حفظ وضعیت رقابتی در بازار، از جمله مهم‌ترین اهداف اقتصادی است؛ زیرا رقابت، موجب ارتقای رفاه مصرف‌کننده و بهبود عملکرد اقتصادی

می‌شود. بر این اساس، اطلاع از وضعیت فعلی رقابت در صنعت بیمه، گام نخست در جهت سیاست‌گذاری‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت خواهد بود.

بررسی‌ها نشان می‌دهد وضعیت بازار بیمه ایران از تمرکز شدید در سال ۱۳۷۶ بهبود یافته و به سمت بازار غیرمتمرکز در حرکت است. رقابت در بخش بیمه‌های زندگی بیشتر از بیمه‌های غیر زندگی بوده و در مجموع، بازار در وضعیت انحصار چندجانبه سخت قرار دارد که حاکی از رقابت‌پذیری نسبتاً پایین صنعت است (نیاکان و رجایی هرندی، ۱۴۰۰).

هدف این مطالعه، بررسی وضعیت و موقعیت رقابت‌پذیری بازار بیمه کشور و ارائه تصویری به تصمیم‌گیران این حوزه می‌باشد. بنابراین، به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که وضعیت رقابت‌پذیری بازار بیمه کشور چگونه است؟ برای پاسخ به این سوال، از مدل پانزار-راس و روش‌های اقتصادسنجی استفاده خواهد شد. بر این اساس، پس از تبیین مبانی نظری رقابت‌پذیری و رقابت، نتایج برخی تحقیقات تجربی در خصوص محاسبه میزان رقابت‌پذیری در صنعت مالی و از جمله بخش بیمه ارائه شده است. با توجه به استفاده از روش پانزار-راس برای محاسبه سطح رقابت‌پذیری شرکت‌های بیمه ایرانی در این مطالعه، در قسمت روش تحقیق، به تشریح روش و مدل اقتصادسنجی مورد استفاده برای برآورد سطح رقابت‌پذیری پرداخته شده است. در قسمت بعد، یافته‌های تحقیق و نتیجه برآورد مدل پانزار-راس ارائه شده و در نهایت، به تحلیل نتایج و مقایسه آن با نتایج مطالعات دیگر پرداخته شده است.

## ۲- مبانی نظری

مفهوم ساختار بازار هم در اقتصاد و هم در بازاریابی نقش اساسی دارد. در تجزیه و تحلیل تصمیم‌گیری، ساختار بازار از طریق تأثیر آن بر محیط تصمیم‌گیری، نقش مهمی دارد. میزان و ویژگی‌های رقابت در بازار بر انتخاب در بین بازیگران تأثیر می‌گذارد (باومول<sup>۱</sup>، ۱۹۶۱).

در علم اقتصاد، بازارها بر اساس ساختار صنعت در خدمت بازار طبقه‌بندی می‌شوند. ساختار صنعت بر اساس متغیرهای ساختار بازار طبقه‌بندی می‌شود که میزان و ویژگی‌های رقابت را تعیین می‌کند. متغیرهایی که تأکید بیشتری بر آن‌ها می‌شود عبارتند از: تعداد خریداران و فروشندگان، میزان جایگزینی محصول، هزینه‌ها، سهولت ورود و خروج و میزان وابستگی متقابل. در چارچوب سنتی، این متغیرهای ساختاری به طبقه‌بندی زیر از ساختارهای بازار تقسیم می‌شوند: (۱) رقابت کامل، (۲) رقابت انحصاری، (۳) انحصارطلبی (انحصار چندجانبه) و (۴) انحصار کامل. ساختار بازار از این جهت مهم است که از طریق تأثیر آن بر انگیزه‌ها، فرصت‌ها و تصمیمات بازیگران اقتصادی شرکت‌کننده در بازار، بر نتایج بازار تأثیر می‌گذارد. هدف تحلیل اقتصادی ساختار بازار، جداسازی این اثرات در تلاش برای توضیح و پیش‌بینی نتایج بازار است.

رقابت‌پذیری به معنی توانایی شرکت در ماندگاری در بازار کسب‌وکار، محافظت و ... است. رقابت‌پذیری از واژه کامپیتر<sup>۱</sup> گرفته شده و معنای آن مشارکت در تجارت به منظور تسخیر بازار است. طبق تعریف مارتز، رقابت‌پذیری معادل قدرت اقتصادی یک واحد در مقابل رقبایش در بازاری است که کالاها، خدمات، مهارت‌ها و ایده‌ها به‌راحتی فراتر از مرزهای جغرافیایی عرضه می‌شود. رقابت‌پذیری در سطح بنگاه می‌تواند به‌عنوان توانایی بنگاه در طراحی، تولید و بازاریابی محصولات و فروش آنها بیشتر از رقبای تعریف شود. به‌طور کلی دو روش برای بررسی رقابت‌پذیری در بازارها وجود دارد: روش ساختاری و روش غیرساختاری. رویکرد ساختاری درجه رقابت را از ساختار بازار استنباط می‌کند؛ درحالی‌که رویکرد غیرساختاری مبتنی بر سازمان صنعتی تجربی جدید، به‌طور مستقیم با مشاهده رفتار شرکت‌ها در بازار، میزان رقابت را ارزیابی می‌کند (لئون<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵).

اگرچه مفهوم رقابت همیشه محور تفکر اقتصادی بوده است، اما مفهومی است که تعابیر و معانی متعددی به خود گرفته و از مفاهیم رقابت در ثروت ملل (اسمیت<sup>۳</sup>، ۱۷۷۶) سرچشمه می‌گیرد. در تحلیل اسمیتی، رقابت آزاد یک نیروی نظم‌دهنده به‌سوی تعادل است. در درازمدت، رقابت آزاد منجر به برابری قیمت‌ها با هزینه‌های تولید می‌شود. باین‌وجود، برای اسمیت، رقابت یک وضعیت یا موقعیت نیست، بلکه مسابقه بین رقبای برای به‌دست‌آوردن سهم بازار است. این رقابت است که قیمت را به سمت تعادل عرضه و تقاضا وادار می‌کند. شرط اساسی رقابت آزاد تعداد رقبای نیست (درحالی‌که ممکن است کمک کند)، بلکه آزادی فردی است.

رقابت وضعیتی است که در آن قیمت‌ها با هزینه‌های تولید برابری می‌کند (قیمت‌های طبیعی). برای به‌دست‌آوردن یک موقعیت رقابتی، باید چندین فرض وجود داشته باشد (تعداد قابل توجهی از رقبای، داشتن دانش مشترک در مورد فرصت‌های بازار، ورود و خروج آزاد) که هرگز به‌صراحت توسط اسمیت به‌استثنای تعداد رقبای ذکر نشده است. با افزایش تعداد تولیدکنندگان، مزاد بر قیمت تمام شده به صفر نزدیک می‌شود. رقابت کامل نقطه مقابل انحصار است. در انحصار، هیچ کس برای رقابت وجود ندارد و یک انحصارگر می‌تواند سودهای غیرعادی را استخراج کند، اگرچه با کشش تقاضا محدود می‌شود. اما بیشتر دنیای تجارت ترکیبی از رقابت و انحصار است. رقابت انحصاری نوعی رقابت ناقص است به‌طوری‌که بسیاری از تولیدکنندگان محصولاتی را که از یکدیگر متمایز هستند اما جایگزین کاملی نیستند، به‌عنوان کالا می‌فروشند. در رقابت انحصاری، یک شرکت قیمت‌هایی را که رقبای خود تعیین می‌کنند به‌عنوان یک داده در نظر می‌گیرد و تأثیر قیمت‌های خود را بر قیمت‌های شرکت‌های دیگر نادیده می‌گیرد.

مفهوم نئوکلاسیک رقابت مبتنی بر نظریه انحصارطلبی، ریشه هر دو نوع روش ساختاری و اکثر معیارهای روش غیرساختاری اندازه‌گیری رقابت‌پذیری (شاخص لرنر، مدل تغییرات حدسی، و

1. Competer
2. L'con
3. Smith

مدل پانزار-راس) است. نظریه انحصارطلبی بین اشکال مختلف ساختار بازار (رقابت کامل، رقابت ناقص و انحصار) تمایز قائل می‌شود. با این حال، این مفهوم در رقابت با دیدگاه دیگری که بر جنبه‌های پویای رقابت تمرکز دارد، به چالش کشیده می‌شود. در مکتب اتریشی رقابت نه به‌عنوان یک حالت ثابت، بلکه به‌عنوان یک فرآیند پیچیده رقابت بین شرکت‌ها در نظر گرفته می‌شود. در این مکتب هسته اصلی رقابت، رفتار شرکت‌ها (و کارآفرینان) در بازار است. شرکت‌ها درگیر یک فرآیند رقابتی پویا هستند و دائماً محصولات و فرآیندهای جدیدی را ایجاد و ارائه می‌کنند تا بتوانند با رقابت کنار بیایند. فرآیند رقابت به‌عنوان یک مکانیسم انتخاب از طریق اصل ایجاد مخرب عمل می‌کند: متصدیان با کارایی کمتر حذف می‌شوند و با شرکت‌کنندگان کارآمدتر جایگزین می‌شوند. استیگلر<sup>۱</sup> (۱۹۵۷) رقابت را به‌عنوان «رقابت بین افراد (یا گروه‌ها یا ملت‌ها)» تعریف می‌کند و زمانی که دو یا چند طرف برای چیزی تلاش می‌کنند که همه نمی‌توانند به‌دست بیاورند، به وجود می‌آید. از دیدگاه مکتب اتریشی، بازار زمانی رقابتی است که رقبا به اندازه کافی ته‌اجمی باشند که انگیزه‌ای برای بهبود (کیفیت بهتر، قیمت پایین‌تر، خدمات جدید، نوآوری بیشتر، مدیریت بهبود یافته و غیره) به منظور حفظ مزیت خود ایجاد کنند. شرکت‌های ناکارآمد مستقیماً توسط مصرف‌کنندگان تحریم می‌شوند در حالی که شرکت‌های کارآمدتر و نوآورتر پاداش دریافت می‌کنند.

این واقعیت که مفهوم نئوکلاسیک رقابت برخی از فرضیه‌های قابل آزمون واضح را مطرح می‌کند، توضیح می‌دهد که اکثر اقدامات رقابتی ریشه در این مدل دارند. رویکرد ساختاری به رابطه ساختار-عملکردی اشاره دارد که در تحلیل کورنو وجود دارد. اولین نسل از معیارهای سازمان صنعتی تجربی جدید<sup>۲</sup> NEIO (شاخص لرنر، مدل تغییرات حدسی و مدل پانزار-راس) بر اساس این مدل ساخته شد. اخیراً، اقدامات غیرساختاری جدیدی که از بسیاری جهات با مفهوم اتریشی از رقابت موافق است، پیشنهاد شده‌اند، به ویژه شاخص بون.

پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد<sup>۳</sup> (SCP) که در ابتدا توسط میسون<sup>۴</sup> (۱۹۳۹) و باین<sup>۵</sup> (۱۹۵۶) توسعه یافت، به دنبال توضیح جنبه‌هایی از رفتار و عملکرد شرکت‌ها بر اساس ویژگی‌های ساختاری بازارهایی است که در آن فعالیت می‌کنند. ویژگی‌های ساختاری یک بازار، تعداد بنگاه‌ها و اندازه مطلق و نسبی آنها و همچنین شرایط ورود و خروج و میزان تمایز محصول را در بر می‌گیرد. انتظار می‌رود ساختار بازار بر رفتار شرکت‌ها تأثیر بگذارد. متغیرهای رفتار شامل استراتژی‌های قیمت‌گذاری، تیبانی و سایر اشکال تصمیم‌های استراتژیک (مانند کیفیت محصول و هزینه‌های تبلیغاتی) است. رفتار، تحت تأثیر ساختار، عملکرد را تعیین می‌کند.

- 
1. Stigler
  2. New Empirical Industrial Organization
  3. Structure-Conduct-Performance
  4. Mason
  5. Bain

کاستی‌ها در رویکرد ساختاری منجر به تلاش‌هایی برای جمع‌آوری شواهد تجربی در مورد ماهیت رقابت با مشاهده مستقیم رفتار شده است. سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO) با مشاهده مستقیم رفتار شرکت‌ها در بازار، در مورد فشار رقابتی نتیجه‌گیری می‌کند. NEIO از انواع روش‌های جایگزینی استفاده می‌کند که به داده‌ها و مفروضات متفاوتی نیاز دارند. کاربووالورده<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۹) اشاره می‌کنند که نسل اول اقدامات غیرساختاری، مبتنی بر نظریه انحصارطلبی (مفهوم نئوکلاسیک از رقابت) است. این مدل‌ها شامل شاخص لرنر، مدل‌های تغییرات حدسی (ایواتا، ۱۹۷۴) و مدل پانزار-راس (۱۹۸۷) است. در حالی که همه این روش‌ها از یک چارچوب نظری استاندارد مشترک برخوردارند، نتایج اغلب متفاوتند (کاربووالورده و همکاران، ۲۰۰۹؛ لیو<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۳). نسل دوم اقدامات NEIO بر پویایی بازارها تمرکز دارد و بنابراین با مفهوم اتریشی (پویایی) رقابت مطابقت دارد. اینها شامل تداوم سود توسعه‌یافته توسط مولر<sup>۴</sup> (۱۹۷۷)، (۱۹۸۶) و شاخص بون است که اخیراً توسط بون<sup>۵</sup> (۲۰۰۷) پیشنهاد شده است.

### ۳- پیشنهاد تحقیق

مطالعات متعددی با روش‌های مختلف به موضوع رقابت در بازارهای مالی پرداخته‌اند. پانزر و راس<sup>۶</sup> (۱۹۸۷) برای ارزیابی رفتار رقابتی، از مشخصات کنترل مقیاس شرکت و یک معادله قیمت استفاده کردند. نتایج نشان داد که نه یک معادله قیمت و نه یک تابع درآمد مقیاس، معیار معتبری برای رفتار رقابتی به دست نمی‌دهد. علاوه بر این، حتی یک تابع درآمد بدون مقیاس به‌طور کلی نیاز به اطلاعات اضافی در مورد هزینه‌ها و تعادل بازار برای استنباط درجه رقابت دارد. سوما و تسوتسویی<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) به بررسی رقابت در بازار بیمه عمر ژاپن و تغییر سطح رقابت در آن طی ۱۷ سال پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نه تنها شرکت‌های سهامی، بلکه شرکت‌های متقابل نیز به‌جای پرداخت سود سهام به بیمه‌گذاران، سود خود را حداکثر می‌کنند. اگرچه رقابت از سال ۱۹۹۵ قوی‌تر شده و بازنگری قانون صنعت بیمه و ورشکستگی شرکت‌های بیمه باعث ارتقای رقابت شده است، اما رقابت در سال‌های اخیر همچنان نسبت به دوران قبل از جنگ ضعیف‌تر است. کاشی و همکاران (۲۰۱۵) با مطالعه سیستم بانکی ایران طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ با روش پانزار-راس به این نتیجه رسیدند که صنعت بانک در ایران دارای رقابت انحصاری است. تودوروو<sup>۸</sup> (۲۰۱۶) با مطالعه ترازنامه‌های مالی و صورت سود و زیان شرکت‌های بیمه بلغارستان با استفاده از مدل پانزار-راس به این نتیجه رسید که بازار بیمه عمومی بلغارستان ممکن

1. Carbó-Valverde

2. Iwata

3. Liu

4. Mueller

5. Boone

6. Panzar and Rosse

7. Souma and Tsutsui

8. Todorov

است دچار تبانی و انحصار باشد و با بازار رقابت کامل فاصله دارد و اقدامات توسعه‌ای زیادی برای رسیدن به بازار رقابت کامل نیاز است. الحسن و بیکپه<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای رقابت و کارایی در بازار بیمه غیر زندگی آفریقای جنوبی را مورد بررسی قرار دادند. هدف آنها، بررسی اثر تجربی رقابت بر کارایی هزینه و سود بازار در یک تحلیل سه مرحله‌ای بوده است. محققان با استفاده از داده‌های سالانه ۸۰ شرکت بیمه غیر زندگی از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲، ابتدا از تحلیل مرز تصادفی<sup>۲</sup> برای تخمین امتیازهای کارایی هزینه و سود استفاده کرده و در مرحله بعد، رقابت بازار بیمه را با استفاده از آماره پانزار-راس اندازه‌گیری کردند. نتایج نشان داد شرکت‌های بیمه غیر زندگی دارای سطوح بالایی از کارایی در هزینه و بازده پایین در سود هستند. همچنین، شرکت‌های موجود در بازار در شرایط رقابت انحصاری کسب درآمد می‌کنند. محققان با تأیید فرضیه «زندگی آرام»<sup>۳</sup> که فرض می‌کند رقابت کارایی را بهبود می‌بخشد، تأثیر مثبت رقابت بر کارایی هزینه و سود را دریافتند.

پریدا و آپاریا<sup>۴</sup> (۲۰۱۶) طی مطالعه‌ای به ارزیابی وضعیت رقابت در صنعت بیمه عمر هند برای دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ و ماهیت رقابت پس از اصلاحات اقتصادی در اقتصاد پرداختند. مجموعه‌ای از معیارهای تمرکز مانند نسبت تمرکز  $k$  بنگاه  $(CR_k)$ ، شاخص هرفیندال-هیرشمن  $(HHI)$ ، شاخص هال-تایدمن  $(HTI)$ ، شاخص هوروات  $(HOV)$ ، شاخص آنتروپی  $(ENT)$ ، شاخص ژینوسیوس و  $GRS$  برای ارزیابی وضعیت رقابت تخمین زده شده و دقت این شاخص‌ها با استفاده از منحنی‌ها و شاخص‌های تمرکز مورد آزمون قرار گرفته است. در بین معیارهای تمرکز، شاخص‌های  $HTI$ ،  $HHI$  و  $GIN$  نشان‌دهنده تمرکز پایین بازار شرکت‌های بیمه عمر هند است؛ البته اگرچه تمرکز در بازار بیمه عمر هند کاهش یافته است اما همچنان در سطح نسبتاً بالایی قرار دارد. لی و چنگ<sup>۵</sup> (۲۰۱۸) به بررسی کارایی اپراتورهای بیمه تکافل در مالزی پرداخته و رقابت‌پذیری را در این صنعت با روش آماری پانزار-راس بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که عمده ناکارآمدی از مقیاس عملیات است. لیم<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۲۰) کارایی، بهره‌وری و رقابت صنعت بیمه مالزی را با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوئیست و روش‌شناسی پانزار-راس بررسی کرده‌اند. این مطالعه شامل تمام شرکت‌های بیمه فعال در مالزی بین سال‌های ۲۰۰۰ و ۲۰۱۷ می‌شود. یافته‌ها حاکی از آن است که بیمه‌گران عمر کارآمدتر و رقابت‌پذیرتر از بیمه‌گران عمومی هستند و همچنین، به دنبال اجرای الزامات سرمایه مبتنی بر ریسک، کارایی و بهره‌وری بیمه‌گرهای متعارف بدتر شده است. موسیوا و دزینگای<sup>۷</sup> (۲۰۲۱) مطالعه‌ای با هدف ارزیابی ماهیت

1. Alhassan and biekpe

2. SFA

۳. فرضیه Quiet life: مدیران اگر بتوانند تصمیمات سخت را به تعویق می‌اندازند، اما رقابت و نظارت می‌تواند آنها را تشویق به عمل کند.

4. Parida and Acharya

5. Lee and Cheng

6. Lim

7. Musiiwa, and Dzingai

رقابت در بخش بیمه کوتاه مدت زیمبابوه انجام دادند. داده‌های تابلویی ۱۹ بیمه‌گر از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۷ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که در بخش عمده‌ای از دوره مورد بررسی، بیمه‌گران کوتاه مدت در زیمبابوه تحت رقابت انحصاری فعالیت می‌کردند. اورتینسکی و پیپک<sup>۱</sup> (۲۰۲۱) به بررسی میزان رقابت در بازار بیمه غیر عمر لهستان در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۸ می‌پردازد. در تجزیه و تحلیل شرایط رقابتی از روش پانزار-راس استفاده شده است. نتایج مطالعه این فرضیه را تأیید کرد که بازار بیمه غیر عمر در لهستان تحت شرایط رقابت انحصاری عمل می‌کند و در وضعیت تعادل بلندمدت قرار دارد.

خان و احمد<sup>۲</sup> (۲۰۲۲) تأثیر رقابت بازار بانکی و تمرکز بر ریسک نکول بانک با استفاده از داده‌های ۳۶ بانک تجاری هند از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۷ را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از روش پنل پویای گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که رقابت و تمرکز در بازار بانکی، شکنندگی مالی را از نظر ریسک نکول بالا تقویت می‌کند؛ پس تمرکز لزوماً به معنای عدم رقابت در بخش بانکداری هند نیست. ابوحنیفه<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۲۲) نقش میانجی رقابت در بیمه سپرده و ریسک‌پذیری بانک‌ها در طول دوره بحران اقتصادی کشورهای آسه آن<sup>۴</sup> را با استفاده از مدل پانزار-راس مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که بیمه سپرده با کاهش ریسک اعتباری و ورشکستگی، ریسک بانک را در غیاب رقابت کاهش می‌دهد. با این حال، ریسک بانکی را تشدید کرده و ثبات بانکی را در یک بازار به شدت رقابتی تضعیف می‌کند. ایلا مجا و آلبرکا<sup>۵</sup> (۲۰۲۳) با تمرکز بر بخش بانکی گینه استوایی، به تحلیل کارایی فنی و اقتصادی بخش مالی این کشور پرداخته و رقابت‌پذیری بخش مالی را با استفاده از شاخص بون و پانزاس-راس تحلیل کردند. نتایج تحلیل، نشان‌دهنده کارایی فنی پایین بخش مالی و عملکرد بخش تحت رقابت انحصاری است. بهبود فضای کسب و کار، به عنوان راه‌حلی برای ارتقای رقابت در بخش مالی و به تبع آن، توسعه کشور ارائه شده است. وارگا و مدری<sup>۶</sup> (۲۰۲۳) به تحلیل بازار بیمه مجارستان پرداخته‌اند. آنها از روش پانزار-راس برای محاسبه کشش درآمدی نسبت به تغییرات قیمت نهاده‌ها به منظور تعیین ساختار بازار استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که ساختار بازار بیمه مجارستان فاصله معناداری از بازار رقابتی داشته و در تعادل بلندمدت فرضیه انحصار را نمی‌توان رد کرد.

نظریان و همکاران (۱۳۹۲) با روش پانزار-راس، تأثیر رقابت در صنعت بانکداری ایران بر اثربخشی انتقال آثار سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که وام‌دهی می‌تواند موجب تقویت رقابت بین بانک‌ها شود. الوانی و همکاران

1. Ortyński and Pypec
2. Mohammad Azeem Khan and Wasim Ahmad
3. Abu hanifa

۴. برونتی، کامبوج، اندونزی، لاتوس، مالزی، میانمار، فیلیپین، سنگاپور، تایلند و ویتنام

5. Ela-Medja and Alberca
6. Varga and Madari

(۱۳۹۶) به بررسی تأثیر مدیریت کیفیت بر میزان رقابت‌پذیری شرکت‌های بیمه پرداخته‌اند. محققان با بررسی دو شرکت بیمه البرز و ایران در استان زنجان و با استفاده از پرسشنامه به این نتیجه رسیدند که بهبود سطح آموزش و خدمات و مشتری‌مداری تأثیر زیادی بر روی رقابت‌پذیری در صنعت بیمه دارد. عباسی بنی و نظری (۱۳۹۶) به بررسی ساختار رقابت در بازار بیمه ایران پرداختند. آن‌ها از سه شاخص رقابت و تمرکز (تمرکز بنگاه عمده، تمرکز چهار بنگاه عمده و هرفیندال-هیرشمن) استفاده کردند و نشان دادند بازار بیمه ایران پس از خصوصی‌سازی، از ساختار انحصاری به ساختار انحصار چندجانبه سخت رسیده است. پورعبدالهیمن و همکاران (۱۳۹۹) ساختار بازار بانکداری ایران را با استفاده از دو پارامتر رقابت و تمرکز و با استفاده از روش پانزار-راس مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد استفاده از یک رویکرد غیر ساختاری همچون آماره پانزار-راس به منظور مطالعه ساختار بانکداری ایران، ارجحیت دارد.

مطالعه پیشینه تحقیق حاکی از مطالعات نسبتاً اندک با موضوع رقابت‌پذیری در ایران است که مطالعات انجام‌شده عمدتاً در سایر صنایع به غیر از بیمه انجام شده‌اند و صرفاً در مطالعه اکبری‌ان و اسماعیلی (۱۳۹۱) که در قالب پایان‌نامه دانشجویی و با تعداد محدودی متغیر انجام شده است، رقابت‌پذیری بازار بیمه ایران با روش پانزار-راس محاسبه شده است. سایر مطالعات با روش‌های دیگر به بررسی این موضوع در صنعت بیمه پرداخته‌اند که اغلب از شاخص‌های محاسبه سطح تمرکز نظیر هرفیندال-هیرشمن و نسبت تمرکز چند بنگاه استفاده شده است. این شاخص‌ها عموماً از سهم بازاری شرکت‌ها برای محاسبه ساختار بازار استفاده می‌کنند، درحالی‌که در روش پانزار-راس با استفاده از متغیرهای عملکردی شرکت‌های بیمه نظیر دارایی، بدهی، سرمایه و هزینه میزان رقابت‌پذیری محاسبه می‌شود که بالطبع شاخص جامع‌تری نسبت به شاخص‌های قبلی خواهد بود.

#### ۴- روش‌شناسی پژوهش

با توجه به بررسی پیشینه تحقیق و اهداف این پژوهش، به منظور بررسی رقابت‌پذیری شرکت‌های بیمه ایرانی پذیرفته شده در بورس طی دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰، از مدل پانزار-راس استفاده خواهد شد که برآورد مدل با روش داده‌های تابلویی (پنل دیتا) انجام خواهد گرفت. در این قسمت به بررسی و مرور این مدل و نحوه برآورد آن خواهیم پرداخت.

پانزار و راس (۱۹۸۷) مدلی به نام P-R را توسعه دادند که درجه رقابت را در بازاری که پیش فرض‌های ممکن را دارد ارزیابی کرده و مشخص می‌کند که بازارها تحت رقابت کامل، رقابت انحصاری و یا انحصار عمل می‌کنند. این مدل، رویکرد تغییرات در قیمت نهاده‌ها و اینکه چگونه می‌تواند بر درآمد بنگاه تأثیر بگذارد را تحلیل می‌کند. به این معنا، آماره‌ای با عنوان آماره H از مدل مشتق شده است که به‌عنوان مجموع کشش‌های کل درآمد بنگاه با توجه به قیمت نهاده تعریف می‌شود. فرض اصلی این است که بنگاه‌ها می‌توانند استراتژی‌های خود را برای افزایش درآمد، در تابع تغییرات قیمت نهاده‌ها تغییر دهند. آماره H مشتق شده از معادله درآمد کاهش یافته

در سطح بنگاه در یک بازار و برای سنجش میزان رقابت است. این روش یک رویکرد رسمی و غیر ساختاری برای ارزیابی رقابت بازار است که در سازمان‌های صنعتی جدید استفاده می‌شود. این مدل، یک مسئله حداکثرسازی سود بنگاه را در نظر می‌گیرد که در آن بنگاه  $i$  دارای درآمد ( $R$ ) است که تابعی از مجموعه‌ای از متغیرهای برونزا ( $Z$ ) می‌باشد؛ سطح تولید ( $y$ ) است و تعداد بنگاه‌ها ( $n$ ) یک متغیر درونزا است. هزینه کل ( $c$ ) تابعی از متغیر برونزا ( $x$ )، قیمت نهاده ( $p$ ) و سطح تولید ( $y$ ) است. مسئله بیشینه‌سازی به صورت زیر تعریف و حل می‌شود:

$$R_i = R_i(y_i, n, z_i) \quad (۱)$$

$$C_i = C_i(y_i, p_i, x_i) \quad (۲)$$

$$\pi_i = R_i(y_i, n, z_i) - C_i(y_i, p_i, x_i) \quad (۳)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial R_i(y_i, n, z_i)} - \frac{\partial \pi_i}{\partial C_i(y_i, p_i, x_i)} = 0 \quad (۴)$$

$$R'_i(y_i, n, z_i) = C'_i(y_i, p_i, x_i) \quad (۵)$$

در این قسمت از دو طرف معادله (۵) لگاریتم طبیعی می‌گیریم. معادله (۵) نشان می‌دهد که مساله حداکثرسازی سود بنگاه در نقطه‌ای حل می‌شود که درآمد نهایی ( $R'_i$ ) برابر با هزینه نهایی ( $C'_i$ ) باشد. مدل P-R تابع درآمد و هزینه نهایی را به صورت یک معادله لگاریتمی خطی در نظر می‌گیرد.

$$\ln R'_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(y) + \sum_{i=1}^i \Omega_i \ln z_i \quad (۶)$$

$$\ln C'_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y) + \sum_{i=1}^i \varphi_i \ln p_i + \sum_{i=1}^i \theta_i \ln x_i \quad (۷)$$

بنگاه زمانی سود خود را به حداکثر می‌رسانند که در حالت تعادل، هزینه‌های نهایی برابر با درآمد نهایی باشد. در این مسیر معادله خروجی را با برابر قرار دادن معادله (۶) و (۷) به صورت زیر به دست می‌آوریم:

$$y_i^* = \frac{(\alpha_0 - \beta_0 + \sum_{i=1}^i \varphi_i \ln p_i + \sum_{i=1}^i \theta_i \ln x_i - \sum_{i=1}^i \Omega_i \ln z_i)}{\beta_1 - \alpha_1} \quad (۸)$$

با جایگزینی رابطه (۸) در رابطه (۶)، معادله درآمد در فرم کاهش یافته در حالت تعادل ( $R_i^*$ ) به دست می‌آید که به متغیرهای برونزای  $Z_i$  و  $X_i$  و قیمت‌های ورودی  $p_i$  بستگی دارد.

$$R_i^* = R_i^*(Z_i, p_i, x_i) \quad (۹)$$

همانطور که ذکر شد، آماره  $H$  بر اساس مجموع کشش‌های درآمد کل بنگاه در حالت تعادل با توجه به قیمت نهاده‌ها ساخته می‌شود. با استفاده از معادله (۹) و تجزیه و تحلیل تغییرات قیمت نهاده‌ها، اینها می‌توانند بر درآمد تعادلی حاصل از هر بنگاه تأثیر بگذارند. در این مرحله از معادله درآمد کاهش یافته در حالت تعادل نسبت به قیمت مشتق می‌گیریم.

$$H = \sum \frac{(\partial R_i *) p_i}{\partial p_i (R_i *)} \quad (10)$$

مقدار آماره H درجه رقابت در یک بازار را نشان می‌دهد. این سنجه از منفی بی‌نهایت تا ۱ متغیر است؛ مقدار بالاتر مربوط به بازارهای رقابتی‌تر است و مقادیر کوچک‌تر بازارهای با رقابت کمتر را نشان می‌دهند. اگر آماره H برابر با صفر یا منفی باشد انحصار و یا تباری را نشان می‌دهد. در مورد انحصار یا انحصارطلبی، افزایش قیمت نهاده‌ها باعث افزایش هزینه نهایی می‌شود. در نتیجه، سطح خروجی در تعادل (H) کاهش خواهد یافت. هنگامی که آماره H مقادیری بین صفر و ۱ به دست می‌آورد، بازار تحت رقابت انحصاری عمل می‌کند، بنگاه‌ها دارای منحنی تقاضای بی‌کشش هستند و تغییرات در قیمت نهاده‌ها با نسبت کمتری بر درآمد کل بنگاه تأثیر می‌گذارد. در نهایت، زمانی که آماره H برای بنگاهایی که تحت رقابت کامل فعالیت می‌کنند، مقدار ۱ را به دست می‌آورد، هرگونه تغییر مثبت در قیمت نهاده‌ها به همان نسبت بر هزینه‌های نهایی و متوسط تأثیر می‌گذارد، بدون اینکه تولید تعادلی بنگاه را تغییر دهد. بنگاه‌هایی که قیمت بالاتری دارند، تقاضای آنها کاهش می‌یابد و در واقع درآمد به نوبه خود بر ورود و خروج بنگاه‌ها از بازار تأثیر می‌گذارد.

شافر<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) مهم‌ترین فرض در مورد مدل پانزار-راس و در نتیجه آماره H را ذکر می‌کند. این فرض نشان می‌دهد که بازار مورد تجزیه و تحلیل باید در تعادل بلندمدت باشد. همچنین مفروضات دیگری وجود دارد که مدل پانزار-راس بر اساس آنها استوار است، مانند اینکه توابع هزینه به‌طور خطی همگن هستند یا تابع تولید همگن است و این مدل فقط برای بازارهای همگن قابل استفاده است (بوخز و ماتیسن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵). فرض تعادل در بلندمدت فرضی چالش برانگیز است. متیوز<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۷) استدلال کردند که این فرض فقط برای بازارهایی معتبر است که تحت رقابت کامل عمل می‌کنند. با این وجود لازم است این فرضیه برای اعتبارسنجی مدل مورد آزمایش قرار گیرد. برای انجام این کار، معادله‌ای با استفاده از رگرسیون‌های مشابه از پانزار-راس تخمین زده می‌شود، اما متغیر وابسته اکنون نرخ سود است. از این تخمین (آزمون تعادل) آماره E به دست می‌آید که برابر با مجموع کشش‌های نرخ سود نسبت به قیمت نهاده‌ها است. جدول ۱ تفاسیر مختلف مدل P-R، آماره H و آماره E را خلاصه می‌کند.

1. Shaffer
2. Buchs and Mathisen
3. Matthews

جدول ۱. تفاسیر آماره H و آماره E براساس مدل P-R	
مقدار H	ساختار ضمنی بازار
$H \leq 0$	انحصار، انحصار تباری، تغییرات حدسی انحصارطلبی
$0 < H < 1$	رقابت انحصاری
$H = 1$	رقابت کامل، انحصار طبیعی در بازار عالی
مقدار E	تست تعادل
$E = 0$	تعادل
$E < 0$	عدم تعادل

منبع: متیوز و همکاران (۲۰۰۷).

معادله رگرسیونی پیشنهادی براساس مدل پانزار-راس به صورت معادله (۱۱) است:

$$\ln(REV_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(Pl_{it}) + \beta_2 \ln(Pk_{it}) + \beta_3 \ln(Pd_{it}) + \gamma_k \ln(X_{it}) + \sum_{t=1}^t \delta_t D_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \varphi_{it} \quad (12)$$

که  $i$  نشان دهنده هر شرکت بیمه و  $t$  نشان دهنده سال است. متغیر وابسته (REV) مجموع خالص حق بیمه انباشته و درآمد سرمایه‌گذاری است (برحسب میلیون ریال). متغیرهای مستقل سه عامل ورودی هستند: نیروی کار، سرمایه و بدهی که در آن  $Pl$ ،  $Pk$  و  $Pd$  سه قیمت ورودی را نشان می‌دهند؛ با این فرض که همه شرکت‌های بیمه از همین قیمت‌های سه عاملی استفاده می‌کنند. ( $Pl$ ) به عنوان نسبت هزینه‌های مدیریت و کارمزد به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. ( $Pk$ ) نسبت درآمد خالص به سرمایه است؛ از آنجاکه این نسبت می‌تواند منفی باشد، برای اعمال تبدیل لگاریتمی یک ثابت اضافه می‌شود. ( $Pd$ ) نسبت بین هزینه مطالبات و ذخایر فنی خالص (به نمایندگی قیمت ورودی بدهی) است. برای کنترل تفاوت‌های اقتصادی خرد بین بیمه‌گران، از متغیرهای کنترلی در بردار ( $X$ ) استفاده می‌کنیم. نسبت سرمایه صاحبان سهام به کل دارایی‌ها (ETA) برای کنترل تفاوت‌های بیمه‌گر در ساختار سرمایه و نسبت کل بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام (Leverage) برای کنترل ریسک شرکت استفاده می‌شود. برخی از محققان مانند مولینکسوس<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۹۴) بر رابطه مثبت و معنادار بین اهرم و درآمد براساس تئوری ریسک اشاره کرده‌اند. متغیر کل دارایی‌ها (TA) نیز برای کنترل تفاوت بین اندازه‌ها و توانایی تجزیه و تحلیل صرفه‌های مقیاس<sup>۲</sup> در صنعت بیمه گنجانده شده است (برحسب میلیون ریال). برای کنترل تغییرات احتمالی کلان اقتصادی و ساختار بازار در هر سال، متغیرهای دامی (D) تعریف شده‌اند.

همانطور که در معادله (۱۱) مشاهده می‌شود، مدل یک مولفه خطای یک طرفه در نظر می‌گیرد که نشان دهنده اثرات غیرقابل مشاهده شرکت‌های خاص و همچنین یک عبارت تصادفی است

## 1. Molyneux

۲. صرفه به مقیاس یا مزیت مقیاس، مفهومی در اقتصاد خرد است که به کسب مزیت کاهش هزینه در اثر افزایش حجم تولید اشاره دارد.

که توسط شرکت بیمه محقق مشاهده نمی‌شود. از نظر تجربی، آماره H در این مدل، مجموع سه ضریب عامل ورودی برآورد شده است و به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \quad (۱۳)$$

تفسیر آماره H برآورد شده براساس جدول ۱ خواهد بود.

یکی از مفروضات اصلی این مدل این است که باید در تعادل بلندمدت باشد. برای آزمون این فرض، مجموع کشش‌های بازده دارایی‌ها (ROA) را با توجه به قیمت نهاده‌ها با استفاده از معادله درآمد اندازه‌گیری می‌کنیم. این تغییر در متغیر وابسته برای به دست آوردن شرایط تعادل در بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. مدل به صورت زیر تعریف شده است:

$$\ln(ROA_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Pl_{it}) + \alpha_2 \ln(Pk_{it}) + \alpha_3 \ln(Pd_{it}) + \gamma_k \ln(X_{it}) + \sum_{t=1}^t \delta_t D_t + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

در تعادل بلندمدت انتظار نمی‌رود متغیر وابسته با قیمت نهاده‌ها همبستگی داشته باشد. از لگاریتم طبیعی (ROA+۱) استفاده می‌کنیم، زیرا ROA می‌تواند مقادیر منفی بگیرد (کوکورز، ۲۰۱۱). بنابراین، تعادل صنعت بیمه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$E = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 \quad (۱۵)$$

تفسیر مقدار E برآورد شده طبق جدول ۱ خواهد بود. لازم به ذکر است فرض می‌شود همه شرکت‌ها در همه زیربخش‌های بازار بیمه رقابت می‌کنند.

برای تخمین مدل P-R از سه تکنیک اقتصادسنجی استفاده می‌کنیم، حداقل مربعات معمولی تلفیقی<sup>۱</sup> (POLS)، پنل دیتا با اثرات ثابت<sup>۲</sup> (FE) و پنل دیتا با اثرات تصادفی<sup>۳</sup> (RE). تخمین‌گر FE را برای شناسایی اینکه آیا ویژگی‌های فردی بیمه‌گر تأثیر قابل توجهی بر ساختار رقابت که از تنوع درونی داده‌ها بهره‌برداری می‌کند دارد یا خیر، وارد می‌کنیم. برای تصمیم‌گیری در مورد اینکه آیا اثرات ثابت کارآمدتر است یا اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌کنیم (وولدریج<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰).

برای انتخاب متغیرها و داده‌های مناسب جهت تخمین مدل اقتصادسنجی و اندازه‌گیری میزان رقابت‌پذیری در صنعت بیمه، مدل پیشنهادی الحسن و بی‌کپه (۲۰۱۷)، جنگ<sup>۵</sup> (۲۰۱۵)، کاسمن و تورگوتلو (۲۰۰۸) و کوکورز (۲۰۱۱) بررسی شده است. با توجه به موجود نبودن اطلاعات شرکت

1. pooled ordinary least square
2. fixed effect
3. random effect
4. Wooldridge
5. Jeng

بیمه ایران و همچنین رویکرد پژوهش اخیر مبنی بر بررسی میزان رقابت در بخش خصوصی صنعت بیمه (شرکت‌های بیمه بورسی)، شرکت بیمه ایران از مطالعه حذف شده است. علاوه بر این، دلیل انتخاب شرکت‌های بیمه خصوصی، معنی‌دار شدن مطالعه به دلیل سهم بازاری بالای شرکت بیمه ایران و همچنین دلیل انتخاب شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، معنی‌دار بودن مطالعه از نظر اندازه و سرمایه شرکت و اثرگذاری آن بر بازار بوده است. ورود شرکت بیمه ایران با میانگین سهم بازاری ۳۵ درصدی طی دوره بررسی به نمونه مورد مطالعه، نتایج را با تورش مواجه خواهد کرد. شرکت‌های بیمه مورد مطالعه و سهم بازاری آنها از حق بیمه تولیدی صنعت در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. سهم بازاری شرکت‌های بیمه در سال‌های مطالعه

شرکت بیمه	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
آسیا	۹/۷	۱۱/۲۷	۱۱/۲۵	۱۱/۲۵	۲/۸۲	۹/۸	۱۰/۱۵	۱۰/۳	۱۱/۱
معلم	۱/۸	۳/۲۵	۳/۵۹	۴/۴۲	۱/۸۴	۳/۶	۴/۰۴	۳/۷	۳/۷
کوثر	۲/۹	۳/۸۲	۴/۸۸	۴/۷۰	۳/۰۷	۳/۴	۴/۱۳	۴/۳	۴/۶
میهن	۱/۷	۱/۳۸	۰/۶۹	۰/۵۶	۱/۳۷	۰/۴	۰/۵۳	۰/۴	۰/۵
اتکایی ایرانیان				۳/۰۷		۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱
ما	۰/۷	۰/۸۹	۱/۲۷	۱/۳۰	۱/۶۹	۱/۶	۱/۷۵	۲	۲/۵
آرمان	۰/۹	۱/۸۷	۰/۹	۱/۲۵	۱/۵۵	۰/۹	۰/۶۹	۰/۴	۰/۵
حافظ	۰/۱	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۲	۰/۰۹	۰/۱	۰/۲
حکمت				۱/۵۳		۰/۱	۰/۳۲	۰/۴	۰/۴
تعاون	۰/۱	۰/۲۷	۰/۳۸	۰/۴۵	۰/۳۸	۰/۴	۰/۶۵	۰/۸	۰/۹
اتکایی امین				۳/۰۷		۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱
سرمد	۰/۱	۰/۴۱	۰/۴	۰/۴۷	۱/۲۸	۱/۳	۱/۶۳	۲	۱/۶
ملت	۱/۷	۱/۵۷	۱/۱۲	۱/۱۵	۳/۵۰	۱/۶	۲/۲۴	۲/۲	۲/۷
سینا	۳	۲/۱	۳/۶۸	۱/۷۹	۱/۸۴	۱/۸	۲/۲۵	۲/۲	۲
خاورمیانه				۰/۷۴		۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۱	۰/۱
پارسیان	۴/۶	۶/۲۵	۶/۷۶	۷/۲۵	۴/۹۱	۴/۵	۴/۸۰	۴/۵	۲/۵
تجارت نو	۰/۱۸	۰/۲	۰/۲۵	۰/۱۲	۱/۵۳	۰/۶	۰/۹۹	۱/۴	۱/۴
دی	۰/۸	۱/۳۹	۲/۳۰	۲/۴۸	۳/۰۷	۷/۹	۶/۸۳	۵	۳/۶
رازی	۱/۵	۲/۶۷	۴	۳/۹۹	۳/۶۸	۱/۹	۱/۷۲	۱/۷	۱/۵
نوبین	۱/۸	۱/۵	۱/۳۶	۱/۴۰	۱/۸۴	۱/۷	۱/۶۶	۱/۷	۱/۸
البرز	۵/۳	۷/۳۷	۶/۲۸	۷	۴/۹۱	۵/۶	۵/۲۷	۴/۹	۵/۹۹
سامان	۱/۳	۱/۴۸	۱/۹۵	۲/۳۰	۱/۲۷	۲/۲	۲/۲۹	۲	۲/۵
کارآفرین	۳/۳	۳/۲۷	۳/۶۸	۳/۶۷	۲/۱۵	۲/۴	۲/۰۸	۲/۱	۲/۵

شرکت بیمه	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
دانا	۶/۴	۸/۱۶	۸/۴۱	۶/۹۲	۱/۲۵	۶/۸	۸/۰۱	۸/۴	۷/۵
پاسارگاد	۳	۳/۵۶	۳/۷	۳/۹۳	۳/۱۳	۵/۱	۵/۴۷	۶	۶/۳
حق بیمه									
تولیدی	۱۶/۲	۲۰/۸۶	۲۲/۸۴	۲۸/۰۱	۳۴/۰۵	۴۷/۷۳	۵۹/۴۶	۸۲/۰۱	۱۱۵/۳۴
صنعت									
(همت*)									
رتبه حق بیمه									
تولیدی در جهان	۶۶	۷۰	۶۹	۶۸	۶۷	۶۴	۶۴	۵۶	۵۲

منبع: سالنامه آماری بیمه مرکزی ج.ا.ا در سالهای مورد مطالعه.

یادداشت: \*همت=هزار میلیارد تومان.

فهرست و شرح متغیرهای اصلی مورد استفاده در آماره H مدل P-R براساس مطالعات قبلی و با توجه به آمارهای اعلامی در صورت‌های مالی شرکت‌های بیمه ایرانی، در جدول ۳ نشان داده شده است. شرح هر متغیر و معادل آن در صورت‌های مالی بر اساس مطالعات محقق تنظیم شده است.

### جدول ۳. شرح و معادل متغیرهای تحقیق براساس صورت‌های مالی شرکت‌های بیمه

متغیر	شرح در مطالعات قبلی	معادل در صورت‌های مالی شرکت‌های بیمه ایرانی
حق بیمه خالص انباشته شده	خالص حق بیمه انباشته - تعدیل ذخایر در معرض خطر	حق بیمه عاید شده (حق بیمه خالص)
کارمزدهای دریافتی	ارزش کارمزدهای ناشی از بیمه، شرکت بیمه، بیمه اتکایی، واگذار شده و سایر موارد دریافتی توسط شرکت بیمه و شرکت بیمه اتکایی	درآمد کارمزد و کارمزد منافع اتکایی
کل دارایی	شامل سرمایه گذاری‌ها، بدهکاران برای حق بیمه، بدهکاران برای بیمه اتکایی و بیمه مشترک و سایر دارایی‌ها	جمع دارایی‌ها
هزینه‌های مدیریت و کارمزد	هزینه‌های عملیاتی انجام‌شده توسط شرکت بیمه و شرکت بیمه اتکایی را در جریان عادی فعالیت آن طبق بودجه مصوب هیأت مدیره یا انجام‌دهنده کار ثبت می‌کنند. این شامل حقوق و سایر مزایای مقرر در قوانین و مقررات و همچنین مقرراتی است که موجب ایجاد مزایای تأمین اجتماعی و سایر هزینه‌ها مانند انزوی، تبلیغات، اجاره و غیره می‌شود و همچنین کارمزدهای	هزینه کارمزد و کارمزد منافع اتکایی + هزینه سهم صندوق + هزینه‌های نیروی انتظامی + هزینه وزارت بهداشت و درمان + سایر هزینه‌های بیمه‌ای + هزینه‌های اداری عمومی و پرسنلی + سایر هزینه‌های غیر بیمه‌ای

متغیر	شرح در مطالعات قبلی	معادل در صورت‌های مالی شرکت‌های بیمه ایرانی
	پرداختی و ناشی از شرکت بیمه و شرکت بیمه اتکایی برای اخذ حق بیمه را ثبت می‌کند.	
هزینه خسارت	خسارت پرداخت شده - بازپرداخت بیمه اتکایی واگذار شده - نجات + تعدیل ذخایر خسارت	خسارت و مزایای پرداختی خالص هزینه خسارت+ذخایر خسارات معوق- خسارت سهم بیمه‌گران اتکایی
درآمد خالص	درآمد کسب شده - هزینه خسارت‌ها +/- نتیجه میانی (در ایران معادل نتیجه میانی نداریم)	درآمد حق بیمه - هزینه خسارت
سرمایه سهام	ارزش سهام پرداخت شده توسط سهامداران و سهامی که ناشی از استفاده از خدمات شهری (آب و برق) است.	جمع حقوق مالکانه
ذخایر فنی	این بند کلیه تعهدات نهادهای بیمه و اتکایی با بیمه‌گر مستقیم و اتکایی را درج می‌کند.	سایر ذخایر فنی+ذخیره حق بیمه عاید نشده+ذخیره ریسک‌های منقضی نشده+ذخیره خسارت معوق+ذخیره ریاضی بیمه عمر و تشکیل سرمایه
قدرت نفوذ (اهرم)	کل بدهی‌ها / حقوق صاحبان سهام	کل بدهی‌ها / حقوق صاحبان سهام
ETA	سرمایه صاحبان سهام / کل دارایی‌ها	سرمایه صاحبان سهام / کل دارایی‌ها
ROA	سود خالص / کل دارایی‌ها	سود خالص / کل دارایی‌ها
REV	حق بیمه خالص انباشته + کارمزد دریافتی	حق بیمه خالص انباشته + کارمزد دریافتی
PI	نسبت بین هزینه‌های مدیریت و کارمزد و کل دارایی‌ها	نسبت بین هزینه‌های مدیریت و کارمزد و کل دارایی‌ها
Pd	نسبت بین هزینه خسارت و ذخایر فنی	نسبت بین هزینه خسارت و ذخایر فنی
PK	نسبت درآمد خالص به سرمایه	نسبت درآمد خالص به سرمایه

منبع: یافته‌های پژوهش.

## ۵- یافته‌های پژوهش

جدول ۴ آمار توصیفی متغیرهای مدل را ارائه می‌دهد. همانطور که انتظار می‌رود، میانگین ارزش کل دارایی‌ها و اهرم‌ها مثبت است، و شرکت‌ها ریسک‌هایی را متقبل می‌شوند که به بهبود سودآوری آنها می‌انجامد.

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرهای مطالعه

متغیر	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
Rev	۲۱۶	۸۰۹۶۴۰۱	۰۷۰+۱/۱۶	۳۱	۰۷۰+۸/۷۴
Roa	۲۱۶	۰/۰۳۶۰۰۶۲	۰/۱۰۶۶۵۹۳	-۰/۷۵۰۹۷۸	۰/۳۱۳۰۳۴۵
ETA	۲۱۶	۰/۲۵۰۳۸۸۳	۰/۲۴۶۹۴۶۲	-۰/۸۹۷۵۸۰	۰/۹۷۳۸۱۱۴
PL	۲۱۶	۰/۱۴۶۵۵۳۸	۰/۰۶۸۳۳۴۵	-۰/۰۷۹۸۰۳	۰/۴۰۳۴۱۳۶
PK	۲۱۶	۰/۶۸۶۴۷۴۷	۱/۷۲۵۱۰۳	-۶/۳۲۳۰۲۳	۱۶/۳۶۸۸۷
PD	۲۱۶	۰/۴۶۰۹۵۱۵	۰/۲۶۰۲۷۵۳	-۰/۵۹۴۴۴۸۶	۲/۴۱۸۱۸۴
Koldaraeiha(TA)	۲۱۶	۰۷۰+۲/۳۲	۰۷۰+۳/۱۸	۳۳۵۵۱	۰۸۰+۲/۲۱

متغیر	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
Ghodratnofouz(Leverage)	۲۲۵	۴/۳۹۵۴۶۱	۸/۰۰۴۱۷	۳۳/۸۶۴۷	۶/۹۰۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش.

به منظور تخمین مدل تعادلی و مدل پانزار-راس در شرکت‌های بیمه ایرانی بورسی، ابتدا لازم است نوع روش تخمین پنل دیتا تعیین شود. برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدا جداگانه برای هر یک از مقاطع (شرکت‌های بیمه) از آماره F استفاده می‌شود. فرضیه صفر بیان می‌کند که  $\alpha_i$  برای تمام شرکت‌های بیمه ثابت است و می‌توان روش OLS را بکار برد:

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_n = \alpha \quad H_1: \alpha_i \neq \alpha_j \quad (16)$$

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(RSS_{UR} - RSS_R)/(n-1)}{(1 - RSS_{UR})/(nt-n-k)} \quad (17)$$

در رابطه (۱۷)، UR مشخص‌کننده مدل غیرمقید و علامت R، نشان‌دهنده مدل مقید با یک عبارت ثابت برای کلیه گروه‌ها می‌باشد. k، تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، n تعداد شرکت‌ها و  $N = nt$  تعداد کل مشاهدات و t دوره زمانی موردنظر می‌باشد. اگر F محاسبه شده از جدول با درجه آزادی (n-1) و (nt-n-k) بزرگ‌تر باشد، آنگاه فرضیه صفر رد می‌شود و لذا رگرسیون مقید دارای اعتبار نیست و باید عرض از مبداهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. آماره F برای رگرسیون غیرمقید و مقید (به ترتیب، اثرات ثابت و حداقل مربعات معمولی) که با استفاده از نرم‌افزار STATA محاسبه شده، به شرح جدول ۵ می‌باشد:

جدول ۵. نتایج آزمون F

آماره	مقدار	P-value	نتیجه
آزمون F لیمر مدل اول	۵/۹۳	۰	داده‌های تابلویی (اثرات ثابت)
آزمون F لیمر مدل دوم	۵/۰۵	۰	داده‌های تابلویی (اثرات ثابت)

منبع: یافته‌های پژوهش.

از آنجایی که آماره F در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار است، فرضیه صفر رد شده و اثرات گروه پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبداهای مختلفی را در برآورد هر دو مدل لحاظ نمود. حال باید این فرضیه را آزمون کنیم که برای تخمین مدل از روش اثرات ثابت استفاده شود یا از روش اثرات تصادفی. بدین منظور از آزمون هاسمن استفاده خواهیم کرد. طبق برآورد آزمون هاسمن (جدول ۶)، فرضیه صفر رد می‌شود و لذا باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد. استفاده از این روش دلیل دیگری هم دارد؛ در جهت انجام آزمون هاسمن نیاز است تا مدل به روش اثرات تصادفی نیز برآورد گردد ولی با توجه به اینکه در این تحقیق تعداد مقاطع (شرکت‌های بیمه) از تعداد متغیرهای توضیحی کمتر است، نمی‌توان مدل را به روش اثرات تصادفی برآورد کرد و روش اثرات ثابت برای تخمین هر دو مدل انتخاب می‌شود.

برای بررسی وجود همبستگی سریالی در پنل، از آزمون وولدریج<sup>۱</sup> استفاده می‌کنیم. نتیجه این آزمون در جدول ۶ ارائه شده است.

آزمون واریانس ناهمسانی<sup>۲</sup> برای روش اثرات ثابت نیز در جدول ۶ ارائه شده است.

**جدول ۶. نتایج آزمون‌های هاسمن، وولدریج و واریانس ناهمسانی**

نتیجه	آماره	آزمون
فرضیه صفر رد می‌شود و لذا باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد.	P-value=۰	کای $۶۹/۸۳=۲$
فرضیه H0 تأیید می‌شود و همبستگی سریالی وجود ندارد.	P-value=۰/۰۷۳۵	مقدار F آزمون=۱/۳۷۵
فرضیه صفر رد می‌شود و واریانس‌ها ناهمسان هستند.	P-value=۰	مقدار کای‌دو آزمون = $۰.۵+ 2/2e$

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج آزمون‌های F و هاسمن، بهترین روش برای تخمین این مدل، روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۷ گزارش شده است.

**جدول ۷. نتایج برآورد مدل آزمون تعادل، متغیر وابسته  $\ln(\text{ROA}+1)$**

متغیرهای مستقل	POOLS	Fixed Effects	Random Effects
PI	***(-۰/۰۳۴۰۶۴۷ (۰/۰۰۳)	***(-۰/۰۳۰۹۲۷۵ (۰/۰۱۷)	(۰/۰۹۷۷) ۰/۰۰۰۳۲۶۹
Pk	**(-۰/۰۱۲۳۳۹۷ (۰/۰۲۲)	*(-۰/۰۰۷۵۱ (۰/۰۷۶)	(۰/۰۵۴) * ۰/۰۰۹۲۰۴۴
Pd	**(-۰/۰۱۷۳۹۶۱ (۰/۰۲۵)	***(-۰/۰۲۳۷۲۸۹ (۰/۰۱۰)	***(-۰/۰۱۹۷۰۹۲ (۰/۰۰۱)
TA lx2	(۰/۶۰) ۰/۰۰۲۲۲۰۲	***(-۰/۰۱۲۰۵۷۲ (۰/۰۰۲)	(۰/۰۷۴) * (۰/۰۰۶۷۶۷۳
ETA lx1	***(-۰/۰۵۵۹۴۸۱ (۰/۰۰۰)	***(-۰/۰۵۶۷۳۱۶ (۰/۰۰۰)	***(-۰/۰۶۰۸۸۶۹ (۰/۰۰۰)
Leverage lx3	(۰/۹۷۹) ۰/۰۰۰۲۲۱۸	***(-۰/۰۱۲۸۴۹۷ (۰/۰۳۰)	(۰/۴۶۲) ۰/۰۰۴۵۹
Constant	(۰/۷۱۳) ۰/۲۱۱۳۷۲	(۰/۶۴۷) -۰/۰۲۸۰۱۶۶	(۰/۷۳۷) ۰/۰۱۶۱۱۰۷
Size Dummy	(۰/۱۹۷) ۰/۰۱۲۱۳۷۲	.	(۰/۵۶۰) ۰/۰۰۶۰۹۳۲
R2	۰/۴۷۱۸	۰/۸۷۰۳	۰/۴۲۱۸
H statistic	-۰/۰۳۸۷۲۱۱	۰/۰۱۵۷۱۸۶	-۰/۰۱۰۱۷۷۹

1. Wooldridge

2. Heteroskedasticity

Random Effects	Fixed Effects	POOLS	متغیرهای مستقل
۱۶۶	۱۶۶	۱۶۶	مشاهدات
	۰/۰		مقدار آزمون هاسمن

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: نمادهای \*\*\*, \*\*, \* به ترتیب نشان‌دهنده اهمیت (معناداری) در سطح اطمینان ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

نتایج کلی تخمین مدل تعادلی بالا حکایت از این دارد که (۱) حدود ۸۷ درصد متغیر وابسته مدل به‌وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود و (۲) بر اساس آماره F به‌دست آمده برای مدل، کل متغیرهای برآوردی در این مدل از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند. در اینجا مدل اثرات ثابت، ما را در تعادل بلندمدت قرار می‌دهد. بنابراین مدل اثرات ثابت به عنوان مدل اصلی لحاظ می‌شود. بعد از تخمین رابطه تعادلی، مقدار آماره H تعادلی از مجموع ضرایب متغیرهای pl، pk و pd به‌دست می‌آید. با توجه به مقدار به‌دست آمده برای این آماره (۰/۰۱۵۷۱۸۶) برای تعیین معنی‌داری آن از آزمون والد استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون والد در جدول ۸ ارائه شده است:

**جدول ۸. آزمون والد برای معنی‌داری آماره H**

آماره H	مقدار F آزمون	احتمال	کای ۲ آزمون
۰/۰۱۵۷۱۸۶	۷۴/۱۲	۰/۰	e+34۱/۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

همانطور که مشاهده می‌شود، مقدار آماره H تعادلی با توجه به مقادیر احتمال آزمون والد، صفر است و این نشان‌دهنده این است که مدل در تعادل بلندمدت قرار دارد و می‌توان با استفاده از مدل پانزار-راس میزان رقابت یا انحصار را در بازار بدست آورد.

پس از انجام آزمون تعادلی، به‌منظور بررسی رقابت‌پذیری شرکت‌های بیمه ایرانی بورسی، مدل پانزار-راس برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل پانزار-راس در جدول ۹ نشان داده شده است:

**جدول ۹. برآورد مدل پانزار-راس، متغیر وابسته Ln(Rev)**

متغیرهای مستقل	POLS	Fixed Effects	Random Effects
PI	*** (۰/۵۰۶۹۶۴۲) (۰/۰۰۰)	*** (۰/۳۹۲۳۸۲) (۰/۰۰۰)	*** (۰/۴۷۴۲۶۰۳) (۰/۰۰۰)
Pk	*** (۰/۰۵۶۹۲۹) (۰/۰۰۸)	** (۰/۰۴۹۲۶۴۵) (۰/۰۲۹)	*** (۰/۰۵۶۷۰۳۶) (۰/۰۰۶)
Pd	*** (۰/۵۸۶۹۲۷۲) (۰/۰۰۰)	*** (۰/۵۱۹۰۲۳۱) (۰/۰۰۰)	*** (۰/۵۵۹۶۸۴۸) (۰/۰۰۰)
TA lx2	*** (۱/۰۲۵۹۳) (۰/۰۰۰)	*** (۰/۹۷۰۸۰۶۳) (۰/۰۰۰)	*** (۱/۰۰۹۰۹۷) (۰/۰۰۰)

متغیرهای مستقل	POLS	Fixed Effects	Random Effects
ETA lx1	$-0.0464007$ (۰/۳۵)	$-0.0865791$ * (۰/۰۲۰)	$-0.0813327$ ** (۰/۰۴۷)
Leverage lx3	$-0.0939423$ *** (۰/۰۰۵)	$-0.096804$ (۰/۰۷۵)	$-0.0851975$ *** (۰/۰۰۹)
Constant	$-0.1520212$ (۰/۵۶۸)	$-0.4628607$ ** (۰/۰۴۱)	$-0.877867$ (۰/۷۳۶)
Size Dummy	$-0.0995982$ * (۰/۰۵۵)	.	$-0.11150073$ ** (۰/۰۴۸)
R2	۰/۹۸۶۲	۰/۹۸۰۶	۰/۹۸۶۰
H statistic	۱/۱۵۰۸۱۴۳۱	۰/۹۶۰۶۶۹۶	۱/۰۹۰۶۱۲۳
مشاهدات	۱۶۶	۱۶۶	۱۶۶
مقدار آزمون هاسمن	.	.	.

منبع: یافته‌های پژوهش.

**یادداشت:** نمادهای \*\*\*, \*\*, \* به ترتیب نشان‌دهنده اهمیت (معناداری) در سطح اطمینان ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل پانزار-راس، مقدار آماره H برابر  $0.9606696$  می‌باشد و بر اساس آزمون والد نیز می‌توان گفت مقدار این آماره اختلاف معنی‌داری با صفر دارد.

جدول ۱۰. آزمون والد برای معنی‌داری آماره H مدل پانزار-راس		
آماره H	مقدار F آزمون	احتمال کای ۲ آزمون
۰/۹۶۰۶۶۹۶	۷۴/۱۲	۰۵e+۲/۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به مقدار آماره H به‌دست آمده، می‌توان گفت بازار شرکت‌های بیمه خصوصی پذیرفته شده در بازار بورس ایران طی دوره مورد بررسی از نوع رقابت انحصاری است. هرچند مقدار آماره H به حالت رقابت کامل بسیار نزدیک است، اما از آنجاکه عموماً هر شرکت بیمه در ایران با نهاد خاصی کار می‌کند یا بیمه خاصی را ارائه می‌دهد، می‌توان گفت نوعی انحصار در شرکت‌های بیمه وجود دارد و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بازار در حالت رقابت انحصاری فعالیت می‌کند. برآورد ضرایب نهاده‌های مورد استفاده هر بیمه‌گر عمدتاً از نظر آماری با صفر تفاوت دارند. همه ورودی‌ها در برآورد POLS و FE و RE از نظر آماری معنی‌دار هستند. متغیرهای کنترل نیز تنها ETA در POLS و اهرم در اثرات ثابت معنی‌دار نیستند.

ضریب متغیر سرمایه‌سازان سهام به کل دارایی‌ها (ETA) منفی است و حاکی از تأثیر منفی این متغیر بر مجموع کشش‌های بازده دارایی‌ها (ROA) است. متغیرهای کل دارایی‌ها (TA) و اهرم (Leverage) نیز تأثیر مثبت بر روی درآمد (Rev) شرکت‌های بیمه خصوصی پذیرفته شده در بازار بورس ایران دارد؛ هرچند از نظر آماری متغیر کنترلی اهرم معنی‌دار نمی‌باشد.

همچنین، شواهدی مبنی بر صرفه‌جویی در مقیاس در صنعت بیمه ایران یافت شده است؛ زیرا متغیر کل دارایی‌ها (TA) در سطوح استاندارد مثبت و معنادار است، که نشان می‌دهد تفاوت‌های ناشی از اندازه بین شرکت‌ها ممکن است منجر به درآمد بالاتر به ازای هر ریال دارایی شود. همچنین به نظر می‌رسد شرکت‌های بیمه بزرگ در تولید درآمد در مقایسه با شرکت‌های کوچکتر کارآمدتر هستند (بزرگ یا کوچک بودن شرکت‌ها با متغیر دامی اندازه مشخص شده است).

همچنین، نتایج نشان‌دهنده اقبال بیشتر سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بیمه‌ای است که بر اساس متغیر (ETA) درآمدهای بالاتری را نشان می‌دهند. در نهایت شواهدی از رابطه مثبت ریسک و درآمد حاصل شده است؛ متغیر اهرم نشان می‌دهد شرکت‌هایی که ریسک‌های بیشتری را متقبل می‌شوند، در مقایسه با شرکت‌های با ریسک کمتر، می‌توانند به ازای هر ریال از کل دارایی‌ها درآمد بیشتری کسب کنند.

متغیر (PI) با کل درآمد رابطه مثبت دارد و در مدل اثرات ثابت از نظر آماری معنی‌دار است که می‌تواند نشانگر رابطه مثبت هزینه نیروی کار به ازای هر ریال دارایی با درآمد باشد. متغیر (Pk) در تمامی برآوردها از نظر آماری معنی‌دار بوده و ضریب آن مثبت و بالاتر از سایر متغیرهای ورودی است؛ این نتیجه مورد انتظار است زیرا میزان سرمایه بالاتر به معنای درآمد بیشتر است. متغیر (Pd) نیز از نظر آماری در تمامی برآوردها معنی‌دار بوده و ضریب آن مثبت است؛ رابطه مثبت قیمت حقوق صاحبان سهام با درآمد بیانگر آن است که مطالبات بیشتر و همچنین کمک‌ها و پرداخت‌های بیشتر باعث ایجاد درآمد بیشتر می‌شود. با توجه به ضرایب برآوردی متغیرهای (TA)، (ETA) و (اهرم) که به‌عنوان متغیرهای کنترلی اندازه، ساختار سرمایه و ریسک شرکت مورد استفاده قرار گرفته‌اند، تمامی متغیرهای کنترلی به‌جز اهرم در مدل اثرات ثابت، از نظر آماری معنادار و مثبت هستند.

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

فضای رقابتی بر اساس مکانیزم تشویق بنگاه‌های کارآمد و بهره‌ور و تنبیه بنگاه‌های ناکارآمد و غیر بهره‌ور، توسعه فعالیت‌های کارآفرینانه و ورود به بازارهای جدید را ترغیب می‌نماید. افزایش فشارهای رقابتی بر بنگاه‌های اقتصادی در دهه‌های اخیر بیش از هر زمان دیگری قابل لمس و قابل مشاهده است. بنگاه‌های اقتصادی به منظور بقا و ادامه حیات چاره‌ای جز بالا بردن توان رقابتی خود نه تنها در سطح ملی بلکه در سطح جهانی ندارند. از این رو، شناخت شرایط حاکم بر فضای رقابتی و درک عوامل تأثیرگذار بر افزایش توان رقابت‌پذیری بنگاه‌ها و ایجاد بستر مناسب برای رشد و توسعه آنها امری ضروری است. یکی از مهم‌ترین بنگاه‌های اقتصادی که از این مقوله مستثنی نیست و رقابت در آن سهم به‌سزایی دارد، بازار بیمه است. رقابت بین شرکت‌های بیمه می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی و بالا بردن رفاه اجتماعی از طریق کاهش هزینه خدمات بیمه‌ای شود و هرگونه نقص، ناکارایی و یا فعالیت غیر رقابتی میان این موسسات و به‌طور کلی بخش مالی، هزینه زیادی را در مقایسه با سایر صنایع به اقتصاد وارد می‌کند. با توجه به اهمیت

رقابت در بازار بیمه و با نظر به سیاست حمایت از کوچک‌سازی دولت و خصوصی‌سازی شرکت‌های بیمه دولتی در مقیاس بزرگ و نیز تأسیس شرکت‌های بیمه خصوصی و تخصصی، صنعت بیمه کشور تغییرات معناداری را در شرایط رقابتی خود تجربه کرده است.

در این مطالعه، با جمع‌آوری داده‌های ۲۵ شرکت بیمه خصوصی بورسی کشور طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ و با تکیه بر الگوهای پانل دیتا، یک مدل لگاریتمی-خطی براساس روش پانزار-راس برآورد شد و با استفاده از برآورد آماره H که از تخمین ضرایب مدل به‌دست می‌آید، میزان رقابت‌پذیری بازار بیمه محاسبه گردید که حاکی از شرایط رقابت انحصاری در بازار بیمه است. با توجه به محاسبه سایر شاخص‌های تمرکز نظیر هر فیندال-هیرشمن و شاخص تمرکز ۴ و ۸ بنگاه صنعت بیمه در مطالعات قبلی (نیاکان و رجایی هرندی، ۱۴۰۰)، فرض بهبود رقابت‌پذیری در صنعت بیمه با افزایش تعداد شرکت‌های بیمه خصوصی و همچنین با توجه به رتبه حق بیمه تولیدی صنعت بیمه ایران در جهان، تأیید می‌شود. نتایج حاکی از آن است که صنعت موانعی برای ورود به بازار ندارد و مشارکت شرکت‌های بیمه بزرگ (به‌جز شرکت بیمه ایران) در بازار، باعث محدود شدن رقابت به‌طور معنی‌داری نشده و در نتیجه، فرض وجود بنگاه مسلط رد می‌شود. ضمن اینکه، شرکت‌های بیمه برای حفظ بقا و رقابت در بازار، به سمت فعالیت تخصصی و تمرکز بر بیمه‌های خاص حرکت کرده‌اند.

مطالعه مشابهی در صنعت بیمه ترکیه توسط کاسمن و تورگوتلو (۲۰۰۸) برای سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۴ نشان می‌دهد که بازار در سال‌های اول در حالت انحصار فعالیت می‌کند، اما در سال‌های بعد به حالت رقابت انحصاری می‌رسد. همچنین، تمرکز بازار موجب عدم رقابت نشده است. مطالعه انجام‌شده در صنعت بیمه اکوادور (کامینو-موگرو<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۹) نشان می‌دهد که این بازار طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶ در رقابت کامل و همچنین در تعادل بلندمدت فعالیت کرده است. اکبریان و اسماعیلی (۱۳۹۱) با بررسی شرکت‌های بیمه غیر زندگی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ با استفاده از روش پانزار-راس، مقدار آماره H را ۰/۵۷ به‌دست آورده و بازار را در حالت رقابت انحصاری تشخیص داده‌اند. با توجه به نتایج به‌دست آمده طی مطالعه (مقدار آماره H برابر با ۰/۹۶) و با در نظر گرفتن اینکه در این مطالعه شرکت بیمه ایران لحاظ نشده است، می‌توان نتیجه گرفت رقابتی شدن صنعت بیمه همچنان نسبت به گذشته، روند بهبود را نشان می‌دهد که این امر، تأثیر مثبت ورود بیمه‌های خصوصی بر روند رقابت‌پذیری را تأیید می‌کند. اگرچه مقدار آماره H به وضعیت رقابت کامل بسیار نزدیک است، ولی در واقعیت هر شرکت بیمه با نهاد یا ارگانی خاص کار می‌کند و یا بیمه خاصی را ارائه می‌دهد، که در واقع می‌توان گفت این شرکت‌ها در محصولات و خدمات ارائه‌شده توسط خود دارای انحصار هستند و بنابراین بازار در حالت رقابت انحصاری است. شرکت‌های بیمه جدید می‌توانند به‌جای تکیه بر حوزه‌هایی که در آن‌ها شرکت‌های بزرگ فعالیت می‌کنند، بر محصولاتی تمرکز کنند که در آن‌ها مزیت رقابتی دارند و در این راستا از ابزار فناوری اطلاعات در توسعه بازار هدف خود بهره ببرند. همچنین، تنوع

کسب‌وکار و فعالیت تخصصی می‌تواند به پایین نگه‌داشتن قیمت‌ها و بهبود رقابت کمک کند. کاهش دخالت‌های دولت و یا کاهش فشار بر روی شرکت‌های بیمه برای پوشش دادن نهاد یا ارگانی خاص نیز می‌تواند بهره‌وری شرکت‌ها را افزایش داده و به بهبود ساختار بازار کمک کند.

## منابع

- اسماعیلی، نادر (۱۳۹۱). بررسی و اندازه‌گیری رقابت در صنعت بیمه - بجز بیمه عمر- در ایران (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه شیراز، شیراز.
- الوانی، سیدمهدی؛ احتشام‌رایی، رضا و تیموری، ناهید (۱۳۹۶). بررسی اثرات مدیریت کیفیت بر رقابت‌پذیری شرکت‌های بیمه. *مجله مدیریت توسعه و تحول*، ۱۳، ۵۹-۶۷.
- پورعبدالهیمن کویج، محسن؛ فلاحی، فیروز و ابراهیمی، حسین (۱۳۹۹). ارزیابی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران. *پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۴(۱۳)، ۱۱-۲۶.
- تیموری، جلال؛ صادقی، محمد و عسگرخانی، ابومحمد (۱۳۹۹). درآمدی بر نقش مقررات‌زدایی در بهبود کیفیت اجرای حق توسعه اقتصادی: با تأکید بر قانون برنامه ششم توسعه ایران. *فصلنامه علمی مطالعات بین‌المللی پلیس*، ۱۱(۴۳)، ۶۳-۳۸.
- عباسی‌بنی، فاطمه و نظری، محسن (۱۳۹۶). بررسی رقابت و تمرکز در صنعت بیمه و تعیین استراتژی‌های رقابتی مناسب. *مدیریت بازرگانی*، ۹(۳)، ۶۴۱-۶۶۰.
- نظریان، رافیک؛ فرهادی‌پور، محمدرضا و فرجی، علی (۱۳۹۲). تأثیر رقابت در صنعت بانکداری بر اثربخشی انتقال آثار سیاست پولی از طریق کانال وام دهی بانک. *روند پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)-۶۲، ۷۴-۴۳.
- نیاکان، لیلی و رجایی‌هرندی، سعیده (۱۴۰۰). بررسی تأثیر تمرکز بازار بر ضریب نفوذ بیمه: رویکرد پانل دیتا. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۶(۴)، ۱۲۲-۹۳.
- Abbasi Bani, F., & Nazari, M. (2017). Investigating Competition and Concentration in Insurance Industry and Determining Appropriate Competitive Strategies. *Business Management*, 9(3), 641-660 (In Persian).
- Abu Hanifa, M. N., Kabir Hassan, M. Pervin, S., Isa, C., & Sok, C. (2022). The Mediating Role of Competition on Deposit Insurance and the Risk-Taking of Banks in ASEAN Countries. *Research in International Business and Finance*, 59, 1-19.
- Alhassan, A. L., & Biekpe, N. (2017). Liberalization Outcomes and Competitive Behavior in an Emerging Insurance Market. *African Development Review*, 29(2), 122-138.
- (2016). Competition and Efficiency in the Non-Life Insurance Market in South Africa. *Journal of Economic Studies*, 43(6), 882-909.
- Alwani, S.M., Ehtsham Rathi, R., & Timuri, N. (2017). Investigating the Effects of Quality Management on the Competitiveness of Insurance Companies. *Journal of Development Evolution Management*, 59-67 (In Persian).

- Bain, J. (1956). *Barriers to New Competition*. Cambridge: Harvard Press.
- Baumol, W. J. (1961). What Can Economic Theory Contribute to Managerial Economics. *American Economic Review*, 51(2), 142-146.
- Boone, J., van Ours, J. C., & van der Wiel, H. (2007). How (not) to Measure Competition. *TILEC Discussion Paper, 2007-014*, 1-49.
- Buchs, T., & Mathisen, J. (2005). Competition and Efficiency in Banking: Behavioral Evidence from Ghana. *IMF Working Paper, WP/05/17*, 1-27.
- Camino-Mogro, S., Armijos-Bravo, G., & Cornejo-Marcos, G. (2019). Competition in the Insurance Industry in Ecuador: An Econometric Analysis in Life and Non-Life Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 291-302.
- Carb'ó-Valverde, S., Humphrey, D., Maudos, J., & Molyneux, P. (2009). Cross-Country Comparisons of Competition and Pricing Power in European Banking. *Journal of International Money and Finance*, 28(1), 115-134.
- Coccorese, P. (2011). Information Sharing, Market Competition and Antitrust Intervention: A Lesson From the Italian Insurance Sector. *Applied Economics*, 44(3), 351-359.
- Ela-Medja, T. O., & Alberca, P. (2023). Efficiency and Competitiveness of the Equatorial Guinean Financial Sector. *Mathematics*, 11, 241-262.
- Esmaili, N. (2012). *Investigation and Measurement Of Competition in the Insurance Industry - Except for Life Insurance - in Iran* (Unpublished Master's Thesis, Shiraz University) (In Persian).
- Iwata, G. (1974). Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 42(5), 947-966.
- Jeng, V. S. C. (2015). Competition and Its Variation over Time: An Empirical Analysis of the Chinese Insurance Industry. *The Geneva Papers on Risk and Insurance, Issues and Practice*, 40(4), 632-652.
- Kasman, A., & Turgutlu, E. (2008). Competitive Conditions in the Turkish Non-Life Insurance Industry. *Review of Middle East Economics and Finance*, 4(1), 81-96.
- Khan, M. A., & Ahmad, W. (2022). Competition, Concentration and Default-Risk in the Indian Banking Industry. *Journal of Economic Studies*, 50(2), 268-282.
- Khodad Kashi, F., Zarein Beynabadi, J., & Mosavi, Y. (2015). Competition in Iran's Banking Sector: Panzar-Rosse Approach. *Iranian Economic Review*, 19(1), 29-39.
- Lee, H. S., Cheng, F. F., Nassir, A. M., & Razak, N. H. A. (2018). Does Efficiency Promote Competitiveness Of The Insurance Industry? *Journal of Business Economics and Management*, 19(4), 566-591.
- Leon, F. (2015). *What do We Know about the Role of Bank Competition in Africa?* *Series Studies and Documents* (16). Paris: Ministry of Solidarity and Health (In French).
- Lim, Q. M., Lee, H. S., & Har, W. M. (2020). Efficiency, Productivity and Competitiveness of the Malaysian Insurance Sector: An Analysis of Risk-Based Capital Regulation. *The Geneva Papers on Risk and Insurance, Issues and Practice*, 46(1), 146-172.

Liu, H., Molyneux, P., & Wilson, J. O. (2013). Competition in Banking: Measurement and Interpretation. In *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Finance*, Retrieved from <https://www.elgaronline.com/edcollchap/edcoll/9780857936080/9780857936080.0016.xml>

Mason, E. (1939). Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise. *The American Economic Review*, 29(1), 61-74.

Matthews, K., Murinde, V., & Zhao, T. (2007). Competitive Conditions among the Major British Banks. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2025-2042

Molyneux, P., Lloyd-Williams, D., & Thornton, J. (1994). Competitive Conditions in European Banking. *Journal of Banking & Finance*, 18(3), 445-459.

Mueller, D. C. (1977). The Persistence of Profits above the Norm. *Economica*, 44(176), 369-380.

Mueller, D. C. (1986). *Profits in the Long run*. Cambridge: Cambridge University Press.

Musiwa, R., and Dzingai, M. E. (2021). An Evaluation of Competition in Zimbabwe's Short-Term Insurance Sector: An Application of the Panzar-Rosse Approach. *Diverse Journal of Multidisciplinary Research*, 3(2), 1-12.

Nazarian, R., Farhadipour, M., & Faraji, A. (2013). The Effect of Competition in Banking Industry on the Effectiveness of Transferring the Effects of Monetary Policy through the Bank Lending Channel. *Economic Research Trends*, 20(61-62), 43-74 (In Persian).

Niakan, L., & Rajae Harandi, S. (2021). Investigating the Effect of Market Concentration on Insurance Penetration: A Panel Data Approach. *Planning and Budgeting Quarterly*, 26(4), 122-193 (In Persian).

Ortyński, K. M. P., & Pypcé, M. (2021). *Competition in the Polish Non-Life Insurance Market*. London: Routledge

Panzar, J., & Rosse, J. (1987). Testing for "Monopoly" Equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443-456.

Parida, T. K., & Acharya, D. (2016). Competition in Indian Life Insurance Industry: Post Liberalization Evidence. *International Journal of Business Competition and Growth*, 5(1/2/3), 110-136.

Pourabdollahian Koveij, M., Fallahi, F., and Ebrahimi, H. (2020). Evaluation of the Market Structure in Iran's Banking Industry. *Industrial Economics Research*, 4(13), 11-26. (In Persian)

Shaffer, S. (1982). A Nonstructural Test for Competition in Financial Markets. In *Bank Structure and Competition*, Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago.

Smith, A. (1776). *The Wealth of Nations*. London: W. Strahan and T. Cadell.

Souma, T., & Tsutsui, Y. (2005). Recent Competition in the Japanese Life Insurance Industry. *ISER Discussion Paper*, 0637, 1-37.

Stigler, G. J. (1957). Perfect Competition, Historically Contemplated. *The Journal of Political Economy*, 65(1), 1-17.

Teymori, J., Sadeghi, M., & Asgarkhani, A.M. (2020). An Introduction to the Role of Deregulation in the National and Transnational Dimension in Improving the Quality of Implementation of the Right to Economic Development: Emphasizing the Act of the Sixth Development Plan of Iran. *Police International Studies Journal*, 11(43), 38-63 (In Persian).

Todorov, A. B. (2016). Assessing Competition in the Bulgarian Insurance Industry: A Panzar-Rosse Approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(3), 872-879.

Varga, V., & Madari, Z. (2023). The Hungarian Insurance Market Structure: An Empirical Analysis. *Central European Journal of Operations Research*, 31, 927-940.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2<sup>nd</sup> Ed.). Cambridge, MA: MIT Press.



University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

## Investigating the Time-Frequency Spillover between Exchange Rate, Inflation and Government Budget Deficit Volatilities in Iran's Economy

Soheil Roudari<sup>1</sup>  , Esmail Jalili<sup>2</sup>  ,

Amir Mansour Tehranchian<sup>\*3</sup>  

1. Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

2. Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

3. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

\* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<b>Article type:</b> Research Article	In the present study, the transferring and receiving, as well as the causal relationship of volatilities transmission according to the time-frequency across exchange rate, inflation, and budget deficit in the period of 2006:03-2019:02 (1385:01-1397:12) with a Monthly basis, is investigated using time-varying parameters vector autoregression model in different time-frequencies. The results showed that the main factor in the formation of volatilities in the government budget deficit as well as inflation is the exchange rate, especially if the exchange rate volatilities are long-term, the transmission of volatilities, and the net effect of the exchange rate on inflation and budget deficit increases. In addition, if exchange rate volatilities continue and lead to inflation and volatilities of government budget deficit, in the medium term, budget deficit volatilities will create the basis for transferring volatilities to the exchange rate, and with the increase of exchange rate volatilities, inflation will be volatile in the long term intensively. Therefore, the control of exchange rate volatilities in the short term will prevent the increase of inflation and the government budget deficits volatilities, and if the policymaker does not consider this important, in the medium term, the exchange rate will volatile again through the channel of the government budget deficit, and subsequently, the volatilities will be transferred to inflation in the long run severely.
Article History:	
<b>Received:</b> 1403-08-14	
<b>Revised:</b> 1402-11-18	
<b>Accepted:</b> 1402-12-24	
<b>Published:</b> 1403-08-01	
<b>Keywords:</b> <i>Exchange Rate, Government Budget Deficits, Inflation, Time-Frequency, TVP-VAR-BK Model.</i>	
<b>JEL Classification:</b> <i>G01, G11, G17, G32.</i>	

Roudari, S., Jalili, E., & Tehranchian, A. M. (2024). Investigating the Time-Frequency Spillover between Exchange Rate, Inflation and Government Budget Deficit Volatilities in Iran's Economy. *Journal of Economic Research*, 59(2), 231-252.



©The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.364446.1008845](https://doi.org/10.22059/jte.2024.364446.1008845)



انتشارات دانشگاه تهران

# تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸

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

## بررسی زمان - فرکانس سرریز میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در اقتصاد ایران

سهیل رودری<sup>۱</sup>  , اسماعیل جلیلی<sup>۲</sup>  , امیر منصور طهرانچیان<sup>\*۳</sup>  

۱. دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

۲. دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

۳. گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

\* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p><b>نوع مقاله:</b> پژوهشی</p> <p><b>تاریخ دریافت:</b> ۱۴۰۲/۰۸/۱۴</p> <p><b>تاریخ بازنگری:</b> ۱۴۰۲/۱۱/۱۸</p> <p><b>تاریخ پذیرش:</b> ۱۴۰۲/۱۲/۲۴</p> <p><b>تاریخ انتشار:</b> ۱۴۰۳/۰۸/۰۱</p> <p><b>کلیدواژه‌ها:</b> نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت، فرکانس-زمان، الگوی TVP-VAR-BK</p> <p><b>طبقه‌بندی JEL:</b> G01, G11, G17, G32.</p>	<p>در پژوهش حاضر نحوه انتقال و دریافت و همچنین رابطه علی انتقال نوسانات با توجه به دوره زمانی بروز نوسانات میان نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در دوره زمانی ۲۰۱۹:۰۲-۲۰۰۶:۰۳ (۱۳۹۷:۱۲-۱۳۸۵:۰۱) با تواتر ماهانه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان- مقیاس بررسی شده‌است. عامل اصلی شکل‌گیری نوسانات در کسری بودجه دولت و همچنین تورم، نرخ ارز است؛ به‌ویژه چنانچه نوسانات نرخ ارز بلندمدت باشد انتقال نوسانات و اثرگذاری خالص نرخ ارز بر تورم و کسری بودجه افزایش می‌یابد. همچنین چنانچه نوسانات ارز ادامه‌دار باشد و منجر به ایجاد نوسانات تورم و کسری بودجه دولت شود، در میان‌مدت نوسانات کسری بودجه زمینه انتقال نوسان به نرخ ارز را ایجاد خواهد کرد و با افزایش نوسانات ارزی، تورم به‌شدت متلاطم خواهد شد. بنابراین کنترل نوسانات ارزی در کوتاه‌مدت مانع از افزایش نوسانات تورم و کسری بودجه دولت شده و چنانچه سیاست‌گذار این مهم را مدنظر قرار ندهد در میان‌مدت مجدداً نرخ ارز از کانال کسری بودجه دولت متلاطم خواهد شد و متعاقباً نوسانات با شدت بیشتری در بلندمدت به تورم منتقل می‌گردد.</p>

رودری، سهیل؛ جلیلی، اسماعیل و طهرانچیان، امیرمنصور (۱۴۰۳). بررسی زمان- فرکانس سرریز میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۲)، ۲۳۱-۲۵۲.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان.



DOI: 10.22059/jte.2024.364446.1008845

## ۱- مقدمه

از جمله مسائل و معضلات بزرگ در اقتصاد ایران، تورم و کسری بودجه است. در چند سال اخیر، کنترل تورم و کاهش کسری بودجه یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران در حوزه‌های پولی و مالی بوده است. یکی از عواملی که در افزایش کسری بودجه دولت و همچنین ایجاد تلاطمات در نرخ ارز و تورم مؤثر بوده، تشدید تحریم است. با تشدید تحریم‌ها، درآمدهای نفتی محدود شده و منجر به افزایش کسری بودجه و همچنین کاهش عرضه ارز در اقتصاد کشور می‌گردد. با کاهش عرضه ارز، امکان افزایش نرخ ارز فراهم می‌شود. از سوی دیگر با افزایش کسری بودجه، احتمال استقراض از شبکه بانکی افزایش می‌یابد که می‌تواند موجب افزایش پایه پولی، نقدینگی و در نهایت تورم شود. با افزایش تورم، بر اساس مارپیچ تورم-ارز، احتمال افزایش نرخ ارز (در صورت شناور بودن نرخ ارز) جهت حفظ رقابت‌پذیری تولیدات داخلی وجود دارد و با توجه به سهم بالای کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از واردات کشور<sup>۱</sup>، افزایش نرخ ارز می‌تواند موجب افزایش بهای تمام شده کالاها و ایجاد تورم مجدد شود. همچنین، به علت واردات محور بودن کشور با افزایش تورم و کاهش ارزش پول ملی نه تنها صادرات افزایش نمی‌یابد، بلکه افزایش قیمت کالاهای وارداتی را به دنبال خواهد داشت. بنابراین عدم تعادل بودجه دولتی به بخش خارجی منتقل شده و باعث کسری حساب جاری و متعاقباً "فرضیه کسری دوقلو"<sup>۲</sup> می‌شود. در کنار این موارد، با افزایش تورم و مخارج مصرفی خانوارها دستمزدهای اسمی نسبت به شرایط متعارف رشد بالاتری را جهت حفظ قدرت خرید حداقلی خواهند داشت که مجدداً می‌تواند دولت را جهت تأمین مخارج جاری با محدودیت منابع و استقراض بیش‌تر مواجه کند که این موضوع می‌تواند منجر به افزایش نقدینگی در کشور شود. جهت بررسی آماری، نقدینگی از ۱۵۲۹۹۸۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۶ به ۴۸۳۲۴۴۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۴۰۰ رسیده است. همچنین شاخص قیمتی مصرف‌کننده از ۹/۶ واحد در سال ۱۳۹۶ به ۴۷/۱ واحد در سال ۱۳۹۹ افزایش یافته است. در همین دوره نرخ ارز غیررسمی نیز از ۴۰۴۵۳ ریال در سال ۱۳۹۶ به ۲۵۹۴۷۶ ریال در سال ۱۴۰۰ رسیده است (نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا.).

بر اساس آمارها و شواهد موجود، رشد نقدینگی منجر به رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز شده است. بنابر آنچه مطرح شد ارتباط پیچیده و عمیقی میان نوسانات کسری بودجه دولت، نرخ ارز و تورم وجود دارد. بنابراین شناسایی و شناخت عامل اصلی انتقال و دریافت نوسان با توجه به دوره زمانی بروز نوسانات بسیار حائز اهمیت است. بر این اساس باید مشخص گردد که در دوره کوتاه‌مدت (۱-۴ ماه)، میان مدت (۴-۱۰ ماه) و بلندمدت (۱۰ ماه بیشتر) نحوه انتقال و دریافت نوسانات میان نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت چگونه بوده است؟ عامل اصلی و تعیین‌کننده در بین این متغیرها کدام مؤلفه بوده است؟ آیا دریافت‌کننده یا انتقال‌دهنده نوسانات با توجه

۱. نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی

به دوره زمانی تغییر کرده است؟ شدت و جهت علیت نوسانات در طی زمان چگونه بوده است؟ سؤالاتی که تاکنون در مطالعات انجام گرفته به آن‌ها پاسخ داده نشده است و وجوه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات پیشین است. لازم به ذکر است محدودیت اصلی پژوهش حاضر عدم انتشار آمار ماهانه وضعیت مالی دولت از سال ۱۳۹۸ می‌باشد و با توجه به اهمیت موضوع کسری بودجه دولت در خصوص ارتباط میان نرخ ارز و تورم، کسری بودجه دولت نیز در نظر گرفته شده است. در ادامه، در بخش دوم مطالعه به مبانی نظری پرداخته می‌شود؛ در بخش سوم مطالعات تجربی مرور می‌شوند؛ در بخش چهارم مدلسازی و تحلیل نتایج صورت می‌گیرد و در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری ارائه شده است.

## ۲- مبانی نظری پژوهش

نظریه‌های تورم بر جنبه‌های مختلف ساختار اقتصادی و سیاسی به عنوان علل اصلی تورم تأکید می‌کنند. بر اساس ادبیات اقتصادی یکی از دلایل مهم ایجاد تورم، کسری بودجه است. با این وجود، تورم مجموعه پدیده پیچیده‌ای است که نمی‌توان آن را با یک متغیر واحد مانند کسری بودجه توضیح داد.

برخی مطالعات در راستای نظریه رشد صادراتی الهام‌گرفته از کینز (۱۹۷۰)، کسری بودجه را به‌عنوان یکی از پیش‌نیازهای دستیابی به رشد اقتصادی معرفی کردند. اگرچه این نظریه بر این تصور استوار بود که دولت باید به طور ایده‌آل تقاضای کل اقتصاد را از طریق پروژه‌های سرمایه‌گذاری عمومی در مقیاس بزرگ تحریک کند، تا منجر به رشد اقتصادی شود؛ اما، کشورهایی با شکاف فزاینده بین مخارج و درآمد دولتی، فشاری را برای افزایش عرضه پول ایجاد می‌کنند. افزایش نقدینگی در اقتصاد ممکن است باعث افزایش نرخ تورم داخلی شود (مرشد<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۸). به اعتقاد پولیون، تورم صرفاً پدیده‌ای پولی است (میوولا و کیساوا<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸)، اما بر اساس نظریه مالی، تورم به دنبال سیاست‌های مالی ایجاد می‌شود. بر این اساس، افزایش کسری بودجه منجر به افزایش وام و در نتیجه افزایش نرخ بهره و تورم می‌شود (سahین<sup>۳</sup>، ۲۰۱۹).

به عنوان یک قاعده، فرایند انتقال از کسری بودجه به تورم را می‌توان به سه صورت بیان کرد. نخست، دولت می‌تواند با افزایش مالیات‌ها برای مقابله با کسری مالی تلاش کند که در این صورت، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. تولیدکنندگان ممکن است به نوبه خود، این هزینه‌های اضافی را با افزایش قیمت‌ها به مصرف‌کنندگان منتقل کنند (بولواویو<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۸). دوم، دولت ممکن است سعی کند کسری بودجه را از طریق حق‌الضرب پوشش دهد. چاپ پول، سطح عرضه پول را بالا برده که می‌تواند تقاضای کل و سطح عمومی قیمت‌ها را افزایش دهد (بولواویو و همکاران، ۲۰۱۸). هنگامی که دولت از روش پولی در تأمین کسری بودجه استفاده می‌کند،

1. Murshed
2. Myovella and Kisava
3. Sahin
4. Bulawayo

تقاضای کل افزایش یافته، اما عرضه کالا افزایش نمی‌یابد. سومین روش این است که دولت، کسری بودجه را از طریق فروش اوراق قرضه، تأمین کند (سلیمان و میشل<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸). در این صورت نرخ بهره افزایش یافته و در نهایت منجر به جذب سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. بخش خصوصی اوراق بهادار را خریداری می‌کند و سپس بانک مرکزی تلاش می‌کند تا هرگونه افزایش نرخ بهره را محدود کند (میوولا و کیساوا، ۲۰۱۸). اگر دولت‌ها کسری بودجه خود را از طریق فروش اوراق قرضه تأمین کنند، کسری بودجه ممکن است از طریق افزایش رشد پولی منجر به تورم شود. در این حالت تورم به عنوان یک عنصر پولی در نظر گرفته می‌شود به عبارت دیگر، گسترش حجم پول با کسری بودجه، عامل تعیین‌کننده در افزایش قیمت‌ها است (سahین، ۲۰۱۹). البته به این نکته باید توجه داشت که تورمی بودن یا نبودن تأمین مالی کسری بودجه از طریق اوراق قرضه بستگی به روش مورد استفاده مقامات پولی برای تأمین کسری بودجه دارد. در واقع اگر مقامات پولی، نرخ بهره را در این حالت تثبیت نمایند تأمین مالی کسری بودجه از این طریق تورمی خواهد بود زیرا این امر مستلزم افزایش عرضه پول است که در نهایت منجر به افزایش قیمت‌ها خواهد شد (عزیزی، ۱۳۸۵).

تحت هر سه یا هر یک از این شرایط، کسری‌ها سبب رشد بیش‌تر پایه پولی می‌شود که در نهایت می‌تواند فشار تورمی ایجاد کند. هم‌چنین با افزایش تورم احتمال افزایش کسری بودجه مجدداً وجود دارد زیرا مخارج جاری دولت را افزایش می‌دهد و مجدداً امکان افزایش قیمت دارایی‌های مختلف از جمله ارز وجود خواهد داشت. بر این اساس می‌توان بیان داشت که علیت انتقال نوسانات میان کسری بودجه، نرخ ارز و تورم با توجه به دوره زمانی بروز نوسانات، متفاوت می‌باشد که دیدگاه واحد در این خصوص وجود ندارد. به‌طور کلی بروز نوسانات نرخ ارز، می‌تواند منجر به افزایش نااطمینانی در اقتصاد و متعاقباً کاهش سرمایه‌گذاری و هزینه‌های تولید شود که این مهم از طریق کاهش سودآوری می‌تواند زمینه کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش کسری بودجه را فراهم سازد. هم‌چنین از سمت تقاضای اقتصاد نیز، افزایش نوسانات نرخ ارز می‌تواند موجب اثرگذاری بر مخارج مصرفی، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و هم‌چنین تراز تجاری شود و با متاثر شدن تولید ناخالص داخلی و بروز رکود در اقتصاد، مجدداً امکان متاثر شدن کسری بودجه دولت نیز وجود دارد.

در کنار این موضوعات، افزایش کسری بودجه دولت نیز می‌تواند بسته به رویکرد دولت در پاسخ به کسری بودجه دارای آثار اقتصادی متفاوتی باشد. چنانچه جهت تأمین مخارج، استقراض از شبکه بانکی مدنظر قرار گیرد می‌تواند آثار تورمی برجای گذاشته و متعاقباً براساس قضیه برابری قدرت خرید و هم‌چنین ماریج تورم- ارز موجب نوسانات نرخ ارز نیز شود. آنچه که مشخص است ارتباط نزدیک و پیچیده‌ای میان کسری بودجه دولت، نرخ ارز و تورم وجود دارد.

براساس آنچه که مطرح شد میان تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت ارتباط عمیق و پیچیده‌ای وجود دارد اما بایستی مشخص شود که در دوره‌های زمانی گوناگون، نحوه انتقال و

دریافت نوسانات چگونه بوده است و کدام یک نقش مسلط را ایفا می نمایند که تاکنون در پژوهش‌های انجام شده مدنظر نبوده است. در ادامه پیشینه پژوهش ارائه شده است.

### ۳- پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعات متعددی به بررسی ارتباط میان کسری بودجه دولت، نرخ ارز و تورم پرداخته‌اند که در ادامه برخی از مطالعات داخلی و خارجی انجام شده ارائه شده است:

حاج امینی و همکاران (۱۳۹۴) اثر کسری بودجه بر نقدینگی در ایران (۱۳۹۸-۱۳۵۸) را مورد مطالعه قرار دادند. این پژوهش با استفاده از الگوی رویکرد خود بازگشت برداری ساختاری<sup>۱</sup> نشان می‌دهد که ارتباط کسری بودجه کل و نقدینگی به منبع تغییر در بودجه بستگی داشته است. بر این اساس، افزایش کسری بودجه عملیاتی (افزایش کسری بودجه کل) و یا افزایش مازاد تراز سرمایه (کاهش کسری بودجه کل) هر دو موجب افزایش نقدینگی می‌شوند.

برخورداری و جلیلی بوالحسنی (۱۳۹۷) به مطالعه ارتباط نرخ ارز و متغیرهای اقتصادی ایران (۱۳۷۵-۱۳۹۵) پرداختند. با استفاده از الگوهایی خودرگرسیون با وقفه توزیعی و تصحیح خطای برداری نشان داده شد، نرخ ارز اسمی با رشد مخارج دولت و خالص صادرات رابطه عکس دارد و با نرخ بهره بانکی، تولید ناخالص داخلی، اختلاف تورم داخل با خارج و نیز کسری بودجه دولت رابطه مثبت دارد.

مولایی و عبدیان (۱۳۹۷) به بررسی عوامل مؤثر بر کسری بودجه ایران در دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۴ با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی ژوهانسون-جوسیلیوس<sup>۲</sup> و هم‌چنین خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی<sup>۳</sup> پرداختند. نتایج نشان داد که درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی تأثیر منفی و معنادار و هم‌چنین نرخ تورم و مخارج دولت تأثیر مثبت و معنادار بر کسری بودجه دولت داشته‌اند.

پورسرایی و همکاران (۱۴۰۰) نااطمینانی نرخ ارز و نرخ تورم در اقتصاد ایران و تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۸ - ۱۳۶۹ و الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته<sup>۴</sup> نشان داده شد، با افزایش نااطمینانی نرخ ارز و نرخ تورم، میزان حقیقی درآمدهای مالیاتی کاهش خواهد یافت.

منتظری شورکچالی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی رابطه علی میان تورم و کسری بودجه در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۹:۰۱-۱۳۹۷:۰۴ با تواتر فصلی با استفاده از رهیافت علیت گرنجر مارکوف سوپچینگ پرداختند. نتایج نشان داد یک رابطه علی یک طرفه در هر دو رژیم از کسری بودجه به تورم وجود دارد.

1. SVARX

2. Johansen and Juselius

3. autoregressive with distributed lags

4. GARCH

ساعدی سارخانلو و درگاهی (۱۴۰۰) به بررسی عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران در دوره ۱۳۴۴-۱۳۹۸ با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداختند. نتایج نشان داد که نسبت نوسان مخارج به نوسان درآمدهای دولت، نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به سرمایه‌گذاری کل، شکاف تولید و تورم و همچنین نابرابری درآمدی تأثیر مستقیم بر کسری بودجه داشته‌اند. هم‌چنین نتایج نشان داد که عامل اصلی کسری بودجه در اقتصاد ایران مخارج دولت است.

امیدی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری چندکی با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-QVAR) در دوره زمانی ۱۳۹۷:۱۲-۱۳۸۵:۰۱ پرداختند. نتایج نشان داد که چنانچه رشد متغیرها در سطح پایین، میانگین و بالا قرار داشته باشد، نوع ارتباطات بین آن‌ها نیز متفاوت خواهد بود. به طور مشخص در دو سطح نرخ رشد پایین و بالا ارتباط بیشتری میان نوسانات متغیرهای پژوهش وجود داشته است. هم‌چنین در حالت نرخ رشد بالا تنها نوسانات نرخ ارز است که علت تورم، کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت است. از سوی دیگر، تنها در حالت نرخ رشد پایین است که کسری بودجه دولت بر کسری حساب جاری در دوره مورد بررسی اثرگذار بوده است.

وجه تمایز مطالعه حاضر با کلیه مطالعات داخلی انجام شده در هدف و متعاقباً الگوی مورد بررسی می‌باشد. در مطالعه امیدی و همکاران (۱۴۰۲) تأکید بر نحوه ارتباط در دهک‌های مختلف رشد متغیرها بوده است و این در حالی است که در پژوهش حاضر تمرکز بر نحوه ارتباط میان متغیرها در دوره‌های مختلف زمانی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) می‌باشد که این موضوع جهت سیاست‌گذاری از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد که در سایر مطالعات مغفول مانده است. سلیمان و همکاران (۲۰۱۸) اثرات کمی کاهش نرخ ارز بر کسری بودجه و تورم در نیجریه (۱۹۸۱-۲۰۱۶) را با روش خود بازگشت برداری ساختاری مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه نشان داده‌است، عبور نرخ ارز هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کم، جزیی و ناقص است. هم‌چنین پدیده عبور نرخ ارز در عرضه پول بیشتر از تورم و کسری بودجه بوده‌است.

مرشد و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی ارتباط بین تورم، عرضه پول و کسری بودجه در بنگلادش پرداختند. این پژوهش‌گران با استفاده از داده‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ و الگوی تصحیح خطا برداری نشان دادند با وجودی که رابطه علیت یک طرفه از کسری بودجه به تورم در کوتاه‌مدت وجود دارد، اما هیچ علیت بین عرضه پول و تورم هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت گزارش نشده‌است. شاهین (۲۰۱۹) به مطالعه رابطه بین تورم، کسری بودجه و عرضه پول در ترکیه (۲۰۱۷-۱۹۸۰) با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی پرداخت. بر اساس نتایج به دست آمده، بین تورم و کسری بودجه هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

دورگتی<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) تأثیر کسری بودجه بر نرخ تورم در بالکان غربی (۲۰۰۱-۲۰۱۷) را مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش با استفاده از روش‌های داده‌های تابلویی و مدل تصحیح خطای برداری نشان داده شد که کسری بودجه، تولید ناخالص داخلی، بدهی دولت و نرخ ارز منجر به افزایش نرخ تورم خواهند شد.

اسقومه و مفروحه (۲۰۲۲) رابطه بین کسری بودجه و رشد اقتصادی را بر اساس نظریه‌های کینزی، نئوکلاسیک و ریکاردویی در اندونزی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از داده‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۹ و روش‌های تصحیح خطا و خود رگرسیون برداری استفاده شد. بر اساس نتایج به دست آمده، در کوتاه‌مدت الگوی ریکاردویی در اندونزی رخ داده است. هم‌چنین در بلندمدت، کسری بودجه تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در اندونزی نشان می‌دهد و از دیدگاه کینزی حمایت می‌کند.

وجه تمایز مطالعه حاضر نسبت به مطالعات تجربی فوق، در بررسی نحوه انتقال و دریافت نوسانات میان نرخ ارز، کسری بودجه و تورم و هم‌چنین تعیین جهت و شدت علیت انتقال نوسانات با توجه به دوره‌های زمانی مختلف است.

#### ۴- روش پژوهش

در پژوهش حاضر به بررسی نحوه ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در دوره ۱۳۹۷:۱۲-۱۳۸۵:۰۱ به صورت ماهانه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان بارونیک و کرهلیک<sup>۲</sup> پرداخته شده است.<sup>۳</sup> لازم بذکر است کلیه اطلاعات مورد نیاز از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

در ادامه در جدول (۱) آمارهای توصیفی و آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد بررسی ارائه شده است. لازم بذکر است نرخ رشد کلیه متغیرها مدنظر می‌باشد و به صورت درصد محاسبه گردیده است. براساس نتایج جدول (۱)، بیش‌ترین میانگین نرخ رشد مربوط به کسری بودجه دولت و سپس نرخ ارز و کم‌ترین مربوط به تورم بوده است. بیش‌ترین نوسان (واریانس) مربوط به کسری بودجه و کم‌ترین نوسان نیز مربوط به تورم بوده است. بر اساس آماره چولگی، متغیرهای نرخ ارز و تورم چوله به راست و کسری بودجه دولت چوله به چپ هستند. هم‌چنین نتایج کشیدگی نشان می‌دهد کلیه متغیرها دارای توزیع لپتوکورتیک<sup>۴</sup> و دنباله فربه و متورم<sup>۵</sup> هستند. آماره جاک-براء<sup>۶</sup> نشان می‌دهد کلیه متغیرها فاقد توزیع نرمال هستند. از آنجایی که کلیه متغیرها دارای توزیع

1. Durguti  
2. TVP-VAR-BK

۳. دلیل انتخاب بازه زمانی محدودیت داده‌های کسری بودجه دولت بوده است.

1. Leptokurtic Distribution  
2. Fat Tail  
6. Jarque-Bera

پتوکورتیک هستند و هم‌چنین احتمال وجود شکست ساختاری در متغیرها وجود دارد. بایستی از آزمون ریشه واحد ایوت، روتنبرگ و استاک<sup>۱</sup> استفاده نمود (اسدی و همکاران، ۲۰۲۲).

جدول ۱. آمارهای توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی

	Exchange rate (نرخ ارز)	INFLATION (تورم)	BD (کسری بودجه)
میانگین	۱/۷۱۳	۱/۴۹۲	۱/۸۷
واریانس	۳۳/۶۵	۱/۵۸	۱۰۰۱۵/۲۳
چولگی	۱/۷۶۵	۱/۳۴۴	۰/۰۵۵
کشیدگی	۸/۵۳۴	۳/۰۹	۲/۲۹
توزیع نرمال	۵۵۴/۴۲	۱۰۹	۳۴/۲۲
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره آزمون ریشه واحد ERS	-۴/۵۰۷	-۲/۸۹۱	-۷/۷۸۱
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد تغییرات (تفاضل مرتبه اول) کلیه متغیرهای پژوهش در سطح مانا هستند. برای بررسی ارتباط مقیاس-زمان میان نوسانات متغیرهای پژوهش، از رویکرد TVP-VAR-BK که توسط بارونیک و کرهلیک (۲۰۱۸) معرفی شده، استفاده شده است. در الگوی TVP-VAR-BK برخلاف سایر رویکردهای مربوط به خانواده خودرگرسیون برداری (VAR) به طول وقفه بهینه حساس نمی‌باشد زیرا وقفه بهینه توسط نرم‌افزار و براساس معیارهای اطلاعاتی به صورت خودکار انتخاب می‌شود که در پژوهش حاضر، وقفه بهینه ۱ بوده است (جهت مطالعه بیشتر: اسدی و همکاران، ۲۰۲۲). در این الگو از تجزیه واریانس طیفی استفاده می‌شود. در رابطه (۱) تابع پاسخ تناوبی تعریف شده است:

$$\alpha(\pi^{-xy}) = \sum_z \pi^{-xyr} \alpha_r \quad (1)$$

در معادله (۱)،  $\alpha$  بر اساس تابع فوریه<sup>۲</sup> با  $x = \sqrt{-1}$  تجزیه می‌شود. طیف علی تعمیم‌یافته برای تناوب‌ها بر اساس  $\alpha \in (-k, k)$  به صورت معادله (۲) تعریف می‌شود:

$$(f(\alpha))_{j,k} = \frac{\omega_{kk}^{-1} |(\alpha(\pi^{-xy}) \sum_j |k|^2)}{\alpha(\pi^{-xy}) \sum \alpha'(e^{+xy})_{j,j}} \quad (2)$$

در معادله (۲)  $\alpha(\pi^{-xy}) = \sum_m e^{-ixy} \alpha_m$  نشان‌دهنده تبدیل فوریه در تابع ضربه پاسخ  $\alpha$  می‌باشد. هم‌چنین نبایستی فراموش شود که  $(f(\alpha))_{j,k}$  بخشی از طیف متغیر  $\alpha$  در تناوب  $\alpha$  به دلیل شوک‌های متغیر  $\alpha$  نشان می‌دهد. ما می‌توانیم معادله (۲) را به منظور کمی‌سازی در علیت تناوبی و بر اساس طیف متغیر  $\alpha$  تحت تناوب  $\alpha$  استخراج کنیم. به منظور رد تجزیه واریانس

1. Elliott, Rothenberg, and Stock (ERS)

2. Fourier Function

تعمیم یافته، به  $(f(\alpha))_{j,k}$  از طریق سهم واریانس تناوبی متغیر  $z$  وزن داده می شود. معادله (۳)

$$\phi_j = \frac{(\pi^{-xy}) \sum \alpha' (e^{+xy})_{i,j}}{\frac{1}{2\beta} \int_{-\beta}^{\beta} e^{-i\theta} \sum \alpha' (e^{+i\theta})_{j,j} d\theta} \quad (3)$$

بر اساس معادله (۳)، توان متغیر  $z$  ام در یک تناوب داده شده نشان داده شده است و همچنین در تناوب  $\alpha$  عمل می کند و مجموع تناوبها مقدار ثابت  $2\beta$  می باشد. گرچه تبدیل فوریه تابع ضربه-پاسخ از عدد مختلط تشکیل شده است، طیف تعمیم یافته ضریب وزنی مجذور عدد مختلط است و بنابراین یک عدد حقیقی است. برای فرموله کردن، ما تناوب  $v = (p, s): p, s \in (-\beta, \beta), s > p$  و تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته را جای گذاری می کنیم:

$$(Y_v)_{j,k} = \frac{1}{2\beta} \int_v^0 \phi_j (f(\alpha))_{j,k} d\alpha \quad (4)$$

نشان دادن نحوه ارتباط در یک تناوب معین از طریق نمایش طیف و استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته چالش برانگیز نیست. ما تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته مقیاس شده بر روی تناوب  $v = (p, s): p, s \in (-\beta, \beta), s > p$  را به صورت معادله (۵) نشان می دهیم.

$$(\approx Y_v)_{j,k} = (Y_{v,j,k} / \sum_k (Y_{\infty})_{j,k}) \quad (5)$$

سرریزهای تناوبی به صورت معادله (۶) خواهد بود:

$$N_v^f = 100 \left( \frac{\sum_{j \neq k} (\approx Y_v)_{j,k}}{\sum_k (Y_{\infty})_{j,k}} - \frac{Tr \{Y_v\}}{\sum_{\approx} (Y_v)_{j,k}} \right) \quad (6)$$

فرموله کردن سرریزها از طریق تناوب به صورت معادله (۷) است (اسدی و همکاران، ۲۰۲۲).

$$N_v^f = 100 \left( 1 - \frac{Tr \{Y_v\}}{\sum_{\approx} (Y_v)_{j,k}} \right) \quad (7)$$

در خصوص اثرگذاری / اثرپذیری و همچنین ارتباط میان متغیرهای پژوهش نیز می توان به موارد ذیل اشاره کرد:

الگوهای زیادی برای بررسی اتصال و ارتباط بین بازارهای مختلف وجود دارد. دیابولد و ایلماز<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) رویکرد جدیدی برای محاسبه نحوه ارتباط میان بازارها ارائه کرده اند. این رویکرد شاخص مناسب تری جهت بررسی ارتباط میان بازارها در طی زمان ارائه می کند. مزیت های این الگو به شرح ذیل می باشد:

✓ تحت تأثیر داده های پرت نمی باشد.

✓ ضرورتی برای انتخاب دل خواهانه اندازه پنجره غلتان وجود ندارد.

✓ داده‌های از دست داده نمی‌شود.

چنانچه دوره زمانی مشاهدات دارای تواتر طولانی نباشد، قابل استفاده می‌باشد. رویکرد DY-TVP-VAR توسط دیابولد و ایلماز (۲۰۱۴) مطرح شده است. در پژوهش حاضر از رویکرد مذکور با طول وقفه یک و بر مبنای معیار اطلاعاتی بیزین<sup>۱</sup> استفاده شده است:

$$V_t = \beta_t V_{t-1} + \gamma_t, \gamma_t \sim N(0, D_t) \quad (۸)$$

$$\text{vec}(B_t) = \text{vec}(B_{t-1}) + \mu_t, \mu_t \sim N(0, P_t) \quad (۹)$$

در معادله‌های بالا، بردارهای  $V_t, V(t-1)$  به همراه  $\gamma_t$  دارای  $K \times 1$  بعد هستند. اجزای دیگر  $\beta_t$  و  $D_t$  دارای ماتریس با ابعاد  $K \times K$  هستند.  $\text{vec}(B_t)$  و  $\mu_t$  بردارهایی با ابعاد  $k^2 \times 1$  و  $P_t$  ماتریسی با ابعاد  $k^2 \times k^2$  هستند. بعد از مراحل فوق، بایستی پیش‌بینی تجزیه خطای واریانس تعمیم‌یافته (GFEVD)<sup>۲</sup> اندازه‌گیری شود که برعکس پیش‌بینی تجزیه خطای واریانس متعامد است. سنگ بنای DY-TVP-VAR تئوری ولد<sup>۳</sup> می‌باشد که قابلیت تبدیل TVP-VAR به TVP-VMA را از طریق معادله (۱۰) دارد:

$$V_t = \sum_{i=1}^p B_{it} V_{t-i} + \gamma_t = \sum_{j=0}^{\infty} S_{jt} \gamma_{t-j} \quad (۱۰)$$

سپس برای این که درجه واحدی در هر ردیف وجود داشته باشد، استفاده از GFEVD ضروری است. برای این منظور ما باید GFEVD را با  $\sigma^{ij,t}$  نرمال کنیم.  $\sigma^{ij,t}$  نشان می‌دهد که چه مقدار دارایی  $j$  در واریانس خطای پیش‌بینی  $i$  سهم دارد. همچنین کاربرد میزان ارتباط جفتی از  $j$  به  $i$  ضروری است که از طریق معادله‌های (۱۱) و (۱۲) قابل بررسی است:<sup>۴</sup>

$$\sigma_{ij,t}^{f'}(H) = \frac{D_{ii,t}^{-1} \sum_{l=1}^{H-1} (l' S_{tl} l)^2}{\sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{H-1} l_i D_{tl} S_{tl} l_i} \quad (۱۱)$$

$$\sigma_{ij,t}^{f'}(H) = \frac{\sigma_{ij,t}^f(H)}{\sum_{j=1}^k \sigma_{ij,t}^f(H)} \quad (۱۲)$$

مطابقت نزدیکی میان بردار یکه انتخاب شده با موقعیت  $i$  ام و در غیر این صورت صفر وجود خواهد داشت که بر این اساس  $\sum_{j=1}^k \sigma_{ij,t}^{f'}(H) = 1$  و  $\sum_{i,j=1}^k \sigma_{ij,t}^{f'}(H) = 1$  خواهد بود. براساس GFEVD نحوه استخراج سرریز نوسانات در معادله‌های ذیل آمده است:

$$TO_{jt} = \sum_{i=1, i \neq j}^k \sigma_{ij,t}^{f'}(H) \quad (۱۳)$$

$$FROM_{jt} = \sum_{i=1, i \neq j}^k \sigma_{ji,t}^{f'}(H) \quad (۱۴)$$

$$NET_{jt} = TO_{jt} - FROM_{jt} \quad (۱۵)$$

1. Bayesian Information Criterion
2. Generalized Forecast Error Variance Decomposition
3. Wold Theorem

۴. جهت مطالعه بیشتر: (Balcilar et al., 2021) و (Gong et al., 2022)

$$TCI_t = k^{-1} \sum_{j=1}^k TO_{jt} + k^{-1} \sum_{j=1}^k FROM_{jt} \quad (۱۶)$$

معادله (۱۳) ما را قادر به محاسبه تأثیر و انتقال نوسانات از متغیر  $Z$  به سایر متغیرها می‌سازد. معادله (۱۴) تأثیر و انتقال نوسانات سایر متغیرها بر متغیر  $Z$  را نشان می‌دهد. بر اساس معادله (۱۵) می‌توان دریافت که یک متغیر انتقال‌دهنده و یا دریافت‌کننده<sup>۱</sup> خالص نوسانات است. معادله (۱۶) نشان می‌دهد که آیا ریسک داخلی بین اجزای سیستم در نظر گرفته شده بالا هست یا خیر. در واقع اگر مقدار این شاخص اندک باشد نشان می‌دهد ارتباط میان متغیرها ضعیف بوده و نوسانات یک متغیر تابعی از نوسانات متغیرهای دیگر نیست (هام و ها، ۲۰۲۲).

در ادامه در جدول‌های (۲)، (۳) و (۴) به ترتیب برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای پژوهش در حالت‌های ۱-۴ ماه (کوتاه‌مدت)، ۱۰-۴ ماه (میان‌مدت) و ۱۰ ماه بیش‌تر (بلندمدت)<sup>۲</sup> ارائه شده است:

**جدول ۲. برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی در دوره کوتاه‌مدت**

از:	کسری بودجه	تورم	نرخ ارز	
۱۲/۸۲	۵/۵۶	۷/۲۶	۴۴/۹	نرخ ارز
۱۲/۰۸	۴/۰۸	۴۰/۴۳	۸/۰۱	تورم
۱۰/۴۳	۸۰/۴۸	۳/۸۷	۶/۵۶	کسری بودجه
۳۵/۳۳	۹/۶۴	۱۱/۱۳	۱۴/۵۶	به:
شاخص مجموع ارتباطات =	-۰/۷۹	-۰/۹۵	۱/۷۴	خالص
۱۱/۷۸				

منبع: یافته‌های پژوهش.

به‌طور کلی در رویکرد TVP-VAR-BK نحوه اثرگذاری و اثرپذیری میان اجزای شبکه متغیرهای مورد بررسی در دوره‌های زمانی مختلف (کوتاه‌مدت و بلندمدت) ارزیابی می‌گردد. در ستون از، مجموع اعداد یک ردیف به غیر از خود متغیر می‌باشد. در ستون به نیز مجموع اعداد همان ستون به غیر از خود متغیر می‌باشد. ردیف خالص نیز حاصل تفاوت مقادیر به از مقادیر از برای هر یک از متغیرها می‌باشد. چنانچه تفاوت مقادیر به و از مثبت باشد به معنای اثرگذاری خالص و چنانچه این تفاوت منفی باشد به مفهوم اثرپذیری خالص از سایر متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. شاخص مجموع ارتباطات نیز مجموع اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها را نشان می‌دهد. بر اساس جدول (۲) در دوره کوتاه‌مدت، عامل نرخ ارز و سپس تورم به ترتیب با ۱۴/۵۶ و ۱۱/۱۳ درصد بیش‌ترین اثرگذاری را بر سایر متغیرها داشته‌اند و کم‌ترین اثرگذاری نیز مربوط به کسری بودجه دولت با ۹/۶۴ درصد انتقال نوسان بوده‌است. از سوی دیگر نرخ ارز و سپس تورم به ترتیب با ۱۲/۸۲ و ۱۲/۰۸ درصد بیش‌ترین اثرپذیری را از سایر متغیرها داشته‌اند و کم‌ترین اثرپذیری

1. Transmitter or Receiver
2. Nham and Ha

۴. تقسیم‌بندی بر اساس مطالعه بارونیک و کرهلیک (۲۰۱۸) صورت گرفته است.

مربوط به کسری بودجه (۱۰/۴۳ درصد) بوده است و نشان می‌دهد که نوسانات ارز و تورم به میزان کمتری به کسری بودجه دولت در کوتاه‌مدت منتقل شده است. در ردیف خالص، خالص نوسانات (تفاضل اثرگذاری (به) از اثرپذیری (از)) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در دوره مورد بررسی نرخ ارز با ۱/۷۴ درصد اثرگذار خالص بوده و تورم و کسری بودجه دولت با ۰/۹۵- و ۰/۷۹- درصد به‌طور خالص پذیرنده نوسانات از سایر متغیرهای مورد بررسی بوده‌اند و نشان می‌دهد بزرگ‌ترین پذیرنده و دریافت‌کننده خالص نوسانات نرخ تورم بوده است. این مهم نشان می‌دهد که با ثابت فرض نمودن سایر عوامل، عامل اصلی بروز نوسانات در تورم و کسری بودجه، نرخ ارز بوده است. همچنین به‌طور کلی در کوتاه‌مدت میان نوسانات متغیرهای مورد بررسی ۱۱/۷۸ درصد ارتباط وجود داشته است.

در ادامه در جدول (۳) برآورد سرریز نوسانات در حالت دوره زمانی میان مدت (۱۰-۴ ماه) ارائه شده است:

**جدول ۳.** برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی در حالت میان‌مدت

از:	کسری بودجه	تورم	نرخ ارز	
۳/۸۱	۱/۵۷	۲/۲۴	۱۹/۹۹	نرخ ارز
۷/۳۴	۱/۲	۱۹/۰۹	۶/۱۴	تورم
۰/۹۱	۴/۷۵	۰/۳۹	۰/۵۲	کسری بودجه
	۲/۷۷	۲/۶۳	۶/۶۶	به:
شاخص مجموع ارتباطات = ۴/۰۲	۱/۸۵	-۴/۷۱	۲/۸۶	خالص

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس جدول (۳)، در دوره میان‌مدت بیش‌ترین اثرگذاری و انتقال نوسانات به ترتیب مربوط به نرخ ارز و کسری بودجه با ۶/۶۶ و ۲/۷۷ درصد بوده است. همچنین کم‌ترین اثرگذاری مربوط به نرخ تورم با ۲/۶۳ درصد انتقال نوسان به سایر موارد بوده است. از سوی دیگر بیش‌ترین اثرپذیری و دریافت نوسان به ترتیب مربوط به کسری بودجه دولت و نرخ ارز با ۰/۹۱ و ۳/۸۱ درصد بوده است. آنچه مشخص است در میان‌مدت نرخ ارز و سپس کسری بودجه دولت اثرگذار خالص و نرخ تورم اثرپذیر خالص نوسانات بوده است. لازم بذکر است در دوره میان‌مدت مجموع ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت ۴/۰۲ درصد است و این در حالی است که در دوره کوتاه‌مدت مجموع ارتباط نوسانات میان متغیرهای پژوهش ۱۱/۷۸ درصد بوده است. در ادامه در جدول (۴) سرریز نوسانات میان متغیرها در بلندمدت (بالای ۱۰ ماه) ارائه شده است:

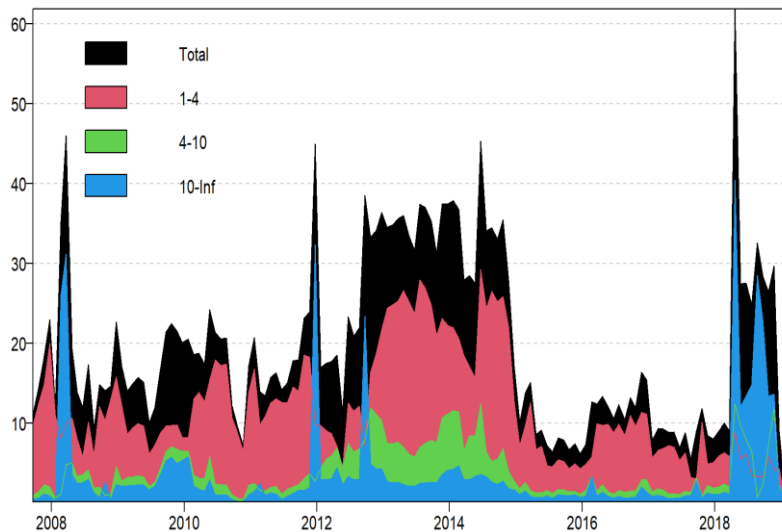
**جدول ۴.** برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی در حالت بلندمدت

از:	کسری بودجه	تورم	نرخ ارز	
۲/۵	۰/۸۵	۱/۶۵	۱۵/۹۹	نرخ ارز
۷/۶۲	۰/۸۱	۱۳/۴۴	۶/۸۱	تورم
۱/۲	۲/۲۳	۰/۲۴	۰/۹۶	کسری بودجه
	۱/۶۶	۱/۸۹	۷/۷۷	به:

شاخص مجموع ارتباطات = ۳/۷۷	۰/۴۶	-۵/۷۴	۵/۲۷	خالص
----------------------------	------	-------	------	------

منبع: یافته‌های پژوهش.

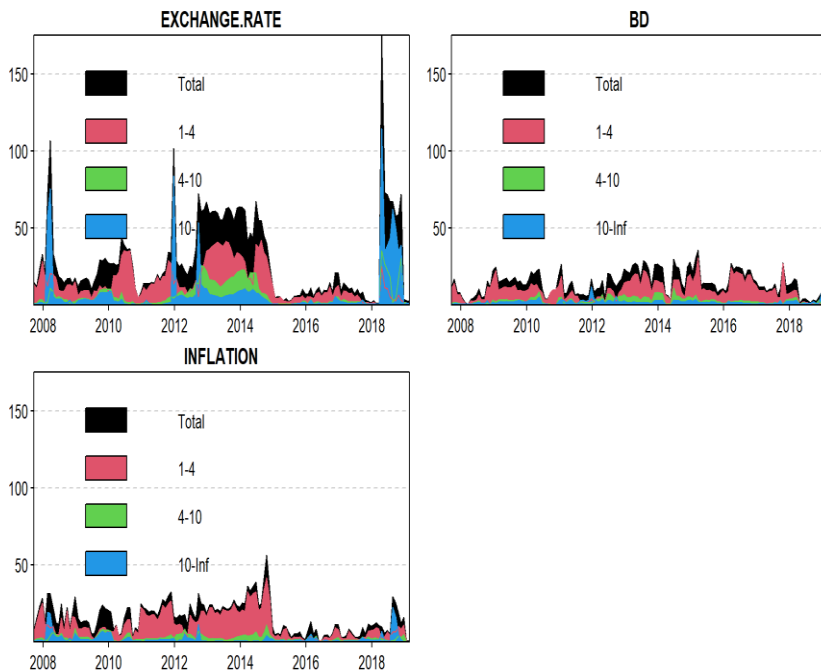
بر اساس جدول (۴)، همانند دوره کوتاه‌مدت و میان‌مدت در دوره بلندمدت نیز نوسانات ارز بیش‌ترین اثرگذاری را بر سایر متغیرها داشته است. در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت کم‌ترین اثرگذاری مربوط به نوسانات کسری بودجه و در میان‌مدت مربوط به نوسانات تورم است. در خصوص اثرپذیری، بیش‌ترین اثرپذیری نوسانات در میان‌مدت و بلندمدت مربوط به تورم و در کوتاه‌مدت مربوط به نرخ ارز بوده است. نکته حائز اهمیت این‌که هرچه دوره زمانی بروز نوسانات طولانی‌تر می‌شود خالص اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر سایر متغیرها نیز افزایش می‌یابد و در سوی مقابل خالص اثرپذیری تورم نیز افزایش یافته است. این مهم نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز عامل مسلط است و تورم در هر سه دوره زمانی منفعل بوده و پذیرنده خالص نوسانات از سایر متغیرها است. کسری بودجه دولت نیز صرفاً در کوتاه‌مدت پذیرنده خالص نوسانات از تورم و نرخ ارز است و در دوره‌های میان‌مدت و بلندمدت انتقال‌دهنده خالص نوسان به نرخ ارز و تورم بوده است. این موارد نشان می‌دهد جهت ایجاد ثبات بیش‌تر در بودجه دولت و همچنین تورم بایستی نوسانات نرخ ارز به‌ویژه نوسانات ادامه‌دار نرخ ارز کنترل گردد. نکته حائز اهمیت دیگر این‌که هرچه دوره زمانی طولانی‌تر می‌شود مجموع ارتباطات میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت کم‌تر شده است و بیش‌ترین ارتباط میان نوسانات آن‌ها در کوتاه‌مدت رخ داده است. در ادامه در نمودار (۱) مجموع ارتباطات پویا میان متغیرهای پژوهش بر اساس دوره زمانی ارائه شده است:



نمودار ۱. مجموع ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش.

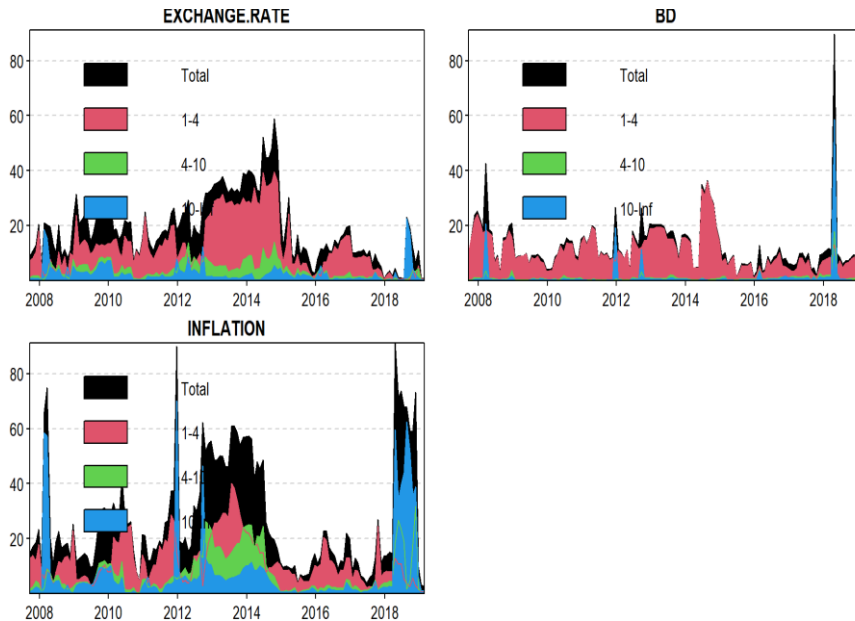
بر اساس نمودار (۱)، بخش سیاه‌رنگ حالت کلی (مجموع کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت)، بخش صورتی‌رنگ دوره کوتاه‌مدت، بخش سبز رنگ دوره میان‌مدت و بخش آبی‌رنگ دوره بلندمدت را نشان می‌دهند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تا سال ۲۰۱۸ (۱۳۹۷) بیش‌ترین میزان ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش در کوتاه‌مدت و از سال ۲۰۱۸ ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش بلندمدت بوده است. این موضوع نشان می‌دهد پس از خروج آمریکا از برجام، ارتباط بلندمدت میان نوسانات ارز، تورم و کسری بودجه دولت شکل گرفته است. از سال ۲۰۱۵ تا ابتدای ۲۰۱۸ (سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۴) ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت کاهش یافته است که می‌تواند ناشی از افزایش ثبات در نرخ ارز و تورم باشد. در ادامه در نمودار (۲) انتقال نوسانات پویا ارائه شده است:



نمودار ۲. نحوه و میزان انتقال نوسانات متغیرهای پژوهش  
منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس نمودار (۲)، بزرگ‌ترین اثرگذار و انتقال‌دهنده نوسانات به سایر متغیرها نرخ ارز بوده است که بزرگ‌ترین اثرگذاری و انتقال نوسانات از سمت نرخ ارز مربوط به سال ۲۰۱۸ (۱۳۹۷) پس از خروج آمریکا از برجام و ایجاد نوسانات بزرگ ارزی بوده است. در این دوره انتقال نوسانات بلندمدت افزایش داشته است. آنچه که در نمودار فوق مشخص است از سال ۱۳۹۷ به بعد با افزایش انتقال نوسانات بلندمدت نرخ ارز، انتقال نوسانات کسری بودجه کاهش و تورم نیز افزایش

داشته است. همچنین اثرگذاری و انتقال نوسانات در کلیه متغیرها عمدتاً کوتاه‌مدت بوده است. در ادامه در نمودار (۳) نحوه اثرپذیری و دریافت نوسانات توسط متغیرهای پژوهش ارائه شده است:

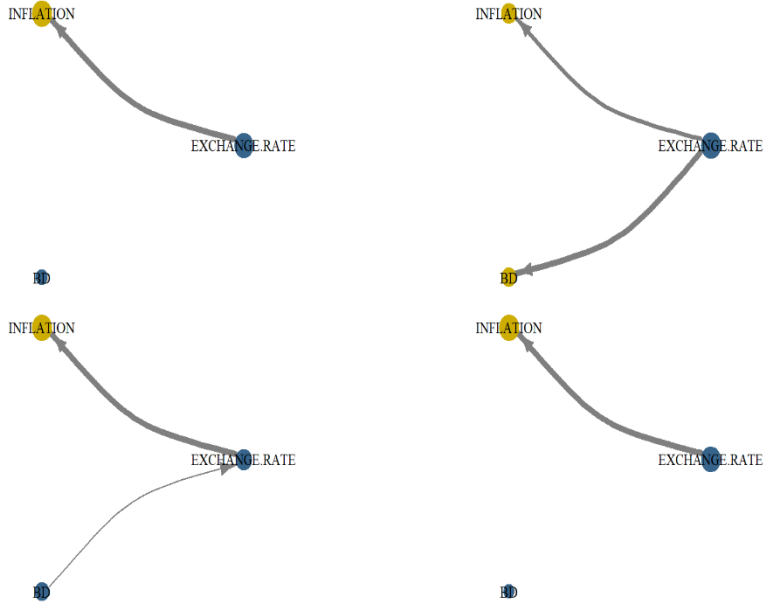


نمودار ۳. نحوه و میزان دریافت نوسانات متغیرهای پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش.

آنچه که از نمودارهای (۲) و (۳) مشخص است نوسان زیادی در اثرگذاری و اثرپذیری میان نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در دوره مورد بررسی وجود داشته است و استفاده از تحلیل‌های ایستا نمی‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران باشد. این موارد نشان می‌دهد نحوه ارتباط میان متغیرها بر اساس دوره زمانی بروز نوسانات و همچنین در طی زمان متفاوت است که در مطالعات صورت گرفته به این موارد مهم اشاره نشده است. بر اساس نمودار (۳) عمده دریافت نوسانات توسط متغیرهای پژوهش به‌ویژه نرخ ارز و کسری بودجه دولت به صورت کوتاه‌مدت بوده است. بیش‌ترین اثرپذیری نوسانات نرخ ارز از سایر متغیرهای پژوهش در بین سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۳ (۱۳۹۲-۱۳۹۴) رخ داده است و پس از آن دریافت نوسانات توسط نرخ ارز کاهش یافته است. نکته حائز اهمیت این‌که بیش‌ترین دریافت نوسانات مربوط به تورم بوده است و در سال ۱۳۹۷ دریافت نوسانات توسط تورم از سایر متغیرهای پژوهش به‌صورت بلندمدت بوده است. با مقایسه نمودارهای (۲) و (۳) مشخص می‌شود که در سال ۱۳۹۷ (۲۰۱۸) بیش‌ترین انتقال نوسان توسط نرخ ارز و به صورت بلندمدت بوده است و در همین سال نیز بیش‌ترین دریافت نوسانات توسط تورم و از جنس بلندمدت است. این مهم نشان می‌دهد با تشدید تحریم‌ها نوسانات بلندمدت

ارز شکل گرفته و به تورم منتقل شده است. در ادامه در نمودار (۴) رابطه علی براساس مقیاس- زمان ارائه شده است:



**نمودار ۴.** تحلیل علی شبکه‌ای متغیرهای پژوهش  
منبع: یافته‌های پژوهش.

**یادداشت:** ترتیب نمودارها از بالا سمت چپ به ترتیب حالت کلی، کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت است.

بر اساس نمودار (۴)، در حالت کلی (نمودار بالا سمت چپ) رابطه علی میان نوسانات نرخ ارز و کسری بودجه و همچنین تورم و کسری بودجه دیده نشده است. در خصوص نرخ ارز و تورم، علیت انتقال نوسانات شدیداً از نرخ ارز به تورم دیده می‌شود<sup>۱</sup>.

در دوره کوتاه‌مدت (نمودار بالا سمت راست)، نرخ ارز عامل مسلط در شبکه بوده است و صرفاً انتقال دهنده نوسان به تورم و کسری بودجه دولت بوده است و انتقال نوسانات از نرخ ارز به کسری بودجه شدیدتر از تورم است. اما بین نوسانات تورم و کسری بودجه دولت ارتباط علی مشاهده نشده است.

در میان‌مدت (نمودار پایین سمت چپ)، کماکان علیت انتقال نوسانات به میزان قابل توجهی از نرخ ارز به تورم وجود دارد اما برخلاف دوره کوتاه‌مدت، نوسانات به شکل خفیف از کسری بودجه دولت به نرخ ارز منتقل شده است و نشان می‌دهد در دوره میان‌مدت (۴-۱۰ ماه) نوسانات

۱. خط هرچه پررنگ‌تر و حجیم‌تر باشد نشان‌دهنده علیت قوی‌تر است.

از سمت کسری بودجه دولت به نرخ ارز منتقل شده است و کماکان همانند کوتاه‌مدت ارتباط علی میان نوسانات کسری بودجه و تورم دیده نشده است. در بلندمدت (نمودار پایین سمت راست)، ارتباط علی قوی میان نوسانات نرخ ارز و تورم همانند سایر دوره‌ها از نرخ ارز به تورم مشاهده می‌شود و ارتباط علی میان نوسانات کسری بودجه دولت با تورم و همچنین نرخ ارز وجود نداشته است.

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مباحث مهم و در عین حال پیچیده در اقتصاد نحوه تعامل و ارتباط میان نوسانات مؤلفه‌های اقتصاد کلان نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت است. در مطالعات انجام‌شده، نحوه انتقال، دریافت و علّیت نوسانات در طی زمان و با توجه به دوره زمانی بروز نوسانات بررسی نشده است و این در حالی است که نحوه انتقال، دریافت و علّیت انتقال نوسانات می‌تواند متفاوت باشد که در حوزه سیاست‌گذاری بسیار حائز اهمیت است. بر این اساس در پژوهش حاضر، ارتباط مقیاس-زمان میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در دوره زمانی ۲۰۱۹:۰۲-۲۰۰۶:۰۳ (۱۳۸۵:۰۱-۱۳۹۷:۰۲) به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی TVP-VAR-BK که توسط بارونیک و کرهلیک (۲۰۱۸) مطرح شده است، بررسی گردید. نتایج نشان داد که نوسان زیادی در اثرگذاری و اثرپذیری میان نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت در دوره مورد بررسی وجود داشته است و استفاده از تحلیل‌های ایستایی که نحوه انتقال و دریافت نوسانات و همچنین رابطه علی انتقال نوسانات در دوره‌های مختلف زمانی را نشان نمی‌دهند، نمی‌توانند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران باشد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که نحوه ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، تورم و کسری بودجه دولت بر اساس دوره زمانی بروز نوسانات و همچنین در طی زمان متفاوت است که در مطالعات صورت گرفته این موارد مهم بررسی نشده است. بر اساس نتایج عمده دریافت نوسانات توسط متغیرهای پژوهش به‌ویژه نرخ ارز و کسری بودجه دولت به‌صورت کوتاه‌مدت بوده است. بیش‌ترین اثرپذیری نوسانات نرخ ارز از سایر متغیرهای پژوهش در بین سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۳ (۱۳۹۲-۱۳۹۴) رخ داده است و پس از آن دریافت نوسانات توسط نرخ ارز کاهش یافته است. نکته حائز اهمیت این‌که بیش‌ترین دریافت نوسانات مربوط به تورم بوده است و در سال ۱۳۹۷ دریافت نوسانات توسط تورم از سایر متغیرهای پژوهش به‌صورت بلندمدت بوده است. همچنین در سال ۱۳۹۷ (۲۰۱۸) بیش‌ترین انتقال نوسان توسط نرخ ارز و به‌صورت بلندمدت بوده است و در همین سال نیز بیش‌ترین دریافت نوسانات توسط تورم و از جنس بلندمدت است. این مهم نشان داد با تشدید تحریم‌ها نوسانات بلندمدت ارز شکل گرفته و به تورم منتقل شده است.<sup>۱</sup>

۱. مطالعات متعددی در خصوص ارتباط متقابل میان نرخ ارز، تورم و کسری بودجه صورت گرفته است اما با توجه به این‌که تاکنون در سایر پژوهش‌ها نحوه انتقال و دریافت نوسانات و همچنین رابطه علی انتقال نوسانات با توجه به دوره زمانی بروز نوسانات بررسی نشده است، امکان مطابقت نتایج وجود ندارد.

در دوره کوتاه‌مدت، نرخ ارز عامل مسلط در بین متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه بوده است و صرفاً انتقال‌دهنده نوسان به تورم و کسری بودجه دولت بوده است و انتقال نوسانات از نرخ ارز به کسری بودجه شدیدتر از انتقال نوسانات از نرخ ارز به تورم است. اما بین نوسانات تورم و کسری بودجه دولت ارتباط علی مشاهده نشده است.

در میان‌مدت، کماکان علیت انتقال نوسانات به میزان قابل توجهی از نرخ ارز به تورم وجود دارد اما بر خلاف دوره کوتاه‌مدت، نوسانات به شکل خفیف از کسری بودجه دولت به نرخ ارز منتقل شده است و نشان می‌دهد در دوره میان‌مدت (۴-۱۰ ماه) نوسانات از سمت کسری بودجه دولت به نرخ ارز منتقل شده است و همانند کوتاه‌مدت ارتباط علی میان نوسانات کسری بودجه و تورم وجود ندارد.

در بلندمدت، ارتباط علی قوی میان نوسانات نرخ ارز و تورم همانند سایر دوره‌ها از نرخ ارز به تورم مشاهده شد و ارتباط علی میان نوسانات کسری بودجه دولت با تورم و همچنین نرخ ارز وجود نداشته است.

بر این اساس عامل اصلی شکل‌گیری نوسانات در کسری بودجه دولت و همچنین تورم، نرخ ارز است به‌ویژه چنانچه نوسانات نرخ ارز بلندمدت باشد انتقال نوسانات و اثرگذاری خالص نرخ ارز بر تورم و کسری بودجه افزایش می‌یابد. همچنین بر اساس نتایج پژوهش در هیچ یک از دوره‌های زمانی بروز نوسانات، ارتباط علی میان نوسانات کسری بودجه و تورم وجود نداشته است. چنانچه نوسانات کوتاه‌مدت ارز ادامه‌دار باشد و منجر به ایجاد نوسانات تورم و کسری بودجه دولت شود، در میان‌مدت نوسانات کسری بودجه زمینه انتقال نوسان به نرخ ارز را ایجاد خواهد کرد و با افزایش نوسانات ارزی، تورم بشدت در بلندمدت متلاطم خواهد شد. بنابراین کنترل نوسانات ارزی در کوتاه‌مدت مانع از افزایش نوسانات تورم و کسری بودجه دولت خواهد شد و چنانچه سیاست‌گذار این مهم را مدنظر قرار ندهد در میان‌مدت مجدداً نرخ ارز از کانال کسری بودجه دولت متلاطم خواهد شد و متعاقباً نوسانات با شدت بیشتری در بلندمدت به تورم منتقل خواهد شد.

## منابع

امیدی، وحید؛ گودرزی فراهانی، یزدان و رودری، سهیل (۱۴۰۲). بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران. *مدلسازی اقتصادی*، ۱۵۷-۱۲۹.

برخورداری، سعید و جلیلی بوالحسینی، حمید (۱۳۹۷). عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز در ایران با تأکید بر نقش تحریم‌های اقتصادی. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۷(۲۸)، ۵۹-۳۵.

پورسرایبی، خیراله؛ حاجی غلامعلی، محمد و فطرس، محمدحسن (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و نرخ تورم بر درآمدهای مالیاتی در ایران. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۹(۵۲)، ۱۰۹-۱۳۰.

- حاج امینی، مهدی؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ فلاحی، محمدعلی و ناجی میدانی، علی اکبر (۱۳۹۴). تأثیر کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران با تأکید بر درون‌زایی دارایی‌های سیستم بانکی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳ (۷۵)، ۱۳۱-۱۶۶.
- ساعدی‌سارخانلو، علیرضا و درگاهی، حسن (۱۴۰۰). تبیین عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران با تأکید بر مؤلفه‌های اقتصادی و اقتصاد سیاسی. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۶ (۱)، ۵-۳۲.
- عزیزی، فیروزه (۱۳۸۵). کسری بودجه و تورم در ایران در سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۸۳. *دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد اسلامی*، ۳ (۶)، ۱۵۸-۲۲۰.
- منتظری شورکچالی، جلال؛ زاهدغروی، مهدی و احسانی، مجتبی (۱۴۰۰). تورم و کسری بودجه در اقتصاد ایران: رهبافت علیت گرنجر مارکوف سویچینگ. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۱ (۳۸)، ۶۹-۵۳.
- مولایی، محمد و عبدیان، مرضیه (۱۳۹۷). بررسی عوامل مؤثر بر کسری بودجه ایران در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۴. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳ (۱)، ۷۸-۵۹.
- Asadi, M., Roubaud, D., & Tiwari, A. K. (2022). Volatility Spillovers Amid Crude Oil, Natural Gas, Coal, Stock, and Currency Markets in the US and China Based On Time And Frequency Domain Connectedness. *Energy Economics*, 109, 1-20.
- Balcilar, M., Gabauer, D., & Umar, Z. (2021). Crude Oil Futures Contracts and Commodity Markets: New Evidence from a TVP-VAR Extended Joint Connectedness Approach. *Resources Policy*, 73, 1-14.
- Baruník, J., & Křehlík, T. (2018). Measuring the Frequency Dynamics of Financial Connectedness and Systemic Risk. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2), 271-296.
- Bulawayo, M., Chibwe, F., & Seshamani, V. (2018). The Impact of Budget Deficits on Inflation in Zambia. *Journal of Economics and Development Studies*, 6(2), 13-23.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119-134.
- Durguti, E. A. (2020). How Does the Budget Deficit Affect Inflation Rate—Evidence from Western Balkans Countries. *International Journal of Finance & Banking Studies*, 9(1), 1-10.
- Gong, X., Xu, J., Zhou, Z., & Liu, T. (2022). Dynamic Volatility Connectedness between Industrial Metal Markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 63(2022), 1-22.
- Istiqomah, N., & Mafruhah, I. (2022). The Effect of Budget Deficit in Indonesia: A Comparative Study. *Economics Development Analysis Journal*, 11(1), 110-119.
- Mehmood, K., Ahmad, S., Mehmood, T., Mohsin, M., & Ishaq, M. (2022). Does Laffer Curve Exist in Tax Structure of Pakistan? A Threshold Regression Analysis. *Journal of Economic Impact*, 4(1), 145-149.
- Murshed, M., Amin, S., & Chadni, M. H. (2018). Causality Analysis between Inflation, Budget Deficit and Money Supply: Empirical Evidence from Bangladesh. *World Journal of Social Sciences*, 8(3), 94-109.

Myovella, G. A., & Kisava, Z. S. (2018). Budget Deficit and Inflation in Tanzania: ARDL Bound Test Approach. *Journal of Business Economics and Finance*, 7(1), 83-88.

Nham, N. T. H. (2022). An Application of a TVP-VAR Extended Joint Connected Approach to Explore Connectedness between WTI Crude Oil, Gold, Stock, and Cryptocurrencies during the COVID-19 Health Crisis. *Technological Forecasting and Social Change*, 183, 1-15.

Şahin, B. E. (2019). Analysis of the Relationship between Inflation, Budget Deficit and Money Supply in Turkey by ARDL Approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, 6(3), 297-306.

Suleiman Sa'ad, A. A., & Michael, O. B. A. (2018). An Econometric Analysis of the Nexus of Exchange Rate, Inflation and Budget Deficit: Case of Nigeria 1981-2016. *Journal of World Economic Research*, 7(1), 1-13.






University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

## Determining the Optimal Social Security Tax by the Myopia Approach and the Overlap Generational Model (OLG) and Simulating Its Effects on Social Security Resources and Expenses

Zeynab Ghobae Arani<sup>1</sup>  , Majid Sameti<sup>\*,1</sup>  , Nematollah Akbari<sup>1</sup>  

1. Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

\* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p><b>Article type:</b> Research Article</p> <p>Article History: <b>Received:</b> 1401-10-25 <b>Revised:</b> 1402-01-16 <b>Accepted:</b> 1402-02-31 <b>Published:</b> 1403-08-01</p> <p><b>Keywords:</b> <i>Generation Overlap Model (OLG), Myopia, Social Security Sources and Expenses, Social Security Tax.</i></p> <p><b>JEL Classification:</b> <i>C63, C61, H55, H59.</i></p>	<p>Social Security tax is a tax that is collected from employers and employees to finance the social security program. The purpose of this article is to determine the optimal social security tax in Iran's economy regarding to the level of myopia of people. Determining the optimal tax rate helps policymakers to better implement social security programs. To achieve this goal, are used to the overlap generation model (OLG) and PYG insurance payment method. The results of the model show that the optimal social security tax rate depends on factors such as people's mental discount rate (<math>\rho</math>), degree of myopia (<math>m</math>), and the share of capital from production (<math>\alpha</math>). Using the available data on Iran's economy, the optimal social security tax rate was calculated at different discount rates, and then the calculation results were compared with the existing rates. The results showed that the optimal tax rate is 0.34 at <math>p=0.5</math> and this rate is near to the existing rate in Iran's economy. The instantaneous response functions for two shocks of the optimal tax rate of social security (representing the resources of the social security system) and social security benefits (representing the expenses of the social security system) showed that the impact of these two shocks on the variables of production, savings, capital stock, old age consumption, Youth consumption, interest rate, and government debt are completely different from each other. In addition, the positive shock of the Social Security tax rate has a positive effect on Social Security expenses and resources.</p>

Ghobae Arani, Z., Sameti, M., Akbari, N. (2024). Determining the Optimal Social Security Tax by the Myopia Approach and the Overlap Generational Model (OLG) and Simulating Its Effects on Social Security Resources and Expenses. *Journal of Economic Research*, 59(2), 253-279.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.353907.1008776](https://doi.org/10.22059/jte.2024.353907.1008776)





انتشارات دانشگاه تبریز

# تحقیقات اقتصادی

شماره الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸

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

## محاسبه مالیات بهینه تأمین اجتماعی با استفاده از مدل همپوشانی نسلی (OLG) و شبیه‌سازی اثرات آن بر منابع و مصارف تأمین اجتماعی

زینب قبائی آرانی<sup>۱</sup> , مجید صامتی<sup>\*و۱</sup> , نعمت‌اله اکبری<sup>۱</sup> 

۱. دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

\* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	مالیات تأمین اجتماعی، مالیاتی است که از کارفرمایان و کارمندان برای تأمین مالی برنامه تأمین اجتماعی اخذ می‌شود. هدف این مقاله تعیین میزان بهینه مشارکت های تأمین اجتماعی به صورت
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۲۵	نرخ مالیات بهینه تأمین اجتماعی در اقتصاد ایران (با توجه به میزان نزدیک‌بینی افراد) است. تعیین
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۱/۱۶	نرخ بهینه مالیاتی، به سیاست‌گذاران در تأمین مالی و اجرای بهتر برنامه‌های تأمین اجتماعی کمک
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۳۱	می‌کند. مدل این پژوهش، مدل همپوشانی نسلی (OLG) و روش پرداخت بیمه روش PYG
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۸/۰۱	می‌باشد. نتایج مدل نشان می‌دهد که نرخ بهینه مالیات تأمین اجتماعی بستگی به عواملی همچون
کلیدواژه‌ها:	عامل تنزیل ذهنی افراد ( $\rho$ )، درجه نزدیک‌بینی ( $m$ ) و سهم سرمایه از تولید ( $\alpha$ ) دارد. با استفاده
مالیات تأمین اجتماعی،	از داده‌های اقتصاد ایران، نرخ مالیات تأمین اجتماعی بهینه در عامل تنزیل‌های متفاوت محاسبه
مدل همپوشانی نسلی (OLG)،	شد و سپس نتایج شبیه‌سازی با نرخ موجود مقایسه گردید. نتایج شبیه‌سازی مدل نشان داد که
نزدیک‌بینی،	نرخ مالیات بهینه با عامل تنزیل ذهنی $\rho = ۰/۵$ ، $\alpha = ۰/۳۴$ است و این نرخ به نرخ موجود در اقتصاد
منابع و مصارف تأمین	ایران نیز نزدیک است. توابع واکنش آنی برای دو شوک نرخ مالیات بهینه تأمین اجتماعی و
اجتماعی.	مزایای تأمین اجتماعی (مصارف نظام تأمین اجتماعی) نشان داد که تأثیر این دو شوک بر
طبقه‌بندی JEL:	متغیرهای تولید، پس‌انداز، موجودی سرمایه، مصرف دوره پیری، مصرف دوره جوانی، نرخ بهره و
C22, C50, D60, E31, I31	بدهی دولت کاملاً با یکدیگر متفاوت است. همچنین شوک مثبت نرخ مالیات تأمین اجتماعی بر
	مصارف و منابع تأمین اجتماعی تأثیر مثبت دارد.

قبائی آرانی، زینب؛ صامتی، مجید و اکبری، نعمت‌اله. (۱۴۰۳). محاسبه مالیات بهینه تأمین اجتماعی با استفاده از مدل همپوشانی نسلی (OLG) و شبیه‌سازی اثرات آن بر منابع و مصارف تأمین اجتماعی. *تحقیقات اقتصادی*، ۲۷(۲)، ۲۵۳-۲۷۹.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تبریز. © نویسندگان.



DOI: 10.22059/jte.2024.353907.1008776

## ۱- مقدمه

کار و فعالیت اقتصادی عامل تحرک اقتصاد است، لذا نیروی انسانی از مهمترین عوامل تولید در اقتصاد هر کشور به شمار می‌رود و توجه به آن و نیازهایش ضروری است. معمولاً هر فرد به عنوان یک نیروی انسانی و عامل تولید در مرحله جوانی به جمعیت فعال اقتصاد وارد می‌شود و تا میان‌سالی به کار و فعالیت اقتصادی ادامه می‌دهد و پس از آن به دلیل عدم توانایی به اشتغال نیاز به حمایت دارد. لذا بیمه‌های اجتماعی برای تحقق این هدف به وجود آمده‌اند. یکی از مهمترین دلایلی که موجب طراحی سیستم بیمه‌های اجتماعی شده، نزدیک‌بینی بیشتر افراد است. همچنین برخی از افراد جامعه به دلایل مختلف امکان انجام فعالیت اقتصادی را ندارند و نیازمند حمایت اجتماع هستند. رسالت نظام تأمین اجتماعی برنامه‌ریزی و حمایت از اینگونه افراد است و برای رسیدن به این هدف نیاز به منابع مالی دارد. عدالت اجتماعی زیر بنای ایجاد نظام تأمین اجتماعی است و رسالت اصلی تأمین اجتماعی نیز حفظ و صیانت از عدالت اجتماعی است. تأمین اجتماعی یکی از نیازهای مهم بشر می‌باشد و تقریباً اکثریت افراد جامعه به آن احتیاج دارند. اهمیت این موضوع به اندازه ای است که در اصل ۲۹ قانون اساسی به آن اشاره شده است: «برخورداری از تأمین اجتماعی از نظر بازنشستگی، بیکاری، پیری، از کار افتادگی، بی‌سرپرستی، در راه ماندگی، حوادث و سوانح، نیاز به خدمات بهداشتی و درمانی و مراقبت‌های پزشکی به صورت بیمه و غیره، حقی است همگانی. دولت موظف است طبق قوانین، از محل درآمدهای عمومی و درآمدهای حاصل از مشارکت مردم، خدمات و حمایت‌های مالی فوق را برای یک یک افراد کشور تأمین کند». این نیاز هم مثل سایر نیازها نیاز به تأمین مالی دارد. به این دلیل نظام تأمین اجتماعی با نظام مالیاتی پیوند می‌خورد.

با توجه به وظایف نظام تأمین اجتماعی، تأمین مالی این نظام با اهمیت است. تأمین مالی نظام تأمین اجتماعی معمولاً از دو منبع حق بیمه‌های دریافتی (مالیات تأمین اجتماعی یا مالیات حقوق و دستمزد) و درآمدهای عمومی دولت می‌باشد. حق بیمه‌ها معمولاً شامل سهمی از کارفرما و نیز سهمی از کارگر می‌باشد. حق بیمه توسط نظام تأمین اجتماعی سرمایه‌گذاری می‌شود و سود حاصل از آن نیز بابت حقوق بازنشستگی یا از کارافتادگی، به افراد تحت پوشش بیمه، پرداخت می‌گردد. درآمدهای عمومی معمولاً صرف تأمین مالی وظایف حمایتی نظام تأمین اجتماعی یا حمایت‌های همگانی می‌شود. وظایف حمایتی شامل افراد خاص که دارای شرایط ویژه هستند می‌باشد و حمایت‌های همگانی نیز شامل همه افراد جامعه می‌شود. بر اساس ماده ۲۸ قانون تأمین اجتماعی، درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی از منابع زیر تأمین می‌شود: درآمدهای حاصل از حق بیمه‌های وصولی، درآمد حاصل از وجوه، ذخایر و اموال سازمان، درآمدهای حاصل از خسارات و جرائم نقدی، کمک‌ها، هدایا و سایر درآمدها، و نیز سه درصد وصولی حق بیمه بیکاری (مطابق ماده ۵ قانون بیمه بیکاری).

سیستم تأمین مالی حق بیمه ایران بر اساس PAYG (روش پرداخت هر نسل، برای نسل قبلی است) می‌باشد. این روش که شکل متداول‌تر بیمه‌های تأمین اجتماعی است، مطابق تعریف خود، بر این اساس می‌باشد که هر عامل کار از بدو استخدام، مالیات یا کسورات بیمه‌های اجتماعی را در هر بار دریافت حقوق و دستمزد می‌پردازد. این کسورات پس از جمع شدن در حساب سازمان یا تشکیلات بیمه اجتماعی مربوطه، منبع تأمین مالی برای پرداخت بازنشستگان، از کارافتادگان و یا بازماندگان در همان دوره خواهد شد؛ یعنی نسل قبل، عامل فعال در چرخه تولید است. از آنجا که در این مورد، جریان دریافت‌ها و پرداخت‌ها در هر دوره، هفتگی یا عمدتاً ماهیانه صورت می‌پذیرد، نیاز به فعالیت‌های عمومی سرمایه‌گذاری و یا ایجاد درآمدهای جدید به وسیله سازمان تأمین اجتماعی نخواهد بود. بلکه برنامه‌ای است که برای سرمایه‌گذاری درآمدهای مازاد سازمان تأمین اجتماعی جهت مقابله با شرایط خاص یا نیازهای آینده، کفایت می‌کند (پژویان<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷).

لازم به ذکر است هدف اصلی شرکت‌های سرمایه‌گذاری تأسیس شده توسط نظام تأمین اجتماعی، حفظ و ارتقای ارزش واقعی ذخایر بیمه شدگان تأمین اجتماعی است و سرمایه‌گذاری صندوق‌های تأمین اجتماعی، نقش مهمی در استمرار برنامه‌های مالی تأمین اجتماعی ایفا می‌کند و از آنجا که قابلیت برگشت‌پذیری سرمایه از منابع درآمدی تأمین اجتماعی به حساب می‌آید، مدیریت آن سهم بسزایی در استمرار برنامه‌های تأمین مالی تأمین اجتماعی دارد. تخصیص بهینه منابع و برنامه‌های سرمایه‌گذاری تأمین اجتماعی باعث ایجاد تعادل در منابع و بدهی‌های نظام تأمین اجتماعی در آینده خواهد بود. در راستای تحقق این هدف، نظام تأمین اجتماعی می‌تواند از دولت جهت سرمایه‌گذاری‌هایی که بازگشت سرمایه آن تضمین شده باشد، استقراض کند.

یکی از چالش‌های جدی آینده اقتصاد ایران، پیری جمعیت و کمبود منابع تأمین اجتماعی است، زیرا نسبت افراد دریافت‌کننده مستمری و نیازمند حمایت‌های تأمین اجتماعی، روز به روز در حال افزایش است. از طرف دیگر، وجود آمار بالای بیکاری و گسترش مشاغل غیررسمی، منابع در دسترس سازمان‌های تأمین اجتماعی را محدودتر می‌کند. همچنین مزایای تأمین اجتماعی، از مالیات معاف است. برای مواجهه با این چالش، بر اساس تجربه برخی کشورها، یا باید نرخ مالیات بر ارزش افزوده و یا سهم مشارکت‌های تأمین اجتماعی را افزایش داد که در هر دو زمینه با چالش مواجه هستیم، زیرا سهم بالای اقتصاد غیررسمی، اجازه افزایش بیش از حد نرخ مالیات بر ارزش افزوده را نمی‌دهد و از طرفی به دلیل بیکاری بالا، افزایش مشارکت‌های تأمین اجتماعی فشار مضاعفی بر حقوق‌گیران وارد می‌کند.<sup>۲</sup> با توجه به این محدودیت‌ها، این تحقیق به دنبال تعیین مقدار بهینه‌ای از مشارکت‌های تأمین اجتماعی است که به شکل نرخ مالیات بهینه تأمین اجتماعی به محاسبه آن می‌پردازیم.

در این تحقیق، ابتدا مبانی نظری موضوع تأمین اجتماعی و مالیات بهینه تشریح خواهد شد. سپس به مطالعات داخلی و خارجی پیرامون موضوع اشاره می‌شود. در ادامه، مدل تحقیق که مدل

<sup>۱</sup>. Pazhooyan

۲. طرح تحقیقاتی سازمان امور مالیاتی

همپوشانی نسلی (OLG) است و براساس روش PYG می‌باشد، به طور مفصل تشریح خواهد شد و سپس با استفاده از داده‌های موجود در اقتصاد ایران، نرخ بهینه مالیات تأمین اجتماعی محاسبه و اثرات آن بر منابع و مصارف تأمین اجتماعی شبیه‌سازی خواهد شد.

## ۲- مبانی نظری

فریدمن خاطر نشان کرد که تأمین اجتماعی، به وضوح تمایل به کاهش نیاز به ذخایر خصوصی و بنابراین کاهش پس‌اندازهای خصوصی خواهد داشت، گرچه در تحلیل خود، از پس‌اندازهای کل و مقطعی برای این کار استفاده نکرده است (فریدمن<sup>۱</sup>، ۱۹۷۵). تأثیر بالقوه تأمین اجتماعی نیز در آزمون‌های فرضیه چرخه زندگی مودیگلیانی با استفاده از داده‌های سری زمانی برای ایالات متحده (مودیگلیانی و برومبرگ<sup>۲</sup>، ۱۹۵۴) و داده‌های کلان برای مقطعی از کشورها نادیده گرفته شده است (مایر<sup>۳</sup>، ۱۹۷۲). مودیگلیانی (۱۹۷۰) بررسی گسترده‌ای از مطالعات قبلی درباره فرضیه چرخه زندگی ارائه می‌دهد، اما در بررسی وی، مطالعه‌ای که در آن تأثیر تأمین اجتماعی در نظر گرفته شده باشد، وجود ندارد.

برخلاف مفاهیم نظریه چرخه زندگی، تأمین اجتماعی، احتمالاً تأثیر قابل توجهی بر پس‌انداز شخصی نخواهد داشت و حتی ممکن است باعث افزایش آن شود. این نتیجه‌گیری عمدتاً بر اساس شواهد (کاتونا<sup>۴</sup>، ۱۹۶۴) و (کاگان<sup>۵</sup>، ۱۹۶۵) است که افراد مشمول بازنشستگی خصوصی، پس‌انداز کمتری ندارند و ممکن است بیش از افرادی که تحت پوشش حقوق بازنشستگی نیستند، پس‌انداز کنند. به طور خاص، کاگان داده‌های حاصل از نظرسنجی مصرف‌کنندگان را تجزیه و تحلیل کرد و دریافت که نرخ متوسط پس‌انداز برای کسانی که مستمری دارند نسبت به افراد فاقد حقوق کمی بالاتر است و همچنین برای کسانی که مستمری‌های بازنشستگی ندارند، بیشتر است. معادله رگرسیون حاکی از آن است که افزایش نرخ مشارکت بازنشستگی با سطح بالاتری از پس‌انداز (اختیاری) مرتبط است. کاتونا داده‌های جمع‌آوری شده در نظرسنجی دانشگاه میشیگان از خانواده‌هایی که به‌طور تصادفی انتخاب شده بودند را تجزیه و تحلیل کرد و دریافت که مشارکت در طرح بازنشستگی، با در نظر گرفتن سن و درآمد فعلی، نرخ پس‌انداز را افزایش می‌دهد. کیگان نتایج شگفت‌انگیز خود را بر حسب «اثر تشخیص» توضیح داد: وقتی فردی مجبور به شرکت در طرح بازنشستگی می‌شود، برای اولین بار اهمیت پس‌انداز برای دوران پیری خود را تشخیص می‌دهد. مشارکت در طرح بازنشستگی اثر آموزشی دارد.

<sup>1</sup>. Friedman

<sup>2</sup>. Modigliani and Brumberg

<sup>3</sup>. Mayer

<sup>4</sup>. Katona

<sup>5</sup>. Cagan

فلدشتاین<sup>۱</sup> (۱۹۸۵) الگویی با همپوشانی نسل‌ها (OLG) را توسعه می‌دهد که در آن سیستم بازنشستگی عمومی PAYG به منظور رفع مشکل نزدیک‌بینی عاملین اجرا می‌شود. فلدشتاین نشان می‌دهد که مالیات بهینه تأمین اجتماعی با میزان نزدیک‌بینی رابطه مثبتی دارد (سیترا<sup>۲</sup>، ۱۹۸۵). یافته‌های خود را در مورد نرخ‌های مالیات بر درآمد شخصی فدرال نهایی تصحیح و گسترش می‌دهد. همچنین وی معیاری از نرخ نهایی مالیات تأمین اجتماعی می‌سازد و آن را به نرخ مالیات بر درآمد اضافه می‌کند تا معیاری از نرخ مالیات نهایی مؤثر بر درآمد ناشی از مالیات‌های ایالات متحده بدست بیاورد. در نهایت، سری خود را در مورد نرخ‌های مالیات بر درآمد حاشیه‌ای و روش ساخت آن را با بارو و ساهاساکول (۱۹۸۳) مقایسه می‌کند (فیندلی و کالیندو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). در بررسی رابطه با مالیات تأمین اجتماعی و نزدیک‌بینی با یک مدل OLG تعادل عمومی با زمان پیوسته (قابل محاسبه) می‌پردازند که در آن نزدیک‌بینی برای کسانی که طول افق برنامه‌ریزی کوتاه دارند مدل می‌شود. همچنین مشابه نتیجه فلدشتاین، تجزیه و تحلیل کمی آنها نشان می‌دهد که مالیات بهینه تأمین اجتماعی با میزان نزدیک‌بینی افزایش می‌یابد.

### ۳- مطالعات پیشین

گاواری و بیچ (۲۰۱۶) به بررسی ارتباط بهینه مزایای تأمین اجتماعی بر مالیات حقوق و دستمزد پرداختند. این مقاله از یک الگوی همپوشانی سه دوره‌ای استفاده می‌کند و دو مورد را بررسی می‌کند: یک، ارتباط بین مزایای برنامه تأمین اجتماعی PAYG و مالیات حقوق و دستمزد که آنها را تأمین مالی می‌کند و تأثیرات آن بر عرضه نیروی کار. دوم، ماهیت و چگونگی ارتباط بهینه. نتیجه اصلی مقاله این است که برای نرخ مالیات معین، وزنی که باید در درآمدهای مختلف اعمال شود (در محاسبه سود) فقط به نرخ رشد جمعیت و بهره‌وری بستگی دارد. این نتیجه حاکی از آن است که نرخ‌های بهینه مالیات خالص در طول چرخه زندگی یکنواخت نیستند، مگر اینکه اقتصاد در مسیر قاعده طلایی وضعیت پایدار خود باشد. علاوه بر این، اگر اقتصاد در مسیر قانون طلایی باشد، نرخ‌های خالص بهینه مالیات نه تنها یکنواخت بلکه صفر است. این مقاله همچنین نشان می‌دهد اگر ترجیحات جمع‌پذیر و جدایی‌پذیر باشند، هنگامی که عرضه نیروی کار جوان توسط جوانان افزایش می‌یابد و عرضه نیروی کار در میانسالی کاهش می‌یابد، وزن بیشتری بر درآمد ایجاد می‌شود.

پارمر (۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی تأثیر پیری جمعیت بر دریافتی مالیات بر درآمد و مشارکت‌های تأمین اجتماعی برای اتریش می‌پردازد. یک تجزیه و تحلیل ایستا که فقط بر پیری متمرکز است، منجر به کاهش دریافتی‌های مالیات بر درآمد سرانه و مشارکت تأمین اجتماعی بیش از ۱۰ درصد می‌شود. با این حال، یک تحلیل پویا با ترکیب سناریوهای جمعیتی و

1. Feldstein

2. Seater

3. Findley and Caliendo

طولانی مدت که رشد واقعی دستمزدها و مزایای بازنشستگی را فرض می‌کند، منجر به افزایش دریافتی‌های مالیات بر درآمد سرانه و مشارکت‌های تأمین اجتماعی می‌شود. یافته‌های تحلیل پویا توسط سه عامل پیش می‌رود: اول و مهمتر از همه، با افزایش دستمزد و مزایای بازنشستگی. دوم، با رشد جمعیت که اثرات سرانه منفی سالخورده‌گی بر دریافتی‌های کلی خنثی می‌شود. سوم، برآورد وضعیت خاص جدید کشش‌های مالیاتی با استفاده از داده‌های خرد و رگرسیون کمی نیز ۱/۶ درصد افزایش مشاهده شده را توضیح می‌دهد.

دیلان و جول<sup>۱</sup> (۲۰۲۱) با ایجاد یک چارچوب مالیاتی بهینه، دو موضوع تأکید سیستم‌های مالیاتی بر ابزارهای سیاستی غیرنرخ و شناخت نقش سوگیری‌های رفتاری را بررسی می‌کند. هرچند پیامدهای سوگیری مالیات‌دهندگان برای نرخ‌های مالیاتی بهینه توجه زیادی را به خود جلب کرده است، تحلیل کامل این جنبه از نظریه مالیاتی بهینه باید توضیح دهد که چنین سوگیری‌ها اغلب درون‌زا برای جنبه‌های غیرنرخ یک سیستم مالیاتی هستند. آنها ابتدا تجزیه و تحلیل سیستم‌های مالیاتی بهینه را تعمیم و گسترش دادند تا سوگیری‌های رفتاری درون‌زا را در بر بگیرد. سپس یک کاربرد جدید و مهم از این موضوع ایجاد کردند که نشان می‌دهد چگونه درک نادرست از نرخ مالیات بر پهنای و وسعت بهینه پایه مالیاتی تأثیر می‌گذارد.

گراس و کلین<sup>۲</sup> (۲۰۲۲) سیاست مالیاتی بهینه را در یک مدل رشد درون‌زا به سبک رومر بررسی می‌کنند. آنها فرمول‌هایی را برای نرخ‌های مالیات بهینه بر سرمایه، نیروی کار و نوآوری در مسیر رشد متعادل استخراج می‌کنند و مسیر رشد متعادل و انتقال به آن را با خط مشی بهینه برای طیفی وسیعی از مقادیر پارامتر محاسبه می‌کنند. آنها دریافته‌اند که سرمایه باید در کوتاه‌مدت مشمول مالیات شود، اما تولید نهایی آن در بلندمدت پرداخت شود و از سوی دیگر، بازده نوآوری و نیروی کار تولیدی باید همیشه کمتر از محصولات نهایی آنها باشد. مثبت یا منفی بودن مالیات‌های حاصل از فعالیت‌های نوآورانه به میزان نیازهای مخارج دولت، اهمیت عوامل خارجی نوآوری و قدرت بازار دارندگان حق اختراع<sup>۳</sup> بستگی دارد. منافع رفاهی ناشی از سیاست بهینه بسیار بیشتر از مدل رشد برون‌زا است.

برندلر<sup>۴</sup> (۲۰۲۳) به افزایش نابرابری درآمد و مالیات بر درآمد بهینه و سیاست‌های تأمین اجتماعی می‌پردازد. وی بررسی می‌کند که ترجیحات دولت ایالات متحده نسبت به توزیع مجدد درآمد بین نسل‌ها و نسل‌ها در طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۰ چگونه تغییر کرده است. محقق با استفاده از یک مدل کمی که در آن یک دولت رمزی مالیات بر درآمد و تأمین اجتماعی را انتخاب می‌کند، تأثیر تغییر در سیاست‌های واقعی را در شرایط جدید اقتصادی و جمعیتی و ترجیحات دولت بررسی می‌کند. نتایج وی نشان داد که ترجیحات دولت ایالات متحده از دهه ۱۹۸۰ به سمت

1. Dylan and Joel

2. Gross and Klein

3. Patent

4. Brendler

خانواده‌های تحصیل کرده‌تر و مسن‌تر تغییر کرده است. ترجیحات نسبت به توزیع مجدد درآمد در بین نسل‌ها و بین نسل‌ها بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند و بنابراین، باید به طور مشترک تحلیل شوند. فنگ<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از سیاست تلفیق دفاتر مالیاتی ایالتی و محلی در چین به عنوان یک آزمایش شبه طبیعی، بررسی می‌کنند که چگونه اقدام مقامات مالیاتی بر مشارکت‌های تأمین اجتماعی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. برآورد تفاوت در تفاوت (DID) نشان می‌دهد که مشارکت‌های تأمین اجتماعی شرکت‌ها با اجرای این سیاست سازمان مالیاتی کاهش می‌یابد. علاوه بر این، متوجه شدند که این اثر برای شرکت‌هایی با محدودیت‌های مالی سخت‌تر، تبعیت مالیاتی پایین‌تر و آن‌هایی که در شهرهایی با فشار مالی بیشتر واقع شده‌اند، آشکارتر است. آزمون‌های مکانیزم نشان می‌دهد که اقدام سازمان مالیاتی منجر به افزایش نرخ مؤثر مالیات بر درآمد و ریسک مالی و کاهش سود عملیاتی می‌شود. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که اجرای سخت‌گیرانه‌تر مقامات مالیاتی با تقویت محدودیت‌های نقدینگی، تأثیر منفی بر مشارکت‌های تأمین اجتماعی شرکت‌ها ایجاد می‌کند.

هادیان و اسلامی اندرگلی (۲۰۱۶) با استفاده مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، آثار رفاهی ناشی از افزایش پوشش تأمین اجتماعی که منابع مالی مورد نیاز آن از طریق افزایش مالیات بر درآمد بخش خصوصی تأمین می‌گردد، بر اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور سناریوهای مختلف از افزایش در نرخ مالیات بر بخش خصوصی و تخصیص آن به تأمین اجتماعی بخش خصوصی آزمون شده است. نتایج شبیه‌سازی تمامی سناریوهای افزایش در نرخ مالیات بر درآمد تا سقف دو برابر نرخ موجود و در مقابل گسترش پوشش تأمین اجتماعی، با استفاده از منابع کسب شده از طریق این افزایش نرخ مالیات، نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی، به عنوان مهمترین شاخص رفاه اقتصادی به صورت کاهنده افزایش خواهد یافت. در میان سناریوهای مختلف افزایش نرخ مالیات، افزایش ۷۰ درصدی، بیشترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی به جای خواهد گذاشت. در نتیجه، سناریوی افزایش ۷۰ درصدی در نرخ مالیات را می‌توان به عنوان سناریوی بهینه در دستیابی به هدف مورد نظر در اقتصاد ایران معرفی نمود. همچنین، نتایج کلی این مطالعه حکایت از این دارد که از منظر عکس‌العمل بخش خصوصی، اثر تغییرات یکباره نرخ‌های مالیاتی مناسب‌تر از تغییرات تدریجی آن می‌باشد.

دادگر و همکاران (۱۳۹۲) دولت بهینه و مالیات بهینه را با توجه به دو شاخص نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی و نسبت مالیاتها به تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار می‌دهند. جهت آزمون اندازه بهینه دولت از منحنی تعمیم یافته آرمی و روش گشتاور تعمیم یافته بر اساس داده‌های سری زمانی استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد وابستگی منابع بودجه دولت به درآمدهای صادرات نفت خام در دوره مورد مطالعه (۱۳۵۲-۱۳۹۰) تأثیر مثبتی بر افزایش اندازه دولت و گسترش اقتصاد دولتی داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد فاصله زیادی بین دولت

<sup>۱</sup>. Feng

و مالیات موجود در اقتصاد ایران در مقایسه با اندازه بهینه دولت در اقتصاد بخش عمومی وجود دارد.

توکلیان و همکاران (۲۰۲۰) وضعیت منابع و مصارف صندوق تأمین اجتماعی در ایران را بررسی نمودند. محققین در این مقاله از یک الگوی همپوشانی بین نسلی با لحاظ چهار ویژگی که پویایی جمعیت بین دو نسل شاغل و بازنشسته بر آن متمرکز است، استفاده کردند؛ نرخ حق بیمه و مزایای پایان خدمت نسل شاغل و بازنشسته، هرم جمعیتی دو نسل شاغل و بازنشسته، دوره اشتغال نسل شاغل و دوره ادامه حیات نسل بازنشسته. نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوهای مختلف نشان می‌دهد که نسبت منابع به تعهدات صندوق قابلیت افزایش دارد، اما شکاف میان منابع و مصارف صندوق به میزانی است که هریک از سیاست‌های پیشنهادی به تنهایی نمی‌توانند شکاف صندوق را برطرف کرده و ثبات آن را تضمین کنند. آنها دو توصیه سیاستی را در جهت ایجاد ثبات در منابع و مصارف صندوق ارائه دادند. وجه شباهت هر دو سناریو در این است که اولاً دولت سهم بیمه‌ای خود را پرداخت کند و ثانیاً نرخ حق بیمه ۱۰ درصد افزایش پیدا کند؛ با این تفاوت که در سناریو اول نرخ مزایای بازنشستگان به میزان ۵۰ درصد کاهش می‌یابد و در سناریو دوم ۱۰ واحد درصد کاهش یابد. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد بهبود وضعیت مالی صندوق بیشتر وابسته به مزایای بازنشستگی است که در صورت کاهش آن می‌توان در یک افق زمانی مشخص ثبات در شرایط مالی صندوق را شاهد باشیم.

رئیس جعفری مطلق و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی آثار تغییرات جمعیتی شامل کاهش نرخ رشد جمعیت و افزایش نرخ امید به زندگی و سن بازنشستگی، بر پایداری مالی صندوق بازنشستگی در ایران با بهره‌گیری از رویکرد مدل نسل‌های همپوشان و روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) می‌پردازند. نتایج شبیه‌سازی و ارزیابی توابع واکنش آنی و ارزیابی ضرایب همبستگی نشان می‌دهد بین متغیرهای نرخ زاد و ولد و امید به زندگی با کسری مالی صندوق بازنشستگی همبستگی مثبت وجود دارد. با این حال همبستگی میان متغیر طول دوره کار با کسری مالی صندوق بازنشستگی منفی است. با بروز شوک منفی در نرخ زاد و ولد، کسری مالی صندوق واکنش منفی نشان می‌دهد و در جهت منفی از وضعیت تعادلی بلندمدت منحرف می‌شود و پایداری مالی صندوق بهبود پیدا می‌کند. با این حال، پس‌انداز، موجودی سرمایه و تولید به این شوک واکنش منفی نشان می‌دهند. از طرفی بر پایه توابع واکنش آنی، با بروز شوک مثبت در امید به زندگی، کسری مالی صندوق واکنش مثبت نشان می‌دهد و در جهت مثبت از وضعیت تعادلی بلند مدت منحرف می‌شود و پس‌انداز، موجودی سرمایه و تولید نیز به این شوک واکنش مثبت نشان می‌دهند. همچنین با بروز شوک مثبت طول دوره کار یا افزایش سن بازنشستگی، کسری مالی صندوق واکنش منفی نشان می‌دهد و در جهت منفی از وضعیت تعادلی بلند مدت منحرف می‌شود و پس‌انداز، موجودی سرمایه و تولید نیز به این شوک واکنش مثبت نشان می‌دهند. با توجه به اینکه با افزایش شوک مثبت طول دوره کار یا افزایش سن بازنشستگی، میانگین سطح تعادلی بلندمدت کسری مالی صندوق بازنشستگی روندی کاهشی پیدا می‌کند، بنابراین افزایش

سن بازنشستگی سبب افزایش پایداری مالی صندوق بازنشستگی می‌شود. بر مبنای نتایج، اجرای سیاست افزایش طول دوره کار و افزایش سن بازنشستگی به عنوان ابزاری مفید در راستای پایداری مالی صندوق‌های بازنشستگی توصیه می‌شود.

قاسمی‌نسب و همکاران (۲۰۲۱) توابع نرخ‌های مالیات بر درآمد نیروی کار و عایدی سرمایه برای اقتصاد ایران را با بهره‌گیری از مدل نسل‌های همپوشان و رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE و با استفاده از داده‌های سری زمانی سالیانه طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ استخراج می‌شود. بر پایه نتایج مقداردهی و شبیه‌سازی مدل DSGE در حالت‌های مختلف توابع مطلوب نرخ‌های مالیات بر درآمد نیروی کار و عایدی سرمایه فرم خودرگرسیون گذشته‌نگر و برحسب نسبت بدهی دولت به تولید با وزن اهمیت یکسان دارند. تابع واکنش آنی شوک مثبت به نرخ مالیات بر درآمد نیروی کار، بیان‌کننده اثرات مثبت این شوک بر پس‌انداز، موجودی سرمایه و تولید و اثر منفی آن بر مصرف دوره کار عاملان اقتصادی، بدهی دولت و حجم پول است. از سوی دیگر توابع واکنش آنی شوک مثبت مالیات بر عایدی سرمایه حاکی از تأثیر مثبت این شوک بر مصرف دوره کار و نرخ بهره است، اما مصرف دوره بازنشستگی، پس‌انداز، موجودی سرمایه، تولید بدهی‌های دولت و حجم پول به شوک یاد شده واکنش منفی نشان می‌دهند. به طور کلی افزایش نرخ‌های مالیات بر درآمد و عایدی سرمایه، دارای آثار مثبت در کاهش بدهی‌های دولت و حجم نقدینگی هستند، با این وجود آثار منفی افزایش نرخ مالیات عایدی سرمایه بر پس‌انداز، موجودی سرمایه و تولید و همچنین آثار منفی افزایش نرخ مالیات درآمد بر مصرف و رفاه خانوار حائز اهمیت و توجه است. شبیه‌سازی شوک‌های مالیاتی با مقادیر متفاوت نشان می‌دهد که به سبب تبعات منفی افزایش نرخ‌های مالیات یاد شده بر پایداری اقتصاد، افزایش یکباره نرخ‌های مالیاتی برای جبران کسری بودجه دولت توصیه نمی‌شود.

شکری و همکاران (۲۰۲۲) به دنبال شبیه‌سازی و اعمال سیاست‌های اصلاحی، جهت بهبود ناترازی مالی موجود در نظام بازنشستگی ایران با بهره‌گیری از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) می‌باشند. برای این منظور، یک بار مدل برای سیستم پرداخت مزایای معین (PAYG-DB) که در حال حاضر در ایران استفاده می‌شود و سپس برای سیستم مبتنی بر تأمین مالی براساس میزان اندوخته‌گذاری جزئی کالیبره گردید تا اثرات رفاهی و توزیعی آنها با یکدیگر مقایسه شود. نتایج حاصل از شبیه‌سازی، نشان می‌دهد که افراد با انتقال به سیستم اندوخته‌گذاری جزئی، پس‌انداز خود را کاهش می‌دهند و این موضوع، باعث افزایش مصرف در همه نسل‌ها و افزایش انباشت سرمایه در کل جامعه می‌گردد. در بخش دوم مقاله، از توابع واکنش آنی برای بررسی اثرات متغیرهای بیماری‌های نوپدید و سالمندی جمعیت بر ناترازی مالی صندوق‌های بازنشستگی استفاده شد. نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که ناترازی مالی صندوق‌ها به دنبال بروز شوک مثبت در متغیرهای فوق، افزایش می‌یابد. براساس نتایج پژوهش، اعمال اصلاحات پارامتریک همچون مکانیسمی که سن بازنشستگی را با امید به زندگی مرتبط کند و

انتقال به سیستم اندوخته‌گذاری جزئی، می‌تواند ناترازی مالی را کاهش و پایداری مالی را در نظام بازنشستگی ایران، افزایش دهد.

نقطه اشتراک ما با مطالعات فوق این است که همه به موضوع پیوند مالیات و تأمین اجتماعی و همچنین مالیات تأمین اجتماعی به عنوان منابع نظام تأمین اجتماعی و مزایای تأمین اجتماعی به عنوان مصارف نظام تأمین اجتماعی می‌پردازند. در بین تحقیقات انجام شده به موضوع مالیات بهینه تأمین اجتماعی کمتر توجه داشته‌اند. تحقیق حاضر با استفاده از مدل چو و چنگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۹) به موضوع مالیات بهینه تأمین اجتماعی با استفاده از مدل همپوشانی نسلی (OLG) و شبیه‌سازی اثرات آن بر منابع و مصارف تأمین اجتماعی در اقتصاد ایران می‌پردازد و این همان جنبه نوآوری این پژوهش است که آن را نسبت به سایر تحقیقات انجام شده متمایز می‌سازد.

#### ۴- مدل پژوهش

با فرض اینکه در اقتصاد همپوشانی نسل‌ها<sup>۲</sup> وجود دارد، هر مصرف‌کننده برای دو دوره زندگی می‌کند. هر مصرف‌کننده در اولین دوره زندگی خود نیروی کار را تأمین می‌کند و در دوره دوم بازنشسته می‌شود. هر مصرف‌کننده وقتی جوان است مالیات (حق بیمه) تأمین اجتماعی<sup>۳</sup> می‌پردازد و کمک مالی برای خرید سرمایه توسط برنامه تأمین اجتماعی ایجاد می‌شود. کل مزایای بازنشستگی که هنگام بازنشستگی توسط مصرف‌کننده دریافت می‌شود برابر است با سهم وی در برنامه (حق بیمه‌ای که در طول این دوران پرداخته است) به علاوه سود دریافتی. در واقع حقوق بازنشستگی برابر است با مالیات تأمین اجتماعی به علاوه سود (سرمایه به علاوه بازده) (میلز<sup>۴</sup>، ۱۹۹۵).

در این تحقیق، از یک مدل ساده تعادل عمومی OLG با عوامل نزدیک‌بین و یک تابع تولید نئوکلاسیک با توجه به مدل چو و چنگ (۲۰۱۹) استفاده شده است و ساختار مدل نیز از مدل فلدشتاین (۱۹۸۵) پیروی می‌کند. افراد زنده دو دوره زندگی می‌کنند؛ در دوره اول کار می‌کنند و در دوره دوم بازنشسته می‌شوند. جمعیت در هر دوره با نرخ  $n$  افزایش می‌یابد. همه عوامل به جز سن آنها یکسان هستند. یک تابع مطلوبیت لگاریتمی ساده در نظر گرفته می‌شود که اغلب در ادبیات OLG پذیرفته شده است. تابع مطلوبیت عامل نماینده که در دوره  $t$  متولد می‌شود (معادله ۱) در زیر آمده است:

$$W_t = \text{Inc}_{y,t} + \rho \text{Inc}_{o,t+1} \quad (1)$$

$C_{y,t}$  مصرف فرد جوان در دوره  $t$  و  $C_{o,t+1}$  مصرف در سن پیری در دوره  $t+1$  می‌باشد.  $\rho \in (0, 1)$  عامل تنزیل ذهنی است. عاملین دارای یک واحد نیروی کار هستند که در دوره اول به طور کشش‌ناپذیر به بازار کار عرضه می‌کنند و دستمزد دریافت می‌کنند که مالیات تناسبی آنرا

1. Chu and Cheng
2. Overlapping generation
3. Social security tax
4. Myles

می‌پردازند.  $\theta$  نرخ مالیات تناسبی است. اشخاص درآمد قابل تصرفشان را بین مصرف دوره جوانی و پس‌انداز  $S_t$  تخصیص می‌دهند (معادله ۲). در دوره دوم عاملین از بازار کار بازنشسته می‌شوند و از پس‌اندازشان بازدهی کسب می‌کنند و مزایای تأمین اجتماعی  $b_{t+1}$  را برای مصرف دوره بازنشستگی‌شان دریافت می‌کنند (معادله ۳). قید بودجه عامل نماینده در دوره جوانی و پیری به صورت زیر است ( $R_{t+1}$  بازدهی ناخالص پس‌انداز است):

$$c_{y,t} + S_t = (1 - \theta)w_t \quad (2)$$

$$c_{o,t+1} = R_{t+1}S_t + b_{t+1} \quad (3) \text{ (ر.ک. پیوست یک)}$$

#### ۴-۱- عوامل نزدیک‌بین

اکنون نزدیک‌بینی به مدل مسأله اضافه می‌شود. عوامل نزدیک‌بین فاقد آینده‌نگری هستند، بنابراین عاملین نزدیک بین وزن کمتری به مطلوبیت مصرف آینده می‌دهند که باعث می‌شود کمتر از نیاز واقعی‌شان پس‌انداز کنند. مطابق با مدل فلدشتاین (۱۹۸۵) فرض می‌شود عاملین یکسان هستند. یک عامل نماینده تصمیمات مصرف و پس‌اندازشان را به وسیله ماکزیمم کردن تابع مطلوبیت (معادله ۴) می‌گیرند:

$$U_t = \ln c_{y,t} + (1 - m)\rho \ln c_{o,t+1}, \quad m \in [0, 1] \quad (4)$$

پارامتر  $m$  درجه نزدیک‌بینی را نشان می‌دهد.  $m$  بزرگتر به معنی نزدیک‌بینی بیشتر عاملین است.  $m=0$  یعنی عاملین آینده‌نگری کاملی دارند.  $m=1$  عامل کاملاً نزدیک‌بین است و به هیچ وجه پس‌انداز نمی‌کند. این مورد که همه عاملین کاملاً نزدیک‌بین هستند با واقعیت مغایر است، زیرا در این مورد پس‌انداز و سرمایه صفر هستند و یک سیستم تأمین اجتماعی وجود نخواهد داشت که بدیهی است که با واقعیت در تناقض می‌باشد.

شایان ذکر است که  $1-m$  پایین و  $\rho$  پایین هر دو وضعیتی را نشان می‌دهند که در آن عاملان مطلوبیت مصرف آینده خود را در سطح کمتری ارزیابی می‌کنند، اما ماهیت این دو پارامتر کاملاً متفاوت است. عامل تنزیل ذهنی  $\rho$  نشان‌دهنده ترجیح زمانی "واقعی" عوامل مرتبط به رفاه واقعی است. در مقابل، پارامتر  $m$  نشان‌دهنده نوعی انحراف در اقتصاد است (کهمنن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷) بین «مطلوبیت مورد تصمیم ( $U_t$ )»، تابع مطلوبیتی است که انتخاب‌های عوامل را توضیح می‌دهد و «مطلوبیت تجربه شده ( $W_t$ )»، تابع مطلوبیتی است که منعکس‌کننده رفاه واقعی عوامل است، تمایز قائل می‌شود.

عامل نماینده معادله "مطلوبیت تصمیم" معادله ۴ خود را با توجه به معادلات ۲ و ۳ حداکثر می‌کند. سپس بدست آوردن معادله اولیر،  $c_{o,t+1} = (1 - m)\rho R_{t+1}c_{y,t}$  آسان است و توابع مصرف و پس‌انداز به شرح زیر است:

$$c_{y,t} = \frac{1}{1 + (1 - m)\rho} [(1 - \theta)w_t + \frac{b_{t+1}}{R_{t+1}}] \quad (5)$$

<sup>۱</sup>. Kahneman

$$c_{o,t+1} = \frac{(1-m)\rho}{1+(1-m)\rho} [(1-\theta)w_t R_{t+1} + b_{t+1}] \quad (۶)$$

$$s_t = \frac{1}{1+(1-m)\rho} [(1-m)\rho(1-\theta)w_t - \frac{bt+1}{R_{t+1}}] \quad (۷)$$

#### ۴-۲- بنگاه‌ها

زنجیره‌ای از شرکت‌های یکسان و کاملاً رقابتی وجود دارد که تعداد بنگاه‌ها به واحد نرمالایز می‌شود. یک بنگاه نماینده با استفاده از تابع تولید، یک واحد کالا  $Y_t$  تولید می‌کند:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad \alpha \in (0, 1) \quad (۸)$$

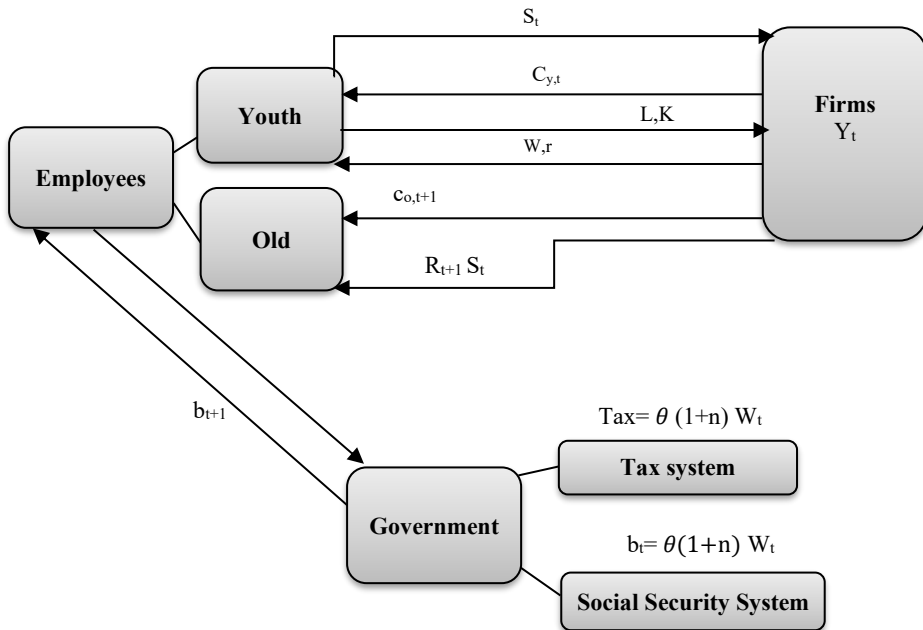
که  $K_t$  سرمایه فیزیکی کل است که به طور کامل در فرایند تولید مستهلک می‌شود.  $L_t$  نیروی کار کل است و  $A$  پارامتر بهره‌وری است. شرایط استاندارد نهایی حداکثرکننده سود بنگاه‌ها عبارتند از:  $w_t = (1-\alpha)Ak_t^\alpha$  و  $r_t = \alpha Ak_t^{\alpha-1} - 1$  که در آن  $w_t$  نرخ بازگشت سرمایه،  $r_t$  نرخ دستمزد و  $k_t = K_t/L_t$  نسبت سرمایه به نیروی کار است.

#### ۴-۳- دولت

دولت تابع تعادل بودجه است. قید بودجه دولت در دوره  $t$  به شرح زیر است:

$$b_t = \theta(1+n)w_t \quad (۹)$$

که سمت چپ شامل مزایای بازنشستگی (تأمین اجتماعی) و سمت راست اعانه‌های دریافتی (درآمدهای مالیاتی) است. الگوی پژوهش مدل فوق را می‌توان به شکل زیر رسم کرد:



نمودار ۱. نمایش کلی مدل  
منبع: یافته‌های پژوهش.

اجزای مدل ما به شرح زیر است:

- ترجیحات، همان اهداف کارگزاران مختلف است. خانوارها که به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت هستند. بنگاه‌ها با توجه به  $L$  و  $K$  به دنبال حداکثر کردن سود هستند. نهادها که در مدل ما نظام مالیاتی و سازمان تأمین اجتماعی هستند و به دنبال یک نرخ مطلوب مالیات تأمین اجتماعی هستند.
- تکنولوژی، شکل رفتار کارگزاران در اقتصاد را نشان می‌دهد. در مدل ما مطلوبیت خانوار شامل مصرف دوره جوانی و پیری است و همچنین نزدیک‌بینی نیز وارد آن شده است. در این مدل تولید از تابع مطلوبیت کاب داگلاس پیروی می‌کند.
- چارچوب نهادی، محدودیت‌های نهادی و نهادهای حاکمیتی و غیرحاکمیتی را نشان می‌دهد. نهادهایی که در این مدل برای ما مهم است نظام مالیاتی و نظام تأمین اجتماعی هستند. از جمله محدودیت‌های مدل متوازن بودن بودجه دولت است.

#### ۴-۴- تعادل رقابتی

شرایط تسویه بازار برای سرمایه فیزیکی نشان می‌دهد که پس‌اندازهای عوامل جوان، موجودی سرمایه فیزیکی را در دوره بعدی تعیین می‌کند:

$$s_{t-1} = (1+n)k_t \quad (۱۰)$$

بازده ناخالص پس انداز فرد عبارت است از:

$$R_t = 1 + r_t \quad (۱۱)$$

تبادل رقابتی دنباله‌ای نامتناهی از تخصیص‌ها  $\{c_{y,t}, c_{o,t+1}, s_t, k_{t+1}\}_{t=1}^{\infty}$ ، قیمت‌ها  $\{w_t, r_t, R_t\}_{t=1}^{\infty}$  و سیاست‌های بازنشستگی همگانی  $\{b_t, \theta\}_{t=1}^{\infty}$  است، به طوری که با توجه به شرایط اولیه  $s_0 > 0$ ، در هر دوره  $t$ :

الف- عوامل جوان  $\{c_{y,t}, c_{o,t+1}, s_t\}$  را انتخاب می‌کنند تا با توجه به  $\{w_t, R_{t+1}, b_{t+1}, \theta\}$  که داده شده و معین هستند، مطلوبیتشان را به حداکثر برسانند.

ب- بنگاه‌ها  $k_t$  را انتخاب می‌کنند تا با توجه به  $(r_t, w_t)$  داده شده، سودشان را به حداکثر برسانند.

ج- بازارها تسویه می‌شوند.

د- قید بودجه دولت متوازن است: یعنی  $b_t = \theta(1+n)w_t$ .

سپس تحلیل به وضعیت پایدار (Steady State) محدود می‌شود. اگر همه تخصیص‌ها و قیمت‌ها در طول زمان بدون تغییر باقی بماند، تبادل رقابتی در وضعیت پایدار است. سیستم معادلات ۵-۱۱ با استفاده از شرط  $x_t = x_{t+1} = \bar{x}$  برای هر متغیر کلان  $(x = c_o, c_y, s, k, w, r, R, b)$  حل می‌شود و سطح وضعیت پایدار سرمایه در تبادل رقابتی بدست می‌آید:

$$\bar{k} \bar{c} \bar{e} = \left\{ \frac{1}{1+n} \times \frac{A\alpha(1-m)(1-\theta)(1-\alpha)}{(1-\alpha)\theta + \alpha[1+(1-m)\rho]} \right\}^{1/1-\alpha} \quad (۱۲)$$

برنامه‌ریز اجتماعی با انتخاب  $(\bar{c}_y, \bar{c}_o, \bar{k})$  با توجه به قید منابع، "مطلوبیت تجربه شده" طول زندگی یک عامل نماینده  $W = \ln \bar{c}_y + \rho \ln \bar{c}_o$  را به حداکثر می‌رساند.

$$\bar{y} - (1+n)\bar{k} = \frac{\bar{c}_y + \bar{c}_o}{1+n} \quad (۱۳)$$

که  $\bar{y}$  مقدار وضعیت پایدار تولید سرانه  $y_t = Y_t / L_t$  است. شرایط بهینه برای مسأله بهینه‌سازی برنامه‌ریز اجتماعی عبارت است از:

$$\bar{c}_o^s = (1+n)\rho \bar{c}_y^s \quad (۱۴)$$

$$\bar{k}^s = \left[ \frac{A\alpha}{(1+n)} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (۱۵)$$

که حرف S بالانویس نشان‌دهنده حل مسأله برنامه‌ریز اجتماعی است. مقایسه معادلات (۱۴) و (۱۵) با تبادل رقابتی ما را به این موضوع می‌رساند که: اگر عاملین نماینده آینده‌نگری کاملی داشته باشند ( $m=0$ )، مالیات تأمین اجتماعی که مسیر دوران طلایی بهینه را بدست می‌دهد،  $\theta^0 = \frac{\rho - \alpha - 2\alpha\rho}{(1-\alpha)(1+\rho)}$  است. در این حالت، اگر عوامل تا حدی نزدیک‌بینی ( $m>0$ ) داشته باشند، هیچ سیاست بازنشستگی عمومی نمی‌تواند مسیر عصر طلایی را بدست آورد (ر.ک. پیوست ۲).

در نتیجه زمانی که عوامل نزدیک‌بین هستند، اگر اولین مسیر بهینه عصر طلایی نتواند بدست بیاید، باید سراغ دومین-بهترین سیاست بازنشستگی رفت. برای بدست آوردن دومین-بهترین

سیاست، سیاست‌گذار نرخ مالیات تأمین اجتماعی  $\theta$  را انتخاب می‌کند که مطلوبیت طول عمر عوامل نماینده را حداکثر کند که شرایط بهینه را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\frac{\partial \bar{W}}{\partial \theta} = \frac{(1 + \rho)(1 - \alpha)}{(1 - \alpha)\theta + \alpha} - \frac{(1 + \rho)\{1 - \alpha + [1 + (1 - m)\rho]\alpha\}}{(1 - \alpha)(1 - \theta)\{(1 - \alpha)\theta + [1 + (1 - m)\rho]\alpha\}} = 0 \quad (۱۶)$$

شرایط بهینه فوق با وارد کردن معادلات (۵) و (۶) در معادله  $\bar{W}$  و در حالت Steady State محاسبه می‌شود.

از معادله (۱۶) دریافت می‌شود که مالیات بهینه تأمین اجتماعی به عواملی همچون درجه نزدیک‌بینی ( $m$ )، عامل تنزیل ذهنی ( $\rho$ ) و سهم عامل سرمایه در تولید ( $\alpha$ ) بستگی دارد.

## ۵- نتایج شبیه‌سازی مدل

### ۵-۱- داده‌های مدل

برای محاسبه مالیات بهینه تأمین اجتماعی با توجه به نتیجه نهایی مدل فوق می‌بایست ابتدا پارامترهای درجه نزدیک‌بینی ( $m$ )، عامل تنزیل ذهنی ( $\rho$ ) و سهم عامل سرمایه در تولید ( $\alpha$ ) را محاسبه نمود:

از آنجایی که نزدیک‌بینی باعث می‌شود افراد به فکر پس‌انداز و آینده‌نگری نباشند بنابراین فردی که پرداخت‌های تأمین اجتماعی و بازنشستگی انجام نمی‌دهند دچار نزدیک‌بینی هستند. جهت محاسبه درجه نزدیک‌بینی می‌توان گفت نسبت افرادی که پرداخت‌های تأمین اجتماعی انجام نمی‌دهند و نزدیک‌بین هستند به کل جمعیت  $m$  را نشان خواهد بود و نسبت افرادی که پرداخت‌های تأمین اجتماعی انجام می‌دهند (آینده‌نگر هستند) به کل جمعیت  $1-m$  را نشان می‌دهد. بنابراین میزان افرادی که در ایران تحت پوشش بیمه بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی هستند جهت محاسبه  $m$  به ما کمک خواهد کرد. ضریب نفوذ بیمه‌ای، نسبت بیمه‌شدگان اصلی به جمعیت شاغل کشور را نشان می‌دهد. می‌توان گفت ضریب نفوذ بیمه‌ای در واقع نسبت آینده‌نگری افراد را نشان می‌دهند و می‌توان آن را معادل  $1-m$  در نظر گرفت و بنابراین  $m$  نیز قابل محاسبه خواهد بود.

$\alpha$  که سهم سرمایه از تولید می‌باشد را نیز می‌توان با استفاده از حساب‌های ملی که موجودی سرمایه و تولید را دارند بدست آورد.

$\rho$  عامل تنزیل ذهنی یا نرخ اولویت زمان یک تفسیر ذهنی از این است که چگونه یک فرد ارزش در آینده خود را ارزش‌گذاری می‌کند و ارزش آن را در اختیار امروز قرار می‌دهد (اشلاش<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۶). عامل تنزیل ذهنی، ترجیحات افراد را در دوره‌های گوناگون زمانی نشان می‌دهد. این عامل، نرخ است که افراد در حال حاضر ارزش فعلی را برای نتایج آینده به فروش می‌رسانند. این نرخ از فردی به فرد دیگر بسته به تمایل هر کسی برای صبر کردن متفاوت است. به طور کلی، فردی که ارزش فعلی را بیشتر از آینده ارزیابی می‌کند، در مقایسه با فردی که ارزش

<sup>۱</sup>. Schleich

بیشتری در آینده دارد بیشترین میزان تنزیل ذهنی را دارد. بسیاری از تصمیمات مصرف کننده شامل متعادل نمودن هزینه‌ها و مزایا در طول زمان است. مدل مطلوبیت تنزیل یافته، مسئله تصمیم‌گیری را در طول زمان تشریح می‌کند که در آن مطلوبیت‌های مختلف در لحظات مختلف زمان با عامل تنزیل زمان ذهنی وزن دهی می‌شود (عباسیان، ۲۰۲۰). عوامل تنزیل ذهنی ارزش‌های ذهنی هستند که تنها خود افراد از آن آگاه هستند و از هر فردی به فرد دیگر متفاوت هستند. این دسته از نرخ‌ها هستند که ترجیحات افراد برای مصرف الان یا پس‌انداز و عقب انداختن مصرف را مشخص می‌کنند. عوامل زیادی روی عامل تنزیل مؤثر هستند از جمله فقر یا ثروت فرد، سن افراد و افق زمانی برنامه‌ریزی شده از طرف افراد، شخصیت و عوامل روان‌شناسی در مورد فرد (مک کانل<sup>۱</sup> و همکاران، ۱۹۹۷).

با توجه به آخرین داده‌های موجود<sup>۲</sup> می‌توان  $\theta^*$  را برای سال ۱۳۹۸ بدست آورد:

$$\frac{\partial \bar{W}}{\partial \theta} = \frac{(1+\rho)(1-\alpha)}{(1-\alpha)\theta + \alpha} - \frac{(1+\alpha\rho)\{1-\alpha + [1+(1-m)\rho]\alpha\}}{(1-\alpha)(1-\theta)\{(1-\alpha)\theta + [1+(1-m)\rho]\alpha\}} = 0$$

$$\alpha = 0.12, \quad m = 0.4$$

$$\frac{\partial \bar{W}}{\partial \theta} = \frac{(1+\rho)(1-0.12)}{(1-0.12)\theta + 0.12} - \frac{(1+0.12\rho)\{1-0.12 + [1+(1-0.4)\rho]0.12\}}{(1-0.12)(1-\theta)\{(1-0.12)\theta + [1+(1-0.4)\rho]0.12\}} = 0$$

از آنجا که  $0 < \rho < 1$  می‌باشد، نرخ‌های  $\theta$  به شکل زیر بدست خواهند آمد:

**جدول ۱.** نرخ‌های بهینه مالیات تأمین اجتماعی در عوامل تنزیل ذهنی متفاوت

$\alpha = 0.12, \quad m = 0.4$			
$\rho = 0$	$\rho = 0.4$	$\rho = 0.5$	$\rho = 1$
$\theta = -0.13$	$\theta = 0$	$\theta = 0.34$	$\theta = 0.88$

منبع: یافته‌های پژوهش.

به طور کلی، فردی که ارزش فعلی را بیشتر از آینده ارزیابی می‌کند، در مقایسه با فردی که ارزش بیشتری در آینده دارد بیشترین میزان تنزیل ذهنی را دارد. نتایج نشان می‌دهد وقتی افراد تنزیل ذهنی بیشتری دارند و ارزش بیشتری را به مصرف حال می‌دهند نرخ مالیات تأمین اجتماعی نیز بیشتر است، زیرا حاضر نیستند برای آینده کمتر مصرف کنند بنابراین باید بیشتر پس‌انداز کنند. وقتی افراد مصرف زمان حالشان را کاملاً ترجیح می‌دهند یعنی فرد با عامل تنزیل ذهنی  $\rho = 1$  باید نرخ مالیات بسیار بالایی یعنی  $0/88$  را برای بازنشستگی پرداخت کنند. اما اگر فرد اصلاً مصرف زمان حال را ترجیح ندهد نرخ مالیات آنها منفی می‌شود. (این حالت فقط جهت توضیح است و با واقعیت انسان سازگار نیست چون تمام انسانها برای ادامه زندگی نیاز به درصدی مصرف

<sup>۱</sup>. McConnell

<sup>۲</sup>. منبع: سایت مرکز آمار ایران

دارند). وقتی افراد مصرف حال و آینده برایشان یکسان ارزش دارد یعنی فرد با عامل تنزیل ذهنی  $\rho = 0/5$ ، نرخ مالیات آنها  $0/34$  می‌باشد که به نظر می‌رسد این حالت متوسط است. مالیات تأمین اجتماعی، مالیاتی است که از کارفرمایان و کارمندان برای تأمین مالی برنامه تأمین اجتماعی دریافت می‌شود. قبلاً اشاره شد میزان حق بیمه‌ای که افراد و کارفرماها در ایران می‌پردازند واقع همان مالیات تأمین اجتماعی است. در ایران بر اساس قانون بیمه، حق بیمه  $30\%$  درصد از حقوق را تشکیل می‌دهد که  $23\%$  درصد آن برعهده کارفرما و  $7\%$  درصد آن برعهده کارگر است.<sup>۱</sup> با فرض نرخ تنزیل ذهنی  $0/5$  که فرد در این حالت ارزش حال و آینده مصرف برای فرد برابر است، نرخ مالیات تأمین اجتماعی  $0/34$  است، که این نرخ به نرخ فعلی که در قانون بیمه پیش‌بینی شده است نزدیک است. بنابراین می‌توان گفت نرخ مالیات تأمین اجتماعی فعلی به نرخ بهینه محاسباتی نزدیک است البته اگر نرخ تنزیل ذهنی افراد  $0/5$  باشد. پژوهش حاضر به دنبال اثبات این وضعیت می‌باشد.

## ۵-۲- تحلیل حساسیت مدل

ویژگی بارز و متمایز این پژوهش، استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) در مدل نسل‌های همپوشانی (OLG) برای ارزیابی مالیات بهینه تأمین اجتماعی و اثرات منابع و مصارف تأمین اجتماعی است. معمولاً مدل‌های تعادل عمومی دارای سه بخش متغیرها، پارامترها و معادلات می‌باشد. متغیرها به دو نوع درون‌زا و برون‌زا تقسیم می‌شوند؛ متغیرهای برون‌زا، معرف شوک‌ها هستند و متغیرهای درون‌زا، از معادلات رفتاری و ساختاری اقتصاد بدست می‌آیند. مجموعه متغیرهای مدل در جدول ۲ ارائه شده است:

جدول ۲. مجموعه متغیرهای مدل

متغیرهای درون‌زا	متغیرهای برون‌زا
y (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت)	$\theta$ نرخ مالیات تأمین اجتماعی
k موجودی سرمایه	b مزایای تأمین اجتماعی (معرف مصارف تأمین اجتماعی)
L عرضه نیروی کار	A بهره‌وری
co مصرف دوره پیری ( $c_{t+1}$ )	
cy مصرف دوره جوانی ( $c_t$ )	
r نرخ بهره اسمی	
w دستمزد نیروی کار	
D بدهی دولت (با فرض توازن بودجه صفر در نظر گرفته شده است).	
s موجودی پس‌انداز	

منبع: یافته‌های پژوهش.

البته مقادیر اولیه هم از مقادیر متغیرهای اقتصاد ایران به مدل داده شده که مقدار نهایی را خود داینار شبیه‌سازی می‌کند.

پارامترهای مدل که با توجه به ساختار اقتصاد کالیبره شده‌اند در جدول ۳ ارائه شده‌اند:

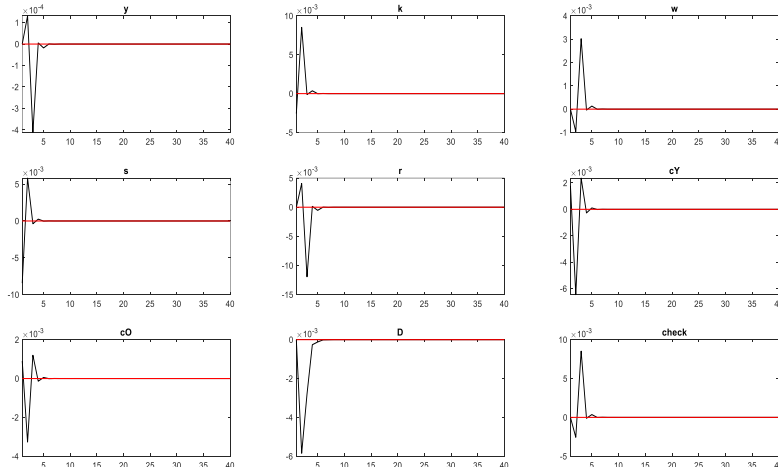
۱. ماده ۲۸ قانون تأمین اجتماعی

جدول ۳. پارامترهای مدل

نام پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
$\alpha$	سهم سرمایه از تولید	۰/۱۲	محاسبات تحقیق
$\rho$	نرخ تنزیل ذهنی	۰/۵	محاسبات تحقیق
n	نرخ رشد جمعیت	۰/۰۱۲	مرکز آمار ایران
m	درجه نزدیک‌بینی	۰/۴	محاسبات تحقیق

منبع: یافته‌های پژوهش.

پس از مقداردهی به پارامترهای مدل، در این مرحله نتایج حاصل از شبیه‌سازی روند متغیرهای درون زای مدل ارائه خواهد شد. توابع واکنش آنی ابزاری برای تحلیل اثرات پویای شوکها در طی زمان هستند که به کمک افزونه داینر در نرم افزار متلب ترسیم می‌شود. جهت ارزیابی اعتبار مدل طراحی شده در این بخش ابتدا توابع واکنش آنی مدل طراحی شده متغیرهای درون‌زای مدل، در صورت یک شوک مثبت به متغیر نرخ مالیات تأمین اجتماعی و سپس یک شوک مثبت به متغیر مزایای تأمین اجتماعی (نمایانگر مصارف نظام تأمین اجتماعی) ارائه می‌شود. در صورتی که نتایج منطبق با انتظارات تئوریک باشد، می‌توان اعتبار مدل طراحی شده را تأیید کرد.



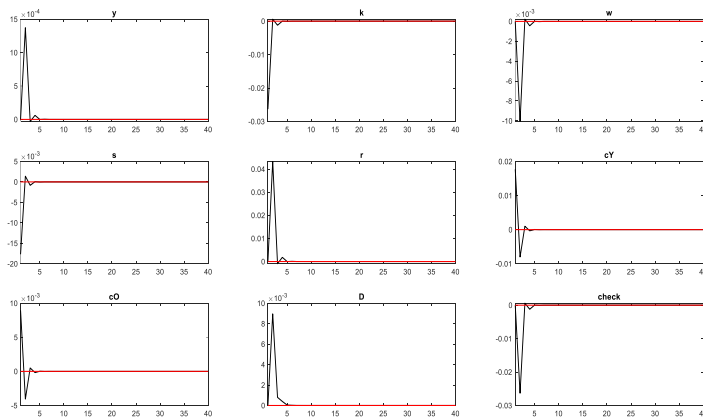
نمودار ۲. توابع واکنش آنی متغیرهای درون‌زای مدل نسبت به شوک مثبت نرخ مالیات تأمین اجتماعی ( $\theta$ )

منبع: نتایج شبیه‌سازی مدل طراحی شده در نرم‌افزار داینر.

در این بخش نمودار توابع واکنش آنی متغیرهای درون‌زای مدل برای یک شوک مثبت نرخ مالیات تأمین اجتماعی ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود در نتیجه یک شوک مثبت در نرخ مالیات تأمین اجتماعی ( $\theta$ )، تولید ( $y$ ) و پس‌انداز ( $s$ ) و موجودی سرمایه ( $k$ ) و نرخ بهره ( $r$ ) برای دو دوره ابتدا واکنش مثبت نشان خواهند داد و از دوره سوم به بعد یک واکنش منفی

نشان خواهند داد یعنی با افزایش نرخ مالیات تأمین اجتماعی تولید و نرخ بهره کاهش محسوسی خواهند داشت و در دوره سوم به بعد مجدداً واکنش مثبت خواهند داشت و از دوره پنجم به بعد به سطح تعادلی بلندمدت خود خواهند رسید. تولید و نرخ بهره که از دوره سوم به بعد دچار کاهش می‌شوند، کاهش بسیار محسوسی را خواهند داشت تا اینکه در دوره پنجم به بعد سطح تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردند.

متغیرهای دستمزد ( $W$ ) و مصرف دوره جوانی ( $CY$ ) و مصرف دوره پیری ( $CO$ ) نسبت به شوک مثبت نرخ مالیات تأمین اجتماعی تا دوره دوم واکنش منفی نشان خواهند داد و از دوره سوم به بعد، واکنش مثبت محسوسی را نشان خواهند داد؛ یعنی با افزایش نرخ مالیات تأمین اجتماعی دستمزد و مصرف پیری و جوانی افزایش محسوسی خواهند داشت و در دوره پنجم به بعد به مسیر تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردند. کاهش مصرف جوانی و پیری در ابتدای دوره بسیار شدیدتر از کاهش دستمزد می‌باشد و این همان تأثیر نزدیک‌بینی در دوره‌های اولیه افزایش نرخ مالیات تأمین اجتماعی است. مخارج یا بدهی دولت ( $D$ ) نیز در ابتدا واکنش منفی دارد و سپس واکنش مثبت نشان می‌دهد؛ یعنی با افزایش نرخ مالیات تأمین اجتماعی، ابتدا کاهش سهم دولت در پرداخت این مالیات محسوس می‌باشد اما پس از حدود پنج دوره با افزایش مخارج دولت، این متغیر به سطح تعادلی بلندمدت خود خواهد رسید.



**نمودار ۳.** توابع واکنش آنی متغیرهای درون‌زای مدل نسبت به شوک مثبت مزایای تأمین اجتماعی (مصارف تأمین اجتماعی)

**منبع:** نتایج شبیه‌سازی مدل طراحی‌شده در نرم‌افزار داینر

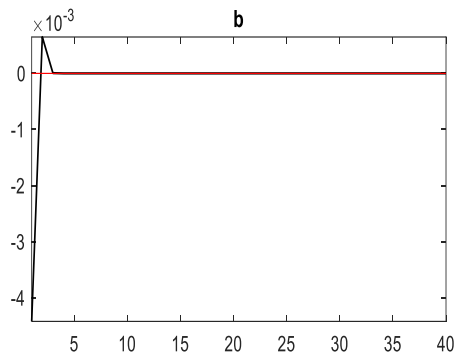
در این بخش نمودار توابع واکنش آنی متغیرهای درون‌زای مدل برای یک شوک مثبت مصارف تأمین اجتماعی ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود در نتیجه یک شوک مثبت در مصارف تأمین اجتماعی ( $b$ )، تولید ( $y$ ) و مخارج دولت ( $D$ ) و نرخ بهره ( $r$ ) برای دو دوره ابتدا واکنش مثبت نشان خواهند داد، یعنی با افزایش (مزایای) مصارف تأمین اجتماعی، تولید و

مخارج دولت و نرخ بهره، افزایش محسوسی خواهند داشت تا اینکه در دوره سوم دچار کاهش شدید می شوند و سپس از حدود دوره پنجم به بعد به سطح تعادلی بلندمدت خود خواهند رسید. در دوره‌های ابتدایی با افزایش مزایای تأمین اجتماعی، عرضه نیروی کار افزایش می‌یابد و این خود باعث افزایش تولید می‌شود. از دوره دوم به بعد، به کاهش تولید و در نهایت، به ثبات نسبی در تولید منجر می‌شود. افزایش مصارف تأمین اجتماعی در ابتدای دوره به خاطر افزایش تعهدات دولتی در زمینه تأمین اجتماعی، باعث افزایش مخارج دولت خواهد شد و سپس دچار کاهش و در ادامه به سطح تعادلی بلندمدت می‌رسد. افزایش مصارف تأمین اجتماعی در ابتدای دوره، به خاطر کاهش موجودی سرمایه ( $k$ ) باعث افزایش نرخ بهره خواهد شد و بعد از آن، دچار کاهش و در ادامه به سطح تعادلی بلندمدت خود می‌رسد.

متغیر دستمزد ( $w$ ) تا دوره دوم، واکنش منفی شدیدی نشان خواهد داد و از دوره سوم به بعد، واکنش مثبتی خواهد داشت. از دوره پنجم به بعد نیز به سطح تعادلی بلندمدت خواهد رسید. در ابتدای دوره، با افزایش مزایای تأمین اجتماعی و به تبع آن، افزایش عرضه نیروی کار، دستمزد نیروی کار یکباره کاهش شدیدی می‌یابد. در ادامه پس از دوره کوتاهی، دستمزد مجدداً به طور محسوسی افزایش یافته و به مسیر تعادلی خود باز می‌گردد.

متغیر مصرف دوره جوانی ( $c_y$ ) و مصرف دوره پیری ( $c_o$ ) ابتدا واکنش منفی شدیدی از خود نشان می‌دهند سپس در دوره سوم به بعد یک واکنش مثبت را نشان خواهند داد و از دوره پنجم به بعد به سطح تعادلی بلندمدت خود خواهد رسید. در ابتدای دوره با افزایش مزایای تأمین اجتماعی و به تبع آن افزایش عرضه نیروی کار، دستمزد نیروی کار یکباره کاهش شدیدی می‌یابد و به دنبال کاهش دستمزد، مصرف دوره جوانی و پیری کاهش می‌یابد. در ادامه، پس از دوره کوتاهی، مصرف دوره جوانی و پیری به مسیر تعادلی خود باز می‌گردد. مصرف پیری و جوانی در دوره سوم با افزایش کمتری نسبت به دستمزد به سمت مسیر تعادل پایدار حرکت می‌کنند.

متغیرهای پس‌انداز ( $s$ ) و موجودی سرمایه ( $k$ ) نیز واکنش مثبتی محسوسی خواهند داشت تا اینکه در دوره پنجم به سمت ثبات نسبی و مسیر تعادلی بلندمدت پیش می‌روند؛ یعنی با افزایش مزایای تأمین اجتماعی، پس‌انداز اشخاص افزایش یافته و به تبع آن موجودی سرمایه نیز افزایش خواهد داشت.



**نمودار ۴.** توابع واکنش آنی مزایای تأمین اجتماعی (مصارف نظام تأمین اجتماعی) نسبت به شوک مثبت نرخ مالیات تأمین اجتماعی  
**منبع:** نتایج شبیه‌سازی مدل طراحی شده در نرم‌افزار داینر.

در این بخش نمودار توابع واکنش آنی مصارف تأمین اجتماعی نسبت به شوک نرخ مالیات تأمین اجتماعی ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود در نتیجه یک شوک مثبت در نرخ مالیات تأمین اجتماعی ( $\theta$ )، مصارف تأمین اجتماعی ( $b$ ) در یک دوره یکباره افزایش پیدا می‌کند و سپس در دوره بعد کاهش یافته و سپس به سطح تعادلی بلندمدت خود خواهد رسید. معادله (۹)،  $b_t = \theta (1+n) w_t$ ، تابع تعادل بودجه را نشان می‌دهد؛ سمت چپ معادله، شامل مزایای بازنشستگی (مصارف نظام تأمین اجتماعی) و سمت راست، اعانه‌های دریافتی یا درآمدهای مالیاتی (منابع نظام تأمین اجتماعی) می‌باشد. بدین معنا که افزایش نرخ مالیات تأمین اجتماعی، ابتدا باعث افزایش منابع تأمین اجتماعی خواهد شد و مصارف تأمین اجتماعی نیز افزایش خواهد داشت. سپس با کاهش اندکی در دوران بعدی به تعادل پایدار می‌رسد. از آنجا که در رابطه فوق، برابری و موازنه برقرار است، تأثیرات سمت راست، مشابه سمت چپ خواهد بود. پس تأثیرات نرخ مالیات تأمین اجتماعی ( $\theta$ ) بر منابع تأمین اجتماعی ( $\theta (1+n) w_t$ )، مشابه مصارف تأمین اجتماعی ( $b$ ) است؛ یعنی منابع تأمین اجتماعی تحت تأثیر سه عامل نرخ مالیات تأمین اجتماعی، نرخ رشد جمعیت و دستمزد می‌باشند. برآیند  $n$ ، تغییر  $\theta$  و روند  $w_t$  نسبت به شوک نرخ مالیات تأمین اجتماعی در نمودار ۱، تأثیر شوک نرخ مالیات تأمین اجتماعی بر منابع آن است که مشابه تأثیر نرخ مالیات تأمین اجتماعی بر مصارف آن است.

ملاحظه می‌شود که تمام متغیرهای مدل به مقدار تعادل پایدار خود همگرا می‌شوند. این نتایج با انتظارات تئوریک و مباحث نظری همخوانی دارد و می‌تواند به عنوان معیاری برای اعتبار مدل طراحی شده محسوب شود.

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

یکی از عوامل پیوند بین نظام تأمین اجتماعی و نظام مالیاتی، مالیات تأمین اجتماعی است. مالیات تأمین اجتماعی مالیاتی است که از کارفرمایان و کارمندان برای تأمین مالی برنامه تأمین اجتماعی

دریافت می‌شود. تعیین میزان بهینه این مالیات به سیاست‌گذاران در اجرای بهتر برنامه‌های تأمین اجتماعی کمک می‌کند. هدف این مطالعه، تعیین نرخ بهینه تأمین اجتماعی با استفاده از الگوی همپوشانی بین نسلها (OLG) است. جهت رسیدن به این میزان بهینه از ساختار مدل‌های (چو و چنگ، ۲۰۱۹) و همچنین (فلدشتاین، ۱۹۸۵) استفاده گردید. نتایج مدل نشان داد که نرخ مالیات بهینه تأمین اجتماعی متأثر از سه عامل تنزیل ذهنی، درجه نزدیک‌بینی و سهم سرمایه از تولید می‌باشد. محاسبات با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران انجام شد و نتایج محاسبات نشان داد وقتی افراد مصرف‌کننده و آینده‌برایشان یکسان ارزش دارد یعنی افراد با عامل تنزیل ذهنی  $\rho = 0/5$ ، نرخ مالیات آنها  $0/34$  می‌باشد که به نظر می‌رسد این حالت متداول است. حق بیمه در ایران، بر اساس قانون بیمه، ۳۰ درصد از حقوق را تشکیل می‌دهد که ۲۳ درصد آن به عهده کارفرما و ۷ درصد آن نیز بر عهده کارگر است. با فرض نرخ تنزیل ذهنی  $0/5$  که ارزش حال و آینده مصرف‌کننده، برابر است، نرخ مالیات تأمین اجتماعی  $0/34$  می‌باشد. نتایج شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد که این حالت به نرخ فعلی که در قانون بیمه پیش‌بینی شده، نزدیک است. در نتایج شبیه‌سازی متغیرها، تأثیر نزدیک‌بینی مشاهده می‌شود. همچنین دو شوک تغییر نرخ مالیات تأمین اجتماعی و تغییر مزایای بازنشستگی بررسی شد. به دلیل اینکه این دو به ترتیب، معرف منابع و مصارف نظام تأمین اجتماعی هستند، اثرات کاملاً متفاوتی را بر متغیرها نشان می‌دهند. نتایج نشان داد شوک مثبت بر نرخ مالیات تأمین اجتماعی، بر مصارف و منابع تأمین اجتماعی تأثیر مثبت دارد. همچنین تمام متغیرها به سمت مسیر تعادل پایدار بلندمدت همگرا می‌شوند.

با توجه به نتایج مدل پیشنهادات زیر توصیه می‌شود:

- برنامه‌ریزی اجتماعی با توجه به مقدار نرخ مالیات تأمین اجتماعی (حق بیمه) فعلی، آن را تا نرخ محاسبه شده در مدل افزایش دهد.
- دولت می‌بایست تلاش کند جهت اجرای بهتر برنامه‌های تأمین اجتماعی با تبیین و شفافیت‌سازی سیاست‌های نظام تأمین اجتماعی و همچنین ایجاد ثبات اقتصادی و سیاسی در کشور، نزدیک‌بینی را در افراد کاهش دهد.
- عامل تنزیل ذهنی نشان‌دهنده این است که یک فرد ارزش در آینده خود را ارزش‌گذاری می‌کند که تحت تأثیر عواملی مانند فقر یا ثروت فرد است. اصلاحات و شرایط تثبیت اقتصادی می‌تواند این عامل ذهنی را در افراد افزایش دهد و جهت اجرای بهتر برنامه‌های نظام تأمین اجتماعی استفاده شود.
- با توجه به اینکه روش پرداخت تأمین اجتماعی در ایران PAYG می‌باشد، نظام تأمین اجتماعی می‌بایست برنامه پیش‌بینی شده و مدونی جهت سرمایه‌گذاری مالیات‌های تأمین اجتماعی داشته باشد.
- جهت تأمین منابع نظام تأمین اجتماعی، لازم است برنامه‌های رشد جمعیت مورد توجه ویژه قرار گیرد.

- اگر دولت بتواند اصلاحات متعددی، از جمله کاهش فرارهای مالیاتی و وضع مالیات‌های جدید در نظام مالیاتی ایجاد کند، می‌تواند از این افزایش منابع مالیاتی جهت تأمین مالی نظام تأمین اجتماعی استفاده کند.

دستمزد، عاملی مؤثر در منابع نظام تأمین اجتماعی می‌باشد، لذا بهبود وضعیت دستمزدها و تأمین حداقل دستمزد نیروی کار که بتواند تورم را پوشش دهد، منجر به بهبود منابع تأمین اجتماعی و در نتیجه باعث افزایش مزایای تأمین اجتماعی و بهبود اوضاع بازنشستگان خواهد شد.

## منابع

- Abbasian, E. (2020). Subjective Discount Factor. *Encyclopedia of Economics*, 3(1), 1-4 (In Persian).
- Brendler, P. (2023). Rising Earnings Inequality and Optimal Income Tax and Social Security Policies. *Journal of Monetary Economics*, 134, 35-52.
- Cagan, P. (1965). The E&T of Pension Plans on Aggregate Savings. *NBER*, Retrieved from <https://www.nber.org/system/files/chapters/c1669/c1669.pdf>
- Chu, H., & Cheng, C. -C. (2019). Optimal Social Security Tax with Myopic Agents. *Economic Modelling*, 80, 320-327.
- Dadgar, y., Nazari, R., & Siami Araghi, E. (1392). Optimum Government and Tax in Public Sector Economics and in Iran. *Iranian Applied Economics Studies*, 5, 1-27 (In Persian).
- Dylan, T., & Joel, S. (2021). Optimal Tax Systems with Endogenous Behavioral Biases. *Journal of Public Economics*, 197, 1-18.
- Feldstein, M. (1985). The Optimal Level of Social Security Benefits. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 303-320.
- Feng, C., Ye, Y., & Tao, Y. (2022). Tax Authority Enforcement and Corporate Social Security Contributions: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 49, 1-7.
- Findley, T., & Caliendo, F. (2009). Short Horizons, Time Inconsistency, and Optimal Social Security. *International Tax and Public Finance*, 16, 487-513.
- Friedman, M. (1975). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press.
- Gahvari, F., & Beach, R. (2016). On the optimal Linkage of Social Security Benefits to Payroll Taxes. *Research in Economics*, 70(1), 102-110 (In Persian).

- Ghaseminasab, S., Maddah, M., Arabmazar, A., & Izadkhasti, H. (2021). The Analysis of the Effects of Labor income And Capital Gain Tax Rates on Macroeconomic Variables: Based on Overlapping Generation Models (DSGE) Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 29(99), 107-151 (In Persian).
- Gross, T., & Klein, P. (2022). Optimal Tax Policy and Endogenous Growth Through Innovation. *Journal of Public Economics*, 209, 1-20.
- Hadian, E., & Eslami andargoli, M. (2016). The Welfare Effects of Increased Social Security on the Iranian Economy. CGE Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 16(2), 135-154 (In Persian).
- Kahneman, D. (1997). New Challenges to the Rationality Assumption. *Legal Theory*, 3(2), 105-124.
- Katona, G. (1964). *Private Pensions and Individual Savings*. Ann Arbor: Survey Research Center.
- Mayer, T. (1972). *Permanent Income, Wealth and Consumption*. Berkeley: University of California Press.
- McConnell, D., MacConnell, D., & Dillon, J. (1997). *Farm Management for Asia: Asystems Approach*. Rome: FAO.
- Modigliani, F. (1970). The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio (197-225). W. A. Eltis, M. F. G. Scott, and JN Wolfe (Eds.), *Induction, Trade, and Growth: Essays in honour of Sir Roy Harrod*. Oxford: Clarendon Press.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data. Retrieved from <https://www.arabictrader.com/cdn/application/2009/08/15/pdf/v202/B4E8E626-EFEE-42B4-FE04-862C02B7AC83.pdf#page=18>
- Myles, G. D. (1995). *Public Economics*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Parmmer, D. (2018). How Does Population Ageing Impact on Personal Income Taxes and Social Security Contributions? *The Journal of the Economics of Ageing*, 14, 100-186.
- Pazhoohan, J. (2007). *Public Section Economics (Taxes)*. Tehran: Jangal (In Persian).
- Rees Jafari motlagh, R., Abdoli, G., Nasiri Aghdam, A., & Amiri, H. (2021). Investigating the Effects of Demographic Change on the Financial Sustainability of the Pension Fund Using the Overlapping Generation Model based on the DSGE Model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 28(96), 121-162 (In Persian).

Schleich, J., Gassmann, X., Faure, C., & Meissner, T. (2016). Making the Implicit Explicit: A Look Inside the implicit Discount Rate. *Energy Policy*, 97, 321-331.

Seater, J. J. (1985). On the Construction of Marginal Federal Personal and Social Security Tax Rates in the US. *Journal of Monetary Economics*, 15(1), 121-135.

Shokri, N., Assari Arani, A., Asgary, A., Mozayani, A., & Akbari, N. (2022). The Pathology of Financial Misalignment in Iran's Pension System Considering Emerging Diseases and Population Aging Phenomenon. *The Economic Research*, 22(3), 1-27 (In Persian).

Tavakolian, H., Sarem, M., Taherpoor, J., & Abdollah Milani, M. (2020). Simulating Social Security Flow of Funds Based on an Overlapping Generation Model. *Economics Research*, 20(78), 1-61 (In Persian).

### پیوست ۱

اگر  $L_t$  نیروی کار در زمان  $t$  و  $A$  باشد، تعداد افراد مسن است بازنشستگان در آن زمان، رشد جمعیت با نرخ  $n$  دلالت بر آن دارد:

$$L_t = (1+n) L_{t-1} \quad (۱)$$

$$L_t = (1+n) A_t \quad (۲)$$

هر کارگر در دوره  $t$  دستمزدی معادل  $W_t$  دریافت می‌کند. دولت مالیاتی با نرخ  $\theta_t$  تحمیل می‌کند و بنابراین مالیات جمع‌آوری می‌شود از:

$$T_t = \theta_t w_t L_t \quad (۳)$$

هر بازنشسته سالخورده مزایای  $b_t$  را دریافت می‌کند، به این معنی که کل مزایا عبارتند از:

$$B_t = b_t A_t \quad (۴)$$

ماهیت پرداختی برنامه PAYG دلالت بر این دارد که مزایا و مالیات برابر است ( $B_t = T_t$ ) و بنابراین:

$$b_t A_t = \theta_t w_t L_t \quad (۵)$$

از رابطه  $L_t$  نتیجه می‌شود:

$$b_t = \theta_t w_t (1 + n) \quad (۶)$$

معادله ۴ رابطه بین نرخ مالیات تأمین اجتماعی و سطح مزایا را نسبت به درآمدهای همزمان نشان

می‌دهد.

## پیوست ۲

اثبات قسمت اول؛ با قرار دادن  $m = 0$  در معادله (۱۲) و مقایسه آن با معادله (۱۵) می‌توان  $\theta^0 = (\rho - \alpha - 2\alpha\rho)(1 - \alpha)(1 + \rho)$  را بدست آورد. سپس با جایگزینی  $m = 0$  و موجودی سرمایه  $k^{cc}(\theta^0) = [A\alpha / (1 + n)]^{1/(1 - \alpha)}$  در معادله اوپلر در تعادل غیرمتمرکز،  $c_0 = (1 + n)\rho c_y$  بدست می‌آید. پس ثابت شد که نرخ مالیات  $\theta^0$  دو شرط را برای مسأله بهینه‌سازی برنامه‌ریز اجتماعی برآورده می‌کند.

اثبات قسمت دوم؛ فرض کنید  $m > 0$  و  $\theta = \theta^*$  در معادله (۱۵) را برآورده کند، به گونه‌ای که  $k^{cc}(\theta) = [A\alpha / (1 + n)]^{1/(1 - \alpha)}$  با جایگزینی مجدد  $k^{cc}(\theta)$  در معادله غیرمتمرکز اوپلر،  $c_0 = (1 + n)(1 - m)\rho c_y$  را داریم که با معادله (۱۴) در تضاد است؛ این بدان معناست که وقتی  $m > 0$ ، معادله (۱۴) و (۱۵) نمی‌توانند همزمان تحت هیچ  $\theta$  ای ارضا شوند.



University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

## A Review of Housing Price Models (National and Regional Approaches)

Nasser Khiabani<sup>1</sup> , Solaleh Tavassoli<sup>\*2</sup> 

1. Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

2. Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran.

\* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p><b>Article type:</b> Research Article</p> <p>Article History: <b>Received:</b> 1402-11-18 <b>Revised:</b> 1403-03-12 <b>Accepted:</b> 1403-04-31 <b>Published:</b> 1403-08-01</p> <p><b>Keywords:</b> <i>Housing Prices, Panel Data Models, Regional Housing Markets, Spatial Models, Spatio-Temporal Models.</i></p> <p><b>JEL Classification:</b> <i>R31, C31, C32, C33, O18.</i></p>	<p>This study reviews the evolution of national and regional housing models that developed and received much attention in the housing economics literature. From this point of view, first, we focus our attention on the econometric modeling of national housing markets and discuss their limitations in twofold: inferring individual-level relations from aggregate-level data or aggregate shocks, and assuming spatial homogeneity in all regions. These two problems will be addressed precisely in the newly developed regional housing market models by identifying the sources of cross-sectoral dependence, namely, spatial and temporal dependence. Spatial dependence refers to how spatial factors influence economic processes. It is measured through a spatial weighting matrix. Cross-sectional dependence stemming from common factors is attributed to economy-wide shocks that affect all individuals with different intensities coming from different macro shocks, such as interest rates, oil prices, and technology shocks.</p>

Khiabani, N., & Tavassoli, S. (2024). A Review of Housing Price Models (National and Regional Approaches). *Journal of Economic Research*, 59(2), 280-326.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.372321.1008892](https://doi.org/10.22059/jte.2024.372321.1008892)



انتشارات دانشگاه تهران

# تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸

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

## مروری بر مدل‌سازی قیمت مسکن (چارچوب‌های ملی و منطقه‌ای)

ناصر خیابانی<sup>۱</sup> ، سلاله توسلی\*<sup>۲</sup> 

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

۲. پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران.

\* نویسنده مسئول

### اطلاعات مقاله

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۸

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۴/۳۱

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۸/۰۱

### کلیدواژه‌ها:

بازارهای منطقه‌ای مسکن،

رفتار قیمت مسکن،

مدل‌های فضایی،

مدل‌های اقتصادسنجی فضایی،

مدل‌های پانل.

### طبقه‌بندی JEL:

C31, C32, C33, O18, R31.

### چکیده

یکی از چالش‌های اساسی پژوهشگران در مدل‌سازی قیمت مسکن در بازارهای منطقه‌ای لحاظ وابستگی مقطعی در تجزیه و تحلیل‌ها است. در این راستا، مطالعه حاضر به مرور چگونگی روند تکامل مدل‌سازی قیمت مسکن منطقه‌ای پرداخته و رویکردهای مدل‌سازی قیمت مسکن ملی و منطقه‌ای را بررسی می‌کند. مدل‌سازی قیمت مسکن در چارچوب ملی با مشکلات تورش تجمیع (در دو بعد افراد و فضا) مواجه است؛ اما در چارچوب منطقه‌ای مدل‌ها با لحاظ وابستگی مقطعی تا حدودی این مشکلات را برطرف می‌سازند. لازم به ذکر است که تحلیل‌ها در چارچوب منطقه‌ای خود با موضوعات دیگری نظیر آزمون درجه وابستگی مقطعی و چگونگی مدل‌سازی وابستگی مقطعی خطاها مواجه هستند. به طور کلی، مرور ادبیات نشان می‌دهد که هر دو منبع وابستگی مقطعی (وابستگی ناشی از عامل فضا و عامل مشترک) به یک اندازه دارای اهمیت هستند و نادیده گرفتن وابستگی مقطعی از هر دو منظر می‌تواند منجر به نتایج تورش‌دار و حتی ناسازگار در تحلیل‌ها شود. وابستگی ناشی از عامل فضا اشاره به نقش فضا در فرآیندهای اقتصادی دارد و به طور معمول با استفاده از یک ماتریس وزنی فضایی اندازه‌گیری می‌شود. وابستگی مقطعی ناشی از عامل مشترک اشاره به شوک‌های مشترک کل اقتصاد دارد که بر تمام واحدهای مقطعی اثرگذار بوده و توسط تعدادی از عامل‌های قابل مشاهده و یا غیرقابل مشاهده منعکس می‌شوند. تغییر در نرخ بهره، قیمت نفت و فناوری نمونه‌هایی از این شوک‌های مشترک هستند که می‌توانند قیمت مسکن را با درجات مختلفی در مناطق تحت تأثیر قرار دهند.

خیابانی، ناصر و توسلی، سلاله (۱۴۰۳). مروری بر مدل‌سازی قیمت مسکن (چارچوب‌های ملی و منطقه‌ای). *تحقیقات اقتصادی*، ۲(۵۹)، ۳۲۶-۳۲۶.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.372321.1008892

## ۱- مقدمه

اهمیت مسکن در بودجه خانوارها، نقش کلیدی آن در طراحی سیاست‌های اجتماعی و حتی در رفتار اقتصاد کلان، توجه بسیاری از دانشمندان علوم اجتماعی به را به خود جلب کرده است. از جمله ویژگی‌های کلیدی بخش مسکن در حوزه اقتصاد، سهم بالای آن از تولید ناخالص داخلی و اثرگذاری مستقیم و غیرمستقیم عملکرد این بخش بر چرخه‌های تجاری و رشد اقتصادی است (باتاچارجی<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۰). باید توجه داشت که چگونگی تعریف مسکن، پیامدهایی برای تعریف و شناسایی بازارهای مسکن در پی دارد. جامعه‌شناسان، مردم‌شناسان و اقتصاددانان همگی معنای واژه‌های «خانه»<sup>۲</sup>، «محل اقامت»<sup>۳</sup> و «مسکن»<sup>۴</sup> را مورد بررسی قرار داده‌اند. از منظر اقتصادی، واحدهای مسکونی سازه‌های پیچیده، بادوام و با ویژگی‌های متعددی هستند که همراه با ویژگی‌های محله‌ای که در آن قرار دارند، خریداری و مصرف می‌شوند. این ویژگی‌ها مسکن را از سایر کالاها متمایز می‌کند. البته باید توجه داشت که اکثر کالاها تا حدودی دارای برخی از این ویژگی‌ها هستند؛ اما فقط در مسکن همه این ویژگی‌ها به این شکل دارای اهمیت هستند. تعامل این ویژگی‌ها با یکدیگر موجب می‌شود که عملکرد بازار مسکن به طور قابل توجهی از سایر بازارها متفاوت باشد. از طرفی تحلیل رفتار قیمت مسکن در قالب تئوری قیمت‌گذاری سنتی به سادگی انجام‌پذیر نبوده و لحاظ ویژگی‌های خاص مسکن در تحلیل‌ها امری ضروری است.

یکی از ویژگی‌های کلیدی قیمت مسکن تغییر همزمان در فضا و زمان است که موجب تغییر الگوی رفتاری آن در مناطق مختلف یک کشور می‌گردد. بدین ترتیب، بازار مسکن نه به عنوان یک بازار ملی واحد بلکه به شکل مجموعه پیوسته‌ای از بازارهای منطقه‌ای باید مورد بررسی قرار گیرد (مین<sup>۵</sup>، ۱۹۹۶؛ یونس و سوانسن<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳). به‌ویژه در کشورهایی که بازارهای مسکن منطقه‌ای بسیار متفاوت هستند، صرفاً تجمیع بازارهای محلی مسکن در یک واحد ملی می‌تواند منجر به کج فهمی شدیدی شود. با این وجود، مطالعات مختلف شواهد متعددی را در رابطه با تعاملات بازارهای مسکن منطقه‌ای ارائه کرده و نشان دادند که تحولات قیمت مسکن در مناطق مختلف می‌تواند کاملاً مستقل از یکدیگر نباشد (گونگ<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۱۶). درک این روابط متقابل برای طراحی سیاست‌ها در راستای تحلیل عملکرد کلی بازار مسکن از اهمیت بالایی برخوردار است (تیه<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۱۷). مرور ادبیات این حوزه نشان می‌دهد که در سطح ملی، دو نظریه اساسی مبتنی بر توابع عرضه و تقاضا و تئوری قیمت‌گذاری دارایی برای مدل‌سازی قیمت مسکن مورد

1. Bhattacharjee

2. Home

3. Dwelling

4. House

5. Meen

6. Yunus and Swanson

7. Gong

8. Teye

استفاده قرار گرفته اما در سطح منطقه‌ای مدل‌سازی قیمت مسکن با وجود پیچیدگی‌های بیشتر نسبت به مدل‌های ملی دارای مزیت است.

لازم به ذکر است که مدل‌های قیمت مسکن منطقه‌ای صرفاً مدل‌های ملی نیستند که از داده‌های منطقه‌ای در آنها استفاده شود بلکه باید ملاحظات نظری درباره دو ویژگی مهم داده‌های مسکن (وابستگی فضایی و ناهمگنی فضایی) در این مدل‌ها لحاظ شود. مطالعات اولیه تنها با افزودن ویژگی‌های فضایی به الگوی ملی چرخه زندگی به تحلیل رفتار قیمت در بازارهای منطقه‌ای پرداختند؛ اما به تدریج با پیشرفت اقتصادسنجی فضایی، ادبیات رو به رشدی در مورد روش‌های مدل‌سازی و اندازه‌گیری وابستگی فضایی در مجموعه داده‌های پانل توسعه یافت. در واقع، مدل‌ها با لحاظ وابستگی فضایی امکان مدل‌سازی ارتباط متقابل مکانی بین بازارهای مسکن منطقه‌ای را فراهم می‌کنند و مدل‌ها با لحاظ ناهمگنی فضایی این امکان را به پژوهشگران می‌دهند که تفاوت‌های ساختاری بین بازارهای مسکن را در نظر گیرند. ادبیات پیشگام تنها با لحاظ وابستگی مقطعی به شکل وابستگی فضایی به مدل‌سازی بازارهای منطقه‌ای مسکن پرداختند. اما توجه روزافزون به مدل‌های داده پانل با وابستگی مقطعی نشان داد که وابستگی مقطعی می‌تواند ناشی از دو منبع مختلف باشد. وابستگی مقطعی ناشی از نقش فضا در تعامل بین واحدهای مقطعی مانند خانوارها، بنگاه‌ها، مناطق و کشورها و همچنین وابستگی مقطعی ناشی از عامل‌های مشترکی نظیر تغییرات فناوری و نوسانات قیمت نفت که رفتار بسیاری از کارگزاران اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. با توجه به اینکه مجموعه داده پانل در معرض ترکیبی از وابستگی مقطعی ناشی از هر دو منبع هستند؛ لذا نادیده گرفتن وابستگی مقطعی در تجزیه و تحلیل داده‌های پانل می‌تواند منجر به برآوردهای ناسازگار و استنباط‌های گمراه‌کننده شود (یانگ<sup>۱</sup>، ۲۰۲۱).

پژوهشگران برای شناسایی و مواجهه با هر دو شکل وابستگی مقطعی از دو رویکرد اقتصادسنجی فضایی و رویکرد چندعاملی استفاده کردند و مطالعات بسیاری نظیر هالی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۰؛ ۲۰۱۱) و بیلی<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۶) برای تجزیه و تحلیل قیمت مسکن در بازارهای منطقه‌ای بر اهمیت به‌کارگیری یک مدل اقتصادسنجی کاملاً عمومی و انعطاف‌پذیر با لحاظ هر دو شکل وابستگی مقطعی تأکید کردند. این پژوهش درصدد کنکاشی درباره روند پیشرفت این مدل‌سازی‌ها در بازار قیمت مسکن منطقه‌ای است. در واقع، هدف از انجام این کار آشنایی پژوهشگران با نحوه مدل‌سازی قیمت مسکن در هر دو چارچوب ملی و منطقه‌ای و نقاط قوت و ضعف مدل‌ها در هر دو رویکرد است. این پژوهش می‌کوشد تا با برجسته کردن اهمیت لحاظ هر دو شکل وابستگی مقطعی در تحلیل بازارهای مسکن منطقه‌ای راهنمای مناسبی برای انجام پژوهش‌های آتی در زمینه مدل‌سازی قیمت مسکن در کشور باشد.

1. Yang  
2. Holly  
3. Bailey

ساختار پژوهش به نحوی سازمان یافته است که در بخش نخست به بحث درباره ویژگی‌های خاص بازار مسکن و نقش آنها در هر دو سمت تقاضا و عرضه مسکن پرداخته می‌شود. بخش دوم، اهمیت لحاظ طیف گسترده‌ای از ویژگی‌های مسکن در تجزیه و تحلیل بازار آن برجسته می‌گردد. در بخش سوم، مدل‌سازی قیمت مسکن در سطح ملی و در بخش چهارم، ادبیات مدل‌سازی قیمت مسکن در چارچوب منطقه‌ای و مزایای آن نسبت به چارچوب ملی مورد بررسی قرار گرفته و نکات روش‌شناسی مدل‌ها مطرح می‌گردد. در پایان نیز نتیجه‌گیری از مقایسه مدل‌ها ارائه می‌گردد.

## ۲- بازار مسکن

از منظر اقتصادی، مسکن یک ساختار فیزیکی طراحی شده از فضاها است که از مواد و اجزای سازنده (لوله‌ها، سیم‌ها و غیره) با استفاده از سرمایه (مثلاً هوشمندی سازندگان و تجهیزات)، نیروی کار (از طراحان تا کارگران) و زمین ساخته شده است. به این معنا که واحدهای مسکونی دارای ویژگی‌های متعددی هستند که همراه با ویژگی‌های محله‌ای که در آن قرار دارند، مورد تقاضا قرار می‌گیرد. در مطالعاتی نظیر مک لنان و واتهید<sup>۱</sup> (۱۹۸۲)، کویگلی<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)، و اسمیت و سرل<sup>۳</sup> (۲۰۰۸) تأکید زیادی بر ویژگی‌های ناهمگنی، غیرمنقول بودن، همسایگی و جنبه‌های دارایی مسکن شده است (کلافام<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۲). نخست، غیرمنقول بودن و وابستگی به مکان سبب می‌شود که در پی افزایش تقاضای مسکن به دلیل کمبود زمین و عرضه بی‌کشش آن، قیمت زمین افزایش یافته و قیمت مسکن در بازار عمدتاً براساس تقاضای مشتق شده تعیین شود. دوم، نقش کلیدی مسکن در ساختار و فرم شهری است که هرگونه تصمیم برای ساخت‌وساز را وابسته به لحاظ ساختمان‌های موجود از نظر کاربری و موقعیت مکانی (نزدیکی یا دوری) کرده و به این ترتیب، به دنبال هرگونه ساخت‌وسازی، زنجیره‌ای از تصمیمات ایجاد می‌شود که پیامدهای آن سراسر یک منطقه شهری را فرا می‌گیرد. مثلاً اگر ساخت‌وساز به شکل مسکن گران‌قیمت همراه با فضای سبز باشد می‌تواند به مرور منطقه را به یک منطقه لوکس و بالعکس ساخت ساختمان‌های بی‌کیفیت و متراکم می‌تواند منطقه را به شهرکی ارزان‌قیمت تبدیل کند؛ لذا مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌هایی است که بر ساختار و فرم شهری تأثیر می‌گذارد. سوم، مسکن کالایی بادوام، گران و نسبتاً کمیاب است که می‌تواند به عنوان یک دارایی با سایر دارایی‌ها (سهام، اوراق قرضه، پول و سایر سرمایه‌های فیزیکی) مورد مقایسه قرار گرفته و در نتیجه بازده آن مستقیماً بر بازده سایر دارایی‌ها تأثیرگذار باشد. بدین ترتیب، مسکن فراتر از یک کالای مصرفی تلقی شده و به عنوان یک عامل انباشت ثروت، پتانسیل سرمایه‌گذاری دارد. در کشورهای توسعه‌یافته با بازار آزاد، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن چه در قالب ساخت‌وساز مسکن جدید چه به صورت خرید ساختمان‌های دست دوم، معمولاً نیازمند هزینه‌های پولی قابل توجه و استفاده از

1. Maclennan and Whitehead
2. Quigley
3. Smith and Searle
4. Clapham

ابزارهای مالی بلندمدت مانند وام‌های رهنی است که نرخ بهره آن‌ها با سایر ابزارهای مالی بلندمدت و حتی کوتاه‌مدت در تعامل است. تعامل بین نرخ‌های وام مسکن و سایر نرخ‌های بهره و بازده، رابطی بین بازار مسکن و بازارهای مالی ایجاد می‌کند که هم بر بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد و هم تحت تأثیر آن قرار می‌گیرد.

مورد چهارم، تعامل مسکن با تولید ناخالص داخلی از طریق جریان سرمایه‌گذاری در مسکن و از طریق ویژگی‌های دارایی یا ثروت مسکن است. ماهیت بلندمدت افق زمانی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و میزان قابل توجه این سرمایه‌گذاری موجب می‌شود که به منظور تأمین مالی سرمایه‌گذاری در مسکن نیازمند ابزارهای مالی بلندمدت مانند وام‌های رهنی باشیم. بدین ترتیب نرخ‌های بهره وام مسکن با اثرگذاری بر میزان اخذ وام و حجم سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به طور مستقیم بر تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارد. به عنوان مثال، کاهش نرخ وام، مسکن را مقرون به صرفه‌تر کرده و موجب افزایش تقاضا می‌شود؛ لذا با عرضه بی‌کشش مسکن (به ویژه در کوتاه‌مدت)، قیمت مسکن افزایش می‌یابد. افزایش قیمت منجر به سودآورتر شدن ساخت‌وساز جدید و افزایش عرضه شده و در نهایت، ساخت‌وسازهای جدید، تولید ناخالص داخلی و (احتمالاً) رونق اقتصادی را افزایش می‌دهد. نکته کلیدی در این زنجیره این است که این فرآیند می‌تواند منجر به حباب قیمت مسکن شده و پیامدهای مهمی برای مؤسسات وام‌دهنده و در نهایت کل اقتصاد داشته باشد. در مقابل، افزایش نرخ‌های وام برای تأمین مالی مسکن در یک بازار مالی مدرن که همه نرخ‌ها در آن با هم در تعامل هستند؛ با فرض ثبات سایر شرایط، می‌تواند منجر به افزایش نرخ‌های وام در سایر بخش‌های اقتصادی و اثر منفی بر کل اقتصاد شود. از طرفی تغییرات تولید ناخالص داخلی (حقیقی) (در نتیجه درآمدهای حقیقی) خود نیز بر میزان سرمایه‌گذاری در مسکن (سرمایه‌گذاری فیزیکی مانند ساخت‌وساز جدید یا سرمایه‌گذاری مالی مانند خرید مسکن موجود) هم تأثیرگذار خواهد بود. در نهایت، مسکن به عنوان مهم‌ترین دارایی اکثر خانوارها، یک عامل کلیدی در تعیین رفاه یک نسل، رفاه زندگی نسل بعدی (که می‌توانند ثروت مسکن را به ارث ببرند)، میزان امنیت مالی برای افراد مسن (که حقوق بازنشستگی آنها ممکن است ناکافی باشد)، و تمایل افراد برای پس‌انداز بیشتر برای دسترسی به مسکن شناخته می‌شود. لذا تصور می‌شود که جنبه ثروت مسکن (اثر ثروت مسکن<sup>۱</sup>) بر مصرف به عنوان بزرگ‌ترین مؤلفه تولید ناخالص داخلی تأثیرگذار باشد (آرنوت<sup>۲</sup>، ۱۹۸۷؛ پیروناکیس<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳).

## ۲-۱- تقاضای مسکن

ویژگی‌های ناهمگنی، دوام، غیرمنقول بودن و سایر ویژگی‌های مسکن سبب می‌شود که نظریه تقاضا در اقتصاد مسکن با چند موضوع اساسی از سایر بازارهای اقتصادی متمایز شود. ویژگی

۱. با افزایش قیمت مسکن، مالکان با اطمینان بیشتری مخارج مصرفی خود را افزایش می‌دهند.

2. Arnott

3. Pirounakis

نخست، ناهمگنی است. ریشه نظریه غیرهمگن بودن کالای مسکن، تفاوت در خدماتی است که به دارندگان آن ارائه می‌شود. ویژگی‌های ساخت مسکن (اندازه و مساحت ساختمان، نوع سازه، امکانات داخلی و مصالح عمده به کار رفته) و ویژگی‌های مکانی (نخست، هزینه دسترسی خانوار به محل کار، مرکز خرید و مراکز تفریحی؛ دوم، کیفیت امکانات رفاهی محله، از جمله عوامل اجتماعی و فرهنگی نظیر امنیت محله و همسایگان و سوم، دسترسی به امکانات و خدمات محلی اعم از دولتی و خصوصی) می‌توانند موجب بهره‌مندی مصرف‌کنندگان از سطوح مختلف خدمات شوند. لحاظ ناهمگنی مسکن، عرضه و تقاضای فردی مسکن را از سایر کالاها متفاوت می‌سازد به طوری که هر یک از ویژگی‌های مسکن که عامل ناهمگنی هستند می‌توانند به طور مستقل دارای بازار باشند و نظریه عرضه و تقاضا بر آنها حاکم باشد (کلافام و همکاران، ۲۰۱۲).

وابستگی به مکان ویژگی دومی است که موجب می‌شود فضا و مکان در شکل‌دهی تقاضا در بازارهای مسکن نقش کلیدی ایفا کند. مسکن مانند سایر کالاها نمی‌تواند به طور فیزیکی به بازار مرکزی آورده شود و تقاضاکنندگان باید با توجه به اطلاعات و توصیه‌های کارشناسان به جستجو در مکان بپردازند. خانوارها هنگام انتخاب مسکن به طور همزمان به مکان، محله و همسایگان نیز توجه دارند. انتخاب همزمان مسکن و محله موجب می‌شود که جنبه‌های متمایز دیگری به انتخاب مسکن اضافه شود. اگرچه واحد مسکونی از نظر مکانی ثابت است، اما مکان نسبی آن به دلیل تغییر جغرافیای شغلی، ترکیب اجتماعی و فرهنگی، امنیت و امکانات رفاهی می‌تواند در طول زمان تغییر کند. در واقع، تغییر ویژگی‌های مکانی، موجب می‌شود که متقاضیان مسکن با ریسک کاهش قیمت (افزایش) و زیان دارایی (سود) روبرو شوند که خارج از کنترل آنها است (کلافام و همکاران، ۲۰۱۲).

ویژگی سوم اشاره به بادوام بودن کالای مسکن دارد که به زمین به عنوان عامل تولید کمیاب و تجدیدنپذیر وابسته است. در این زمینه متغیر ذخیره-جریان<sup>۱</sup> مسکن قابل تعریف است. ویژگی خاص مسکن موجب می‌شود علیرغم بادوام بودن آن شرایط خاصی بر عرضه و تقاضای مسکن حاکم بوده و برخلاف سایر کالاهای بادوام تولید انبوه آن موجب کاهش قیمت نشود؛ زیرا سهم تولید از عرضه کل مسکن اندک است و قیمت مسکن در بازار املاک و دارایی مسکن تعیین می‌شود؛ لذا تولیدکننده در حقیقت نقش گیرنده قیمت و نه تعیین‌کننده آن را بر عهده دارد. این ویژگی در بحث عرضه و تقاضا سبب می‌شود که برای مسکن دو نوع تقاضا وجود داشته باشد. نخست، تقاضای مصرفی که در آن مسکن به عنوان سرپناه و یکی از نیازهای اساسی خانوارها به شمار می‌آید و دوم، تقاضای دارایی<sup>۲</sup> که در آن مسکن کالایی سرمایه‌ای شناخته شده و این نوع تقاضا با هدف کسب بازدهی و سودآوری از سوی خانوارها، شکل می‌گیرد. شایان ذکر است که تقاضای مصرفی مسکن از طریق خرید و یا اجاره محقق شده و در شرایط ثبات اقتصادی و ثابت بودن سایر شرایط، تنها عامل مهم در تصمیم‌گیری تقاضای مسکن از نوع مصرفی، هزینه تهیه

1. Stock-flow

2. Property Demand

آن خواهد بود. چنانچه هزینه خرید مسکن کمتر از شکل اجاره باشد، تصمیم بر خرید و در غیر اینصورت اجاره مرجح است. در مقابل تقاضای دارایی مسکن صرفاً با تملک مسکن و با انگیزه‌های متفاوتی نظیر بورس‌بازی، اجاره‌داری، نگهداری واحد مسکونی خالی شکل می‌گیرد.

موث (۱۹۶۰) نقطه شروع تحلیل دقیق اقتصادی مسکن با استفاده از نظریه نئوکلاسیکی مصرف‌کننده بود. مدل‌های نئوکلاسیکی تقاضای مسکن فروض متعددی درباره رفتار مصرف‌کننده، ماهیت کالای مسکن و بازار آن در نظر می‌گیرند. اولین فرض این است که تصمیم‌گیری خانوارها مترادف با تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان تلقی می‌شود که مطلوبیت خود را با توجه به قیود درآمد و قیمت مسکن در بازار، بهینه می‌نمایند. دوم، تصمیم‌گیری مصرف‌کننده نه تنها شامل کالای قابل مشاهده و ناهمگن مسکن می‌شود بلکه شامل کالاهای غیرقابل مشاهده و همگن خدمات مسکن نیز خواهد شد. از نظر اقتصاددانان نئوکلاسیک در هر دوره زمانی مشخص، یک واحد همگن ذخیره مسکن، معادل یک واحد خدمات مسکن می‌باشد (وایتهد<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹). سومین فرض مبتنی بر وجود ویژگی رقابت کامل در بازار خدمات مسکن است. علاوه بر آن فرض شده که بازار مسکن معاف از مالیات بوده و بازار سرمایه و دارایی‌ها نیز کامل هستند. نظریه نئوکلاسیکی تقاضای مسکن فرض می‌کند که مصرف‌کنندگان عقلایی تلاش می‌کنند تا مطلوبیت خود را با توجه به کالاهای و خدمات مختلف، از جمله مسکن، و همچنین قیود درآمد و قیمت به حداکثر برسانند. یعنی تلاش خانوار برای به حداکثر رساندن مطلوبیت خود با تصمیم‌گیری در مورد انتخاب مسکن و سایر کالاهای معادله تقاضای مسکن را تعیین می‌کند. براساس این نظریه، تقاضای مصرفی مسکن تابعی از درآمد خانوار، قیمت مسکن، قیمت‌های سایر کالاهای و خدمات و عامل سلیقه است. بسیاری از مطالعات، برداری از ویژگی‌های خانوارها و متغیرهای جمعیتی مانند سن، نژاد، وضعیت تأهل و بعد خانوار را به عنوان نماینده‌ای از عامل سلیقه وارد مدل‌سازی کرده و از این رو تقاضای مصرفی مسکن تابعی از درآمد مصرف‌کننده، قیمت مسکن، قیمت سایر کالاهای و خدمات و متغیرهای جمعیتی تعریف می‌شود. ایساک<sup>۳</sup> و همکاران (۱۹۹۱) اشاره می‌کنند که در ابتدا مدل‌های نئوکلاسیک بازار مسکن به دلیل پیچیدگی مدل‌سازی از بسیاری از ویژگی‌های مهم مسکن از جمله هزینه بالای تولید، بادوام بودن، ناهمگنی و غیرمنقول بودن چشم‌پوشی نمودند؛ اما به تدریج اصلاحات لازم در مطالعات وارد شدند. ویژگی بادوام بودن ذخیره مسکن، ویژگی مسلط آن به شمار رفته و اشاره به نرخ استهلاک بسیار اندک در بخش مسکن دارد. این ویژگی مفاهیم بسیاری را وارد مدل‌سازی نئوکلاسیک تقاضای مسکن نموده و تمایز بین خدمات مسکن و ذخیره مسکن را برخلاف ادبیات گذشته امری اجتناب‌ناپذیر می‌سازد. تقاضا برای ذخیره مسکن، تحت تأثیر سرمایه‌گذاری مسکن است که در قالب نظریه سرمایه‌گذاری مدل‌سازی شده و به وسیله نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری استخراج می‌شود. در سوی دیگر، تقاضا برای خدمات مسکن

1. Muth
2. Whitehead
3. Isaac

در قالب تئوری مصرف و با حل مسئله حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان با توجه به قیود درآمد، قیمت‌های نسبی مسکن، اجاره و ویژگی‌های خانوار استخراج می‌گردد. از این رو بادوام بودن مسکن، دو بازار مجزا و مستقل، املاک و دارایی مسکن را ایجاد می‌کند که اولی به ارائه مسکن در قالب کالای مصرفی و دومی به تقاضای دارایی مسکن اشاره دارند. ویژگی ناهمگنی نیز زمینه‌ساز اصلاحات دیگری در مدل نئوکلاسیک تقاضای مسکن شد. در رویکرد سنتی تقاضا، مسکن به عنوان کالایی تک بعدی فرض می‌شد که میزان مصرف آن با یک عدد قابل اندازه‌گیری بود؛ اما در مقابل رویکرد سنتی، رویکرد هدانیک مطرح شد که یکی از پیشگامان این رویکرد روزن<sup>۱</sup> (۱۹۷۴) بود. در ادامه، بسیاری از مطالعات به دنبال خط فکری وی، رویکرد هدانیک را برای تجزیه و تحلیل تقاضای ویژگی‌های مسکن مورد بررسی قرار دادند (بروکنر<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱). با لحاظ ویژگی غیرمنقول بودن مسکن نیز بحث مکان و متغیرهای مکانی وارد مدل‌های تقاضای مسکن شد و نشان داد که لحاظ ناهمگنی مسکن به تنهایی قادر به توضیح ویژگی‌های این بخش نخواهد بود. در واقع، لحاظ مکان استقرار مسکن در مدل‌ها به درک بهتر رفتار قیمت و کشش تقاضای مسکن در بازارهای منطقه‌ای و محلی کمک می‌کند.

## ۲-۲- عرضه مسکن

ویژگی‌های مسکن علاوه بر سمت تقاضا، در سمت عرضه نیز موجب تفاوت‌های مهمی در مقایسه با سایر کالاها می‌گردند. نخست، به دلیل ویژگی بادوام بودن مسکن، عرضه متشکل از دو بخش عرضه واحدهای مسکونی موجود و عرضه واحدهای مسکونی جدید است که مستقیماً تحت تأثیر تصمیم دو گروه قرار می‌گیرد. گروه نخست مالکان واحدهای مسکونی هستند که با تصمیم درخصوص نحوه نگهداری، تغییر و تبدیل ذخیره مسکن موجود بر عرضه مسکن تأثیر می‌گذارند و گروه دوم سازندگان واحدهای مسکونی نوساز هستند. البته با توجه به لزوم مداخله دولت در بخش مسکن، سیاست‌های دولت هم می‌توانند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر عرضه مسکن مؤثر باشند. دوم، در کوتاه‌مدت عرضه مسکن کاملاً عمودی و بی‌کشش است و در میان‌مدت و بلندمدت به تدریج کشش افزایش می‌یابد که علت اصلی آن ویژگی ذخیره بودن مسکن است. در کوتاه‌مدت به دلیل عدم امکان عکس‌العمل سریع تولیدکنندگان مسکن به تغییرات قیمت، هرگونه افزایش در تقاضا به سرعت در افزایش قیمت مسکن انعکاس می‌یابد. اما در میان‌مدت و بلندمدت، تولید مسکن نسبت به تغییرات تقاضا عکس‌العمل نشان داده و تغییرات در سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی نوساز نسبت به تغییرات ایجاد شده در قیمت مسکن بیشتر خواهد شد که این به معنای با کشش‌تر شدن عرضه مسکن می‌باشد. سوم، ویژگی ناهمگنی مسکن سبب می‌شود که هر یک از ویژگی‌های مسکن از جمله استحکام بنا، فاصله از مرکز شهر و غیره دارای تابع عرضه جداگانه‌ای

1. Rosen  
2. Brueckner

باشند و این موضوع در ادبیات اقتصاد مسکن سبب پیدایش تابع هدانیک قیمت مسکن شد (دی پاسکال<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹).

تعریف عرضه مسکن در چارچوب اقتصاد مسکن از دو دیدگاه قابل بیان است. در دیدگاه اول، عرضه مسکن برابر خدماتی است که مسکن به دارندگان ارائه می‌نماید و در این صورت خدمات مسکن یا از ذخیره مسکن و یا از طریق واحدهای مسکونی نوساز (مسکن جدید و بازسازی واحدهای مسکونی فرسوده) به دست می‌آید و در این تعریف ذخیره مسکن جزء مهم کل خدمات مسکن را تشکیل می‌دهد.<sup>۲</sup> علیرغم اینکه جریان خدمات مسکن برای عرضه مسکن معیار مناسبی تلقی می‌گردد؛ ولی اندازه‌گیری جریان خدمات مسکن اغلب با دشواری مواجه است. از منظر دیدگاه دوم، عرضه مسکن معادل واحدهای مسکونی مورد معامله در بازار تعریف می‌شود و در این صورت عرضه مسکن به واحدهای مسکونی جدید و قدیمی مورد معامله قابل تفکیک است. با توجه به اینکه مسکن کالایی شدیداً ناهمگن است تعریف دوم مناسب‌تر است؛ اما در عمل اندازه‌گیری ارزش ریالی مسکن نیز امر دشواری می‌باشد (ایساک و همکاران، ۱۹۹۱).<sup>۳</sup> براساس این تعریف، نهاده زمین و سایر نهاده‌ها (شامل ذخیره مسکن با کیفیت‌های مختلف، انرژی و غیره) برای ارائه خدمات مسکن همگن در تابع تولید ترکیب می‌شوند (موث، ۱۹۷۳). تعامل ذخیره مسکن موجود با تقاضا، قیمت خدمات مسکن و در نتیجه میزان عرضه جدید در آینده را تعیین می‌کند. توجه به این نکته ضروری است که عرضه مسکن نتیجه تصمیم‌گیری تولیدکنندگان مسکن و رفتار مالکین مسکن موجود است و ارزیابی و تحلیل این متغیر به دلیل نیاز به داده‌های مرتبط با رفتار چنین گروه‌هایی مانع مهمی برای افزایش درک ما از عرضه مسکن است (دی پاسکال، ۱۹۹۹). از طرفی در تحلیل عرضه مسکن باید هم به عملکرد بازار زمین و هم به صنعت ساخت‌وساز توجه داشت؛ لذا مدل‌های عرضه نئوکلاسیکی در مقایسه با مدل‌های تقاضا، هم به دلایل تکنیکی و هم نیازمندی به داده، پیشرفت نسبتاً کمتری داشته‌اند (کلافام و همکاران، ۲۰۱۲). علاوه بر این، مسکن بسیار ناهمگن است و داده‌های موجود در مورد تعداد واحدهای مسکونی معمولاً این ناهمگنی‌ها را از نظر نوع و مکان نادیده می‌گیرند. (مولبائر و مورفی<sup>۴</sup>، ۲۰۰۸)

با توجه به نکات مطرح شده در مدل‌سازی عرضه مسکن، با وجود تعریف گسترده عرضه مسکن شامل عرضه واحدهای مسکونی نوساز (مسکن جدید و بهسازی واحدهای مسکونی فرسوده) و ذخیره مسکن موجود، معمولاً از عرضه واحدهای مسکونی نوساز استفاده می‌شود. عرضه مسکن نوساز از حداکثرسازی تابع سود تولیدکنندگان مسکن بدست می‌آید که این تولیدکنندگان

#### 1. Dipasquale

۲. ذخیره مسکن در هر زمان برابر با ذخیره مسکن دوره قبل به علاوه افزایش خالص در ذخیره مسکن است که افزایش خالص در ذخیره مسکن برابر ساخت‌وساز مسکن منهای استهلاک مسکن  $H_t = H_{t-1} + I_t - \delta H_t$  تعریف می‌شود.

۳. عرضه مسکن می‌تواند بر حسب واحد فیزیکی (سطح کل زیر بنا) یا واحد ارزشی (ارزش کل ذخیره مسکن) اندازه‌گیری شود.

#### 4. Muellbauer and Murphy

نیز به دو گروه خود سازندگان<sup>۱</sup> و تولیدکنندگان حرفه‌ای<sup>۲</sup> مسکن تقسیم می‌شوند. دی پاسکال (۱۹۹۹) در مطالعات مبتنی بر عرضه مسکن به دو رویکرد تئوریک بر مبنای دو اصل اساسی اشاره می‌کند. رویکرد ادبیات سرمایه‌گذاری و ادبیات تئوری فضایی شهری<sup>۳</sup> که تفاوت اصلی در این دو رویکرد لحاظ و یا عدم لحاظ زمین به عنوان یک نهاده در تابع تولید مسکن جدید است. به‌طور کلی مطالعات با رویکرد ادبیات سرمایه‌گذاری (پوتربا<sup>۴</sup>، ۱۹۸۴؛ تاپل و روزن<sup>۵</sup>، ۱۹۸۸؛ کنی<sup>۶</sup>، ۱۹۹۹؛ مین، ۲۰۰۲؛ گالین<sup>۷</sup>، ۲۰۰۶؛ مادسن<sup>۸</sup>، ۲۰۱۱)، گرایش به نادیده گرفتن زمین به عنوان یک نهاده تولید دارند، ولی در مطالعاتی که بر پایه تئوری فضای شهری بنا شده‌اند نظیر دی پاسکال و ویتون<sup>۹</sup> (۱۹۹۴) و مایر و سامرویل<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۶) بازار زمین به طور صریح وارد ساختار مدل می‌شود. بارکر<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۳)، لیشمن و براملی<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۵)، گرین<sup>۱۳</sup> و همکاران (۲۰۰۵)، ورمولن و روندال<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۷)، و سیز<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۸) همگی موافقت‌های عرضه زمین اثرات بالقوه مهمی بر واکنش ساخت مسکن جدید نسبت به قیمت مسکن دارد (مولبائر و مورفی، ۲۰۰۸). علاوه بر تأثیر نظریه سرمایه‌گذاری و نظریه فضایی شهری در عرضه مسکن، رویکرد سومی در مطالعات بودوینز<sup>۱۶</sup> (۲۰۰۰)؛ وانگ و ژو<sup>۱۷</sup> (۲۰۰۰)؛ اونگ<sup>۱۸</sup> و همکاران (۲۰۰۴)؛ چو و سینگ<sup>۱۹</sup> (۲۰۰۷) و لاکورلیتل و یانگ<sup>۲۰</sup> (۲۰۱۰) مطرح شده که نظریه بازی‌ها و سازمان صنعتی را در بازار مسکن وارد می‌کند. این شاخه جدید از ادبیات می‌تواند سهم نظری مهمی در عرضه مسکن داشته باشد و سرنخ‌هایی را برای تحقیقات تجربی ارائه دهد (گارسز<sup>۲۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۲).

1. Self production
2. Developer
3. Urban Spatial Theory
4. Poterba
5. Topel and Rosen
6. Kenny
7. Gallin
8. Madsen
9. DiPasquale and Wheaton
10. Mayer and Somerville
11. Barker
12. Leishman and Bramley
13. Green
14. Vermeulen and Rouwendal
15. Saiz
16. Baudewyns
17. Wang and Zhou
18. Ong
19. Chu and Sing
20. LaCour-Little and Yang
21. Garcês

### ۳- مدل‌سازی بازار مسکن

از آنجایی که مسکن کالایی پیچیده است، ویژگی‌های خاص آن باید در مدل‌های رسمی گنجانده شود، اما طیف حاصل از ویژگی‌ها و روابط را نمی‌توان در یک چارچوب واحد بررسی کرد. بدین ترتیب، بازارهای مسکن با تئوری قیمت‌گذاری سنتی به راحتی تحلیل نمی‌شوند. بعد سرمایه‌گذاری مسکن در کنار بعد مصرفی آن موجب می‌شود که مسکن به عنوان دارایی در نظر گرفته شود که علاوه بر بازدهی مالی، مطلوبیتی را نیز برای مصرف‌کننده ایجاد می‌کند (دوسانسکی و ویلسون<sup>۱</sup>، ۱۹۹۳). از طرفی مسکن کالایی بادوام است، که هم می‌توان آن را در طول عمر مصرف کرد و هم به عنوان دارایی قابل سکونت فروخت. به علاوه، مسکن کالایی گران است که قیمت آن معمولاً چند برابر درآمد سالانه اکثر افراد است و اکثریت جامعه تنها یک بار می‌توانند مالک مسکن شوند. در این شرایط، مفهوم کلاسیک، افزایش میزان مصرف متناسب با افزایش درآمد هیچ کاربردی ندارد. خرید مسکن به عنوان یک دارایی، بخشی از ثروت مالکان است که موجب شکل‌گیری رفتار مصرف-پس‌انداز این گروه می‌شود. افزایش ارزش این دارایی می‌تواند پس‌انداز را کاهش و مخارج مصرفی را افزایش دهد. در مقابل، گروهی از افراد که به دنبال خرید مسکن هستند باید رفتاری معکوس در جهت افزایش پس‌انداز و کاهش مصرف جاری برای دستیابی به مالکیت مسکن در آینده از خود نشان دهند. علاوه بر این، اکثر خانوارها برای تأمین مسکن با محدودیت سرمایه مواجه بوده و برای تأمین مالی متقاضی وام مسکن هستند. در این شرایط اطلاعات نامتقارن بین وام‌دهنده و وام‌گیرنده می‌تواند با بررسی سوابق اعتباری افراد کاهش یابد و موجب نارضایتی افراد با سابقه اعتباری ضعیف شود. یکی دیگر از عوامل کلیدی در مدل‌سازی قیمت مسکن، دسترسی به امکانات رفاهی و مراکز اشتغال به دلیل ماهیت مکان محور و غیرمنقول بودن مسکن است. از طرفی، طبیعت ناهمگن مسکن موجب می‌شود که با گذشت زمان (به‌بود و بازسازی و یا بالعکس) ارزش آن افزایش یا کاهش یابد و این ویژگی سبب ارزش‌گذاری ناهمگن خریداران در این بازار شود. از آنجایی که در بازار مسکن معمولاً یک تجارت دوجانبه بین خریدار و فروشنده وجود دارد؛ می‌توان قیمت بازار مسکن را کمتر شبیه به حراج والراسی و بیشتر شبیه فرآیند جستجو و تطبیق<sup>۲</sup> دانست. همچنین، قیمت پیشنهادی در این بازار، سیگنالی در مورد کیفیت مسکن ارائه می‌کند که با توجه به عدم تقارن اطلاعات و در نتیجه ناسازگاری اخلاقی از سوی فروشنده، خریدار را مجبور به بررسی ویژگی‌های مسکن، جستجوهای حقوقی و بررسی‌های ساختاری می‌کند که به نوعی هم خود و هم وام‌دهنده را در مورد ارزش‌گذاری صحیح و مناسب مسکن متقاعد سازد. افزایش قیمت مسکن نیز موضوع دیگری است که می‌تواند به نفع حقوق صاحبان دارایی یا ثروت بوده و قدرت خرید بیشتری را به خریدار-مالک<sup>۳</sup> تزریق کند و بر نوسان قیمت بازار بیفزاید. از سوی دیگر، ماهیت سودگرانه برخی از فروشندگان نیز باعث ایجاد نوسانات

1. Dusansky and Wilson
2. Search and Matching Process
3. Repeat Buyer/Current Dwelling Owner

بیشتر می‌شود، زیرا آنها می‌توانند با محدودیت‌های زمانی یا هزینه‌ای اندک نظیر پیوستن به بازار در زمان افزایش قیمت‌ها و ترک بازار در زمان کاهش قیمت‌ها، موجب افزایش نوسان در بازار شوند (گری<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷).

در مواجهه با تمامی نکات ذکر شده رویکردهای متفاوتی برای تحلیل بازار مسکن مطرح شده است. برخی رویکردهای بین‌رشته‌ای را مطرح کردند؛ اما گیب<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) بر استفاده از نظریه اقتصادی جریان اصلی تأکید کرده است. دی پاسکال و ویتون (۱۹۹۶) بر تمایز بین اقتصاد خرد و کلان در تحلیل اقتصاد مسکن اشاره می‌کنند که در یک سر طیف مبانی نظری اقتصاد خرد مطرح می‌شود که در آن کانون توجه، رفتار کارگزار نماینده، بنگاه یا بخش است. درحالی‌که در سر دیگر طیف، نظریه اقتصاد کلان قرار دارد که در آن اهمیت فضا نادیده گرفته شده و تمرکز بر معیارهای تجمیعی فعالیت، مانند درآمد کل، بیکاری و تورم است. اما در میانه این طیف می‌توان اقتصاد منطقه‌ای و شهری را در نظر گرفت که در اقتصاد منطقه‌ای گرایش بیشتر به اقتصاد کلانی است که اهمیت فضا را در نظر گرفته و تحلیل‌ها براساس مناطق فضایی انجام می‌شود. در مقابل، اقتصاد شهری گرایش بیشتری به تئوری اقتصاد خرد دارد که در آن تجزیه و تحلیل نهایی استفاده از زمین و اجاره، موقعیت مکانی و هزینه‌های حمل‌ونقل بررسی می‌شود (ویکرم<sup>۳</sup>، ۱۹۸۴).

در ادبیات تجربی روند تکامل مطالعات بدین شکل بوده که در دهه ۱۹۸۰ اکثر مدل‌ها عناصر خاصی از بازار مسکن را در یک چارچوب ایستای مقایسه‌ای سنتی مورد توجه قرار دادند. نوآوری پوتربا (۱۹۸۴) موجب شد که رویکرد وی نقطه شروعی برای مطالعات دهه ۱۹۹۰ گردد. وی مسکن را به عنوان یک دارایی مالی تلقی کرده و در چارچوب تعادل عمومی مورد بررسی قرار داد. بدین ترتیب، مطالعات با تکیه بر رویکرد وی و تمرکز بر ویژگی‌های دارایی، تحلیل سایر ویژگی‌های مسکن مانند غیرمنقول بودن و تعدیل آهسته بازار را حذف کردند؛ اما ظرفیت پیش‌بینی بیشتری نسبت به مطالعات پیشین ارائه کردند. در اوایل دهه ۱۹۹۰، با مطالعه روتنبرگ<sup>۴</sup> و همکاران (۱۹۹۱) تأکید بیشتری بر ویژگی‌های مکانی مسکن در تحلیل‌ها وارد شد. علاوه بر این، با توجه به غیرمنقول بودن مسکن، بحث بازارهای ملی و منطقه‌ای مسکن مطرح شد. اگر همه واحدهای مسکونی در سطح منطقه‌ای مشابه با تصویر ملی و همگن فرض شوند دیگر تحلیل اقتصادی در سطح منطقه‌ای توجیهی ندارد و بازارهای مسکن منطقه‌ای رفتار یکسانی خواهند داشت. در مقابل، اگر همه واحدهای مسکونی منحصر بفرد فرض شوند دیگر نمی‌توان هیچ گزاره کلی در مورد هیچ مجموعه‌ای از آنها ارائه کرد. لذا تحلیل‌های بازارهای منطقه‌ای زمانی معنا دارد که سطح ملی به بخش‌های تقسیم شود که در داخل هر منطقه فرض همگنی برقرار است؛ ولی در بین مناطق ناهمگنی وجود دارد و ناهمگنی درونی باید کمتر از ناهمگنی بیرونی باشد (گری، ۲۰۱۷). نکته حائز اهمیت در اینجا این است که تحلیل بازار مسکن باید به عنوان یک بازار واحد یا مجموعه‌ای

1. Gray
2. Gibb
3. Vickerman
4. Rothenberg

از بازارهای فرعی مرتبط به هم مورد بررسی قرار گیرد. در برخی مطالعات مطالب مربوط به تعریف بازارهای فرعی از طریق شواهد در مورد قیمت یا فرآیند تعدیل قیمت (ریس<sup>۱</sup>، ۱۹۸۸؛ روتنبرگ و همکاران، ۱۹۹۱) و در برخی دیگر مانند مک لنن و تو<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) وجود زیربازارها یا بازارهای فرعی با مفهوم عدم تعادل دائمی و در تو<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) عواملی که سبب ایجاد آنها می‌شوند، مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در مجموع، بررسی ادبیات بازار مسکن نشان می‌دهد که این بازار پیچیده‌تر از آن چیزی است که با مدل‌های تعادلی رقابتی ساده و به شکل یک بازار واحد توصیف شود. البته باید توجه داشت که هرچه مدل‌سازی پیچیده‌تر باشد، پیش‌بینی یا آزمون آن دشوارتر خواهد بود.

### ۳-۱- مدل‌سازی قیمت مسکن در چارچوب ملی

دو نظریه اساسی برای تعیین قیمت مسکن وجود دارد. اولی مبتنی بر توابع عرضه و تقاضا و یک فرآیند تعدیل قیمت است که عرضه و تقاضا را به تعادل می‌رساند. دومی مبتنی بر تئوری قیمت‌گذاری دارایی<sup>۴</sup> است و فرض می‌کند که اصل آربیتراژ، قیمت مسکن و اجاره را پس از یک فرآیند تعدیل قیمت وارد یک رابطه تعادلی می‌کند (گیجر<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۶). براساس نظریه اول در شرایط عرضه بی‌کشش در کوتاه‌مدت، قیمت مسکن توسط منحنی تقاضا مشخص می‌شود (مولبائر و مورفی، ۲۰۰۸) و بدین ترتیب، بسیاری از مطالعات در تعیین قیمت مسکن نسبت به عوامل عرضه، تأکید بیشتری بر عوامل تقاضا دارند. در واقع، نوسان مشاهده شده قیمت مسکن در طول زمان در اقتصاد کلان بسیاری از کشورها، منعکس‌کننده عوامل سمت تقاضا و انتقال آن با وجود منحنی عرضه بی‌کشش کوتاه‌مدت است. البته این بدان معنا نیست که ادبیات نظری عوامل سمت عرضه را نادیده گرفته است. استانداردترین مدل‌های بازار مسکن، تقاضا برای مسکن را از یک چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت استخراج می‌کنند و از طرفی به ذخیره مسکن اجازه می‌دهند تا به شیوه‌ای مشابه با رویه‌های موجود در ادبیات مدرن رشد اقتصادی تکامل یابد (موث، ۱۹۷۶؛ آرنوت<sup>۶</sup> و همکاران، ۱۹۸۳؛ ۱۹۹۹؛ گلیسر و گوتلیب<sup>۷</sup>، ۲۰۰۹). انواع مدل‌های تعیین قیمت مسکن را می‌توان در شش گروه کلی مدل‌های تقریبی<sup>۸</sup>، مدل‌های مارک آپ<sup>۹</sup>، مدل‌های فرم حل

1. Reece

2. MacLennan and Tu

3. Tu

۴. طبق نظریه کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی، قیمت جاری مسکن توسط اجاره مسکن جاری، نرخ سود اسمی، مالیات بر دارایی، نرخ استهلاک، پاداش ریسک و منفعت انتظاری سرمایه براساس اطلاعات موجود تعیین می‌شود (Gallin, 2006). این بدان معناست که هنگامی که بازار مسکن به عنوان یک بازار کاراً در نظر گرفته می‌شود، قیمت بازار مسکن تابعی از کلیه اطلاعات موجود در ارزش‌گذاری دارایی است. با این حال، بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند که بازار مسکن کاراً نیست؛ زیرا با اطلاعات جدید، قیمت مسکن به کندی به سمت تعادل جدید تعدیل می‌شود (Jin and Lee, 2020).

5. Geiger

6. Arnott

7. Glaeser and Gottlieb

8. Adhoc

9. Markup

شده<sup>۱</sup>، مدل‌های ذخیره-جریان<sup>۲</sup>، مدل‌های هدانیک<sup>۳</sup> و مدل‌های چرخه زندگی<sup>۴</sup> مطابق جدول ۱ طبقه‌بندی کرد (مین، ۲۰۰۱). در اینجا تنها به معرفی مدل‌های چرخه زندگی می‌پردازیم. شایان ذکر است که تمامی مدل‌هایی که برای تحلیل بازارهای مسکن ملی استفاده می‌شوند وجود هرگونه بعد فضایی را در تحلیل‌های خود نادیده می‌گیرند و عمده تفاوت این مدل‌ها با مدل‌ها در چارچوب منطقه‌ای و شهری نحوه مواجهه با ویژگی فضایی است. به عقیده مین (۲۰۰۲) تحلیل در چارچوب شهری به طور کامل تحت تأثیر ملاحظات فضایی است و تحلیل در چارچوب منطقه‌ای تاحدودی ویژگی‌های فضایی را در نظر می‌گیرد اما مدل‌های ملی تقریباً به طور کامل ویژگی‌های فضایی را نادیده می‌گیرند.

### جدول ۱. انواع مدل‌های تعیین قیمت مسکن در چارچوب ملی

مدل	توضیحات
مدل‌های تقریبی	ظهور مدل‌های تقریبی در اوایل دهه هفتاد در انگلستان به دنبال پاسخی برای افزایش قیمت مسکن در دوره ۱۹۷۳-۱۹۷۲ بودند که می‌توان این مطالعات را به دو گروه تقسیم کرد. دیدگاه گروه اول این بود که رشد اعتبار وام رهنی مسکن و حذف سهمیه‌بندی موجب شده که افزایش دسترسی به اعتبار جدید باعث افزایش تقاضای مسکن و با وجود عرضه بی‌کنش مسکن، منجر به افزایش قیمت مسکن شود. لذا نتیجه‌گیری سیاستی این بود که کنترل وام‌ها برای جلوگیری از تکرار هرگونه افزایش قیمتی ضروری است. در مقابل، دیدگاه جایگزین رشد شدید درآمد را عامل اصلی افزایش قیمت دانسته و از این رو بررسی کمی پاسخ قیمت مسکن به درآمد و وام مسکن مطرح شد (دافی <sup>۵</sup> ، ۱۹۷۰؛ مایز <sup>۶</sup> ، ۱۹۷۹)
مدل‌های مارک آپ	این مدل‌ها با فرض عرضه مسکن کاملاً با کشش، در بلندمدت تنها هزینه‌های ساخت‌وساز را عامل افزایش یا مارک آپ قیمت مسکن می‌دانند. با این حال، شواهد در انگلستان هیچ نشانی از هم‌انباشتگی قیمت مسکن و هزینه‌های ساخت‌وساز را نشان نمی‌دهند. در مقابل در ایالات متحده مطالعات نشان می‌دهند که هزینه‌های ساخت‌وساز نقش مهمی در این کشور دارند. هزینه‌های ساخت‌وساز معمولاً اثر قیمت زمین را نادیده می‌گیرند، در صورتی که رابطه نزدیکی بین قیمت مسکن و زمین وجود دارد (نلیس و لانگ باتم <sup>۷</sup> ، ۱۹۸۱؛ آبراهام و هندرشات <sup>۸</sup> ، ۱۹۹۴)
مدل‌های فرم حل شده	رویکرد فرم حل شده، معادلات تقاضا و عرضه مسکن جداگانه را تصریح می‌کند و سپس این دو را برای استخراج معادله قیمت برابر هم قرار می‌دهد. به عنوان نمونه نلیس و لانگ باتم (۱۹۸۱) روابط تقاضا و عرضه را در نظر گرفته و با افزودن فرآیندهای تعدیل پویا به مدل ایستا، برای نخستین بار از فرم تصحیح خطا استفاده کرده‌اند. در حالی که مدل آنها با انتقادات فراوانی مواجه شد اما بسیاری از ویژگی‌های این رویکرد در مدل‌های امروزی باقی مانده است.
مدل ذخیره-جریان	مدل ذخیره-جریان معمولاً به منظور برآورد پویایی کالاهای بادوام مانند مسکن ارائه شد. این مدل بین ذخیره مسکن که در کوتاه‌مدت ثابت <sup>۹</sup> است و جریان سرمایه‌گذاری مسکونی که می‌تواند

1. Reduced form
2. Stock-flow
3. Hedonic
4. Life cycle
5. Duffy
6. Mayes
7. Nellis and Longbottom
8. Abraham and Hendershott
9. Rigid

مدل	توضیحات
	<p>سریع‌تر به تغییرات شرایط اقتصاد کلان واکنش نشان دهد، تمایز قائل می‌شود. ذخیره مسکن و جریان سرمایه‌گذاری مسکونی از طریق دو کانال با هم مرتبط هستند. اولاً، ذخیره سرمایه مسکونی، همان انباشت سرمایه‌گذاری مسکونی در طول زمان است. نرخ افزایش ذخیره به نرخ افزایش سرمایه‌گذاری ناخالص مسکونی و نرخ استهلاک بستگی دارد که اغلب در طول زمان ثابت فرض می‌شود. ذخیره سرمایه مسکونی به آرامی افزایش می‌یابد و به سرعت به شوک‌ها واکنش نشان نمی‌دهد. کندی روند تعدیل به این دلیل است که نرخ استهلاک ذخیره سرمایه مسکونی پایین است. بنابراین، نسبت جریان به ذخیره نیز اندک است. تعدیل آهسته ذخیره می‌تواند به دلیل این که جریان سرمایه‌گذاری مسکونی نیز نسبتاً کند به شوک‌ها واکنش نشان می‌دهد، به تعویق بیفتد. این به دلیل طولانی بودن زمان ساخت‌وساز و همچنین به این دلیل است که سرمایه‌گذاری مسکونی از طریق هزینه‌بر است. ثانیاً، ذخیره سرمایه مسکونی و جریان سرمایه‌گذاری مسکونی از طریق قیمت مسکن با هم مرتبط هستند. قیمت مسکن که براساس سطح ذخیره مسکن تعیین می‌شود، تأثیر زیادی بر جریان سرمایه‌گذاری مسکونی جدید دارد. یکی از ویژگی‌های مهم بازار مسکن سرعت تعدیل ناهمگن عوامل تعیین‌کننده آن است؛ در حالی که ذخیره به کندی واکنش نشان می‌دهد، قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری سریع‌تر به شوک‌ها پاسخ می‌دهند (استینر<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰؛ دی پاسکال و ویتون، ۱۹۹۴؛ مک کارتی و پیچ<sup>۲</sup>، ۲۰۰۲؛ تاپل و روزن، ۱۹۸۸؛ ریدل<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴؛ دمرز<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵)</p>
مدل هدانیک	<p>مدل‌های هدانیک مبتنی بر رگرسیون هستند که در آنها قیمت مسکن به عنوان یک کالای چندبعدی توسط مجموعه‌ای از ویژگی‌های فیزیکی، مکانی و محیطی مانند تعداد اتاق، اندازه زمین و غیره تعیین می‌شود. در واقع به دلیل ماهیت غیربازاری ویژگی‌های مسکن اطلاعات تقاضای این ویژگی‌ها به طور مستقیم قابل مشاهده نیست؛ لذا تکنیک هدانیک با اندازه‌گیری ترجیحات آشکار شده، به برآورد ارزش این ویژگی‌ها کمک می‌کند. ضرایب حاصل از رگرس قیمت مسکن بر ویژگی‌ها، برآورد قیمت ضمنی هر یک از ویژگی‌ها را ارائه می‌کند (گریلیچس<sup>۵</sup>، ۱۹۷۱؛ روزن، ۱۹۷۴؛ کن<sup>۶</sup>، ۱۹۹۲؛ کن و مگبولوگ<sup>۷</sup>، ۱۹۹۷).</p>
مدل‌های چرخه زندگی	<p>مدل چرخه زندگی به عنوان نقطه شروع بیشتر مدل‌های مدرن قیمت مسکن در مطالعات بسیاری مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل‌ها هر دو بعد مصرفی و سرمایه‌ای مسکن در نظر گرفته می‌شود (دورتی و ون اردر<sup>۸</sup>، ۱۹۸۲).</p>

اولین نمونه از کاربرد مدل چرخه زندگی در انگلستان مطالعه باکلی و ارمیش<sup>۹</sup> (۱۹۸۳) است. در این مدل تقاضای مسکن از حداکثرسازی تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای خانوار برای دو کالای خدمات مسکن<sup>۱۰</sup> و کالای مصرفی ترکیبی<sup>۱۱</sup> (ترکیبی از سایر کالاهای مصرفی) با وجود محدودیت بودجه بین‌دوره‌ای بدست می‌آید (مین، ۱۹۹۹). این بدان معناست که خانوار هنگام خرید مسکن

1. Steiner
2. McCarthy and Peach
3. Riddel
4. Demers
5. Griliches
6. Can
7. Can and Megbolugbe
8. Dougherty and Van Order
9. Buckley and Ermisch
10. Housing Services
11. Composite Consumption Good

با درآمد فعلی خود محدود نشده و از درآمد انتظاری در آینده استفاده می‌کند. این امر باعث می‌شود که فرآیند تعدیل ناشی از شوک‌های برون‌زا اثر آنی کمتری داشته باشد؛ زیرا خانوار می‌تواند اثر شوک را در طول عمر خود پراکنده کند (برگلاند، ۲۰۰۷). با فرض اینکه جریان خدمات مسکن با ذخیره مسکن  $H$  متناسب است و با توجه به نرخ تنزیل حقیقی  $\beta$ ، می‌توان مطلوبیت دوران زندگی را با رابطه ۱ توصیف کرد. رابطه ۱ با توجه به محدودیت بودجه بین دوره‌ای رابطه ۲ و محدودیت‌های تکنیکی (روابط ۳ و ۴) که نحوه انباشت ذخیره دارایی‌ها (مسکن و دارایی‌های مالی) را در طول زمان نشان می‌دهند، به حداکثر می‌رسد.

$$\int_0^{\infty} e^{-\beta t} \mu(H(t), C(t)) dt \quad (1)$$

$$P(t)X(t) + S(t) + C(t) = (1 - \theta)Y(t) + (1 - \theta)i(t)A(t) \quad (2)$$

$$\dot{H}(t) = X(t) - \delta H(t) \quad (3)$$

$$\dot{A}(t) = S(t) - \pi A(t) \quad (4)$$

$P(t)$  قیمت حقیقی مسکن،  $X(t)$  سرمایه‌گذاری در مسکن نوساز،  $S(t)$  خالص پس‌انداز حقیقی خانوار (که شامل وام‌های جدید همان دوره نیست)،  $\theta$  نرخ نهایی مالیات خانوار،  $Y(t)$  درآمد حقیقی خانوار،  $i(t)$  نرخ بهره بازار،  $A(t)$  خالص دارایی‌های حقیقی خانوار به جز مسکن،  $\delta$  نرخ استهلاک فیزیکی ذخیره مسکن،  $\pi$  نرخ تورم، و پارامترهای  $\pi$ ،  $\delta$  و  $\theta$  در طول زمان ثابت فرض شدند. با توجه به شرایط مرتبه اول، رابطه ۵ نرخ نهایی جانشینی بین مسکن و کالای مصرفی ترکیبی را نشان می‌دهد و در این رابطه قیمت کالای مصرفی ترکیبی واحد در نظر گرفته می‌شود.

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = P(t) \left[ (1 - \theta)i(t) - \pi + \delta - \frac{\dot{P}}{P} \right] \quad (5)$$

این تعریف متداول از هزینه حقیقی کاربر<sup>۲</sup> است که قیمت حقیقی خدمات مسکن را نشان می‌دهد، جایی که  $\dot{P}/P(t)$  منفعت حقیقی سرمایه مورد انتظار<sup>۳</sup> است. دی پاسکال و ویتون (۱۹۹۴) اشاره می‌کنند که از اوایل دهه ۱۹۸۰ نوآوری مهم در نظریه تقاضای مسکن تعریف دقیق‌تر هزینه کاربر و تعدیل آن با تورم و لحاظ مالیات (نرخ نهایی مالیات بر دارایی و درآمد) بود. لحاظ تورم موجب در نظر گرفتن انتظارات ناشی از افزایش قیمت مسکن می‌شود. این تعریف می‌تواند شامل مواردی مانند مالیات بر دارایی، هزینه نگهداری و هزینه‌های معاملاتی نیز شود، اما حداقل در مدل‌های سری‌زمانی، تغییرات در رابطه ۵ تحت تأثیر تغییرات نرخ بهره و منفعت سرمایه مسکن است. در عمل مهم‌ترین موضوع چه در مطالعات انگلستان و چه در ادبیات ایالات متحده، لحاظ تأثیر محدودیت‌های اعتباری و نقش دسترسی به بازارهای اعتباری در ایجاد نوسانات قیمت مسکن است. مین (۱۹۹۰) نسخه اصلاح شده‌ای از هزینه کاربر را با لحاظ محدودیت اعتبار ارائه می‌کند.

1. Berglund

2. Real Housing User Cost

3. Expected Real Capital Gain

مهم‌ترین نتیجه مطالعات نظری این است که حذف محدودیت‌های اعتبار، حساسیت تقاضای مسکن را نسبت به تغییرات نرخ‌های بهره افزایش می‌دهد (مین و اندرو<sup>۱</sup>، ۱۹۹۸). رابطه ۵ به شکلی متفاوت، می‌تواند به عنوان شرط کارایی بازار یا رابطه آربیتراژ هم بیان شود. اگر  $R(t)$  اجاره احتسابی حقیقی مسکن<sup>۲</sup> را نشان دهد، آربیتراژ نیازمند برقراری رابطه ۶ است. این رابطه، امکان آزمون مستقیم کارایی بازار مسکن را فراهم می‌کند و نشان می‌دهد که بازدهی مسکن یعنی اجاره احتسابی به علاوه هرگونه منفعت سرمایه مسکن خالص شده از استهلاک، برابر است با بازدهی دارایی‌های جایگزین پس از مالیات، درحالی که محدودیت‌های اعتباری نیز لحاظ شود.

$$P(t) = R(t) / [(1-\theta)i(t) - \pi + \delta - \frac{\dot{P}^e}{P(t)}] \quad (6)$$

ذکر چند نکته درباره مدل ضروری است. نخست، مدل استاندارد چرخه زندگی مسکن (رابطه ۶) هیچ جایگاهی برای عنصر ریسک در چارچوب نظری در نظر نگرفته و براساس فرض اساسی قطعیت<sup>۳</sup> (بدون ریسک بودن قیمت مسکن و آگاهی کامل مردم از قیمت‌های آتی) ساخته شده است. مجموعه‌ای از مطالعات نظیر مین (۱۹۹۰)، مولبائر و مورفی<sup>۴</sup> (۱۹۹۷)، پوتربا<sup>۵</sup> و همکاران (۱۹۹۱) و منکیو و ویل<sup>۶</sup> (۱۹۸۹) بیان می‌کنند که قیمت مسکن واقعی دارای ریسک است و فرض انتظارات عقلایی باید رد شود. وانگ<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۲۰) با گسترش مدل چرخه زندگی به مدلی با مطلوبیت مورد انتظار دو نوع دارایی مسکن یکی دارای ریسک و دیگری بدون ریسک، نشان می‌دهند که قیمت مسکن متأثر از پاداش ریسک بازار مسکن است و علیرغم اینکه نتایج تجربی نشان می‌دهد که اثر ریسک بازار مسکن بر قیمت مسکن بسیار ناچیز است، اما در نظر گرفتن ریسک در تحلیل و پیش‌بینی تعادل‌های بلندمدت قیمت مسکن بسیار مفید است. دوم، با فرض کارایی بازار مسکن معادله قیمت حاصل از رابطه ۶ نیازی به وقفه ندارد اما این فرض به احتمال زیاد برقرار نیست. چندین مطالعه فرضیه کارایی را در بازار مسکن به ویژه در ایالات متحده رد کرده‌اند (گاتزلاف و تیرتیرائولو<sup>۸</sup>، ۱۹۹۵) و اطلاعات بسیار اندکی در مورد کارایی بازار مسکن انگلیس نیز در دسترس است (مین، ۲۰۰۲). از سوی دیگر، مدل‌های تجربی نشان می‌دهند که تعدیل وقفه‌ای از ویژگی‌های رفتار قیمت است و بدون توسل به ناکارایی نیز محدودیت‌های پیش پرداخت، جستجو در بازار مسکن، شکل‌گیری انتظارات و زمان‌بر بودن فرآیند ساخت‌وساز همگی می‌توانند وقفه‌هایی را در تعدیل قیمت ایجاد کنند.

ویژگی مهم رویکرد چرخه زندگی این است که مصرف خدمات مسکن و نقش سرمایه‌گذاری مسکن را به طور همزمان در نظر می‌گیرد و مورد اول با اجاره احتسابی در نظر گرفته می‌شود. با

1. Meen and Andrew
2. Real Imputed Rental Price
3. Certainty
4. Muellbauer and Murphy
5. Poterba
6. Mankiw and Weil
7. Wang
8. Gatzlaff and Tirtiroglu

فرض این که بازار خدمات مسکن در هر بازه زمانی تسویه می‌شود، در فرم حل‌شده این مدل، اجاره احتسابی، منعکس‌کننده کلیه عوامل تعیین‌کننده تقاضا و عرضه مسکن است. اجاره احتسابی  $R(t)$  به طور مستقیم قابل مشاهده نبوده و در مطالعات تجربی مختلف، براساس عوامل تعیین‌کننده موردانتظار آن نظیر متغیرهای درآمد، ثروت، جمعیتی و ذخیره مسکن (رابطه ۷) تعیین می‌شود (مین، ۱۹۹۹). با جایگزینی رابطه ۷ در رابطه ۶ و حذف اندیس زمان، یک معادله عمومی به شکل رابطه ۸ حاصل می‌شود و در آن  $Y, W, HH, H, M$  به ترتیب برابر با درآمد حقیقی، ثروت حقیقی، تعداد خانوارها، ذخیره مسکن و معیاری برای سهمیه‌بندی اعتبار هستند. باید توجه داشت که رابطه صریح ارائه شده در رابطه ۶ در رابطه ۸ از بین رفته، زیرا اطلاعی از رابطه دقیق تعیین  $R(t)$  وجود ندارد.

$$R(t) = h(Y(t), W(t), HH(t), H(t)) \quad (7)$$

$$\ln(P) = f(\ln(Y), \ln(W), \ln(HH), \ln(H), \ln(M), \ln[(1-\theta)i + \delta - \pi - \dot{P}^e / P]) \quad (8)$$

در صورت حذف ذخیره مسکن از رابطه ۷، هیچ بازخوردی از عرضه جدید به قیمت مسکن وجود نخواهد داشت (مین، ۲۰۰۱). لذا با جایگذاری رابطه ۹ در رابطه ۷ هزینه حقیقی ساخت و ساز در معادله قیمت مسکن ظاهر می‌شود. رابطه ۱۰ به عنوان رابطه اساسی توسط بسیاری از پژوهشگران مورد استفاده قرار گرفته که در آن بخشی از ساختار نظری رابطه ۶ از بین رفته است. در واقع، اگر این معادله با مدل فرم حل شده تقاضا و عرضه مقایسه شود، ساختارهای آنها مشابه است. بنابراین تشخیص تجربی بین این دو فرضیه دشوار است.

$$h_t = \beta_1 + \beta_2 g(t) - \beta_3 C(t) + \beta_4 h_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

$$\ln(P) = a_1 \ln(Y) + a_2 \ln(W) + a_3 \ln(HH) + a_4 \ln(H) + a_5 \ln(M) + a_6 i + a_7 \dot{p}h^e + \varepsilon \quad (10)$$

$$\dot{p}h^e = \pi + \dot{P}^e / P$$

کنی (۱۹۹۹) با اشاره بر تعدیل آهسته در سمت تقاضا و عرضه بازار مسکن به دلایل متعددی از جمله هزینه‌های مبادلاتی بالا، بر اهمیت تمایز بین اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت در داده‌های بازار مسکن تأکید کرده و با اضافه کردن پویایی، فرم کلی مدل تصحیح خطا (رابطه ۱۰) را ارائه می‌کند که در آن  $\gamma$  یعنی ضریب تصحیح خطا، سرعت تعدیل را برای تعادل بلندمدت تعیین می‌کند.

$$\Delta \ln(P)_t = \gamma [\ln(P) - \rho \ln(X)]_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln(P)_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln(X)_t + \mu_t \quad (11)$$

$$X' = [Y, W, HH, H, M, i, ph^e]$$

در ادبیات تجربی مدل‌های تصحیح خطا در کشورهای مختلف توسط بسیاری از پژوهشگران مورد استفاده قرار گرفته است. پژوهشگرانی نظیر نیلس و لانگ باتم (۱۹۸۱)، مین (۱۹۹۰)، جوسانی و حاجدمتو<sup>۱</sup> (۱۹۹۰)، مونرو و تو<sup>۲</sup> (۱۹۹۶)، دریک<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) و اشورث و پارکر<sup>۴</sup> (۱۹۹۷)

1. Giussani and Hadjimatheou
2. Munro and Tu
3. Drake
4. Ashworth and Parker

در انگلستان، کاسون<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) در فنلاند، هورت<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) در سوئد، آبلسون<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۵) در استرالیا رابطه ۱۱ را تخمین زدند. در ایالات متحده، رویکرد تصحیح خطا کمتر متداول بوده اما مطالعات مالپزی<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) و آبراهام و هندرشات (۱۹۹۴) را نیز می‌توان در گروه مدل‌های تصحیح خطا تفسیر کرد.

برخی مطالعات تجربی نیز مانند مین (۲۰۰۰) با استفاده از مدل‌های VAR با تحمیل قیود برون‌زایی ضعیف، که خصوصیات بلندمدت مدل را تعیین می‌کنند، مدل‌های ساختاری را با ضرایب قابل تفسیر به دست آورند.

### ۳-۲- مدل‌سازی قیمت مسکن در چارچوب منطقه‌ای

همانطور که پیش‌تر اشاره شد، در تحلیل اقتصاد مسکن دو رویکرد متداول استفاده از مبانی نظری اقتصاد منطقه‌ای و شهری است که در اقتصاد منطقه‌ای گرایش مدل‌سازی بیشتر به اقتصاد کلان همراه با لحاظ اهمیت فضا است. در مقابل، مبانی نظری اقتصاد شهری گرایش بیشتری به تئوری اقتصاد خرد دارد. لذا بررسی ادبیات مربوط به مدل‌های منطقه‌ای قیمت مسکن نشان می‌دهد که مطالعات بسیاری از این مدل‌ها نسبت به مدل‌های اقتصاد شهری به دلیل شباهت بیشتر به مدل‌های کلان اقتصادی استفاده کرده‌اند. در این رویکرد با استفاده از نظریه چرخه زندگی، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن تعیین شده و با استفاده از روش‌های گوناگون اقتصادسنجی، ویژگی‌های بازار منطقه‌ای مسکن وارد مدل می‌شوند (گری، ۲۰۱۷).

در ادامه به مرور روش‌های مختلف اقتصادسنجی برای لحاظ ویژگی‌های بازارهای منطقه‌ای مسکن می‌پردازیم. ابتدا باید توجه داشت که اعتبار مدل‌های ملی وابسته به اشکال مختلف تورش تجمیع است. شرایط تجمیع بر دو ویژگی تأکید دارند. نخست، ساختار تقاضای خانوارهای مناطق مختلف یکسان است یعنی همه خانوارها و یا مناطق رفتار یکسانی دارند و همگنی ضرایب باید حفظ شود. دوم، توزیع درآمد خانوارها یا رشد اقتصادی مناطق تغییر نمی‌کند یعنی عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن مانند درآمد، هم در بین افراد و هم در بعد فضا با سرعت مشابهی رشد می‌کنند یا روندهای تصادفی مشترکی را نشان می‌دهند. در صورتی که این شرایط برقرار باشد، نقش محدودی برای تحلیل منطقه‌ای وجود دارد و انتظار می‌رود قیمت مسکن در هر منطقه با نرخ مشابهی رشد کند. اما شواهد حاکی از آن است که نه تنها تقاضای خانوارها در مورد مسکن در مناطق مختلف یکسان نیست بلکه نحوه تغییرات قیمت مسکن در مناطق مختلف نیز دارای روند یکسانی نیست. احتمال ناهمگنی موجود در مناطق (به دلیل تفاوت در رگرسورها از جمله تفاوت در درآمد مناطق مختلف و یا تفاوت در ساختار مناطق یعنی پارامترها) و تغییرات توزیع درآمد مناطق مختلف به دلیل تفاوت در رشد اقتصادی مناطق، موجب می‌شود که شرایط تجمیع احراز

1. Kosonen  
2. Hort  
3. Abelson  
4. Malpezzi

نشود. بنابراین مدل‌سازی قیمت مسکن منطقه‌ای نسبت به مدل‌های ملی دارای مزیت است و دو ویژگی رایج داده‌های فضایی، وابستگی فضایی<sup>۱</sup> و ناهمگنی ضرایب فضایی<sup>۲</sup> در مدل‌سازی مطالعات منطقه‌ای مسکن باید مورد توجه قرار گیرد (مین، ۲۰۰۱).

در ادبیات دو منبع محتمل برای وابستگی مقطعی بازارها در سطح منطقه‌ای شناسایی شده است. نخست، وابستگی مقطعی ناشی از نقش فضا در فرآیندهای اقتصادی و تأکید بر تعاملات در فضا است که به طور معمول با استفاده از یک ماتریس وزنی فضایی (براساس فاصله فیزیکی، اقتصادی یا اجتماعی) اندازه‌گیری می‌شود. دومین منبع وابستگی مقطعی می‌تواند ناشی از شوک‌های مشترک کل اقتصاد باشد که بر تمام واحدهای مقطعی اثر می‌گذارد و توسط تعدادی از عامل‌های قابل مشاهده و یا غیرقابل مشاهده منعکس می‌شوند. تغییر در نرخ بهره، قیمت نفت و فناوری نمونه‌هایی از این شوک‌های مشترک هستند که می‌توانند قیمت مسکن را با درجات مختلفی در مناطق تحت تأثیر قرار دهند (یانگ، ۲۰۲۱). مطالعات اولیه تنها با لحاظ وابستگی مقطعی ناشی از نقش فضا در بازارهای منطقه‌ای به تجزیه و تحلیل براساس رویکرد اقتصادسنجی فضایی پرداختند. اثرات فضایی<sup>۳</sup> می‌توانند از دو منبع وابستگی فضایی و ناهمگنی فضایی ناشی شوند. در رویکرد اقتصادسنجی فضایی، وابستگی فضایی به طور معمول با ایجاد همبستگی فضایی در متغیر وابسته (وقفه فضایی<sup>۴</sup>) و یا همبستگی فضایی در اجزای خطا (خطای فضایی<sup>۵</sup>) و یا ترکیبی از هر دو ویژگی با هدف ساخت مدل‌های فضایی با مرتبه بالاتر تصریح می‌شود. دسته دوم اثرات فضایی یعنی ناهمگنی فضایی، مورد خاصی از ناهمگنی قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده است که به طور برجسته در ادبیات اقتصادسنجی داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌گیرد (آنسلین<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۰۸).

مطالعات پیشگام از رویکرد اقتصادسنجی فضایی تنها به شکل مدل مقطعی فضایی<sup>۷</sup> استفاده کردند. در این مطالعات اثرات همسایگی معمولاً با استفاده از یک ماتریس اتصال<sup>۸</sup> یا وزن‌های فضایی غیرمنفی ( $W$ ) تعریف می‌شود که الگوی وابستگی فضایی را مشخص می‌کند (موران<sup>۹</sup>، ۱۹۴۸؛ کلیف و ارد<sup>۱۰</sup>، ۱۹۷۳، ۱۹۸۱؛ آنسلین، ۱۹۸۸، ۲۰۰۱؛ هاینینگ<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۴). سطرها و ستون‌های این ماتریس، که اغلب با  $W=(w_{ij})$  نشان داده می‌شوند، با مشاهدات مقطعی (به عنوان مثال، افراد، مناطق یا کشورها) مطابقت دارند، و عنصر می‌تواند به عنوان قدرت تعامل بالقوه بین

1. spatial dependence
2. spatial heterogeneity
3. spatial effects
4. spatial lag models
5. spatial error models
6. Anselin
7. general spatial cross-section model or single equation cross-sectional setting
8. connection
9. Moran
10. Cliff and Ord
11. Haining

واحدهای  $i$  و  $z$  تفسیر شود.  $W$  معمولاً براساس همسایگی یا مجاورت جغرافیایی<sup>۱</sup>، یا معیارهای دیگری نظیر مجاورت اقتصادی (کانلی<sup>۲</sup>، ۱۹۹۹؛ پسران<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۴)، معیارهای سیاسی (بایکر<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵)، و یا فاصله اجتماعی (کانلی و توپا<sup>۵</sup>، ۲۰۰۲) تصریح می‌شود. وزن‌ها معمولاً به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند و اکثر مطالعات تجربی فرض می‌کنند که وزن‌ها در زمان ثابت هستند. البته در برخی از مطالعات مانند دراسکا و هوریس<sup>۶</sup> (۲۰۰۴) و سزا بیانچ<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۱۲)، وزن‌ها می‌توانند در طول زمان تغییر کنند.

در چارچوب مقطعی، در مدل‌های وقفه فضایی کلجیان و رابینسون<sup>۸</sup> (۱۹۹۳) و کلجیان و پروچا<sup>۹</sup> (۱۹۹۸) یک استراتژی IV را برای مقابله با درون‌زایی (وقفه فضایی متغیر  $W_1Y_n$ )، پیشنهاد می‌شود که شامل استفاده از وقفه فضایی متغیرهای توضیحی (برون‌زا)  $W_1X_n$  به عنوان ابزار است. در مدل‌های خطای فضایی پرکاربردترین مدل، تصریح خودرگرسیون فضایی (SAR) برای اجزای اخلاط است.

فرآیند SAR توسط کلیف و اورد (۱۹۸۱) پیشنهاد شد و برآوردگر شبه حداکثر درستنمایی (ML) توسط آنسلین (۱۹۸۸) و لی<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۴) مورد استفاده قرار گرفت. سپس کلجیان و پروچا (۱۹۹۹) یک تخمین‌زن GMM سازگار را تحت شرایط منظم بودن ارائه کردند. لی و لیو<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۶) مجموعه‌ای از گشتاورها را پیشنهاد می‌کنند که کار کلجیان و پروچا (۱۹۹۹) را به عنوان حالت خاصی در نظر می‌گیرد. لی و لیو (۲۰۱۰) این چارچوب را برای تخمین مدل SAR با وقفه‌های فضایی مرتبه بالاتر گسترش می‌دهند. کلجیان و پروچا (۲۰۱۰) کار اصلی خود را تعمیم می‌دهند تا وقفه‌های فضایی متغیر وابسته و امکان واریانس ناهمسانی اجزای خطا را نیز در مدل در نظر بگیرند. فینگلتون<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۸) نیز رگرسیون با اجزای خطای میانگین متحرک فضایی را در نظر گرفت. از جمله کاستی‌های این چارچوب می‌توان به عدم امکان تحلیل ناهمگنی شیب‌ها در بین مقاطع و نیاز پژوهشگران به اطلاعات اولیه درباره ماتریس وزن‌ها اشاره کرد (پسران، ۲۰۱۵).

در ادامه با افزایش دسترسی به داده‌ها در سطوح مختلف (در سراسر کشورها، مناطق، یا صنایع)، لحاظ وابستگی مقطعی در مدل‌ها با داده‌های پانل نیز مورد توجه قرار گرفت (آنسلین، ۱۹۸۸؛ الهورست<sup>۱۳</sup>، ۲۰۰۳). ادبیات اولیه داده‌های پانل با فرض خطاهای مقطعی مستقل و

1. contiguity or geographic proximity

2. Conley

3. Pesaran

4. Baicker

5. Conley and Topa

6. Druska and Horrow

7. Cesa-Bianchi

8. Kelejian and Robinson

9. Kelejian and Prucha

10. Lee

11. Lee and Liu

12. Fingleton

13. Elhorst

شیب‌های همگن، ناهمگنی را تنها در بین واحدها (مقطع و زمان) با عرض از مبدهای خاص واحد یا خاص زمان به شکل اثرات ثابت یا تصادفی در نظر می‌گرفت. اما به مرور مطالعات نشان دادند که وابستگی مقطعی خطاها می‌تواند به دلیل حذف اثرات عامل‌های مشترک، اثرات فضایی یا در نتیجه تعاملات درون شبکه‌های اجتماعی و اقتصادی رخ دهد و نادیده گرفتن وابستگی مقطعی خطاها می‌تواند عواقب جدی در پی داشته باشد. بنابراین در کاربردهای داده پانل، پژوهشگران با چالشی روبرو شدند که می‌بایست وجود وابستگی مقطعی خطاها ناشی از هر دو منبع احتمالی (وابستگی فضایی و شوک‌های مشترک) را در تجزیه و تحلیل خود وارد می‌کردند. در این شرایط اولاً به‌کارگیری رویکردهای متداول پانل مانند اثرات ثابت یا تصادفی، بسته به درجه وابستگی مقطعی و وجود یا فقدان همبستگی میان منبع تولیدکننده وابستگی مقطعی و رگرسورها، می‌تواند منجر به استنتاج گمراه‌کننده و حتی برآوردگرهای ناسازگار شود (فیلیپس و سول، ۲۰۰۳؛ اندرو، ۲۰۰۵؛ سارافیدیس و رابرتسون، ۲۰۰۹). لذا مطالعات نیازمند ارائه تکنیک‌های مناسب تخمین و استنباط بودند. دوماً، نحوه مواجهه با وابستگی مقطعی در مدل‌های داده پانل بسته به ابعاد مقاطع  $N$  و دوره زمانی  $T$  متفاوت است. سوماً، مسائل مهمی نظیر آزمون درجه وابستگی مقطعی و مدل‌سازی وابستگی مقطعی خطاها در این چارچوب باید وارد ادبیات می‌شد.

مورد اول مربوط به مدل‌های داده پانل با بعد مقطعی کوتاه و بعد سری‌زمانی طولانی است. در این مدل‌ها، رویکرد استاندارد برای وابستگی مقطعی این است که معادلات مقاطع مختلف را به عنوان سیستمی از معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتب (SURE) در نظر می‌گیرند و سپس با تکنیک‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) تخمین می‌زنند (آنسلین و همکاران، ۲۰۰۸). فرض لازم برای سازگاری برآوردگر SURE این است که عوامل ایجادکننده وابستگی مقطعی با رگرسورها همبستگی ندارند. در حالتی که بعد سری‌زمانی به اندازه کافی بزرگ نباشد، به ویژه اگر  $N > T$  باشد، چالش اصلی آغاز شده و دیگر استفاده از رویکرد SURE امکان‌پذیر نیست. لذا برای مدل‌های داده پانل با  $N$  بزرگ، مطالعات برای لحاظ وابستگی مقطعی خطاها ناشی از وابستگی فضایی و شوک‌های مشترک دو شاخه مجزا را طی کردند تا در نهایت مدل‌هایی ارائه شود که هر دو نوع وابستگی را لحاظ کند. شاخه نخست شامل مطالعاتی با رویکردهای اقتصادسنجی فضایی است که در جدول به‌طور اجمالی ارائه شده است. شاخه دوم مربوط به مطالعات مبتنی بر رویکرد چندعاملی است. در این رویکرد فرض می‌شود که یکی از منابع اصلی وابستگی مقطعی در داده‌های اقتصاد کلان، شوک‌های مشترک، مانند شوک‌های قیمت نفت و بحران‌های مالی بین‌المللی است که موجب هم‌حرکتی متغیرهای اقتصادی می‌شوند (بایی و کائو، ۲۰۰۶). در این مدل‌ها می‌توان وابستگی مقطعی را با تعداد اندکی از عامل‌های مشترک مشاهده نشده مشخص کرد که به دلیل وقوع شوک‌های اقتصادی همه مقاطع را، البته با شدت متفاوت،

1. Phillips and Sul
2. Andrews
3. Sarafidis and Robertson
4. Bai and Kao

تحت تأثیر قرار می‌دهند. نرخ بهره و قیمت نفت نمونه‌هایی از عامل‌های مشترک مشاهده شده هستند که تمایل دارند بر تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری همه خانوارها و بنگاه‌ها تأثیر بگذارند (پسران، ۲۰۱۵). در مدل‌های چندعاملی، همبستگی بین هر جفت واحد (مقطع) به فاصله این مشاهدات از یکدیگر بستگی ندارد و اثر فروپاشی فاصله<sup>۱</sup> را که زیربنای مدل‌های اقتصادسنجی فضایی است نقض می‌کند. نسخه پویای مدل‌های عاملی توسط گوک<sup>۲</sup> (۱۹۷۷) و سارجنت و سیمز<sup>۳</sup> (۱۹۷۷) ارائه شد و به هیچ اطلاعات اولیه‌ای در مورد ترتیب<sup>۴</sup> واحدهای مقطعی یا ماتریس‌های وزنی مورد استفاده در ادبیات اقتصادسنجی فضایی نیازی ندارد. در تخمین مدل‌ها با داده‌های پانل که خطاهای آنها ساختار عامل مشترک دارند باید بین حالتی که ضرایب شیب برای همه مقاطع همگن فرض می‌شود و حالتی که ناهمگنی ضرایب شیب را فرض می‌کند و هدف تخمین میانگین ضرایب برای همه مقاطع است، تمایز قائل شد. در جدول ۳ روند توسعه این شاخه از مدل‌ها گزارش شده است.

## جدول ۲. رویکردهای اقتصادسنجی فضایی برای مواجهه با وابستگی خطاها ناشی از وابستگی فضایی

رویکرد	توضیحات
مدل‌های وقفه فضایی	تخمین‌زن‌های متداول مانند pooled OLS یا FE ناسازگار بوده و رویکردهای تخمین جایگزین، مانند ML و GMM، برای برآورد سازگار پارامترها در این مدل‌ها پیشنهاد شده است (پسران، ۲۰۱۵). با پیروی از کلجیان و پروچا (۱۹۹۸)، ماتل و فافرماریه <sup>۵</sup> (۲۰۱۱) نشان دادند که، رویکرد IV (برای مقابله با درونزایی وقفه فضایی) می‌تواند به راحتی با داده‌های پانل فضایی با اثرات ثابت یا تصادفی سازگار شود.
مدل‌های خطای فضایی	برآوردگرهای متداول پانل مانند برآوردگرهای اثرات ثابت (FE) یا اثرات تصادفی (RE) در شرایط منظم بودن و رگرسیون‌های اکیداً برون‌زا، سازگار هستند اما کارآ نیستند؛ زیرا ماتریس وارینانس-کوواریانس خطاها غیرقطری است و عناصر قطر اصلی نیز ثابت نیستند. لذا پژوهشگرانی نظیر الهورست (۲۰۰۳) برآوردگر (ML) را مطرح می‌کنند و لی و یو <sup>۶</sup> (۲۰۱۰الف) خواص برآوردگر ML را با وجود وابستگی فضایی و تصریح مدل پانل به شکل اثرات ثابت و بالتاجی <sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۱۳) با تصریح مدل پانل به شکل اثرات تصادفی را مورد بررسی قرار دادند. در چارچوب مقطعی، کلجیان و پروچا (۱۹۹۹) یک تخمین‌زن GMM سازگار را تحت شرایط منظم بودن پیشنهاد کردند. در ادامه، این چارچوب توسط کاپور <sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۰۷) برای تخمین مدل رگرسیون پانل فضایی با مولفه‌های خطای گروهی، و توسط ماسکان و توسی <sup>۹</sup> (۲۰۱۱) برای پانل با اثرات ثابت گسترش یافت. دراسکا و هورس (۲۰۰۴) کار کلجیان و پروچا (۱۹۹۹) را در چارچوب پانل با اجزای خطای SAR، متغیر مجازی زمانی و وزن‌های فضایی متغیر در زمان معرفی کردند، و مجدداً فینگلتون (۲۰۰۸ب) در مطالعه خود تخمین‌زن GMM را

1. distance decay
2. Geweke
3. Sargent and Sims
4. Ordering
5. Mutl and Pfaffermayr
6. Lee and Yu
7. Baltagi
8. Kapoor
9. Moscone and Tosetti

رویکرد	توضیحات
مدل دوربین فضایی	<p>برای رگرسیون با اجزای خطای میانگین متحرک فضایی تعمیم داد. ایگر<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۹) خصوصیات نمونه کوچک برآوردگرهای ML و GMM را با هم مقایسه کرده و مشاهده می‌کنند که آنها تحت فرض توزیع نرمال و غیرنرمال اجزای خطای واریانس همسان به طور مشابه عمل می‌کنند. با این حال، یکی از مزیت‌های روش GMM نسبت به ML به ویژه در پانل‌های نامتوازن این است که از نظر محاسباتی ساده‌تر است (ایگر و همکاران، ۲۰۰۵).</p>
مدل‌های پانل پویا با وابستگی فضایی <sup>۸</sup>	<p>الهورست (۲۰۰۳) به طبقه‌بندی مدل‌های پانل فضایی با لحاظ ناهمگنی، هم در طول زمان و هم در فضا، و همچنین با در نظر گرفتن وابستگی توام به فضا-زمان پرداخته و اشاره می‌کند که تعداد زیادی از ترکیبات ناهمگنی و وابستگی فضایی-زمانی امکان‌پذیر است اما بسیاری از آنها با مشکل شناسایی مواجه هستند و یا در عمل قابل تخمین نیستند. در این راستا، لسیچ و پیس<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، الهورست (۲۰۱۰) و لسیچ و فیشر<sup>۳</sup> (۲۰۰۸) استدلال می‌کنند که یک مدل فضایی انعطاف‌پذیر مدل دوربین است که با لحاظ تعاملات فضایی هم در متغیرهای وابسته و هم متغیرهای مستقل، صرف‌نظر از فرآیند تولید داده‌ها، تخمین بهتری از ضرایب سازگار را فراهم می‌کند. لسیچ و پیس (۲۰۰۹) با تأکید بر تجزیه اثرات به اثر مستقیم و غیرمستقیم با استفاده از رویکرد مشتقات جزئی اظهار می‌کنند که می‌توان به تفسیر معتبرتری برای پارامترهای مدل‌های اقتصادسنجی فضایی دست یافت، زیرا رویکرد برآورد نقطه‌ای استاندارد، می‌تواند منجر به خطا در نتیجه‌گیری شود. (آیبت<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷). الهورست و همکاران (۲۰۲۰) تأکید می‌کنند که مدل اقتصادسنجی فضایی خطی با مجموعه کاملی از سه نوع وقفه فضایی (در متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و عبارت خطا) به ندرت در تحقیقات تجربی استفاده می‌شود؛ اما مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) با لحاظ وقفه فضایی در متغیر وابسته، همچنان محبوب‌ترین مدل در اکثر مطالعات تجربی مربوط به وابستگی فضایی با وجود انتقادات بسیار در مطالعات مختلف از جمله پینکس و اسلید<sup>۵</sup> (۲۰۱۰)؛ کورادو و فینگلتون<sup>۶</sup> (۲۰۱۲) و وگا و الهورست<sup>۷</sup> (۲۰۱۶) است.</p>
مدل‌های پانل پویا با وابستگی فضایی <sup>۸</sup>	<p>لی و یو<sup>۶</sup> (۲۰۱۰) و آنسلین و همکاران (۲۰۰۸) مدل‌های پانل پویا با وابستگی فضایی<sup>۱۰</sup> را مطرح کردند که وابستگی فضایی (وقفه فضایی متغیر وابسته) و پویایی زمانی (وقفه زمانی متغیر وابسته) را در نظر می‌گیرند. آنسلین و همکاران (۲۰۰۸) مدل‌های پویای فضایی را به چهار دسته تقسیم می‌کنند، نخست مدل «فضایی بازگشتی»<sup>۱۱</sup> اگر فقط یک وقفه زمانی فضایی گنجانده شود، دوم، مدل «زمانی-فضایی بازگشتی»<sup>۱۲</sup> اگر یک وقفه زمانی و یک وقفه زمانی فضایی وجود داشته باشد. سوم، مدل «زمانی-فضایی همزمان»<sup>۱۳</sup> اگر یک وقفه زمانی و یک وقفه آنی فضایی داشته باشیم و چهارم، مدل «پویای زمانی-فضایی»<sup>۱۴</sup> اگر همه اشکال وقفه در مدل لحاظ شود.</p>

1. Egger
2. LeSage and Pace
3. LeSage and Fischer
4. Abate
5. Pinkse and Slade
6. Corrado and Fingleton
7. Vega and Elhorst
8. dynamic panels with spatial dependence
9. Lee and Yu
10. dynamic panels with spatial dependence
11. pure space recursive
12. time-space recursive
13. time-space simultaneous

۱۴. مدل time-space dynamic panel data (SDPD) را مدل spatial dynamic panel data (SDPD) نیز می‌نامند.

توضیحات	رویکرد
کورنیوتیس <sup>۱</sup> (۲۰۱۰) بیان می‌کند پارامترها، از جمله اثرات ثابت یک مدل از نوع «زمانی-فضایی بازگشتی» <sup>۲</sup> می‌توانند توسط OLS برآورد شوند. الهورست (۲۰۰۵) با روش حداکثر درستنمایی غیرشرطی یک مدل پانل پویا با خطای فضایی را تخمین می‌زند و موتل <sup>۳</sup> (۲۰۰۶) این مدل را با استفاده از روش سه مرحله‌ای تعمیم‌یافته گشتاورها (GMM) برآورد می‌کند. سو و یانگ <sup>۴</sup> (۲۰۱۵) QMLE های مدل را تحت هر دو تصریح اثرات ثابت و تصادفی استخراج می‌کنند. یو و همکاران <sup>۵</sup> (۲۰۰۸) و یو و لی <sup>۶</sup> (۲۰۱۰) مدل‌های هم‌انباشتگی فضایی، پایدار و ریشه واحد را مطالعه می‌کنند که در آن وقفه زمانی، وقفه زمانی فضایی و وقفه آنی فضایی همگی وارد مدل شده‌اند. مطالعه آنسلین و همکاران (۲۰۰۸) فهرستی از مدل داده‌های تابلویی فضایی را بررسی و توابع درست‌نمایی مربوطه را ارائه می‌دهد.	

### جدول ۳. رویکرد چندعاملی برای مواجهه با وابستگی خطاها ناشی از شوک‌های مشترک

توضیحات	رویکرد
اگر رگرسورها اکیداً برون‌زا باشند و انحراف از میانگین ضرایب ناهمگن، مستقل از خطاها و رگرسورها توزیع شوند، تخمین به طور سازگار با استفاده از روش‌های ترکیبی <sup>۸</sup> و میانگین گروهی <sup>۹</sup> انجام می‌شود. اما اگر رگرسورها برون‌زا ضعیف باشند یا انحراف‌ها با رگرسورها یا خطاها همبستگی داشته باشند، تنها برآورد میانگین گروهی سازگار است.	پسران و اسمیت <sup>۷</sup> (۱۹۹۵)
ارائه یک روش تخمین دو مرحله‌ای را برای مدل داده‌های پانل با رگرسورهای اکیداً برون‌زا و شیب‌های همگن. در مرحله اول، PC از باقیمانده‌های OLS به عنوان پراکسی برای متغیرهای مشاهده نشده استخراج می‌شوند و در مرحله دوم عامل‌های برآورد شده، قابل مشاهده تلقی می‌شوند و رگرسیون کمکی برآورد می‌شود. با این حال، اگر عامل‌ها و رگرسورها با هم همبستگی داشته باشند، همانطور که در عمل احتمالاً چنین است، برآوردگر دو مرحله‌ای ناسازگار می‌شود (پسران، ۲۰۰۶).	کوکلی <sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۰۲)
بایی (۲۰۰۹) با تکیه بر کوکلی و همکاران (۲۰۰۲)، یک روش تکراری را پیشنهاد کرده است که شامل تکرار روش PC تا زمان همگرایی است و نشان می‌دهد که چنین برآوردگری حتی اگر عامل‌های مشترک با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشند سازگار است. لازم به ذکر است که برآوردگرهای مبتنی بر PC عموماً نیاز به تعیین تعداد مجهول عامل‌ها دارند تا در مرحله دوم تخمین گنجانده شود و این موضوع می‌تواند درجاتی از عدم قطعیت نمونه‌گیری را وارد تجزیه و تحلیل کند. <sup>۱۲</sup>	بایی <sup>۱۱</sup> (۲۰۰۹)
پسران (۲۰۰۶) روش تخمین اثرات همبسته مشترک <sup>۱۳</sup> (CCE) را پیشنهاد می‌کند که شامل تقریب ترکیب خطی عامل‌های مشترک مشاهده نشده با میانگین مقطعی متغیرهای وابسته و	پسران (۲۰۰۶)

1. Korniotis
2. time-space recursive
3. Mutl
4. Su and Yang
5. Yu
6. Yu and Lee
7. Pesaran and Smith
8. Pooled estimator
9. Mean Group estimator (MG)
10. Coakley
11. Bai

۱۲. تخمین تعداد عامل‌ها، خود دارای ادبیات گسترده‌ای است که نیازمند مطالعه‌ای دیگر می‌باشد.

13. common correlated effects

توضیحات	رویکرد
<p>توضیحی و سپس اجرای رگرسیون‌های استاندارد پانل افزوده شده با این میانگین‌های مقطعی است. بسته به فرض همگنی شیب، هر دو نسخه ترکیبی<sup>۱</sup> و میانگین گروهی<sup>۲</sup> قابل استفاده است. تحت شرایط عمومی تخمین‌زن‌های ترکیبی و میانگین گروهی به طور مجانبی بدون تورش هستند و هنگامی که <math>T</math> و <math>N</math> هر دو بزرگ هستند، مزیت رویکرد CCE این است که در شرایط مختلف، تخمین‌های سازگاری را ارائه می‌دهد. مزیت دیگر رویکرد CCE این است که نیازی به دانش اولیه از تعداد عامل‌های مشترک مشاهده نشده ندارد. اما شرط رتبه<sup>۳</sup> که محدودکننده تعداد عامل‌ها است، در اعتبار برخی از نتایج ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۶) نقش دارد. بنابراین، باید اعتبار شرط رتبه را بررسی کرد و این خود مستلزم آگاهی از تعداد عامل‌ها است. مزیت دیگر CCE نسبت به رویکرد PC این است که نیازی به تکرار ندارد. بنابراین، از نظر محاسباتی ساده‌تر از رویکرد PC است (کارابیویک<sup>۴</sup>، ۲۰۱۹).</p>	چودیک و پسران <sup>۵</sup> (۲۰۱۵)
<p>زمانی که فرض برون‌زایی اکید رگرسورهای خاص هر واحد کنار گذاشته شود، مسئله تخمین مدل‌های پانل با وابستگی مقطعی خطاها بسیار پیچیده‌تر می‌شود (مثلاً پانل‌های پویا با وقفه متغیر وابسته به عنوان رگرسور) و تمایز بین مدل‌ها با ضرایب شیب ناهمگن و همگن در پانل‌های پویا اهمیت بیشتری دارد، زیرا نه تنها نرخ همگرایی تحت تأثیر وجود ناهمگنی ضرایب قرار می‌گیرد، بلکه همانطور که پسران و اسمیت (۱۹۹۵) نشان دادند برآوردگرهای ترکیبی در مورد مدل‌های پانل پویا با ضرایب ناهمگن سازگار نیستند. چودیک و پسران (۲۰۱۵) ملاحظات را در مورد فرض همگنی ضرایب شیب و ویژگی‌های نمونه کوچک تخمین‌زن QMLE مطرح می‌کنند. سانگ<sup>۶</sup> (۲۰۱۳) با گسترش رویکرد بایبی (۲۰۰۹) برای پانل‌های پویا با ضرایب ناهمگن<sup>۷</sup> یک تخمین‌زن حداقل مربعات تکراری را پیشنهاد می‌کند. با این حال، پسران (۲۰۱۵) اشاره می‌کند که مانند سایر برآوردگرهای مبتنی بر PC، دانستن تعداد عامل‌ها و این فرض که عامل‌های مورد بررسی از نوع قوی هستند؛ همچنان نقش مهمی در ویژگی‌های نمونه کوچک آزمون‌های مبتنی بر این تخمین‌زن ایفا می‌کند. چودیک و پسران (۲۰۱۵) رویکرد CCE پیشنهاد شده توسط پسران (۲۰۰۶) را که مدل پانل شامل یک متغیر وابسته وقفه‌ای یا رگرسورهای برون‌زای ضعیف را پوشش نمی‌دهد به پانل‌های پویا<sup>۸</sup> با ضرایب ناهمگن و رگرسورهای برون‌زای ضعیف تعمیم می‌دهند.</p>	مون و ویندر <sup>۹</sup> (۲۰۱۷)
<p>آنها با فرض همگنی ضرایب، یک برآوردگر شبه حداکثر درست‌نمایی گاوسی<sup>۱۰</sup> از بردار ضرایب ارائه می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که برآوردگر ضرایب، هنگامی که <math>T</math> و <math>N</math> هر دو بزرگ هستند، تخمین‌زن سازگاری است.</p>	

یکی از ملاحظات مهم در مدل با داده‌های پانل اندازه‌گیری درجه وابستگی مقطعی است که در ادبیات معیارهای مختلفی برای آن ارائه شده اما مهم‌ترین معیار، تعریف وابستگی مقطعی براساس رفتار میانگین وزنی مقاطع است؛ البته با لحاظ این فرض که وزن‌ها تحت سلطه تعدادی

1. CCE Pooled (CCEP) estimator
2. CCE Mean Group (CCEMG) estimator
3. Rank
4. Karabiyik
5. Chudik and Pesaran
6. Song
7. Pc estimators for dynamic panels
8. dynamic cce estimators
9. Moon and Weidner
10. gaussian quasi-maximum likelihood estimator

از مقاطع قرار نمی‌گیرند (پسران، ۲۰۱۵). چودیک و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه ارزشمند خود بین دو مفهوم وابستگی ضعیف و قوی، براساس رفتار میانگین وزنی مقاطع تمایز قائل شده و آنها را به طور رسمی تعریف می‌کنند. آنها نشان دادند که این مفاهیم گسترده‌تر از سایر توصیفات وابستگی مقطعی ارائه شده در ادبیات اقتصادسنجی متعارف هستند. براساس تعریف چودیک و همکاران (۲۰۱۱) تقریباً تمام مدل‌های تحلیل شده در ادبیات با رویکرد اقتصادسنجی فضایی، نمونه‌هایی از اشکال وابستگی مقطعی ضعیف را در نظر می‌گیرند (سارافیدیس و وانسبک، ۲۰۱۲). به این معنا که با افزایش فاصله بین مناطق یا مقاطع، درجه وابستگی با سرعت کافی کاهش می‌یابد. در مقابل، شاخه دیگر ادبیات با مدل‌های چندعاملی شکل قوی از وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرند که فراگیر است و برخلاف وابستگی فضایی در بعد فضا کاهش نمی‌یابد (هالی و همکاران، ۲۰۱۰؛ بیلی و همکاران، ۲۰۱۶؛ پسران و توسلی، ۲۰۱۱). وگا و الهورست (۲۰۱۶) بیان می‌کنند که به جای اصطلاحات وابستگی مقطعی ضعیف و قوی که معمولاً در ادبیات استفاده می‌شود بهتر است از اصطلاحات وابستگی فضایی و عامل مشترک استفاده شود؛ زیرا قوی اشاره به فراگیر بودن شوک‌های مشترک دارد، در حالی که ضعیف به تعاملات فضایی بین واحدها اشاره دارد که دارای ویژگی موضعی یا محلی هستند. لذا اینطور به نظر می‌رسد که وابستگی قوی مهم‌تر از وابستگی ضعیف است، در حالی که بررسی‌ها نشان می‌دهند که آنها تقریباً به یک اندازه اهمیت دارند.

هالی و همکاران (۲۰۱۰) بر مدل‌سازی کاملاً عمومی و انعطاف‌پذیر با لحاظ هر دو شکل وابستگی مقطعی برای تجزیه و تحلیل دقیق تأکید می‌کنند و بیلی و همکاران (۲۰۱۶) رویکردهای اقتصادسنجی فضایی و چندعاملی را مکمل یکدیگر معرفی کرده و رویکرد چندعاملی را برای مدل‌سازی وابستگی مقطعی قوی و رویکرد اقتصادسنجی فضایی را برای مدل‌سازی وابستگی مقطعی از نوع ضعیف مناسب‌تر می‌دانند. لذا در اکثر مجموعه داده‌های پانل که در معرض ترکیبی از وابستگی مقطعی قوی و ضعیف هستند، به روش‌شناسی که قادر به شناسایی و مقابله با هر دو شکل وابستگی مقطعی باشد، نیاز است. بدین ترتیب، گروهی از مطالعات به وجود آمدند که با لحاظ هر دو نوع وابستگی ضعیف و قوی به تجزیه و تحلیل پرداختند. بیلی و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه خود یک استراتژی برآورد و استنباط دو مرحله‌ای را پیشنهاد می‌دهند که به موجب آن در مرحله اول آزمون‌های وابستگی مقطعی برای اطمینان از نوع ضعیف وابستگی مقطعی انجام می‌شود. اگر فرضیه وابستگی مقطعی ضعیف رد شود، وابستگی مقطعی قوی با استفاده از یک مدل چندعاملی مدل‌سازی شده و پسماندهای حاصل از چنین مدل‌های چندعاملی، به عنوان مشاهدات عامل‌زدایی شده<sup>۲</sup> شناخته می‌شوند، و از آنها برای تخمین تعامل احتمالی بین جفت واحدهای مقطعی و در نهایت برای مدل‌سازی وابستگی‌های مقطعی ضعیف با استفاده از تکنیک‌های موجود اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود. پسران و توسلی (۲۰۱۱) سعی کردند

1. Sarafidis and Wansbeck  
2. De-factored

بیش این دو رویکرد را با هم تلفیق کرده و مدل پانلی را ارائه دهند که در آن خطاها ترکیبی از یک ساختار چندعاملی و یک فرآیند فضایی باشد. بدین ترتیب، خطاها از نظر فضایی با هم همبسته هستند و تحت تأثیر شوک‌های مشترک قرار می‌گیرند. بایی و لی<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) ضمن فرض وجود شوک‌های مشترک مشاهده نشده، خودهمبستگی فضایی را در متغیر وابسته مشخص می‌کنند. آنها از یک روش pseudo-ML پشتیبانی می‌کنند که همزمان گروه بزرگی از پارامترها، از جمله بارهای عاملی ناهمگن و واریانس‌های ناهمگن اجزای اخلاص را شامل می‌شود. رویکرد مشابهی توسط بایی و لی (۲۰۲۱) برای مدل‌های پویا در نظر گرفته شده است. مطالعات شی و لی<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) و لو<sup>۳</sup> (۲۰۲۲) نیز در چارچوب ML انجام شده که در این زمینه باید توجه داشت که روش‌های ML علاوه بر این که دارای پیچیدگی محاسباتی هستند، نسبت به همبستگی سریالی خطاها نیز استوار نبوده و نیازمند برآورد تعداد عامل‌های غیرقابل مشاهده نیز می‌باشند. یانگ (۲۰۲۱) برای توصیف توامان وابستگی مقطعی از دو منبع عامل‌های مشترک و تعاملات فضایی به مدل‌سازی پرداخته و با بحث در مورد شرایط شناسایی، روش‌هایی برای برآورد این مدل توام پیشنهاد می‌کند. وگا و الهورست (۲۰۱۶) در مطالعه خود با لحاظ هر دو نوع وابستگی قوی و ضعیف و همچنین پویایی زمانی نشان می‌دهند که رویکردهای مدل‌سازی متوالی، مانند روش‌های دو مرحله‌ای از جمله بیلی و همکاران (۲۰۱۶)، با جداسازی مراحل (ابتدا عامل‌زدایی مشاهدات و سپس استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی)، به طور بالقوه می‌توانند منجر به نتایج تورش‌دار شوند زیرا پویایی زمانی، وابستگی قوی و ضعیف به احتمال زیاد به یکدیگر وابسته هستند.

در ادامه با افزایش تمایل برای الگوسازی با داده‌های فضایی-زمانی در تحلیل اقتصادی، شاخه دیگری از ادبیات به تحلیل پویایی‌های زمانی و فضایی با کمک اقتصادسنجی داده‌های سری‌زمانی پرداختند. مطالعات بسیاری در مورد گنجاندن فضا در تصریح VAR وجود دارد. کارلینو و دفینا<sup>۴</sup> (۱۹۹۵) یک مدل VAR را برای یک متغیر در چندین منطقه تخمین زدند. تعمیم مدل لسیچ و پن<sup>۵</sup> (۱۹۹۵) توسط لسیچ و کریولیوا<sup>۶</sup> (۱۹۹۹) انجام شد که اطلاعات اولیه فضایی را در مدل‌های VAR تک متغیره استاندارد بیزی با هدف بهبود عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه لحاظ کردند. کانوا و سیکارلی<sup>۷</sup> (۲۰۰۹) مدل‌های VAR پانل بیزی چند ناحیه‌ای را معرفی کردند که امکان وابستگی‌های متقابل بین واحدها، پویایی یک واحد خاص و تغییرات زمانی در پارامترها را فراهم می‌کند.

1. Bai and Li

2. Shi and Lee

3. Lu

4. Carlino and DeFina

5. LeSage and Pan

6. LeSage and Krivelyova

7. Canova and Ciccarelli

بینستاک و فلسنشتاین<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) با معرفی کلاس جدیدی از مدل‌های VAR به نام مدل‌های خودرگرسیون برداری فضایی (SpVAR) به پیوند مدل‌های سری‌زمانی و داده‌های فضایی پرداختند. آنها در مطالعه خود با تخمین پویایی فضایی و زمانی به طور توأم، اقتصادسنجی سری‌های زمانی را با اقتصادسنجی فضایی پیوند داده و اشاره می‌کنند که مدل‌های SpVAR یک نوع کلی از خودرگرسیون‌های برداری چند متغیره هستند که در صورت عدم وجود وقفه‌های فضایی، با VARها یکسان و در غیاب وقفه‌های زمانی، مشابه مدل‌های پانل فضایی هستند. SpVARها می‌توانند شامل دو نوع پویایی فضایی باشند. نخست، متغیرها می‌توانند به وقفه‌های فضایی آنی مانند مدل‌های فضایی برای داده‌های مقطعی وابسته باشند. علاوه بر این، متغیرها می‌توانند به وقفه‌های فضایی در زمان گذشته نیز به شکل «وقفه وقفه فضایی» نیز بستگی داشته باشند. آنها نشان می‌دهند که به دلیل وابستگی مقادیر ویژه در SpVARها به پویایی فضایی و زمانی، مانایی در این مدل‌ها به هر دو نوع پویایی بستگی دارد. آنها از SpVAR تخمین زده‌شده برای شبیه‌سازی توابع پاسخ-تکانه استفاده کرده و نشان می‌دهند که شوک‌ها در طول زمان و در فضا منتشر می‌شوند. کیوته و پده<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) مجموعه‌ای از وقفه‌های متقاطع فضایی<sup>۳</sup> را به مدل SpVAR معرفی شده توسط بینستاک و فلسنشتاین (۲۰۰۷) اضافه کردند. لحاظ وقفه‌های متقاطع فضایی منجر به تفسیرهای بیشتری در پاسخ‌های ضربه‌ای حاصل از مدل شده و شوک از طریق جملات وقفه‌های متقاطع فضایی به مناطق همسایه نیز منتقل می‌شود. بنابراین، شوک در یک متغیر توضیحی از طریق وقفه‌های متقاطع فضایی به مکان‌های مجاور در دوره بعدی نیز منتقل می‌شود. نتایج نشان داده است که لحاظ اطلاعات فضایی منجر به کاهش معناداری در میانگین-مربع خطاهای پیش‌بینی می‌شود. جین و لی<sup>۴</sup> (۲۰۲۰) به فرض روابط همگن بین متغیرهای مستقل و وابسته و خطاهای غیرهمبسته بین متغیرها به دلیل درجه آزادی ناکافی در مطالعاتی نظیر بینستاک و فلسنشتاین (۲۰۰۷)، کیوته و پده (۲۰۱۱) و جین و لی (۲۰۲۰) اشاره کرده و بیان می‌کنند که در این شرایط این مدل‌ها قادر به انعکاس تغییرات محلی نخواهند بود. این تغییرات محلی می‌توانند از نظر فضایی ناهمگن باشند؛ لذا آنها یک نسخه محلی از SpVAR را پیشنهاد می‌کنند که با ترکیب Lasso<sup>۵</sup> می‌تواند با کاهش برخی از ضرایب به صفر، مسئله درجه آزادی را حل کند.

کانلی و دوپور<sup>۶</sup> (۲۰۰۳) و نویسر<sup>۷</sup> (۲۰۰۸) براساس کارهای قبلی چن و کانلی<sup>۸</sup> (۲۰۰۱) از یک چارچوب VAR فضایی نیمه پارامتریک برای بررسی وابستگی‌های متقابل بخشی استفاده

1. Beenstock and Felsenstein
2. Kuethe and Pede
3. spatial cross-regressive lags
4. Jin and Lee
5. the least absolute shrinkage and selection operator
6. Conley and Dupor
7. Neusser
8. Chen and Conley

می‌کنند. آزومهو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۹) از این رویکرد نیمه پارامتریک برای مطالعه اثرات فضایی سیستم جمعیتی بر رشد اقتصادی استفاده می‌کنند. دی جیاکینتو<sup>۲</sup> (۲۰۰۳، ۲۰۰۶ و ۲۰۱۰) از اطلاعات اولیه فضایی در مدل‌های VAR ساختاری به منظور ارائه محدودیت‌های پارامتری استفاده می‌کند که امکان شناسایی توابع پاسخ-تکانه از مدل‌های برآورد شده را فراهم می‌کند. مارکز<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۰) همچنین از مدل‌های VAR ساختاری استفاده می‌کند، اما به جای استفاده از متغیرهای دارای وقفه فضایی به منظور مدل‌سازی وابستگی فضایی، از تصریح دو منطقه‌ای استفاده می‌شود که اجازه می‌دهد اطلاعات بیشتری در مورد وابستگی فضایی گنجانده و آزمون شود.

پسران و همکاران (۲۰۰۴) و دیس<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۷) مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) را برای مطالعه نوسانات اقتصاد کلان بین‌المللی معرفی کردند، در این مدل‌ها، از اطلاعات فضایی برای مدل‌سازی وابستگی‌های متقابل منطقه‌ای محتمل بین متغیرها استفاده می‌شود. مدل SpVAR مورد استفاده در دواچر<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۲) برای تجزیه و تحلیل انتشار شوک‌های کلان اقتصادی در اروپا از طریق فضا و زمان، نسخه مقیدی از این نوع مدل‌های جهانی است. راماجو<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد پسران و همکاران (۲۰۰۴) با اجرای یک مدل (MultiREG-SpVAR) به ادبیات مدل‌سازی داده‌های فضایی-زمانی کمک می‌کنند. آنها مدلی مشابه با مدل SpVAR، بینستاک و فلسنشتاین (۲۰۰۷) را در نظر گرفته و امکان پویایی ناهمگن (تفاوت ضرایب در فضاها) و وابستگی متقابل واحدها را نیز فراهم می‌کنند.

گروهی دیگر از مطالعات این حوزه به دنبال تعریف مفاهیم وابستگی مقطعی ضعیف و قوی و ارتباط آن با تعاریف عامل‌های ضعیف و قوی (چودیک و همکاران، ۲۰۱۱)، مانند چودیک و پسران<sup>۷</sup> (۲۰۱۳) تحلیل مدل‌های خودرگرسیون برداری با ابعاد نامحدود (IVAR) را به مواردی که یکی از متغیرها یا واحدهای مقطعی مسلط یا فراگیر است، تعمیم داده و نشان می‌دهند که اثرات مستقیم و غیرمستقیم واحد مسلط بر بقیه سیستم می‌تواند منجر به وابستگی مقطعی قوی شود (به این معنا که بر تمام واحدهای دیگر تأثیر می‌گذارد و اثر آن هنگام میل N به سمت بی‌نهایت نیز از بین نمی‌رود) و واحد مسلط به عنوان عامل پویا<sup>۸</sup> در مدل سایر واحدهای مقطعی عمل می‌کند.

1. Azomahou
2. Di Giacinto
3. Márquez
4. Dees
5. Dewachter
6. Ramajo
7. Chudik and Pesaran
8. Dynamic Factor

برخی از مطالعات نظیر هالی و همکاران (۲۰۱۱)، باسیر<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) و چودیک و فرانتزش<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) کاربردهایی از مدل IVAR با واحد مسلط را در بازارهای مختلف مسکن، ارز و سهام بررسی کردند. با توجه به نظرات هالی و همکاران (۲۰۱۱)، یک شهر بزرگ می‌تواند نقش مسلطی را در تعیین قیمت مسکن در سطح ملی ایفا کند و همچنین مدل VAR با یک واحد مسلط می‌تواند به عنوان یک مدل VAR با یک عامل پویا نیز تصریح شود. بنابراین، مدل فضایی-زمانی برآورد شده در این مطالعه نیز یک مدل عامل پویا است که در آن عامل مشترک به عنوان سطح قیمت لندن مشاهده و شناسایی شده است. اما در واقعیت عامل‌های مشترک مشاهده نشده همچنان می‌توانند (علاوه بر واحد مسلط) وجود داشته باشند. با این حال، برای آزمون چنین امکانی نیاز است که N به اندازه کافی بزرگ باشد. ژانگ<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۲۰) مدل‌سازی مشابه با هالی و همکاران (۲۰۱۱) را در مناطق شهری در شرق چین انجام داده و آگنل<sup>۴</sup> (۲۰۱۹) با همین روش مدل‌سازی، انتشار فضایی-زمانی قیمت مسکن در سوئد را مورد بررسی قرار داده و استکهلم را به عنوان منطقه مسلط شناسایی کرده است.

#### ۴- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مسکن کالایی چندبعدی بوده و مطالعه بازار آن هم از بعد دارایی و هم از بعد مصرفی (ارائه خدمات در قالب سرپناه برای خانوارها) بسیار حائز اهمیت است. از بعد سرپناه، مسکن کالایی اساسی و بدون جانشین است که بیش از ۳۰ درصد از درآمد خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد. البته در سال‌های اخیر سهم مسکن در هزینه خانوار در ایران به دلیل وجود تورم مزمن بسیار افزایش یافته است. از سوی دیگر، در این سال‌ها اهمیت مسکن از بعد دارایی چند برابر شده و به مهمترین دارایی خانوارها تبدیل شده است. تحلیل رفتار قیمت مسکن چه از دید خانوارها و چه از دید سرمایه‌گذاران می‌تواند به عنوان یکی از اهداف مهم سیاستگذاری در نظر گرفته شود؛ لذا چنین جایگاه با اهمیتی موجب شده که در این مطالعه به مرور رویکردهای مختلف برای مدل‌سازی قیمت مسکن پرداخته شود.

بررسی پژوهش‌های پیشین نشان‌دهنده تأکید بسیار بر ویژگی‌های ناهمگنی، غیرمنقول بودن، همسایگی و جنبه‌های دارایی مسکن است. ویژگی‌های نامبرده در کنار سایر ویژگی‌های مسکن نظیر تقسیم‌ناپذیری<sup>۵</sup>، تابع تولید غیرمحدب، هزینه بالای ساخت‌وساز، هزینه‌های معاملاتی بالا و اهمیت عدم تقارن اطلاعاتی در بازار مسکن موجب می‌شود که نظریه عرضه و تقاضا در اقتصاد مسکن با چند موضوع اساسی از سایر بازارهای اقتصادی متمایز شود. همانطور که اشاره شد، مطالعات اولیه به دلیل پیچیدگی مدل‌سازی از بسیاری از ویژگی‌های مهم مسکن چشم‌پوشی

---

1. Bussière  
2. Chudik and Fratzscher  
3. Zhang  
4. Egnell  
5. Indivisibility

نمودند؛ اما به تدریج اصلاحات لازم در مطالعات وارد شدند و ظرفیت پیش‌بینی نسبت به مطالعات اولیه افزایش یافت. مدل‌های قیمت مسکن در چارچوب ملی با همگن فرض کردن مسکن در تمامی سطوح فضایی داخل یک کشور ویژگی غیرمنقول و وابسته به مکان بودن مسکن را نادیده گرفته و با تمرکز بر سایر ویژگی‌ها به تجزیه و تحلیل پرداختند. در ادامه مطالعات نشان دادند که قیمت مسکن به طور یکنواختی در مناطق مختلف یک کشور توزیع نمی‌شود و ضرورت دارد که تجزیه و تحلیل بازار مسکن به عنوان یک بازار منطقه‌ای به جای یک بازار ملی مورد توجه قرار گیرد. بسیاری از پژوهشگران با نگاه به بازارهای مسکن به عنوان مجموعه‌ای از بازارهای منطقه‌ای بهم پیوسته به بررسی نحوه تعاملات فضایی و الگوهای انتشار بین بازارهای مسکن منطقه‌ای پرداخته‌اند. مطالعات پیشین در رابطه با تعاملات بازارهای مسکن منطقه‌ای به اهمیت وابستگی فضایی و ناهمگنی فضایی به‌عنوان دو ویژگی متداول در داده‌های فضایی اشاره کرده‌اند و نشان دادند که لحاظ این دو ویژگی موجب می‌شود که مدل‌سازی قیمت مسکن منطقه‌ای نسبت به مدل‌های ملی دارای مزایایی باشد.

با وجود اینکه بازارهای مسکن تحت تأثیر وضعیت اقتصادی-اجتماعی مناطق مختلف قرار دارند و قیمت مسکن به طور بالقوه در فضا ناهمگن است، مطالعات مختلف نشان دادند که قیمت‌های مسکن در برخی مناطق و دوره‌های خاص رفتار مشابهی داشته‌اند. در واقع، وجود وابستگی مقطعی بین مناطق مختلف موجب می‌شود که الگوی رفتاری مشابهی بین قیمت‌های مسکن در بازارهای منطقه‌ای مشاهده شود. مطالعات پیشگام با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی به بررسی تعامل بین واحدهای مقطعی مانند خانوارها، بنگاه‌ها، مناطق و کشورها پرداختند. اما در ادامه بررسی‌ها نشان داد که وابستگی متقابل بین واحدهای مقطعی می‌تواند هم ناشی از وابستگی همزمان به فضا و هم ناشی از تعدادی عامل مشترک باشد که می‌توانند قیمت مسکن در مناطق کشور را با درجات مختلفی تحت تأثیر قرار دهد. به علاوه، نادیده گرفتن دو شکل وابستگی مقطعی ناشی از وابستگی فضایی و عوامل مشترک می‌تواند در تجزیه و تحلیل‌های رفتار قیمت مسکن در مناطق ما را دچار خطا سازد. چودیک و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه ارزشمند خود بین دو مفهوم وابستگی ضعیف و قوی، براساس رفتار میانگین وزنی مقاطع تمایز قائل شده و نشان دادند که تقریباً تمام مدل‌های تحلیل شده در ادبیات با رویکرد اقتصادسنجی فضایی، نمونه‌هایی از اشکال وابستگی مقطعی ضعیف را در نظر می‌گیرند. در ادامه پژوهشگران بسیاری بر مدل‌سازی قیمت مسکن با لحاظ هر دو شکل وابستگی مقطعی برای تجزیه و تحلیل دقیق تأکید کرده و رویکرد چندعاملی را برای مدل‌سازی وابستگی مقطعی قوی و رویکرد اقتصادسنجی فضایی را برای مدل‌سازی وابستگی مقطعی از نوع ضعیف مناسب‌تر معرفی می‌کنند. علاوه بر این، رویکردهای اقتصادسنجی فضایی و چندعاملی را مکمل یکدیگر دانسته و تکنیک‌هایی برای برآورد و استنباط مدل‌ها با لحاظ هر دو شکل وابستگی مقطعی ارائه می‌کنند. بدین ترتیب، با پیشرفت اقتصادسنجی در چند اخیر و اهمیت لحاظ ویژگی وابستگی مقطعی در مدل‌سازی بازارهای منطقه‌ای مسکن ضروری است که پژوهشگران در این حوزه با استفاده از تکنیک‌های پیشرفته به

بررسی موضوع بپردازند؛ چرا که درک پویایی‌های قیمت مسکن برای مدیریت اقتصادی مؤثر و مدیریت بهتر ریسک‌های بازارهای مسکن کلیدی است.

## منابع

- Abate, G. D. (2017). Spatio-temporal Dynamics of House Prices in the USA. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 10(2), 141-147.
- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G., & Chung, D. (2005). Explaining House Prices in Australia: 1970–2003. *Economic Record*, 81, S96-S103.
- Abraham, J. M., & Hendershott, P. H. (1994). Bubbles in Metropolitan Housing Markets. *NBER Working Paper*, 4774, 1-27.
- Algieri, B. (2013). House Price Determinants: Fundamentals and Underlying Factors. *Comparative Economic Studies*, 55(2), 315-341.
- Andrews, D. W. K. (2005). Cross-section Regression with Common Shocks. *Econometrica*, 73(5), 1551-1585.
- Anselin, L. (2001). *Spatial Econometrics. A Companion to Theoretical Econometrics*. Hoboken, NJ: Blackwell Publishing Ltd.
- (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models* (4). Berlin: Springer Science & Business Media.
- Anselin, L., Gallo, J. L., & Jayet, H. (2008). Spatial Panel Econometrics. In *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice* (625-660). Berlin: Springer.
- Arnott, R. (1987). Economic Theory and Housing (959–988). In E. S. Mills (Ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics* (2). Amsterdam: Elsevier.
- Arnott, R., Braid, R., Davidson, R., & Pines, D. (1999). A General Equilibrium Spatial Model of Housing Quality and Quantity. *Regional Science and Urban Economics*, 29(3), 283-316.
- Arnott, R., Davidson, R., & Pines, D. (1983). Housing Quality, Maintenance and Rehabilitation. *The Review of Economic Studies*, 50(3), 467-494.
- Ashworth, J., & Parker, S. C. (1997). Modelling Regional House Prices in the UK. *Scottish Journal of Political Economy*, 44(3), 225-246.
- Azomahou, T., Diebolt, C., & Mishra, T. (2009). Spatial Persistence of Demographic Shocks and Economic Growth. *Journal of Macroeconomics*, 31(1), 98-127.
- Bai, J. (2009). Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, 77(4), 1229-1279.
- Bai, J., & Kao, C. (2006). On the Estimation and Inference of a Panel Cointegration Model with Cross-Sectional Dependence. *Contributions to Economic Analysis*, 274, 3-30.

- Bai, J., & Li, K. (2021). Dynamic Spatial Panel Data Models with Common Shocks. *Journal of Econometrics*, 224(1), 134-160.
- (2013). Spatial Panel Data Models with Common Shocks. *SSRN*, 2373628, 1-43.
- Baicker, K. (2005). The Spillover Effects of State Spending. *Journal of Public Economics*, 89(2-3), 529-544.
- Bailey, N., Holly, S., & Pesaran, M. H. (2016). A Two-Stage Approach to Spatio-Temporal Analysis with Strong and Weak Cross-Sectional Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 31(1), 249-280.
- Baltagi, B. H., Egger, P., & Pfaffermayr, M. (2013). A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects. *Econometric Reviews*, 32(5-6), 650-685.
- Barker, K. (2003). *Review of Housing Supply: Securing Our Future Housing Needs: Interim Report: Analysis*. Norwich: HM Stationery Office.
- Baudewyns, D. (2000). *Opening the Black Box of Strategic Interactions of Land Developers*. Belgium: ULB-Universite Libre de Bruxelles.
- Beenstock, M., & Felsenstein, D. (2007). Spatial Vector Autoregressions. *Spatial Economic Analysis*, 2(2), 167-196.
- Berglund, J. (2007). Determinants and Forecasting of House Prices. *Bank of Canada, Working Paper, 2012-32*, 1-66.
- Bhattacharjee, A., Ditzen, J., & Holly, S. (2020). Spatial and Spatio-temporal Engle-Granger representations, Networks and Common Correlated Effect. *Cambridge Working Papers in Economics*, 2075(August), 1-20.
- Brueckner, J. K. (2011). *Lectures on Urban Economics*. Cambridge: MIT press.
- Buckley, R., & Ermisch, J. (1983). Theory and Empiricism in the Econometric Modelling of House Prices. *Urban Studies*, 20(1), 83-90.
- Bussière, M., Chudik, A., & Mehl, A. (2013). How Have Global Shocks Impacted the Real Effective Exchange Rates of Individual Euro Area Countries since the Euro's Creation? *The BE Journal of Macroeconomics*, 13(1), 1-48.
- Can, A. (1992). Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models. *Regional Science and Urban Economics*, 22(3), 453-474.
- Can, A., & Megbolugbe, I. (1997). Spatial Dependence and House Price Index Construction. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14(1-2), 203-222.
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2009). Estimating Multicountry VAR Models. *International Economic Review*, 50(3), 929-959.
- Carlino, G., & DeFina, R. (1995). Regional Income Dynamics. *Journal of Urban Economics*, 37(1), 88-106.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., Xu, T., & Chang, R. (2012). China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America. *IDB Working Papers*, IDB-WP-266, 1-67.

Chen, X., & Conley, T. G. (2001). A New Semiparametric Spatial Model for Panel Time Series. *Journal of Econometrics*, 105(1), 59-83.

Chu, Y., & Sing, T. F. (2007). Optimal Timing of Real Estate Investment under an Asymmetric Duopoly. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 34(3), 327-345.

Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the Global Transmission of the 2007–2009 Financial Crisis in A GVAR Model. *European Economic Review*, 55(3), 325-339.

Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420.

----- (2013). Econometric Analysis of High Dimensional VARs Featuring a Dominant Unit. *Econometric Reviews*, 32(5–6), 592-649.

----- (2011). Infinite-dimensional VARs and Factor Models. *Journal of Econometrics*, 163(1), 4-22.

Chudik, A., Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Weak and Strong Cross-Section Dependence and Estimation of Large Panels. *Econometrics Journal*, 14(1), 1-15.

Clapham, D. F., Clark, W. A. V., & Gibb, K. (2012). *The SAGE Handbook of Housing Studies*. In D. F. Clapham, W. A. V. Clark, K. Gibb (Ed.), *Housing Studies*. London: Sage.

Cliff, A. & J. K. Ord (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.

----- (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.

Coakley, J., Fuertes, A.-M., & Smith, R. (2002). *A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels*. Berlin: International Conferences on Panel Data.

Conley, T. G., & Dupor, B. (2003). A Spatial Analysis of Sectoral Complementarity. *Journal of Political Economy*, 111(2), 311–352.

Conley, T. G., & Topa, G. (2002). Socio-economic Distance and Spatial Patterns in Unemployment. *Journal of Applied Econometrics*, 17(4), 303–327.

Conley, T. G. (1999). GMM Estimation with Cross Sectional Dependence. *Journal of Econometrics*, 92(1), 1–45.

Corrado, L., & Fingleton, B. (2012). Where is the Economics in Spatial Econometrics? *Journal of Regional Science*, 52(2), 210–239.

Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global Var Analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38.

Demers, F. (2005). *Modelling and Forecasting Housing Investment: The Case of Canada*. Toronto: Bank of Canada.

- Deniz, I., & Loungani, P. (2012). Global Housing Cycles. *IMF Working Paper, WP/12/217*, 1-20.
- Dewachter, H., Houssa, R., & Toffano, P. (2012). Spatial Propagation of Macroeconomic Shocks in Europe. *Review of World Economics, 148*(2), 377–402.
- Di Giacinto, V. (2010). On Vector Autoregressive Modeling in Space and Time. *Journal of Geographical Systems, 12*(2), 125–154.
- (2006). A Generalized Space-Time ARMA Model with an Application to Regional Unemployment Analysis in Italy. *International Regional Science Review, 29*(2), 159–198.
- (2003). Differential Regional Effects of Monetary Policy: A Geographical SVAR Approach. *International Regional Science Review, 26*(3), 313–341.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1996). *Urban Economics and Real Estate Markets. Prentice Hall Google Schola, 2*, 11-11.
- (1994). Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. *Journal of Urban Economics, 35*(1), 1-27.
- Dipasquale, D. (1999). Why do not We Know More about Housing Supply. *The Journal of Real Estate Finance and Economics, 18*(1), 9–23.
- Dougherty, A., & Van Order, R. (1982). Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index. *The American Economic Review, 72*(1), 154–164.
- Drake, L. (1993). Modelling UK House Prices Using Cointegration: An Application of the Johansen Technique. *Applied Economics, 25*(9), 1225–1228.
- Dreger, C., & Kholodilin, K. A. (2013). An Early Warning System To Predict Speculative House Price Bubbles. *Economics, 7*(1), 1-20.
- Druska, V., & Horrace, W. C. (2004). Generalized Moments Estimation for Spatial Panel Data: Indonesian Rice Farming. *American Journal of Agricultural Economics, 86*(1), 185–198.
- Duffy, M. (1970). *A Model of UK Private Investment in Dwellings. London Graduate School of Business Studies, Discussion Paper, 18*, 1-20.
- Dusansky, R., & Wilson, P. W. (1993). The Demand for Housing: Theoretical Considerations. *Journal of Economic Theory, 61*(1), 120–138.
- Égert, B., & Mihaljek, D. (2007). Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. *Comparative Economic Studies, 49*(3), 367–388.
- Egger, P., Larch, M., Pfaffermayr, M., & Walde, J. (2009). Small Sample Properties of Maximum Likelihood Versus Generalized Method of Moments Based Tests for Spatially Autocorrelated Errors. *Regional Science and Urban Economics, 39*(6), 670–678.
- Egger, P., Pfaffermayr, M., & Winner, H. (2005). An Unbalanced Spatial Panel Data Approach to US State Tax Competition. *Economics Letters, 88*(3), 329–335.

- Egnell, E. (2019). *Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in Sweden* (Master's Thesis). Lund University, Lund, Retrieved from <http://lup.lub.lu.se/student-papers/record/8980434>
- Elhorst, J. P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9–28.
- (2005). Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-Linear Dynamic Models for Spatial Panels. *Geographical Analysis*, 37(1), 85–106.
- (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*, 26(3), 244–268.
- Elhorst, J. P., Madre, J. L., & Piroette, A. (2020). Car traffic, Habit Persistence, Cross-Sectional Dependence, and Spatial Heterogeneity: New Insights Using French Departmental Data. *Transportation Research Part A. Policy and Practice*, 132, 614–632.
- Englund, P., & Ioannides, Y. M. (1997). House Price Dynamics: An International Empirical Perspective. *Journal of Housing Economics*, 6(2), 119–136.
- Fingleton, B. (2008a). A Generalized Method of Moments Estimator for a Spatial Model with Moving Average Errors, With Application to Real Estate Prices. *Empirical Economics*, 34(1), 35–57.
- (2008b). A Generalized Method of Moments Estimator for a Spatial Panel Model with an Endogenous Spatial Lag and Spatial Moving Average Errors. *Spatial Economic Analysis*, 3(1), 27-44.
- Gallin, J. (2006). The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets. *Real Estate Economics*, 34(3), 417-438.
- Garcês, P., Pires, C., Jorge, S., Catalão-Lopes, M., & Alventosa, A. (2022). New Housing Supply: Empirical and Theoretical Studies. *SSRN*, 4118818, 1-20.
- Gatzlaff, D., & Tirtiroğlu, D. (1995). Real Estate Market Efficiency: Issues and Evidence. *Journal of Real Estate Literature*, 3(2), 157-189.
- Geiger, F., Muellbauer, J., & Rupperecht, M. (2016). The Housing Market, Household Portfolios and the German Consumer. *ECB Working Paper*, 1904, 1-72.
- Geweke, J. (1977). The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series. In D. Aigner and A. Goldberger (Eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*. Amsterdam: North-Holland
- Gibb, K. (2009). Housing Studies and the Role of Economic Theory: An (Applied) Disciplinary Perspective. *Housing, Theory and Society*, 26(1), 26-40.
- Giussani, B., & Hadjimatheou, G. (1990). Econometric Modelling of UK House Prices. *Cyprus Journal of Economics*, 3(1), 36-57.
- Glaeser, E. L., & Gottlieb, J. D. (2009). The Wealth of Cities: Agglomeration Economies and Spatial Equilibrium in the United States. *Journal of Economic Literature*, 47(4), 983-1028.
- Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2018). Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies. *BIS Working Paper*, 263, 1-51.

- Gong, Y., Hu, J., & Boelhouwer, P. J. (2016). Spatial Interrelations of Chinese Housing Markets: Spatial Causality, Convergence and Diffusion. *Regional Science and Urban Economics*, 59, 103-117.
- Gray, D. (2017). *Cycles in the UK Housing Economy*. London: Palgrave Macmillan.
- Green, R. K., Malpezzi, S., & Mayo, S. K. (2005). Metropolitan-specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources. *American Economic Review*, 95(2), 334-339.
- Griliches, Z. (1971). Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change. In *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement* (55-87). Harvard: Harvard University Press.
- Haining, R. (2004). *Spatial Data Analysis Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press.
- (1978). The Moving Average Model for Spatial Interaction. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 3(2), 202-225.
- Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK. *Journal of Urban Economics*, 69(1), 2-23.
- (2010). A Spatio-temporal Model of House Prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158(1), 160-173.
- Hort, K. (1998). The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994. *Journal of Housing Economics*, 7(2), 93-120.
- Hwang, M., & Quigley, J. M. (2006). Economic Fundamentals in Local Housing Markets: Evidence from US Metropolitan Regions. *Journal of Regional Science*, 46(3), 425-453.
- Isaac, M., Allen, M., & Mary, S. (1991). The Economic Theory of Housing Demand: A Critical Review. *Journal of Real Estate Research*, 6(3), 381-393.
- Jin, C., & Lee, G. (2020). Exploring Spatiotemporal Dynamics in a Housing Market Using the Spatial Vector Autoregressive Lasso: A Case Study of Seoul, Korea. *Transactions in GIS*, 24(1), 27-43.
- Kajuth, F., Knetsch, T., & Pinkwart, N. (2013). Assessing House Prices in Germany: Evidence from an Estimated Stock-Flow Model Using Regional Data. *SSRN*, 2796934, 1-45.
- Kapoor, M., Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (2007). Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components. *Journal of Econometrics*, 140(1), 97-130.
- Karabiyik, H., Palm, F. C., & Urbain, J. P. (2019). Econometric Analysis of Panel Data Models with Multifactor Error Structures. *Annual Review of Economics*, 11, 495-522.
- Kasparova, D., & White, M. (2001). The Responsiveness of House Prices to Macroeconomic Forces: A Cross-Country Comparison. *European Journal of Housing Policy*, 1(3), 385-416.
- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (2010). Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1), 53-67.

- (1999). A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. *International Economic Review*, 40(2), 509-533.
- (1998). A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 99-121.
- Kelejian, H. H., & Robinson, D. P. (1993). A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model. *Papers in Regional Science*, 72(3), 297-312.
- Kenny, G. (1999). Modeling the Demand and Supply Sides of the Housing Market: Evidence from Ireland. *Economic Modelling*, 16(3), 389-409.
- Korniotis, G. M. (2010). Estimating Panel Models with Internal and External Habit Formation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 28(1), 145-158.
- Kosonen, K. (1997). House Price Dynamics in Finland; a Time Series Analysis of the Period 1979-95. *Labor Institute for Economic Research, Discussion Papers*, 137, 1-83.
- Kueth, T. H., & Pede, V. O. (2011). Regional Housing Price Cycles: A Spatio-Temporal Analysis Using US State-Level Data. *Regional Studies*, 45(5), 563-574.
- LaCour-Little, M., & Yang, J. (2010). Pay Me Now or Pay Me Later: Alternative Mortgage Products and the Mortgage Crisis. *Real Estate Economics*, 38(4), 687-732.
- Lee, L. F. (2004). Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. *Econometrica*, 72(6), 1899-1925.
- Lee, L. F., & Liu, X. (2010). Efficient GMM Estimation of High Order Spatial Autoregressive Models with Autoregressive Disturbances. *Econometric Theory*, 26(1), 187-230.
- (2006). Efficient GMM Estimation of A SAR Model with Autoregressive Disturbances. *Ohio State University, Working Paper*, 1-26.
- Lee, L. F., & Yu, J. (2010a). Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185.
- (2010b). Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 255-271.
- Leishman, C., & Bramley, G. (2005). A Local Housing Market Model with Spatial Interaction and Land-Use Planning Controls. *Environment and Planning A*, 37(9), 1637-1649.
- LeSage, J. P., & Fischer, M. M. (2008). Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275-304.
- LeSage, J. P., & Krivelyova, A. (1999). A Spatial Prior for Bayesian Vector Autoregressive Models. *Journal of Regional Science*, 39(2), 297-317.
- LeSage, J. P., & Pan, Z. (1995). Using Spatial Contiguity as Bayesian Prior Information in Regional Forecasting Models. *International Regional Science Review*, 18(1), 33-53.

- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: Chapman and Hall/CRC.
- MacLennan, D., & Tu, Y. (1996). The Microeconomics of Local Housing Market Structure. *Housing Studies*, 11, 387-406.
- MacLennan, D., & Whitehead, C. (1982). Housing Economics. *Housing Studies*, 341-470.
- Madsen, J. B. (2011). *AQ Model of House Prices*. Monash University, Discussion paper, 03/11, 1-28.
- Malpezzi, S. (1999). A Simple Error Correction Model of House Prices. *Journal of Housing Economics*, 8(1), 27-62.
- Mankiw, N. G., & Weil, D. N. (1989). The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market. *Regional Science and Urban Economics*, 19(2), 235-258.
- Márquez, M. A., Ramajo, J., & Hewings, G. J. D. (2010). Measuring the Spillover Effects of Public Capital: A Bi-Regional Structural Vector Autoregressive Analysis. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 3(3), 111-125.
- Mayer, C. B., & Somerville, C. T. (1996). Land Development and the Supply of New Housing: Unifying Empirical and Theoretical Models of Housing Supply. *UBC Centre for Real Estate and Urban Economics, Working Paper*, 96-12, 1-42.
- Mayes, D. (1979). *The Property Boom: The Effects of Building Society Behavior on House Prices*. Oxford: Martin Robertson.
- McCarthy, J., & Peach, R. W. (2002). Monetary Policy Transmission to Residential Investment. *Economic Policy Review*, 8(1), 1-20.
- Meen, G. (2002). The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide? *Journal of Housing Economics*, 11(1), 1-23.
- (2001). *Modeling Spatial Housing Markets: Theory, Analysis, and Policy* (2). Berlin: Springer Science & Business Media.
- (2000). Housing Cycles and Efficiency. *Scottish Journal of Political Economy*, 47(2), 114-140.
- (1999). Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation. *Housing Studies*, 14(6), 733-753.
- (1996). Spatial Aggregation, Spatial Dependence and Predictability in the UK Housing Market. *Housing Studies*, 11(3), 345-372.
- (1990). The Removal of Mortgage Market Constraints and the Implications for Econometric Modelling of UK House Prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(1), 1-20.
- Meen, G., & Andrew, M. (1998). On the Aggregate Housing Market Implications of Labor Market Change. *Scottish Journal of Political Economy*, 45(4), 393-419.
- Moon, H. R., & Weidner, M. (2017). Dynamic Linear Panel Regression Models with Interactive Fixed Effects. *Econometric Theory*, 33(1), 158-195.

- Moran, P. A. P. (1948). The Interpretation of Statistical Maps. *Biometrika*, 35, 255-260.
- Moscone, F., & Tosetti, E. (2011). GMM Estimation of Spatial Panels with Fixed Effects and Unknown Heteroskedasticity. *Regional Science and Urban Economics*, 41(5), 487-497.
- Muellbauer, J., & Murphy, A. (2008). Housing Markets and the Economy: the Assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 1-33.
- (1997). Booms and Busts in the UK Housing Market. *The Economic Journal*, 107(445), 1701-1727.
- Munro, M., & Tu, Y. (1996). The Dynamics of UK National and Regional House Prices. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 8(2), 186-201.
- Muth, R. F. (1976). A Vintage Model with Housing Production. *Papers of the Regional Science Association*, 30, 141-156.
- (1973). A Vintage Model of the Housing Stock. *Papers of the Regional Science Association*, 30(1), 141-156.
- (1960). *The Demand for Non-Farm Housing, the Demand for Durable Goods*. Chicago: University Chicago Press.
- Mutl, J. (2006). *Dynamic Panel Data Models with Spatially Correlated Disturbances* (Doctoral Dissertation). University of Maryland, College Park.
- Mutl, J., & Pfaffermayr, M. (2011). The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model. *The Econometrics Journal*, 14(1), 48-76.
- Nellis, J. G., & Longbottom, J. A. (1981). An Empirical Analysis of the Determination of House Prices in the United Kingdom. *Urban Studies*, 18(1), 9-21.
- Neusser, K. (2008). Interdependencies of US Manufacturing Sectoral TFPs: A Spatial VAR Approach. *Journal of Macroeconomics*, 30(3), 991-1004.
- Ong, S. E., Sing, T. F., & Malone-Lee, L. C. (2004). Strategic Considerations in Land Use Planning: The Case of White Sites in Singapore. *Journal of Property Research*, 21(3), 235-253.
- Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford: Oxford Academic.
- (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Large Panels with Common Factors and Spatial Correlation. *Journal of Econometrics*, 161(2), 182-202.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling Regional Interdependences Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(2), 129-162.

- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2003). Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross-Section Dependence. *The Econometrics Journal*, 6(1), 217-259.
- Pinkse, J., & Slade, M. E. (2010). The Future of Spatial Econometrics. *Journal of Regional Science*, 50(1), 103-117.
- Pirounakis, N. G. (2013). *Real Estate Economics: A Point-To-Point Handbook*. Oxfordshire: Routledge.
- Poterba, J. M. (1984). Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 729-752.
- Poterba, J. M., Weil, D. N., & Shiller, R. (1991). House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(2), 143-203.
- Quigley, J. M. (2002). Transactions Costs and Housing Markets. *UC Berkeley, Working Paper Series, W02-005*, 1-20.
- Ramajo, J., Márquez, M. A., & Hewings, G. J. D. (2017). Spatiotemporal Analysis of Regional Systems: A Multiregional Spatial Vector Autoregressive Model for Spain. *International Regional Science Review*, 40(1), 75-96.
- Reece, B. F. (1988). The Price-Adjustment Process for Rental Housing: Some Furth. *Real Estate Economics*, 16(4), 411-420.
- Riddel, M. (2004). Housing-market Disequilibrium: An Examination of Housing-Market Price and Stock Dynamics 1967-1998. *Journal of Housing Economics*, 13(2), 120-135.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Rothenberg, J., Galster, G. C., Butler, R. V., & Pitkin, J. R. (1991). *The Maze of Urban Housing Markets: Theory, Evidence, and Policy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Saiz, A. (2008). *On Local Housing Supply Elasticity*. SSRN, 1193422, 1-59.
- Sarafidis, V., & Robertson, D. (2009). On the Impact of Error Cross-Sectional Dependence in Short Dynamic Panel Estimation. *The Econometrics Journal*, 12(1), 62-81.
- Sarafidis, V., & Wansbeek, T. (2012). Cross-sectional Dependence in Panel Data Analysis. *Econometric Reviews*, 31(5), 483-531.
- Sargent, T. J., & Sims, C. A. (1977). Business Cycle Modeling without Pretending to have too Much a Priori Economic Theory. *New Methods in Business Cycle Research*, 1, 145-168.
- Shi, W., & Lee, L. (2017). Spatial Dynamic Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 197(2), 323-347.
- Smith, S. J., & Searle, B. A. (2008). Dematerialising Money? Observations on the Flow of Wealth from Housing to Other Things. *Housing Studies*, 23(1), 21-43.

- Song, M. (2013). *Essays on Large Panel Data Analysis* (Unpublished Doctoral Dissertation). Columbia University, New York.
- Steiner, E. (2010). Estimating a Stock-Flow Model. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 146(3), 601-627.
- Su, L., & Yang, Z. (2015). QML Estimation of Dynamic Panel Data Models with Spatial Errors. *Journal of Econometrics*, 185(1), 230-258.
- Sutton, G. D. (2002). Explaining Changes in House Prices. *BIS Quarterly Review*, 32(1), 46-60.
- Teye, A. L., Knoppel, M., de Haan, J., & Elsinga, M. G. (2017). Amsterdam House Price Ripple Effects in the Netherlands. *Journal of European Real Estate Research*, 10(3), 331-345.
- Topel, R., & Rosen, S. (1988). Housing Investment in the United States. *Journal of Political Economy*, 96(4), 718-740.
- Tripathi, S. (2019). Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis. *MPRA*, 98089, 1-18.
- Tu, Y. (1997). The Local Housing Sub-Market Structure and Its Properties. *Urban Studies*, 34(2), 337-353.
- Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2016). A Regional Unemployment Model Simultaneously Accounting for Serial Dynamics, Spatial Dependence and Common Factors. *Regional Science and Urban Economics*, 60, 85-95.
- Vermeulen, W., & Rouwendal, J. (2007). Housing Supply and Land Use Regulation in the Netherlands. *Tinbergen Institute, SSRN, TI 2007-058/3*, 1-42.
- Vickerman, R. W. (1984). *Urban Economies: Analysis and Policy*. Oxford: Philip Allan.
- Vogiazas, S., & Alexiou, C. (2017). Determinants of Housing Prices and Bubble Detection: Evidence from Seven Advanced Economies. *Atlantic Economic Journal*, 45(1), 119-131.
- Wang, K., & Zhou, Y. (2000). Overbuilding: A Game-Theoretic Approach. *Real Estate Economics*, 28(3), 493-522.
- Wang, Y., Liu, J., Tang, Y., & Sriboonchitta, S. (2020). Housing Risk and Its Influence on House Price: An Expected Utility Approach. *Mathematical Problems in Engineering*, 2020, 7-10.
- Whitehead, C. (1999). Urban Housing Markets: Theory and Policy. In *Handbook of Regional and Urban Economics* (3), 1559-1594. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/handbook/handbook-of-regional-and-urban-economics>
- Yang, C. F. (2021). Common Factors and Spatial Dependence: An Application to US House Prices. *Econometric Reviews*, 40(1), 14-50.
- Yu, J., & Lee, L. (2010). Estimation of Unit Root Spatial Dynamic Panel Data Models. *Econometric Theory*, 26(5), 1332-1362.

Yu, J., de Jong, R., & Lee, L. (2008). Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When both N and T Are Large. *Journal of Econometrics*, 146(1), 118-134.

Yunus, N., & Swanson, P. E. (2013). A Closer Look at the US Housing Market: Modeling Relationships among Regions. *Real Estate Economics*, 41(3), 542-568.

Zhang, L., Li, T., Ma, C., & Wen, H. (2020). Measuring the Spatial and Temporal Diffusion of Urban House Prices in East China. *Journal of Urban Planning and Development*, 146(2), 1-14.

Zhang, Y., Hua, X., & Zhao, L. (2012). Exploring Determinants of Housing Prices: A Case Study of Chinese Experience in 1999–2010. *Economic Modelling*, 29(6), 2349-2361.



University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

## Analyzing the Impact of Government Size on the Underground Economy in Iran: Emphasizing the Role of Government Budget Imbalance

Ahmadreza Ahmadi<sup>1</sup>, Farkhondeh Jabalameli<sup>\*,1</sup>,

Ghahreman Abdoli<sup>1</sup>

1. Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

\* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p><b>Article Type:</b> Research Article</p> <p>Article History: <b>Received:</b> 1403-02-30 <b>Revised:</b> 1403-05-12 <b>Accepted:</b> 1403-06-01 <b>Published:</b> 1403-08-01</p> <p><b>Keywords:</b> <i>Asymmetric Approach, Government Budget Imbalance, Government Size, Iran, MIMIC, Underground Economy.</i></p> <p><b>JEL Classification:</b> <i>O17, E42, H6, H11.</i></p>	<p>This study analyzes the impact of government size on the underground economy in Iran with a focus on the role of government budget imbalance. In this study, the Multiple Indicators–Multiple Causes (MIMIC) method was used to estimate the size of the underground economy, which indicates an average of 18.3 percent of this index in Iran's economy. In the present study in addition to the ARDL (symmetric) approach, the NARDL (asymmetric) approach is also used to examine the relationship between government size and the underground economy. The results of the symmetric estimation indicate that government size has a negative effect on the underground economy; however, this effect is moderated by government budget imbalance. In other words, at higher levels of budget imbalance, the size of the negative effect of government size on the underground economy in Iran becomes less. The asymmetric estimation shows that first, The effect of decreases in government size on the underground economy is more than the effect of increases in government size. Second, an increase in government budget imbalance reduces the favorable (negative) impact of increases in government size and the unfavorable (positive) impact of decreases in government size on the underground economy. Other findings are that other factors, such as inflation, unemployment, and trade openness, have a positive impact on the underground economy. In addition, in recent years, the size of the underground economy in Iran has increased significantly.</p>

Ahmadi, A., Jabalameli, F., & Abdoli, Gh. (2024). Analyzing the Impact of Government Size on the Underground Economy in Iran: Emphasizing the Role of Government Budget Imbalance. *Journal of Economic Research*, 59(2), 327-361.





© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.376756.1008910](https://doi.org/10.22059/jte.2024.376756.1008910)

## تحلیل تأثیر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران: با تأکید بر نقش ناترازی بودجه دولت

احمدرضا احمدی<sup>۱</sup> , فرخنده جبل عاملی<sup>۱\*</sup> , قهرمان عبدلی<sup>۱</sup> 

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

\* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p><b>نوع مقاله:</b> پژوهشی</p> <p><b>تاریخ دریافت:</b> ۱۴۰۳/۰۲/۳۰</p> <p><b>تاریخ بازنگری:</b> ۱۴۰۳/۰۵/۱۲</p> <p><b>تاریخ پذیرش:</b> ۱۴۰۳/۰۶/۰۱</p> <p><b>تاریخ انتشار:</b> ۱۴۰۳/۰۸/۰۱</p> <p><b>کلیدواژه‌ها:</b> اقتصاد زیرزمینی، اندازه دولت، ناترازی بودجه دولت، صمیمیک، رهیافت نامتقارن، ایران.</p> <p><b>طبقه‌بندی JEL:</b> O17, E42, H6, H11</p>	<p>این پژوهش به تحلیل تأثیر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تمرکز بر نقش ناترازی بودجه دولت می‌پردازد. در این پژوهش از روش شاخص چندگانه-علل چندگانه (میمیک) برای برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی استفاده شد که حاکی از میانگین ۱۸/۳ درصدی این شاخص در اقتصاد ایران است. در پژوهش حاضر علاوه بر رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (متقارن)، از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (نامتقارن) نیز برای بررسی رابطه میان اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی استفاده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد متقارن نشان می‌دهد که اندازه دولت اثری منفی بر اقتصاد زیرزمینی دارد. با این حال، این اثر به‌وسیله ناترازی بودجه دولت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر در سطوح بالاتر ناترازی بودجه، از اندازه اثرگذاری منفی اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران کاسته می‌شود. برآورد نامتقارن نیز نشان می‌دهد که نخست، اثرگذاری کاهش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی بیش از اثرگذاری افزایش‌ها در اندازه دولت است. دوم، افزایش در ناترازی بودجه دولت تأثیر مطلوب (منفی) افزایش‌ها در اندازه دولت و تأثیر نامطلوب (مثبت) کاهش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی را تقلیل می‌دهد. یافته‌های دیگر آنکه عوامل دیگری نظیر تورم، بیکاری و باز بودن تجارت، با اثری مثبت بر اقتصاد زیرزمینی همراه هستند. همچنین در سالیان اخیر به طور معناداری اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران افزایش یافته است.</p>

احمدی، احمدرضا؛ جبل عاملی، فرخنده و عبدلی، قهرمان (۱۴۰۳). تحلیل تأثیر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران: با تأکید بر نقش ناترازی بودجه دولت. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۲)، ۳۶۱-۳۲۷.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان.



DOI: 10.22059/jte.2024.376756.1008910

## ۱- مقدمه

اقتصاد جهانی در چند دهه گذشته شاهد گسترش قابل توجهی بوده است که منجر به رشد اقتصادهای سراسر جهان شده است. تحقیقات در مورد شاخص‌های اقتصادی حاکی از گسترش اقتصاد زیرزمینی به موازات اقتصاد رسمی است (مدینا و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷). فعالیت‌های اقتصادی زیرزمینی به بخشی جدایی‌ناپذیر از زندگی روزمره تبدیل شده‌اند و بسیاری از ما به‌طور منظم در چنین فعالیت‌هایی مشارکت می‌کنیم. در دهه اخیر، تأکید مجدد بر موضوع اقتصاد زیرزمینی چه در حوزه علمی و چه در حوزه سیاست شده است. اقتصاد زیرزمینی شامل تمام فعالیت‌های اقتصادی است که توسط کارگران و واحدهای اقتصادی انجام می‌شود که به دلایل قانونی و عملی، تحت پوشش سیستم‌های رسمی قرار نگرفته یا به اندازه کافی پوشش داده نمی‌شوند. اندازه جهانی اقتصاد زیرزمینی نگران‌کننده است و همچنان یک پدیده اقتصادی بسیار پایدار، فراگیر و پیچیده است (مدینا و اشنايدر<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸).

یکی از ابزارهای مهم سیاست مالی، مخارج (اندازه) دولت است. انتخاب افراد برای ورود به بخش غیررسمی یا ماندن در بخش رسمی به‌طور مشخص تحت تأثیر مخارج دولت است (خان و رحمان<sup>۳</sup>، ۲۰۲۲). اگرچه نقش مهم اندازه دولت در رشد اقتصادی در مطالعات گذشته به‌خوبی مورد بررسی قرار گرفته است؛ اما به جز تعداد انگشت‌شماری از مطالعات، ارتباط بین اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی تا حد زیادی در ادبیات اقتصادی نادیده گرفته شده است. از لحاظ نظری، اندازه دولت امکان تأثیر بر اقتصاد زیرزمینی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم مانند رشد اقتصادی، توزیع منابع و ثبات اقتصاد کلان را دارد. با این حال باید اثر عدم تعادل بودجه بر رابطه میان اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی در نظر گرفته شود، زیرا اثربخشی اندازه دولت به سطح کسری یا مازاد بودجه بستگی دارد (برنهایم<sup>۴</sup>، ۱۹۸۷) و مطالعات متعددی حکایت از آن دارند که مخارج دولت به عدم تعادل بودجه واکنش نشان می‌دهد (کشتکاران و همکاران، ۱۳۹۸)؛ یا به‌عبارتی، هنگام افزایش‌ها و کاهش‌ها در اندازه دولت، اندازه دولت طبعاً متأثر از ناترازی بودجه دولت خواهد بود.

این مطالعه به دنبال بررسی آن است که نخست، آیا اندازه دولت اثر معناداری بر اقتصاد زیرزمینی دارد؟ دوم، در صورت وجود اثر احتمالی اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، این اثر متقارن است یا نامتقارن؟ سوم، آیا ناترازی بودجه دولت بر میزان اثرگذاری اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی اثرگذار است؟

1. Medina
2. Medina and Schneider
3. Khan and Rehman
4. Bernheim

در واقع با توجه به اهمیت اثرگذاری اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در کشور، این پژوهش در پی آن است که نحوه اثرگذاری اندازه دولت و به‌طور دقیق‌تر اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در اندازه دولت را بر اقتصاد زیرزمینی تبیین کند.

در مطالعه حاضر ضمن محاسبه حجم اقتصاد زیرزمینی با روش شاخص چندگانه-علل چندگانه (میمیک)<sup>۱</sup> در دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰، تلاش شده تا اثر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی با توجه به نقش عدم تعادل (ناترازی) بودجه دولت بررسی شود. به این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (متقارن) و غیرخطی (نامتقارن)<sup>۲</sup> استفاده شد. دلیل استفاده از یک الگوی نامتقارن آن است که در الگوهای خطی اندازه مطلق اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی با روند کاهشی آن متفاوت نیست. به عبارت دیگر، در یک برآورد خطی از تحلیل اثر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی چنین تفسیری مرسوم است که اگر با افزایش اندازه دولت، اقتصاد زیرزمینی به اندازه  $\delta$  واحد افزایش یابد، آنگاه به‌صورت هم‌زمان با کاهش اندازه دولت نیز اقتصاد زیرزمینی به میزان  $\delta$  واحد کاهش خواهد یافت. ولی آنچه در واقعیت رخ می‌دهد ممکن است این‌گونه نبوده و اثر افزایش اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، متفاوت با اثر کاهش آن باشد. به‌عبارتی دیگر در اقتصاد ایران انتظار بر آن است که اقتصاد زیرزمینی به هنگام افزایش‌ها در اندازه دولت نسبت به کاهش‌ها در آن، اثرپذیری متفاوتی از خود نشان دهد.

در این راستا ساختار مقاله حاضر بدین‌صورت سازماندهی شده که پس از مقدمه، در قسمت دوم به ادبیات پژوهش با تأکید بر ادبیات نظری و تجربی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم روش پژوهش و توصیف داده‌ها ارائه خواهد شد. سپس در بخش چهارم تخمین مدل با داده‌های سری زمانی به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی انجام می‌شود و بخش پایانی به نتایج پژوهش و پیشنهادات اختصاص داده می‌شود.

## ۲- ادبیات پژوهش

### ۲-۱- ادبیات نظری پژوهش

اقتصاد زیرزمینی با عناوین مختلفی از جمله اقتصاد سایه یا اقتصاد غیررسمی مورد بررسی قرار گرفته است. با وجود نام‌ها یا تعریف‌های مختلف، اکثر این توصیفات یکسان هستند. یک تعریف گسترده‌تر از اقتصاد زیرزمینی توسط مدینا و اشنایدر<sup>۳</sup> (۲۰۱۸) ارائه شده است. آنها استدلال می‌کنند که فعالیت‌های اقتصادی پنهان از مقامات رسمی اقتصادی، به عنوان اقتصاد زیرزمینی تعریف می‌شود. هارت<sup>۴</sup> (۱۹۷۱) اقتصاد زیرزمینی را به عنوان اقتصاد غیررسمی تعریف کرد. اسمیت<sup>۵</sup> (۱۹۸۳) اقتصاد زیرزمینی را تولید کالاها و خدمات مبتنی بر بازار، اعم از قانونی یا

1. Multiple Indicators-Multiple Causes (MIMIC)
2. ARDL & NARDL
3. Medina and Schneider
4. Hart
5. Smith

غیرقانونی که در برآوردهای رسمی تولید ناخالص داخلی شناسایی نمی‌شود، توصیف کرد. علاوه بر این، ادوه<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۸) اقتصاد زیرزمینی را به عنوان یک اقتصاد غیررسمی تعریف کرد که بدون مقرراتی که توسط مقامات دولتی برای کنترل رفتار سازمانی آن تعیین شده است، عمل می‌کند. آبادا<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۱) نشان داد که اقتصاد زیرزمینی در محیطی عمل می‌کند که هیچ مقرراتی توسط مقامات دولتی وجود ندارد. این فعالیت‌های پنهان ممکن است به دلیل عوامل پولی، نظارتی یا نهادی مانند پرداخت مالیات، اجتناب از بوروکراسی دولتی، قانون فساد و ضعف حاکمیت قانون باشد که می‌تواند منجر به فعالیت‌های اقتصادی غیرقانونی و یا مجرمانه شود. اشنایدر<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۵) بیان کردند که اقتصاد زیرزمینی از دو مؤلفه اصلی تشکیل شده است. مورد اول به کارهای اعلام نشده‌ای اشاره دارد که حوزه وسیعی از اقتصاد زیرزمینی انجام می‌دهد. به عبارت دیگر، کارفرمایان برای فرار از مالیات و الزامات قانونی بازار کار از اعلام دستمزد کارگران خود اجتناب می‌کنند. مورد دوم به درآمد کم گزارش شده برای کاهش مالیات اشاره دارد. بنابراین، اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی یا اقتصاد غیررسمی، ذاتاً بسیار سخت به نظر می‌رسد. بدیهی است برای طراحی سیاست‌های اقتصادی و برنامه‌های توسعه مناسب، مسئولان اقتصادی نیازمند داشتن اطلاعات خوب و درک روشنی از کل فعالیت‌های اقتصادی هستند که شامل بخش‌های رسمی و غیررسمی می‌شود.

در طول سال‌ها، اندازه بخش عمومی به لحاظ مخارج در بسیاری از کشورها به خصوص پس از جنگ جهانی دوم رشد کرده است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۶). نتایج مطالعات پیشین در ارتباط با اثر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی ناهمگون است. گروهی از مطالعات ادعان داشتند که افزایش اندازه دولت، اقتصاد زیرزمینی را تقویت می‌کند، زیرا تخصیص منابع را مخدوش کرده و رقابت در بازار را کاهش می‌دهد (حسن و اشنایدر<sup>۴</sup>، ۲۰۱۶). نظریه تنظیم‌گری معتقد است اندازه بزرگ دولت کارایی مخارج عمومی را تضعیف می‌کند و اثر ازدحام را تحریک کرده که در نهایت منجر به افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی می‌گردد. از منظر اقتصاد کلان، مطالعات تجربی تأیید می‌کنند که رشد اقتصاد زیرزمینی برخلاف اقتصاد رسمی است (الگین<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۲۱؛ اولابی<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۲۲). درآمد کمتر دولت سبب کاهش کیفیت و مقدار کالاهای عمومی تولید شده می‌شود. در نهایت، به افزایش نرخ‌های مالیات برای بنگاه‌ها و افراد منجر می‌شود که یک انگیزه قوی برای مشارکت در اقتصاد زیرزمینی است (اشنایدر و بیوهن<sup>۷</sup>، ۲۰۱۷).

از طرفی گروه دیگر از مطالعات اظهار داشتند افزایش اندازه دولت، از اندازه اقتصاد زیرزمینی می‌کاهد. به عبارتی دولت می‌تواند از طریق مخارج خود، منابع مورد استفاده در اقتصاد غیررسمی

1. Oduh
2. Abada
3. Schneider
4. Hassan and Schneider
5. Elgin
6. Owlabi
7. Schneider and Buehn

را به اقتصاد رسمی مطابق با اولویت‌های اقتصادی و اجتماعی کشور تخصیص دهد. این امر رشد اقتصاد زیرزمینی را محدود می‌کند. علاوه بر این، مخارج بیشتر دولت کیفیت نهادی را بهبود می‌بخشد، عملکرد مناسب مکانیسم بازار را تقویت و در دسترس بودن کالاهای عمومی را تضمین می‌کند که در نهایت منجر به کاهش حجم اقتصاد زیرزمینی می‌گردد (درهر و اشنايدر، ۲۰۱۰). بیسلی و پرسون<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) اظهار داشتند اندازه دولت انعکاسی از ظرفیت دولتی می‌باشد. یک دولت با ظرفیت قوی توانایی اجرای قانون را دارد، همچنین یک اندازه بزرگ دولتی می‌تواند با جمع‌آوری مالیات و اجرای قوانین که به طور ذاتی فرار مالیاتی را می‌کاهد، هم‌بسته باشد. ضمناً یک ظرفیت دولتی قوی بدین معناست که خدمات عمومی باکیفیت مطلوب و بالا در اختیار شهروندان و شرکت‌ها قرار دهد. تنظیم قوانین مالیاتی و بهره‌مندی از خدمات عمومی مذکور، به‌گزینه‌ای جذاب‌تر برای شرکت‌ها در پرداخت مالیات مبدل می‌شود و از فرار مالیاتی آنان کاسته خواهد شد؛ فلذا انتظار می‌رود اندازه دولت اثری معکوس بر فرار مالیاتی داشته باشد (زیگل<sup>۳</sup> و همکاران، ۱۹۹۹). از نگاه یک شهروند، مالیات قیمت پرداختی برای خدمات عمومی ارائه شده توسط دولت است. خدمات عمومی بهتر، رضایت بیشتر شهروندان را سازگار با وظیفه مالیاتی‌شان به همراه دارد؛ بنابراین انگیزه گزارش فعالیت‌ها برای پرداخت مالیات بیشتر می‌شود (تقی نژاد و نیک پور، ۱۳۹۲). رابطه میان اندازه دولت و فرار از پرداخت مالیات را از جهات مختلفی می‌توان بررسی کرد؛ گاه دولت با اتخاذ برخی از سیاست‌های حمایتی مالیاتی و معافیت‌های مالیاتی، راه را برای فرار مالیاتی باز می‌کند و در صورتی که سیستم اطلاعاتی کارآمد در نظام مالیاتی برقرار نباشد، فرار مالیاتی گسترده‌تر خواهد شد، اما نکته‌ای که حائز اهمیت است این است که یک نظام مالیاتی کارآمد در کنار یک دولت قدرتمند شکل می‌گیرد (دادگر و همکاران، ۱۳۹۲). امبای<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) در پژوهش خود اینگونه ادعان داشت که اگر مالیات‌دهندگان در عوض پرداخت مالیات خود از دولت، خدمات منصفانه‌ای دریافت کنند و رفاه آنان افزایش یابد، اعتماد آنان به دولت بیشتر می‌شود و فرار از پرداخت مالیات کاهش خواهد یافت و بالعکس. طبق گفته انچور و آدامک<sup>۵</sup> (۲۰۱۵)، هزینه‌های دولت، بهره‌وری اقتصادی را افزایش می‌دهد و در نتیجه فعالیت‌های بخش غیررسمی را کاهش می‌دهد. هوبن و نگوین<sup>۶</sup> (۲۰۲۰) سه دلیل قانع‌کننده را بیان کردند که نشان می‌دهد مخارج دولت می‌تواند وسعت بخش غیررسمی را کاهش دهد. اولاً، مخارج دولت منابع موجود در بخش غیررسمی را محدود می‌کند و آن‌ها را به بخش رسمی هدایت می‌کند. ثانیاً، مخارج دولت نرخ رشد را از طریق تقاضای کل افزایش می‌دهد و متعاقباً منجر به کاهش فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد رسمی می‌شود. دیدگاه دوگانه‌گرایی استدلال می‌کند که رشد اقتصادی ابزار اصلی در برابر

1. Dreher and Schneider
2. Besley and Persson
3. ZGiles
4. Embaye
5. Nachor and Adamec
6. Huynh and Nguyen

اقتصاد زیرزمینی است (ویلیامز<sup>۱</sup>، ۲۰۱۴). ثالثاً، افزایش مخارج دولت می‌تواند منجر به ارائه بیشتر کالاها و خدمات عمومی شود و در نهایت کیفیت آن‌ها را افزایش دهد. این به نوبه خود، کسب و کارها را از مشارکت در بخش غیررسمی منصرف می‌کند (فریدمن<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۰).

گروه دیگری از مطالعات یک رابطه غیرخطی میان این دو را توصیف می‌کنند که وقتی سهم دولت در فعالیت اقتصادی کم است ارتباط مستقیم است، اما با افزایش اندازه نسبی دولت این ارتباط معکوس می‌شود. بنابراین بر اساس مطالعات پیشین، رابطه میان اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی می‌تواند مثبت، منفی و یا غیرخطی باشد.

در تبیین احتمال وجود اثرگذاری نامتقارن اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی شاید بتوان از مجرای رشد اقتصادی بهره جست. اثر مخارج (اندازه) دولت بر تولید ناخالص داخلی به‌هنگام شوک‌های مثبت و منفی در اندازه دولت یا دامنه‌ای به دامنه‌ای دگر یکسان نیست و حتی این تأثیر با توجه به ساختار مخارجی که انجام شده متفاوت است که مطالعات وافر در داخل از جمله علوی باجگانی و همکاران (۱۳۹۸)، فشاری (۱۳۹۶)، عزتی شورگلی و همکاران (۱۴۰۰) و در خارج نظیر اید<sup>۳</sup> (۲۰۲۰)، امیتوگون<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۲۲)، و عبدیلی<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۲۴) وجود ارتباط نامتقارن (یا غیرخطی) را تأیید کردند. بر این اساس انتظار می‌رود اثر اندازه دولت بر اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی نیز نامتقارن باشد. در مطالعات پیشین داخلی نحوه اثر نامتقارن اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، در چارچوب اقتصاد ایران بی‌پاسخ مانده یا به‌عبارتی اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی بررسی نشده است.

ضمناً در دوران پس از انقلاب اسلامی، به دلیل تحول‌های مختلف اقتصادی، سیاسی و اجتماعی؛ در اکثریت سال‌ها به‌علت فزونی مخارج دولت نسبت به درآمد، بودجه عمومی کشور با کسری مواجه بوده است (مولایی و عبدیان، ۱۳۹۷). برای اجرای موفقیت‌آمیز سیاست‌ها، دولت‌ها باید بتوانند درآمد کافی برای تأمین مخارج را جمع‌آوری کنند. با این حال، در عمل، دولت‌ها به ندرت قادر به اجرای بودجه‌های متوازن هستند و معمولاً به تأمین مالی با کسری متوسل می‌شوند. میانی نظری حکایت از آن دارد که مخارج دولت، به ناترازی بودجه واکنش نشان می‌دهد (کشتکاران و همکاران، ۱۳۹۸). بنابراین در این مطالعه تلاش بر این است که نقش ناترازی بودجه نیز در اثرگذاری‌های متقارن و نامتقارن مدنظر قرار گیرد.

## ۲-۲- ادبیات تجربی پژوهش

در ارتباط با اثر متغیرهای مختلف بر اقتصاد زیرزمینی و علت بروز آن در چند دهه اخیر مطالعات داخلی و خارجی فراوانی انجام شده است. این مطالعات با استفاده از روش‌ها و مدل‌های متفاوتی

1. Williams
2. Friedman
3. Eid
4. Omitogun
5. Abdelli

صورت گرفته که نتایج ناهمگونی به همراه داشته است که به طور خلاصه به برخی از آنان در ادامه اشاره می‌شود.

وانگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) در پژوهش خود به بررسی اندازه اقتصاد زیرزمینی در تایوان با استفاده از روش شاخص چندگانه-علل چندگانه برای دوره ۱۹۹۶-۲۰۰۳ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان دهنده آن بوده که متغیرهایی مانند مصرف حقیقی دولت و تورم اثر مثبت بر اقتصاد زیرزمینی دارند و نرخ بیکاری و نرخ جرم نیز ارتباط معناداری با اقتصاد زیرزمینی در تایوان ندارند. بکلوتی و بوجلبین<sup>۲</sup> (۲۰۲۰) در مطالعه خود ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و اقتصاد سایه را برای ۱۷ کشور در حال توسعه و ۳۳ کشور توسعه یافته طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۵ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بوده که رابطه بین رشد اقتصادی و اقتصاد زیرزمینی در کشورهای منا یک طرفه است، اما در کشورهای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی<sup>۳</sup> دو طرفه است. نتایج همچنین نشان داد که کیفیت نهادی به شدت با رابطه بین رشد اقتصادی و اقتصاد زیرزمینی تعامل دارد. به طور خاص، تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر با اقتصاد سایه کوچکتر در کشورهای با کیفیت نهادی خوب همراه است. در ضمن در کشورهایی که کیفیت نهادی پایین است، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیری بر اندازه اقتصاد زیرزمینی ندارد.

احمد و حسین<sup>۴</sup> (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی تأثیر سیاست مالی بر اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه پرداختند. نتایج مؤید آن بوده است که سیاست مالی انبساطی تمایل به کاهش اندازه اقتصاد سایه دارد، در حالی که سیاست مالی انقباضی آن را افزایش می‌دهد. همچنین درآمد مالیاتی به رشد اقتصاد سایه کمک می‌کند، در حالی که مخارج دولت اندازه آن را کاهش می‌دهد.

گوکمن اقلو و امیر<sup>۵</sup> (۲۰۲۳) در بررسی محرک‌های اقتصاد سایه در منطقه بالتیک نتیجه گرفتند، که افزایش بار مالیاتی، توسعه مالی بیشتر و توسعه نهادی منجر به گسترش اقتصاد سایه می‌شود. با این حال، استقرار حاکمیت قانون و ثبات سیاسی به انقباض اقتصاد سایه کمک می‌کند. رضازاده و مریدیان<sup>۶</sup> (۲۰۲۳) با بررسی تأثیر شمول مالی و اندازه اقتصاد سایه بر رشد اقتصادی کشورهای منا طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ نتیجه گرفتند شمول مالی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. این بدان معناست که شمول مالی ابزاری مؤثر در تقویت رشد سریع اقتصادی است. همچنین در اقتصادهای مورد مطالعه، اندازه اقتصاد سایه تأثیر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد و این نشان می‌دهد که اقتصاد سایه مانع توسعه اقتصادی است.

1. Wang

2. Baklouti and Boujelbene

3. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

4. Ahmad and Hussain

5. Gokmenoglu and Amir

6. Rezazadeh and Moridian

تران<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه خود بررسی کردند که چگونه کسری مالی بر اثرات مخارج دولت بر اقتصاد سایه در ۳۲ کشور آسیایی در دو دهه تأثیر داشته است. نتایج حاکی از آن بوده است که افزایش مخارج دولت و کسری مالی، اندازه اقتصاد سایه را افزایش می‌دهد. جالب توجه است که اثرات مخارج دولت بر اقتصاد سایه با درجه بیشتری از کسری بودجه تشدید خواهد شد. نویسندگان همچنین دریافتند که افزایش رشد اقتصادی برای بهبود درآمد سرانه و گسترش تجارت بین‌المللی به نظر می‌رسد اقتصاد سایه را در کشورهای آسیایی کاهش می‌دهد. مطالعات داخلی اکثراً در راستای برآورد و تخمین اقتصاد زیرزمینی تمرکز داشته‌اند و در ادامه به تدریج اثر متغیرهای مهم اقتصادی از جمله (رشد اقتصادی، بار مالیاتی و ...) بر اقتصاد زیرزمینی مورد توجه قرار گرفت. همچنین لازم به ذکر است برخی از مطالعات جهت محاسبه اندازه اقتصاد زیرزمینی از روش تقاضای پول بهره جستند با این دیدگاه که افراد فعال در اقتصاد زیرزمینی برای کتمان درآمدهای خود از پول استفاده می‌نمایند. گروه دیگری از مطالعات روش‌های مبتنی بر شاخص‌ها و علل را به منظور برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی استفاده نمودند که این روش را شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه (میمیک) می‌نامند. در این گروه از پژوهش‌ها در قالب یک چارچوب واحد، اطلاعات مربوط به شاخص‌ها و علل مختلف اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. به‌طور کلی نتایج مطالعات داخلی حکایت از روند افزایشی اندازه اقتصاد زیرزمینی در طول زمان داشته است.

جعفری صمیمی و اکبری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر حجم اقتصاد زیرزمینی ایران برای بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۸ پرداختند. در این مطالعه از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی استفاده شده و نتایج حاکی از آن بوده است که بار مالیاتی مستقیم، بار مالیاتی غیرمستقیم، نرخ بیکاری، نرخ تورم و شاخص نرخ ارز اثر مثبت بر اقتصاد زیرزمینی دارند که در این بین بار مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم بیشترین اثر را بر اقتصاد زیرزمینی دارند.

فطرس و دلایی میلان (۱۳۹۳) در مطالعه خود به برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی و بررسی علل و آثار آن در بازه زمانی ۴۷ ساله از ۱۳۴۲ تا ۱۳۸۹ پرداختند. نتایج نشان دادند اندازه نسبی و مطلق اقتصاد زیرزمینی در ایران در طی دوره مورد بررسی فراز و نشیب‌هایی دارد لیکن این روند افزایشی است. میانگین اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی در طی این دوره ۴۷ ساله ۱۷/۸۲ بوده است. نتایج برآورد مدل‌های انتخاب شده نشان داده است که بیکاری، محدودیت‌های تجاری، تورم، بار مالیاتی، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی و حجم دولت از جمله عوامل اثرگذار بر گسترش اقتصاد زیرزمینی در ایران بوده‌اند. در این میان اثرگذاری سه عامل اول، در گسترش این پدیده در ایران بیشتر بوده است.

پیرایی و رجایی (۱۳۹۴) در مطالعه خود به برآورد و بررسی ابعاد اقتصاد زیرزمینی در ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. در الگو پژوهش متغیرهای شاخص بهای کالا و

خدمات مصرفی (تورم)، نرخ بیکاری، اندازه دولت، بار مالیاتی مستقیم، رشد بار مالیاتی مستقیم، شاخص باز بودن تجاری و درآمد سرانه از علل تشکیل دهنده اقتصاد زیرزمینی در نظر گرفته شده‌اند که در این بین شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی (تورم)، بار مالیاتی مستقیم، نرخ بیکاری و شاخص باز بودن تجاری دارای اثر مثبت و معنادار بر اقتصاد زیرزمینی هستند. اندازه دولت دارای اثر مثبت بر اقتصاد زیرزمینی؛ اما معنادار نیست و رشد بار مالیاتی نیز دارای ضریب معنی‌دار بر اقتصاد زیرزمینی نیست. در این الگو فقط درآمد سرانه اثر منفی بر اقتصاد زیرزمینی دارد که معنادار نیست. در این الگو بیشترین اثر اقتصاد زیرزمینی مانند تمام الگوهای دیگر بر حجم اسکناس و مسکوک در دست اشخاص است.

مطلبی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود به برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی در ایران با استفاده از متغیرهای انضباط مالی دولت در طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۹۴ پرداختند. نتایج نشان داد که بار مالیات بر واردات و نرخ بیکاری از علل اصلی پیدایش اقتصاد سایه در ایران هستند. همچنین یافته‌ها این مطالعه حاکی از آن بوده که با در نظر گرفتن سه متغیر نرخ تورم، کسری بودجه و حجم دولت به‌عنوان متغیرهای انضباط مالی دولت، تورم و کسری بودجه اثر مثبت بر اقتصاد سایه و فرار مالیاتی ناشی از آن دارند. در نتیجه، می‌توان با کاهش هزینه‌های مصرفی و اندازه دولت در جهت کاهش کسری بودجه دولت و انضباط مالی بیشتر دولت حرکت کرد. بنابراین، کنترل کسری بودجه و نرخ تورم منجر به افزایش انضباط مالی دولت شده و در نهایت اندازه اقتصاد سایه در ایران و فرار مالیاتی ناشی از آن را کاهش خواهد داد.

زروکی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۴۰۰ پرداختند. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در دو قالب بر مبنای رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی حاکی از آن بوده است که اندازه کل، جاری و عمرانی دولت با اثری معکوس و بار مالیاتی کل و بار مالیات غیرمستقیم با اثری مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی همراه بوده و مالیات مستقیم اثر معناداری نداشت. با توجه به روند کاهشی در اندازه دولت و روند تقریباً افزایشی در بار مالیاتی، ادعان داشتند که کاهش در اندازه دولت و افزایش در بار مالیاتی، بر روند افزایشی اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی مؤثر بوده است. همچنین نرخ ارز غیررسمی و نرخ تورم نیز اثری مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی داشته، ولی از نظر اندازه، نرخ تورم کم‌کشش بوده است.

زروکی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به تحلیل نقش اقتصاد زیرزمینی در رفاه اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن بوده است که در بلندمدت اقتصاد زیرزمینی، تورم و رشد نرخ ارز (دلار) بازار آزاد تأثیری معکوس بر رفاه اقتصادی دارند. همچنین اندازه دولت نیز به‌طور U شکل معکوس بر رفاه اقتصادی اثرگذر است؛ به‌نحوی که اندازه بهینه دولت در اثرگذاری بر رفاه اقتصادی ۱۴/۸ درصد است و بالاتر از آن به کاهش رفاه اقتصادی منجر می‌شود.

با توجه به مطالعات داخلی صورت گرفته؛ نوآوری پژوهش حاضر نسبت به موارد مرتبط قبلی؛ نخست، بررسی نامتقارنی در اندازه اثرگذاری دولت بر اقتصاد زیرزمینی است که در مطالعات

پیشین مورد توجه قرار نگرفته و تمایزی میان اندازه اثرگذاری اندازه دولت در روند افزایشی با روند کاهشی آن قائل نشده‌اند، دوم بررسی نقش ناترازی بودجه دولت در رابطه میان اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی است یا به عبارتی دیگر اثر تعاملی ناترازی بودجه و اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در مطالعه‌ی حاضر مورد توجه قرار گرفته است. همچنین لازم به ذکر است در مطالعات داخلی در برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی (با روش میمیک) به مخارج یارانه‌ای دولت به‌عنوان یکی از علل اقتصاد زیرزمینی در برآورد، به‌نظر توجه نشده است در حالیکه در بسیاری از مطالعات خارجی نظیر دلانو<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، باربوسا و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، ویسمن<sup>۳</sup> (۲۰۱۳)، و تربیکا<sup>۴</sup> (۲۰۱۴)، مخارج یارانه‌ای دولت به‌عنوان یکی از علل در برآورد اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی مورد توجه قرار گرفته است که در مطالعه حاضر جهت برآزش و تخمین بهتر اندازه اقتصاد زیرزمینی مورد استفاده قرار گرفت.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

#### ۳-۱- شاخص چندگانه - علل چندگانه (MIMIC) جهت برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی

الگوی معادلات ساختاری<sup>۵</sup> حکایت از رابطه میان متغیر پنهان غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده‌شده (MIMIC) دارد. این الگو به‌صورت گسترده در بسیاری از علوم اجتماعی و اقتصاد کاربرد دارد. الگو میمیک دو جزء اصلی دارد: معادله ساختاری و معادله اندازه‌گیری. معادله ساختاری با مجموعه‌ای از شاخص‌های قابل مشاهده، متناظر است:

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \quad (1)$$

$Y_i$  نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده اقتصاد زیرزمینی (رشد حجم نقدینگی و نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد) می‌باشد.  $\eta$  متغیر پنهان (اقتصاد زیرزمینی)؛  $u_i$  خطاهای تصادفی و  $\lambda$  پارامترهای ساختاری الگوی اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری به‌صورت زیر است:

$$\eta = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_p X_p + v \quad (2)$$

که در آن  $X_p$  نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل بار مالیات کل، بار مالیات بر واردات، نرخ رشد درآمد سرانه، مخارج یارانه‌ای دولت و سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد.  $\gamma_p$  پارامترهای ساختاری الگو،  $v$  جز اخلاص و  $\eta$  متغیر پنهان (اقتصاد زیرزمینی) است. معادلات فوق به‌صورت زیر قابل بازنویسی می‌باشد:

$$Y = \lambda \eta + u \quad (3)$$

$$\eta = \gamma X + v \quad (4)$$

1. Dell'Anno
2. Barbosa
3. Wiseman
4. Trebicka
5. Structural Equation Model (SEM)

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا همبستگی وجود ندارد، یعنی:

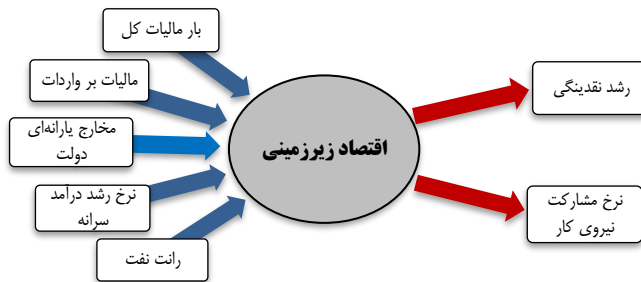
$$E(uv) = 0 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(u'u) = \theta^2 \quad (5)$$

برای به دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (۴) را در معادله (۳) برای حل الگو جایگزین کرد:

$$Y = \Upsilon X + u \quad (6)$$

درواقع معادله فوق شکل کاهش یافته الگو میمیک می‌باشد. فرم نموداری الگوی پیشنهادی برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران به صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به صورت زیر است:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix} (\eta) + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \quad (7)$$



**نمودار ۱.** فرم دیاگرامی روش میمیک، جهت برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی  
منبع: یافته‌های پژوهش.

برای انتخاب الگو برتر از بین الگوهای پیشنهاد شده برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک-هانمان<sup>۱</sup> است که بر اساس آن اولویت در انتخاب الگو برتر، سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی الگو است. رویکرد انتخاب الگوی نهایی در این پژوهش رویکرد دوگانه خواهد بود. بر اساس این رویکرد ابتدا الگوهای سازگار با مبانی نظری انتخاب شده‌اند و سپس از بین آن‌ها الگویی که از نظر معیارهای برازش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان الگوی برتر انتخاب شد و در نهایت حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران مورد برآورد قرار گرفت که دیتای خام آن در جدول الف-۲ پیوست گزارش شده است. در نهایت برای محاسبه اندازه اقتصاد زیرزمینی بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی از روش کالیبره کردن<sup>۲</sup> استفاده می‌شود (ابونوری و نیک‌پور، ۱۳۹۳). برای این

1. Fery and Weck - Hannemann  
2. Calibration Method

منظور میانگین اندازه اقتصاد زیرزمینی بر اساس پنج مقاله در سال ۱۳۷۰ (مطابق جدول الف-۱ پیوست) محاسبه شده است. میانگین محاسبه شده، ۱۸/۶ درصد (بر حسب تولید ناخالص داخلی) بوده است. سپس عدد حاصله (۱۸/۶) را بر مقدار شاخص خام بدست آمده در سال ۱۳۷۰ تقسیم و سپس عدد بدست آمده را در شاخص‌های خام سالیان دگر ضرب نموده و در نهایت اندازه اقتصاد زیرزمینی بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی برای بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰ بدست آمده است.

### ۳- ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه بدان اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر متقارن و نامتقارن اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی با توجه و تأکید به سطح ناترازی بودجه در ایران است. از این‌رو تمرکز در تصریح الگوی پژوهش حاضر بر آن است که ضمن بررسی اثر متقارن و نامتقارن اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی تلاش شود تا نقش ناترازی بودجه دولت در این اثرگذاری‌های مذکور مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به درجه انباشت متفاوت متغیرها؛ به ویژه متغیر وابسته که دارای درجه انباشت یک است؛ و نیز امکان وجود تأخیر در تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر اقتصاد زیرزمینی و همچنین مدنظر قرار دادن تأثیر سایر متغیرهای اثرگذار بر اقتصاد زیرزمینی<sup>۲</sup> از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (خطی و غیرخطی) استفاده می‌شود. در تصریح الگوی نامتقارن از مطالعه‌ی شین<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است. در مطالعه یادشده بحث عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. ایشان با استفاده از مطالعه پسران<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۱) الگویی را معرفی می‌نمایند که الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نام‌گذاری شده است. در ادامه این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش در دو قالب (متقارن و نامتقارن) تبیین شده است.

### ۳-۱- تصریح الگوی پژوهش در قالب متقارن

در قالب نخست، الگوی پژوهش مبتنی بر رهیافت متقارن در معادله (۸) است که در آن  $UER$  به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر اندازه اقتصاد زیرزمینی (نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید ناخالص داخلی)<sup>۵</sup> می‌باشد که در بخش روش‌شناسی نحوه محاسبه آن به روش میمیک تبیین شد.  $GS$  بیانگر نسبت مخارج دولت (مجموع اعتبارات هزینه‌ای و تملک‌داری‌های سرمایه‌ای) به تولید ناخالص داخلی تحت عنوان اندازه دولت است.  $BIM$  بیانگر نسبت ناترازی بودجه عمومی (یا حاصل جمع ناترازی بودجه عملیاتی و سرمایه‌ای) دولت به تولید ناخالص داخلی<sup>۶</sup> است که

۱. به این دلیل که اطلاعات سال ۱۳۷۰ به‌طور مشترک در مقالات موجود بوده است، جهت کالیبره کردن مورد انتخاب واقع شد.

۲. در الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، وقفه متغیر وابسته به نوعی اثرگذاری سایر متغیرهای نیامده در مدل را لحاظ می‌کند.

3. Shin

4. Pesaran

5. Underground Economic Ratio

6. Budget Imbalance

به صورت تعاملی با اندازه دولت در الگو لحاظ شده است.  $Inf$  نیز بیانگر نرخ تورم<sup>۱</sup>،  $UnEmp$  نشان‌دهنده نرخ بیکاری<sup>۲</sup> و همچنین  $Trade$  نشانگر نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی تحت عنوان باز بودن تجارت است.

$$\Delta UER_t = \varphi UER_{t-1} + \gamma GS_{t-1} + \omega(GS * BIm)_{t-1} + \delta Inf_{t-1} + \theta Unemp_{t-1} + \beta Trade_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta UER_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \alpha_i \Delta OilRR_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \beta_i \Delta(GS * BIm)_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta UnEmp_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Trade_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

### ۳-۲- تصریح الگوی پژوهش در قالب نامتقارن

مبنای الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (نامتقارن)<sup>۳</sup> رگرسیون نامتقارن در رابطه (۹) می‌باشد که در آن متغیر  $GS$  به شکل  $GS_t = GS_0 + GS_t^+ + GS_t^-$  تجزیه شده است به نحوی که انباشت جزئی در تغییرات اندازه دولت  $GS$  به شکل رابطه (۹) است.

$$UER_t = \gamma^+ GS_t^+ + \gamma^- GS_t^- + \omega^+(GS^+ * BIm)_t + \omega^-(GS^- * BIm)_t + \delta Inf_t + \theta Unemp_t + \beta Trade_t + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\begin{cases} GS_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta GS_t^+ = \sum_{j=1}^t \text{Max}(\Delta GS_t, 0) \\ GS_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta GS_t^- = \sum_{i=1}^t \text{Min}(\Delta GS_t, 0) \end{cases} \quad (10)$$

بر اساس روابط فوق، الگوی نامتقارن  $ARDL(p, q_1, q_2, r_1, r_2, s, u)$  به شکل رابطه (۱۱) بازنویسی می‌شود. در این رابطه  $\varphi$  ضریب خودهمبستگی،  $\gamma$  و  $\omega$  ضرایب نامتقارن وقفه‌های اندازه دولت و اثر تعاملی اندازه دولت و ناترازی بودجه و  $\delta$ ،  $\theta$  و  $\beta$  به ترتیب ضریب وقفه‌های تورم، بیکاری و باز بودن تجارت است.

$$UER_t = \sum_{j=1}^p \varphi_j UER_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \gamma_j^+ GS_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_2} \gamma_j^- GS_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{r_1} \omega_j^+(GS^+ * BIm)_{t-j} + \sum_{j=0}^{r_2} \omega_j^-(GS^- * BIm)_{t-j} + \sum_{j=0}^s \delta_j Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^u \theta_j UnEmp_{t-j} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Trade_{t-i} + \tau_t \quad (11)$$

در ادامه مطابق با پژوهش انجام شده توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) رابطه ایستای (۱۱) به رابطه پویا (۱۲) تعمیم داده شده است:

1. Inflation
2. Unemployment
3. NARDL

$$\begin{aligned} \Delta UER_t = & \rho UER_{t-1} + \gamma^+ GS_{t-1}^+ + \gamma^- GS_{t-1}^- + \omega^+ (GS^+ * Blm)_{t-1} + \omega^- (GS^- * \\ & Blm)_{t-1} + \delta Inf_{t-1} + \theta UnEmp_{t-1} + \beta Trade_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta UER_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i^+ \Delta GS_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i^- \Delta GS_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{r_1-1} \omega_i^+ \Delta (GS^+ * Blm)_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{r_2-1} \omega_i^- \Delta (GS^- * Blm)_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta UnEmp_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{\rho-1} \beta_i \Delta Trade_{t-i} + \vartheta_t \end{aligned} \quad (12)$$

که در آن عدم تقارن در بلندمدت به معنای  $\gamma^+ \neq \gamma^-$  و  $\omega^+ \neq \omega^-$ ؛ و در کوتاهمدت به معنای  $\gamma_i^+ \neq \gamma_i^-$  و  $\omega_i^+ \neq \omega_i^-$  است. بر اساس الگوی بالا می‌توان تأثیر نامتقارن اندازه دولت و اثر تعاملی آن با ناترازی بودجه را بر اقتصاد زیرزمینی در کوتاهمدت و بلندمدت مورد آزمون قرار داد.

### ۳-۴- توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۷ زیر دوره به‌همراه انحراف معیار، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی به شرح جدول (۱) می‌باشد. حجم اقتصاد زیرزمینی بر مبنای روابط یاد شده در بخش روش‌شناسی (با استفاده از روش میمیک) محاسبه شده است. مطابق جدول (۱)، اقتصاد زیرزمینی به نسبت روندی نوسانی در برنامه‌های توسعه داشته است. از برنامه سوم تا ششم همواره میانگین اندازه اقتصاد زیرزمینی از میانگین کل دوره مورد بررسی پژوهش بیشتر بوده است. همچنین لازم به ذکر است بیشترین و کمترین اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۳۵۹ به ترتیب با رقم‌های ۲۶ و ۴/۶ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است و میانگین اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی در دوره زمانی پژوهش، ۱۸/۳ درصد بوده است. در رابطه با محاسبه اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران با روش میمیک مطالعاتی بسیاری انجام شده است. برای نمونه میانگین اندازه اقتصاد زیرزمینی در مطالعه شکیبایی و رئیس پور (۱۳۸۶) رقم ۱۲/۵ درصد در بازه زمانی ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۰، صامتی و همکاران (۱۳۸۸) رقم ۱۷/۵ درصد در بازه زمانی ۱۳۴۴-۱۳۸۴ و حسینی و نصرالهی (۱۳۹۵) رقم ۲۰/۷ درصد در بازه زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۱ برآورد شده است.

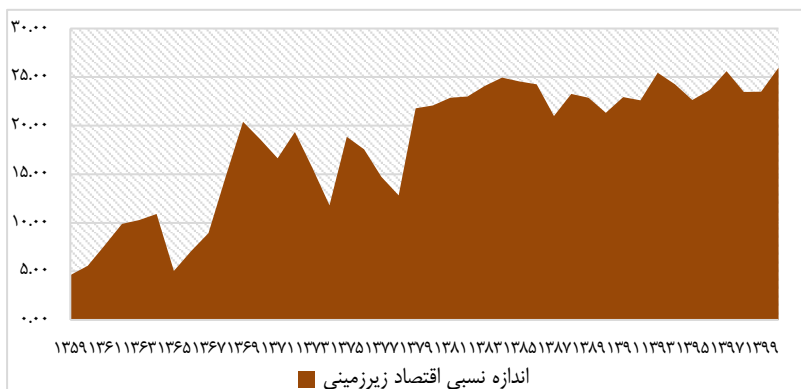
براساس جدول (۱) بیکاری در سه زیر دوره پس از پایان جنگ روند صعودی داشته به‌طوری‌که از میانگین ۱۰/۹ در زیر دوره برنامه اول به رقم میانگین ۱۲/۷ در زیر دوره برنامه سوم افزایش یافت. مطابق با داده‌های بیشترین میزان بیکاری مربوط به سال ۱۳۷۹ با رقم ۱۴/۳ و کمترین میزان بیکاری مربوط به سال ۱۴۰۰ با رقم ۸/۵۰ می‌باشد. لازم به ذکر است میانگین بیکاری از زیردوره ۱۳۵۹ الی ۱۳۶۷ تا برنامه سوم از میانگین کل دوره پژوهش بیشتر بوده است. کمترین میزان تورم مربوط به برنامه سوم توسعه با میانگین ۱۴/۱، همچنین بیشترین میزان تورم مربوط به برنامه ششم با میانگین ۳۳/۹ درصد که تحریم‌های نفتی گسترده، افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش عرضه آن از یک طرف، همچنین از طرف دیگر تأثیرپذیری قیمت‌های داخلی کشور از نرخ ارز و تقویت بخش نامولد و سوداگری اقتصاد در سال‌های برنامه ششم توسعه از دلایل این امر می‌باشد. بیشترین مقدار باز بودن تجارت مربوط به زیردوره برنامه چهارم توسعه با رقم ۴۸/۹

درصد بوده است و این شاخص تقریباً از روندی نوسانی در زیردوره‌های مورد بررسی پژوهش برخوردار می‌باشد.

### جدول ۱. توصیف آماری متغیرهای پژوهش

زیر دوره	حجم اقتصاد زیرزمینی (درصد)	اندازه دولت (درصد)	ناترازی بودجه عمومی دولت (درصد)	تورم (درصد)	باز بودن تجارت (درصد)	بیکاری (درصد)
۱۳۵۹ تا پایان جنگ	۸/۵	۲۴/۸	۱۴/۹	۱۹/۵	۲۹/۴	۱۱/۸
برنامه اول	۱۸/۱	۱۷/۴	۱۱/۳	۲۲/۴	۳۹/۵	۱۰/۹
برنامه دوم	۱۵/۲	۲۰/۴	۱۲/۴	۲۵/۶	۳۳/۴	۱۱/۵
برنامه سوم	۲۲/۸	۱۸/۷	۱۷/۴	۱۴/۱	۴۶/۴	۱۲/۷
برنامه چهارم	۲۲/۵	۲۰/۷	۱۹/۳	۱۴/۹	۴۸/۹	۱۱/۵
برنامه پنجم	۲۲/۲	۱۷	۱۴/۴	۲۰/۵	۴۲/۹	۱۱/۵
برنامه ششم	۲۴/۴	۱۵/۲	۸/۷	۳۳/۹	۴۸/۴	۱۰/۶
میانگین کل دوره	۱۸/۳	۱۹/۸	۱۴/۳	۲۱/۱	۴۰/۳	۱۱/۵
انحراف معیار	۶/۶	۴/۸	۵/۱	۱/۴	۱۰/۵	۹/۷
چولگی	-۰/۷۵	۱/۳۳	-۰/۰۱	-۰/۱۲	-۰/۹۸	-۰/۱۹
کشیدگی	۲/۱۸	۵/۵۹	۲/۰۴	۲/۳۴	۳/۳۶	۳/۴۴
منابع آماری	یافته پژوهش	بانک مرکزی	بانک مرکزی	بانک مرکزی	بانک جهانی	بانک مرکزی

منبع: یافته‌های پژوهش.

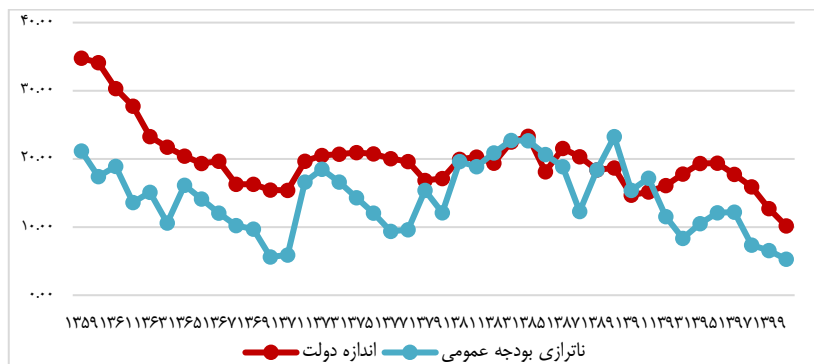


### نمودار ۲. روند حرکتی اندازه اقتصاد زیرزمینی

منبع: یافته‌های پژوهش.

اندازه دولت هم روندی نوسانی داشته و از برنامه چهارم به بعد روندی نزولی به خود گرفته است. بیشترین و کمترین اندازه دولت را به ترتیب در زیردوره‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ و برنامه ششم شاهد بوده‌ایم. مطابق جدول (۱) و نمودار (۲)، ناترازی بودجه عمومی دولت از برنامه اول تا چهارم روندی صعودی داشته و از برنامه چهارم تا ششم از ناترازی بودجه دولت کاسته شده است. بیشترین

و کمترین ناترازی بودجه دولت به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۴۰۰ با رقم‌های ۲۲/۷ و ۵/۳ بوده است.



نمودار ۳. روند حرکتی اندازه دولت و ناترازی بودجه عمومی دولت

منبع: یافته‌های پژوهش.

#### ۴- یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون مانایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون استفاده شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون (گزارش شده در جدول ۲) نشان می‌دهد که اولاً هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی انباشت از مرتبه دوم نیستند. دوماً برخی متغیرها در سطح مانا و تعدادی نیز با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می‌توان از رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (متقارن) و غیرخطی (نامتقارن) در برآورد الگوهای پژوهش حاضر بهره جست. شایان ذکر است در برآورد الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. همچنین به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها<sup>۱</sup> استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر عدم وجود رابطه میان متغیرها است. مقدار آماره این آزمون در هر دو برآورد مطالعه حاضر از کرانه بالا و پایین در در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر است که دال بر رد فرضیه صفر و یا تأییدی بر وجود رابطه بلندمدت است.

جدول ۲. آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر-تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

فیلیپس پرون <sup>۲</sup>		دیکی فولر-تعمیم‌یافته <sup>۱</sup>				متغیرها		
در تفاضل مرتبه اول		در تفاضل مرتبه اول		در سطح				
آماره احتمال	سطح آزمون	آماره احتمال	سطح آزمون	آماره احتمال	سطح آزمون			
۰/۰۰۰	-۹/۰۶	۰/۳۲۸	-۱/۹۰	۰/۰۰۰	-۵/۹۹	۰/۲۷۴	-۲/۰۳	اقتصاد زیرزمینی
۰/۰۰۰	-۵/۵۳	۰/۰۸۰	-۲/۷۱	۰/۰۰۰	-۵/۴۶	۰/۰۸۱	-۲/۷۱	اندازه دولت
-	-	۰/۰۰۰	-۶/۱۹	-	-	۰/۰۰۰	-۶/۱۷	ناترازی بودجه دولت
-	-	۰/۰۳۳	-۳/۱۲	-	-	۰/۰۳۳	-۳/۱۱	ناترازی بودجه دولت *
۰/۰۰۰	-۸/۲۶	۰/۱۳۹	-۲/۴۳	۰/۰۰۰	-۵/۶۶	۰/۰۰۴	-۳/۹۱	تورم
-	-	۰/۰۴۷	-۲/۹۷	-	-	۰/۰۲۶	-۳/۲۱	بیکاری
۰/۰۰۰	-۵/۰۲	۰/۲۷۸	-۲/۰۲	۰/۰۰۰	-۵/۰۲	۰/۴۰۹	-۱/۷۳	باز بودن تجارت

منبع: یافته‌های پژوهش.

#### ۴-۱- نتایج حاصل از برآورد الگوی نخست (مقارن)

در رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، جهت برآورد الگوی پویا در کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفه بهینه می‌باشد. از معیار اکائیک<sup>۳</sup> در تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه سه همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی ARDL برآورد گردید و خروجی آن در جدول (۳) گزارش شده است. بر اساس نتایج برآورد، آزمون والد در تبیین برآیند اثر اندازه دولت و برآیند اثر تعاملی اندازه دولت با ناترازی بودجه حاکی از آن بوده است که اندازه دولت با ضریب  $-۰/۸۲۴$  و اثر تعاملی آن با ناترازی بودجه دولت با ضریب  $۰/۰۱۲$  اثری معنادار بر حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران دارد. بر این اساس می‌توان اذعان نمود که در کوتاه‌مدت افزایش ناترازی بودجه دولت منجر به کاهش در اثرگذاری منفی (معکوس) اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی می‌شود یا به عبارتی دگر افزایش در ناترازی بودجه، اثر منفی اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی را تعدیل (و نه تقویت) می‌کند. جهت تبیین اثر دقیق اندازه دولت بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی داریم:

$$\frac{\partial UER}{\partial GS} = -0.824 + 0.012 * BIm = -0.824 + 0.012 * 14.28 = -0.652$$

اکنون با جای‌گذاری میانگین نسبت ناترازی بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (۱۴/۲۸ درصد) در رابطه بالا، اندازه تأثیر اندازه دولت بر حجم اقتصاد زیرزمینی برابر با  $-۰/۶۵۲$  حاصل می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت با افزایش یک واحدی (درصدی) در اندازه

1. Augmented Dickey-Fuller test (ADF)

2. Phillips-Perron test

3. Akaike info criterion (AIC)

دولت، اقتصاد زیرزمینی به میزان ۰/۶۵۲ درصد کاهش می‌یابد و بالعکس. بیکاری و باز بودن تجارت در کوتاه‌مدت به ترتیب با ضرایب ۰/۳۹۹ و ۰/۲۸۵ اثری مثبت بر اقتصاد زیرزمینی دارند و تورم نیز مطابق با آزمون والد با ضریب ۰/۰۵۴ به‌طور مثبت بر اقتصاد زیرزمینی اثرگذار است. ضریب برآورد متغیر مجازی (Dum96400) نیز مثبت است. بر این اساس می‌توان اذعان داشت در طول دوران پسابرجام، حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی در ایران به‌طور میانگین به میزان ۳ درصد افزایش یافته است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۶۸- و از منظر آماری معنادار است و حاکی از آن است که با حرکت از یک سال به سال بعدی به میزان ۶۸ درصد از انحراف اقتصاد زیرزمینی از مسیر بلندمدتش به‌وسیله متغیرهای توضیحی الگو تعدیل می‌گردد. نتایج آزمون‌های تشخیصی در الگوی متقارن نشان می‌دهد که سطح احتمال تمامی آماره‌های برآوردی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و در نتیجه فروض کلاسیک استوار است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی متقارن در کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	خطای معیار	سطح احتمال
UER <sub>-1</sub>	۰/۱۵۹	۱/۷۲	۰/۰۹۳	۰/۰۹۸
UER <sub>-2</sub>	۰/۱۵۸	۲/۵۳	۰/۰۶۲	۰/۰۱۸
GS	-۰/۵۶۷	-۶/۲۰	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰
GS <sub>-1</sub>	-۰/۲۵۸	-۲/۱۸	۰/۱۱۸	۰/۰۳۹
GS * BIm	۰/۰۰۵	۲/۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۴۰
(GS * BIm) <sub>-1</sub>	۰/۰۰۸	۳/۱۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴
(GS * BIm) <sub>-2</sub>	۰/۰۰۳	۱/۵۷	۰/۰۰۲	۰/۱۲۹
(GS * BIm) <sub>-3</sub>	-۰/۰۰۳	-۲/۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۴۸
UnEmp	۰/۳۹۹	۲/۹۷	۰/۱۳۴	۰/۰۰۷
Trade	۰/۲۸۵	۱۰/۴۳	۰/۰۲۷	۰/۰۰۰
Inf	۰/۲۳۳	۱۰/۹۰	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰
Inf <sub>-1</sub>	-۰/۱۰۶	-۳/۱۵	۰/۰۳۴	۰/۰۰۴
Inf <sub>-2</sub>	-۰/۰۷۴	-۲/۸۱	۰/۰۲۶	۰/۰۰۹
Dum96400*	۳/۰۱	۵/۰۸	۰/۵۹۲	۰/۰۰۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۶۸	-۱۲/۲۱	۰/۰۵۶	۰/۰۰۰
$R^2 = 0.983$ $adj\_R^2 = 0.973$ $\chi^2_{AIC} = 3.034$				
آزمون والد <sup>۱</sup> برای برآیند ضرایب				
	مقدار آماره F	سطح احتمال	اندازه مجموع ضرایب	
GS <sup>2</sup>	۵۷/۱۳	۰/۰۰۰	-۰/۸۲۴	
GS * BIm <sup>3</sup>	۱۹/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	

1. Wald Test

2. Null Hypothesis: C(3)+C(4)=0

3. Null Hypothesis: C(5)+C(6)+C(7)+C(8)=0

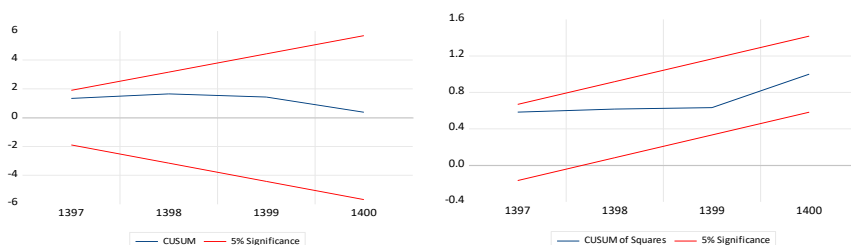
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	خطای معیار	سطح احتمال
Inf1	۴/۱۰	۰/۰۵۴	۰/۰۵۴	
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	مقدار آماره	۲/۹۸		
	سطح احتمال	۰/۲۵۵		
خودهمبستگی سریالی <sup>۲</sup>	مقدار آماره	۳/۰۲		
	سطح احتمال	۰/۲۲۰		
تصریح مدل رمزی <sup>۳</sup>	مقدار آماره	۲/۴۷		
	سطح احتمال	۰/۱۳۰		
ناهمسانی واریانس <sup>۴</sup>	مقدار آماره	۱۳/۶۳		
	سطح احتمال	۰/۴۷۸		

منبع: یافته‌های پژوهش.

**یادداشت:**\* در برآورد الگوی‌های مطالعه حاضر، برای متغیر مجازی (Dum96400)، سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ با عدد یک و سایر سال‌ها با عدد صفر کدگذاری شده است.

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی<sup>۵</sup> و مجذور پسماند تجمعی<sup>۶</sup> که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره‌ی مورد بررسی پژوهش می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو مرز قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود تغییر ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود تغییر ساختاری پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۴) منعکس شده است. نمودار (۴) مؤید آن است که ضرایب برآوردی الگوی نخست (الگوی متقارن) در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود تغییر ساختاری رد می‌شود.

1. Null Hypothesis:  $C(11)+C(12)+C(13)=0$
2. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
3. Ramsey RESET Test
4. Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
5. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
6. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)



**نمودار ۴.** آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی نخست  
منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج برآورد در بلندمدت در جدول (۴) گزارش شده است. براساس نتایج گزارش شده در جدول (۴)، در بلندمدت نیز اثر تعاملی اندازه دولت با ناترازی بودجه معنادار است. بر این مبنای بلندمدت نیز همچون کوتاه‌مدت از اقتصاد زیرزمینی نسبت به اندازه دولت مشتق گرفته و سپس با جای‌گذاری میانگین نسبت ناترازی بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (۱۴/۲۸ درصد) در بازه زمانی پژوهش، اثرگذاری دقیق اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی را در بلندمدت محاسبه می‌نماییم:

$$\frac{\partial UER}{\partial GS} = -1.21 + 0.02 * Blm = -1.21 + 0.02 * 14.28 = -0.924$$

رقم حاصله که نشانگر اثرگذاری اندازه دولت بر حجم اقتصاد زیرزمینی در بلندمدت است برابر ۰/۹۲۴- می‌باشد. به عبارتی افزایش (کاهش) یک درصدی در اندازه دولت، اقتصاد زیرزمینی به میزان ۰/۹۲۴ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. در کشورهایی با وفور منابع طبیعی (از جمله نفت) همچون ایران، دولت در تأمین منابع مالی خود وابسته به مالیات‌ستانی نیست و تأمین مخارج خود را از درآمدهای حاصل از نفت تأمین می‌نماید. با تأمین مالی بدین شکل، برخلاف تأمین مالی از طریق افزایش بار مالیاتی، افزایش مخارج و اندازه دولت منجر به رشد اقتصادی می‌گردد و از نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید کاسته می‌شود. نتیجه معکوس حاصله میان اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی همسو با مطالعاتی از جمله قاسم‌نژاد و همکاران (۱۳۹۹) و زروکی و همکاران (۱۴۰۱) می‌باشد.

در ارتباط با تعدیل اثر معکوس (منفی) اندازه دولت بر اندازه اقتصاد زیرزمینی توسط ناترازی بودجه دولت می‌توان اینگونه بیان نمود که بسیاری از مطالعات پیشین نظیر حسینی‌نسب و رضاقلی‌زاده (۱۳۸۹)، دلاوری و بصیر (۱۳۹۱)، صیادزاده و همکاران (۱۳۹۲) و مولایی و گل‌خندان (۱۳۹۲) اذعان داشتند، در اقتصاد ایران، ناترازی بودجه دولت بر نرخ تورم، رشد اقتصادی و حجم پول اثر معناداری داشته است. به نحوی که اثر آن بر تورم و حجم پول مثبت و عامل محدودکننده‌ای در رشد اقتصادی (به دلیل تأمین ناترازی بودجه از مکانیسم‌های دولتی) بوده است. بنابراین چنانچه دولت به‌هنگام افزایش مخارج (اندازه) خود با ناترازی بودجه بالا مواجه باشد، آنگاه

با توجه به نقش ناترازی بودجه دولت در کاهش رشد اقتصادی، نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید افزایش می‌یابد. همچنین اثر تعدیل‌کننده ناترازی بودجه از کانال تورم نیز قابل تبیین است، در توجیه این کانال می‌توان گفت در بازه زمانی ۱۳۵۹-۱۴۰۰، بدهی دولت هم به بانک مرکزی و هم به موسسات اعتباری غیربانکی رشد داشته است، اما رشد بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری از سال ۱۳۸۶ به بعد، بیش از بدهی به بانک مرکزی بوده است. روند مشابه بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و تسهیلات تبصره‌ای نیز تأیید کننده اثر ناترازی (کسری) بودجه بر تورم از مجرای نقدینگی است (سمیعی‌نسب، ۱۴۰۱). از طرفی اگر نرخ رشد قیمت کالاها، به ویژه کالاهای مصرفی افراد، بیشتر از نرخ رشد درآمد در بخش رسمی باشد، میان هزینه‌های زندگی و درآمد خانوار شکاف پدید می‌آید. برای پوشش این شکاف، کارکنان به شغل دوم روی می‌آورند، زیرا امکان حضور یک فرد در دو شغل رسمی وجود ندارد، لذا افراد مجبور به فعالیت در بخش غیر رسمی یا زیرزمینی می‌شوند (تقی‌نژاد و نیک‌پور، ۱۳۹۲). بنابراین نقش تعدیل‌کننده ناترازی بودجه در اثرگذاری مطلوب (معکوس) اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، از دو کانال رشد اقتصادی و تورم قابل توجیه است.

بیکاری نیز همچون کوتاه‌مدت در بلندمدت با اثر مثبت بر اقتصاد زیرزمینی همراه است. بدین توضیح که افزایش یک درصدی در نرخ بیکاری، به میزان  $0/58$  درصد حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی را می‌افزاید. بوهن و همکاران (۲۰۰۷) بیان کردند که بیکاری انگیزه برای فعالیت‌های خوداشتغالی را بیشتر کرده و از این راه اقتصاد زیرزمینی را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر بیکاری منجر به کاهش رشد اقتصادی و تولید می‌گردد که افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی نسبت به تولید را سبب می‌شود. مطابق جدول (۷) در بلندمدت درجه باز بودن تجاری، با ضریب  $0/42$  به نحو مثبت بر اقتصاد زیرزمینی اثرگذار است که بر اساس مطالعات کار و مارجیت (۲۰۰۱) و مارجیت و آچاریا<sup>(۲۰۰۳)</sup> از طریق افزایش بیشتر دستمزد بخش غیررسمی به نسبت بخش رسمی در اثر افزایش باز بودن تجارت قابل توجیه است. تورم نیز به‌مانند کوتاه‌مدت اثری مثبتی بر اقتصاد زیرزمینی دارد؛ به طوری که افزایشی یک درصدی در نرخ تورم، حجم اقتصاد زیرزمینی را به میزان  $0/08$  درصد افزایش می‌دهد که این اثر مثبت تورم بر اقتصاد زیرزمینی را می‌توان ناشی از اثر نامطلوب تورم بر درآمد واقعی (قدرت خرید) و افزایش هزینه‌ها دانست که باعث افزایش اشتغال و استخدام در اقتصاد غیررسمی به‌منظور جبران درآمد از دست رفته و کاهش هزینه‌ها می‌شود.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی متقارن در بلندمدت و آزمون کرانه‌ها

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	خطای معیار	سطح احتمال
GS	-۱/۲۱	-۹/۴۶	-۱/۲۸	۰/۰۰۰
GS * Blm	-۰/۰۲	۴/۸۴	-۰/۰۴	۰/۰۰۰
UnEmp	-۰/۵۸	۲/۸۸	-۰/۲۰۳	۰/۰۰۸
Trade	-۰/۴۲	۱۳/۲۹	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۰
Inf	-۰/۰۸	۲/۰۵	-۰/۰۳۸	۰/۰۵۲

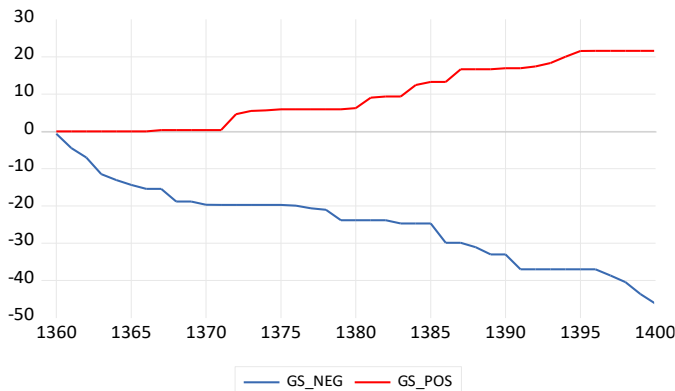
  

آزمون کرانه‌ها			
آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا
۲۰/۵۵	۴/۰۴	۵/۹۰	۱ درصد
	۲/۹۶	۴/۳۴	۵ درصد
	۲/۴۸	۳/۷۱	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش.

#### ۴-۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی دوم (نامتقارن)

برآورد الگو با پیش فرض رابطه خطی در بلندمدت مؤید آن بوده است که اندازه دولت با اثری منفی بر اقتصاد زیرزمینی همراه است. در ادامه با فرض وجود اثری نامتقارن از اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، برآورد مجددی صورت می‌گیرد. در برآورد مجدد جهت تحلیل و تبیین اثر نامتقارن، اندازه دولت به دو سری  $GS^+$  و  $GS^-$  تجزیه می‌شود. این دو سری، مانند معادله (۱۰) حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی اندازه دولت می‌باشد که طی فرایندی شرطی محاسبه شده است. حاصل تجزیه مذکور در نمودار (۵) نمایش داده شده است.



نمودار ۵. تجزیه سری زمانی شرطی اندازه دولت

منبع: یافته‌های پژوهش.

در رهیافت NARDL نیز مانند ARDL، از معیار آکائیک برای تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه یک همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی نامتقارن برآورد و در جدول (۵) گزارش شده است.

مطابق با جدول (۵) افزایش‌ها در اندازه دولت اثری منفی بر اقتصاد زیرزمینی دارد. بر مبنای آزمون والد، برآیند اثر تعاملی افزایش‌ها در اندازه دولت و ناترازی بودجه (۰/۰۱۶) مثبت و معنادار است. بر این اساس می‌توان اظهار داشت که در کوتاه‌مدت، سطح بالاتر نسبت ناترازی بودجه به تولید، سبب تعدیل در اندازه اثرگذاری افزایش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی می‌شود. کاهش‌ها در اندازه دولت نیز با اثری منفی بر اقتصاد زیرزمینی همراه می‌باشد و اثر تعاملی آن با ناترازی بودجه دولت مثبت و معنادار است. بر این اساس می‌توان اظهار داشت که در کوتاه‌مدت، در سطح بالاتری از ناترازی بودجه دولت، اثر منفی کاهش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی کاهش می‌یابد. بیکاری، تورم و باز بودن تجارت، مانند الگوی متقارن، اثری مثبت بر اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی دارند.

ضریب برآوردی متغیر مجازی در برآورد نامتقارن نیز مشابه با برآورد متقارن حاکی از آن است در بازه سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰؛ به طور متوسط به میزان ۱/۴۱ درصد بر سطح اقتصاد زیرزمینی در ایران افزوده شده است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا منفی و از نظر آماری معنادار است. در ضمن قدر مطلق اندازه ضریب مذکور کمتر از واحد بوده و مؤید آن است که اولاً در هر دوره زمانی ۶۱ درصد از عدم تعادل اقتصاد زیرزمینی توسط متغیرهای توضیحی تصحیح گردیده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود و دوماً نشان از ثبات و همگرایی به سوی تعادل دارد. نتایج آزمون‌های تشخیصی در الگوی نامتقارن نیز نشان می‌دهد که سطح احتمال تمامی آماره‌های برآوردی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و در نتیجه فروض کلاسیک استوار است.

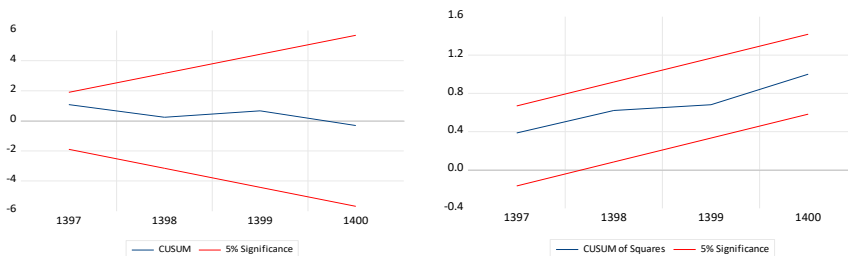
**جدول ۵.** نتایج برآورد الگوی نامتقارن در کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	خطای معیار	سطح احتمال
UER <sub>-1</sub>	۰/۳۹۴	۵/۵۶	۰/۰۷۱	۰/۰۰۰
GS <sup>+</sup>	-۰/۵۳۸	-۵/۴۰	۰/۰۹۹	۰/۰۰۰
GS <sup>+</sup> * Blm	۰/۰۰۷	۲/۵۰	۰/۰۰۳	۰/۰۱۹
(GS <sup>+</sup> * Blm) <sub>-1</sub>	۰/۰۰۸	۲/۸۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸
GS <sup>-</sup>	-۰/۴۷	-۶/۵۹	۰/۰۷۱	۰/۰۰۰
GS <sup>-</sup> * Blm	۰/۰۰۱	۱/۰۵	۰/۰۰۱	۰/۳۰۳
(GS <sup>-</sup> * Blm) <sub>-1</sub>	۰/۰۰۲	۲/۱۳	۰/۰۰۱	۰/۰۴۳
UnEmp	۰/۰۹۲	۳/۳۴	۰/۰۲۷	۰/۰۰۲
Trade	۰/۲۹۳	۱۱/۲۹	۰/۰۲۶	۰/۰۰۰
Trade <sub>-1</sub>	-۰/۰۶۶	-۱/۹۹	۰/۰۳۳	۰/۰۵۷
Inf	۰/۲۰۴	۱۲/۳۱	۰/۰۱۷	۰/۰۰۰
Inf <sub>-1</sub>	-۰/۱۶۴	-۸/۰۲	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰
Dum96400	۱/۴۱	۲/۰۵	۰/۰۲۶	۰/۰۵۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۶۱	-۱۱/۰۳	۰/۰۵۵	۰/۰۰۰

$R^2 = 0.985$ $adj\_R^2 = 0.978$ $\chi^2_{AIC} = 2.865$			
آزمون والد <sup>۱</sup> برای برآیند ضرایب			
اندازه مجموع ضرایب	سطح احتمال	مقدار آماره F	
۰/۰۱۶	۰/۰۰۱	۱۲/۹۹	GS <sup>+</sup> * BIm <sup>۲</sup>
۰/۰۰۴	۰/۰۸۱	۳/۳۰	GS <sup>-</sup> * BIm <sup>۳</sup>
۰/۲۲۸	۰/۰۰۰	۵۳/۴۰	Trade <sup>۴</sup>
۰/۰۴۰	۰/۰۴۴	۴/۴۶	Inf <sup>۵</sup>
آزمون‌های تشخیصی			
۲/۳۴	مقدار آماره	نرمالیتی	
۰/۳۱۰	سطح احتمال		
۲/۳۲	مقدار آماره	خودهمبستگی سریالی <sup>۶</sup>	
۰/۳۱۴	سطح احتمال		
۰/۰۱	مقدار آماره	تصریح مدل رمزی <sup>۷</sup>	
۰/۹۳۱	سطح احتمال		
۶/۲۲	مقدار آماره	ناهمسانی واریانس <sup>۸</sup>	
۰/۹۳۸	سطح احتمال		

منبع: یافته‌های پژوهش.

مطابق با خروجی نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در نمودار (۶) می‌توان اظهار داشت که ضرایب الگو در برآورد نامتقارن نیز در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود تغییر ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۶. آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی دوم

منبع: یافته‌های پژوهش.

1. Wald Test
2. Null Hypothesis: C(3)+C(4)=0
3. Null Hypothesis: C(6)+C(7)=0
4. Null Hypothesis: C(9)+C(10)=0
5. Null Hypothesis: C(11)+C(12)=0
6. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
7. Ramsey RESET Test
8. Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

نتایج الگوی نامتقارن در بلندمدت تأییدی بر نتایج کوتاه‌مدت بوده است. در بلندمدت مطابق جدول (۶)، ضرایب برآوردی افزایش‌ها در اندازه دولت و اثر تعاملی آن با ناترازی بودجه دولت به ترتیب منفی (۰/۸۸۸-) و مثبت (۰/۰۲۶) می‌باشد. این ضرایب ضمن آن که تأییدی بر نقش تعدیل‌کننده ناترازی بودجه بر میزان تأثیر افزایش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی است، می‌توان با جای‌گذاری میانگین ناترازی بودجه دولت، میزان دقیق اثرگذاری افزایش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی را به نحو زیر محاسبه نمود:

$$\frac{\partial UER}{\partial GS^+} = -0.888 + 0.026 * BIm = -0.888 + 0.026 * 14.28 = -0.517$$

ضریب حاصله (۰/۵۱۷-) نشانگر آن است که ضمن توجه به میانگین ناترازی بودجه دولت، افزایش‌ها در اندازه دولت با اثری منفی بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی همراه است. بر این مبنا، افزایشی یک درصدی در اندازه دولت به کاهش ۰/۵۱۷ درصدی در حجم اقتصاد زیرزمینی منجر می‌شود. می‌توان اظهار داشت که شوک‌های مثبت در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی با اثری منفی همراه است و ناترازی بودجه دولت، آن را تعدیل (تضعیف) می‌کند.

مشابه با افزایش‌ها در اندازه دولت، ضرایب برآورد شده برای کاهش‌ها در اندازه دولت منفی و اثر تعاملی آن با ناترازی بودجه مثبت می‌باشد از این‌روی این نتیجه نیز نخست، تأییدی بر نقش تعدیل‌کننده ناترازی بودجه بر میزان اثرگذاری (قدر مطلق ضریب) کاهش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی است. دوم، محاسبه و تفسیر دقیق از اثرگذاری کاهش‌ها در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، با توجه به مقدار میانگین ناترازی بودجه به صورت زیر شرح می‌گردد:

$$\frac{\partial UER}{\partial GS^-} = -0.770 + 0.006 * BIm = -0.770 + 0.006 * 14.28 = -0.684$$

با توجه به میانگین ناترازی بودجه دولت، ضریب حاصله ۰/۶۸۴- مؤید آن است که کاهش‌ها در اندازه دولت به نحو منفی بر سطح نسبی اقتصاد زیرزمینی اثرگذار است. بر این اساس با یک درصد کاهش در اندازه دولت، سطح نسبی اقتصاد زیرزمینی به میزان ۰/۶۸۴ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس این می‌توان اظهار داشت که شوک‌های منفی اندازه دولت بر سطح اقتصاد زیرزمینی با اثری نامطلوب همراه است و افزایش ناترازی بودجه اندازه این اثر نامطلوب را تعدیل می‌کند.

در جمع‌بندی دو ضریب حاصله می‌توان اذعان داشت که نخست، افزایش ناترازی بودجه هم اثرگذاری مطلوب (منفی) شوک‌های مثبت در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی و هم اثرگذاری نامطلوب (مثبت) شوک‌های منفی در اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی را نیز تقلیل می‌دهد. دوم آنکه از حیث اندازه، اثرپذیری مطلوب (منفی) اقتصاد زیرزمینی در ایران از شوک‌های مثبت در اندازه دولت کوچک‌تر از اثرپذیری نامطلوب (مثبت) اقتصاد زیرزمینی از شوک‌های منفی در اندازه دولت است یا به عبارتی دیگر، میزان اثرگذاری اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی به‌هنگام شوک‌های منفی بیش از اثرگذاری آن به‌هنگام شوک‌های مثبت می‌باشد. لازم به ذکر است سایر متغیرهای توضیحی همچون برآوردهای پیشین، به نحو مثبت بر اقتصاد زیرزمینی اثرگذارند.

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی نامتقارن در بلندمدت و آزمون کرانه‌ها

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	خطای معیار	سطح احتمال
GS <sup>+</sup>	-۰/۸۸۸	-۴/۵۴	-۰/۱۹۶	۰/۰۰۰
GS <sup>+</sup> * Blm	۰/۰۲۶	۳/۰۳	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۵
GS <sup>-</sup>	-۰/۷۷۰	-۷/۲۹	-۰/۱۰۶	۰/۰۰۰
GS <sup>-</sup> * Blm	۰/۰۰۶	۱/۷۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۹۸
UnEmp	۰/۱۵۲	۳/۱۵	-۰/۰۴۸	۰/۰۰۴
Trade	۰/۳۷۶	۱۱/۱۵	-۰/۰۳۴	۰/۰۰۰
Inf	۰/۰۶۶	۲/۳۴	-۰/۰۲۸	۰/۰۲۷
آزمون کرانه‌ها				
آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا	
۱۱/۹۹	۳/۶۴	۵/۴۶	۱ درصد	
	۲/۶۸	۴/۱۳	۵ درصد	
	۲/۲۶	۳/۵۳	۱۰ درصد	

منبع: یافته‌های پژوهش.

## ۵- نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، به بررسی و آزمون تأثیر اندازه دولت بر اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی در ایران با تمرکز و تأکید بر نقش ناترازی بودجه دولت پرداخته شده است. برای بررسی تأثیر اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تأکید بر نقش ناترازی بودجه دولت، نخست اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی با استفاده از روش شاخص چندگانه-علل چندگانه (میمیک) طی بازه زمانی ۱۳۵۹-۱۴۰۰ محاسبه شده است. نتایج محاسبه حاکی از آن است که طی ۴۲ سال مدنظر، اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی برابر با ۱۸/۳ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است. طبق توصیف داده‌ها، اقتصاد زیرزمینی تقریباً روندی صعودی داشته است و در برنامه ششم به حداکثر خود یعنی ۲۴/۴ درصد رسیده است. جهت بررسی اثر متقارن و نامتقارن اندازه دولت و اثر تعاملی آن با ناترازی بودجه عمومی دولت بر اقتصاد زیرزمینی، از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی متقارن در بلندمدت مؤید آن بوده است که اندازه دولت با اثری منفی بر اقتصاد زیرزمینی همراه است و اثرگذاری معکوس اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، متأثر از میزان ناترازی بودجه دولت است. به نحوی که در سطوح بالاتر ناترازی بودجه دولت، اندازه اثرگذاری منفی اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران کم‌رنگ می‌شود؛ همچنین باز بودن تجارت، بیکاری و تورم بر اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی می‌افزایند. در برآورد الگوی نامتقارن یافته‌ها در بلندمدت حاکی از آن است که نخست، شوک‌های مثبت در اندازه دولت با اثری مطلوب (منفی) و شوک‌های منفی در اندازه دولت با اثری نامطلوب (مثبت) بر اقتصاد زیرزمینی همراه است. دوم، افزایش ناترازی بودجه هم اثرگذاری مطلوب شوک‌های مثبت اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی و هم اثرگذاری نامطلوب شوک‌های منفی اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی را تقلیل می‌دهد. سوم آن که اثرپذیری نامطلوب (مثبت) اقتصاد زیرزمینی از شوک‌های منفی در اندازه دولت

بیش از اثرپذیری مطلوب (منفی) اقتصاد زیرزمینی از شوک‌های مثبت در اندازه دولت است که تأییدی بر اثرگذاری نامتقارن اندازه دولت بر حجم اقتصاد زیرزمینی می‌باشد. یافته دیگر آنکه در دوره پسابرجام (۱۴۰۰-۱۳۹۶) به‌نحو معناداری بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی افزوده شده است. در مجموع، غالب نتیجه پژوهش حاضر را می‌توان همسو با پژوهش‌های زروکی و همکاران (۱۴۰۱)، احمد و حسین (۲۰۲۳) و کریمی پتانلار و کریمی (۱۴۰۱) و ناسازگار با پژوهش‌های وو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۳)، ژانابکف<sup>۲</sup> (۲۰۲۲) و ازوار و نصراللهی (۱۴۰۱) دانست.

در ارتباط با وجود رابطه معکوس میان اندازه دولت و سطح اقتصاد زیرزمینی در ایران می‌توان اینگونه ادعان داشت که در کشورهایی با وفور منابع طبیعی (از جمله نفت) همچون ایران، دولت در تأمین منابع مالی خود وابسته به مالیات‌ستانی نیست و تأمین مخارج خود را از درآمدهای حاصل از نفت تأمین می‌نماید. با تأمین مالی بدین شکل، برخلاف تأمین مالی از طریق افزایش بار مالیاتی، افزایش مخارج و اندازه دولت منجر به رشد اقتصادی می‌گردد و از نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید کاسته می‌شود و همچنین نقش تعدیل‌کننده ناترازی بودجه در اثرگذاری اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی از دو کانال رشد اقتصادی و تورم قابل توجیه است. با توجه نتایج حاصله در این پژوهش پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بر سیاست‌هایی در راستای افزایش اندازه دولت جهت کاهش اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی در سیاست‌گذاری خود اهتمام ورزند؛ ضمن آنکه با توجه به نقش تعدیل‌کننده ناترازی بودجه دولت در اثرگذاری مطلوب (منفی) اندازه دولت بر اقتصاد زیرزمینی، باید خاطر نشان کرد، به‌هنگام افزایش اندازه (مخارج) دولت؛ باید ناترازی بودجه دولت نیز مد نظر سیاست‌گذار اقتصادی باشد و تأمین مالی مخارج دولت حداقل امکان از روش‌هایی (مثل گسترش پایه‌های مالیاتی و کاهش معافیت‌های مالیاتی) باشد که میزان ناترازی بودجه دولت را افزایش ندهد.

## منابع

ابریشمی، حمید، برخوردار، سجاد، و مالی، زهره (۱۳۹۶). عوامل تعیین‌کننده اندازه دولت با تأکید بر نقش عوامل نهادی - سیاسی و حکومتی: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت. *مدلسازی اقتصادی*، ۲(۴)، ۳۲-۹.

ابونوری، اسمعیل، و نیک‌پور، عبدالحمید (۱۳۹۳). اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۱۷)، ۷۵-۹۰.

باقری گرمارودی، احمدرضا (۱۳۷۷). *اقتصاد زیرزمینی، تخمین و آثار آن بر کسری بودجه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۴* (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه شهید بهشتی، تهران.

پیرایی، خسرو و رجایی، حسینعلی (۱۳۹۴). اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی علل و آثار آن. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۹)، ۲۱-۴۲.

تقی‌نژاد عمران، وحید و نیک‌پور، معصومه (۱۳۹۲). اقتصاد زیرزمینی و علت‌های آن: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۸)، ۵۳-۷۲.

حسینی‌نسب، سیدابراهیم و رضاقلی زاده، مهدیه (۱۳۸۹). بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه). *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۰(۱)، ۴۳-۷۰.

خلعتبری، فیروزه (۱۳۶۹). اقتصاد زیرزمینی. *مجله رونق*، ۱ و ۲، ۵-۱۱ و ۱-۱۸.

دادگر، یداله؛ نظری، روح‌اله و صیامی‌عراقی، ابراهیم (۱۳۹۲). دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۵)، ۱-۲۹.

دلاوری، مجید و بصیر، سجاد (۱۳۹۱). بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی با تأکید بر کسری (مازاد) بودجه بر رشد اقتصادی در ایران. *اقتصاد پولی مالی (دانش و توسعه)*، ۱۹(۳)، ۱۶۹-۱۸۷.

رضازاده، علی؛ مریدیان، علی و هواس‌بیگی، فاطمه (۱۴۰۲). تأثیر شمول مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا با تأکید بر نقش اقتصاد سایه. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۴(۵۳)، ۵۳-۷۴.

زروکی، شهریار؛ نصرنژاد نشلی، سحر و توسلی‌نیا، علی (۱۴۰۱). تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۱)، ۸۵-۱۲۳.

سازوار، منصور و نصراللهی، زهرا (۱۴۰۱). تأثیر هزینه‌های نظامی بر اقتصاد سایه در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۹(۳)، ۳۳-۶۱.

سمیعی‌نسب، مصطفی (۱۴۰۱). کسری بودجه و نقش تعیین‌کننده آن در تورم. *ماهنامه علمی امنیت اقتصادی*، ۱۰(۵)، ۵۳-۶۸.

صیادزاده، علی؛ فرجام‌نیا، ایمان؛ حجاریان، عقیفه و طاهری، بهمن (۱۳۹۲). اثر کسری بودجه بر امنیت اقتصادی ایران. *فصلنامه مطالعات راهبردی*، ۱۶(۶۰)، ۹۱-۱۲۴.

طاهرفر، کوروش (۱۳۷۶). *نقش فعالیت‌های زیرزمینی در ایران با تأکید بر انگیزه فرار مالیاتی* (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه تهران، تهران.

عرب‌مازاز یزدی، علی (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر. *مجله برنامه و بودجه*، ۶۲ و ۶۳، ۶۰-۳.

عزتی شورگلی، احمد؛ احمدی، تیرداد؛ سحرایی، پریسا و رحیمی، رامین (۱۴۰۰). بررسی اثربخشی مخارج دولت و مالیات طی ادوار تجاری: کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۹(۵۰)، ۲۷-۵۳.

علوی باجگانی، سید علیرضا؛ پیکارجو، کامبیز؛ هژبرکیانی، کامبیز و ترابی، تقی (۱۳۹۸). بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد رگرسیون چندکی. *اقتصاد و الگو سازی*، ۱۰(۴)، ۱۳۹-۱۵۸.

فشاری، مجید (۱۳۹۶). بررسی ماهیت ادواری شوک‌های مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران (رهیافت غیرخطی مدل چرخشی مارکوف). *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۲)، ۸۹-۱۱۶.

فطرس، محمدحسن و دلایلی میلان، علی (۱۳۹۲). عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی در ایران ۱۳۴۲-۱۳۹۱. *اقتصاد مقدری*، ۱۰(۴)، ۹۱-۱۱۱.

قاسم نژاد، توحید؛ محمدزاده، یوسف و رضازاده، علی (۱۳۹۹). تأثیر اندازه دولت بر رابطه بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR). *فصلنامه تحقیقات اقتصاد*، ۵۵(۱)، ۱۸۷-۲۱۴.

مطلبی، معصومه؛ علیزاده، محمد و فرجی دیزجی، سجاد (۱۳۹۸). برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی با استفاده از متغیرهای انضباط مالی دولت. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقدری*، ۱۶(۴)، ۶۹-۱۰۰.

معاونت بررسی‌های راهبردی نهاد ریاست جمهوری (۱۳۷۶). *اقتصاد زیرزمینی در جمهوری اسلامی ایران*. *بولتن اقتصادی*، ۵(۳)، ۷۵-۹۰.

مولایی، محمد و عبدیان، مرضیه (۱۳۹۷). بررسی عوامل مؤثر بر کسری بودجه ایران در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۴. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳(۱)، ۷۸-۵۹.

مولایی، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۲). اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدهی‌های خارجی). *راهبرد اقتصادی*، ۲(۵)، ۹۵-۱۱۵.

Abada, F. C., Manasseh, C. O., Nwakoby, I. C., Iroegbu, N. F., Okoh, J. I., Alio, F. C., Lawal, A. I., & Asogwa, O. J. (2021). Relationship between Unemployment Rate and Shadow Economy in Nigeria: A Tado-Yamamoto Approach. *International Journal of Financial Research*, 12(3), 271-283.

Abdelli, H., Gheraia, Z., Sekrafi, H., & Abid, M. (2024). The Asymmetric Impact of Government Expenditure on Economic Growth: Evidence from a NARDL Model. *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, 11(3), 92-101.

Abounoori, E., & Nikpour, A. (2014). The Effect of Tax Burden Indicators on the Size of the Hidden Economy in Iran. *The Economic Growth and Development Research*, 5(17), 90-75 (In Persian).

Abrishami, H., Barkhordari, S., & Mali, Z. (2017). Determinants of Government Size in Oil Exporting Countries with Emphasis on Institutional-Political and Governance Factors: Case Study of OPEC Countries. *Journal of Econometric Modelling*, 2(4), 9-32 (In Persian).

Ahmad, W., & Hussain, B. (2023). Fiscal Policy Effects on Shadow Economy: Empirical Evidence from Developing Countries. *Asian Journal of Applied Economics*, 30(2), 1-22.

- Alavi Bajgani, S. A. R., Peykarjo, K., Hojabr Kiani, K., & Torabi, T. (2020). Investigating the Asymmetric Effects of Fiscal Policy on Economic Growth in Iran: A Quantile Regression Approach. *Journal of Economics and Modelling*, 10(4), 139-158 (In Persian).
- Baklouti, N., & Boujelbene, Y. (2020). Shadow Economy, Corruption, and Economic Growth: An Empirical Analysis. *The Review of Black Political Economy*, 47(3), 276-294.
- Barbosa, E., Pereira, S., & Brandão, E. (2013). The Shadow Economy in Portugal: An Analysis Using the MIMIC Model. *FEP Working Papers*, 514, 1-46.
- Bernheim, B. D. (1987). Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 2, 263-304.
- Besley, T., & Persson, T. (2010). State Capacity, Conflict, and Development. *Econometrica*, 78(1), 1-34.
- Buehn, A., Karmann, A., & Schneider, F. (2009). Shadow Economy and Do-It-Yourself Activities: The German Case. *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)*, 165(4), 701-722.
- Dadgar, Y., Nazari, R., & SiamiEraghi, E. (2013). Optimum Government and Tax in Public Sector Economics and in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(5), 1-27 (In Persian).
- Dalaei Milan, A. (2014). Effective Factors on Iranian Underground Economy 1963-2012. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(4), 91-111 (In Persian).
- Dell'Anno, R. (2007). The Shadow Economy in Portugal: An Analysis with the MIMIC Approach. *Journal of Applied Economics*, 10(2), 253-277.
- Dreher, A., & Schneider, F. (2010). Corruption and the Shadow Economy: An Empirical Analysis. *Public Choice*, 144, 215-238.
- Eid, A. G. (2020). The Impact of Government Expenditure on GDP in the State of Qatar: A Nonlinear ARDL Approach. *International Journal of Sustainable Economy*, 12(1), 25-43.
- Elgin, C., Kose, M. A., Ohnsorge, F., & Yu, S. (2022). Understanding the Informal Economy: Concepts and Trends. In F. Ohnsorge and Sh. Yu (Ed.), *the Long Shadow of Informality: Challenges and Policies*. Washington, DC: World Bank.
- Embaye, A. B. (2007). *Essays on Tax Evasion and Government Spending in Developing Countries* (Doctoral Dissertation, Georgia State University, Atlanta). Retrieved from [https://scholarworks.gsu.edu/econ\\_diss/31/](https://scholarworks.gsu.edu/econ_diss/31/)
- Feshari, M. (2017). The Investigation of Cyclical Nature of Government Expenditures in Iran (Markov-Switching Non-linear Approach). *Journal of Econometric Modelling*, 2(2), 89-116 (In Persian).
- Frey, B. S., & Weck, H. (1983). Bureaucracy and the Shadow Economy: A Macro-Approach. *Anatomy of Government Deficiencies: Proceedings of a Conference*, Diessen, Germany, July 22-25, 1980 (89-109). Berlin: Springer Berlin Heidelberg.
- Friedman, E., Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P. (2000). Dodging the Grabbing Hand: The Determinants of Unofficial Activity in 69 Countries. *Journal of Public Economics*, 76(3), 459-493.

- Giles, D. E. A., & Tedds, L. M. (2002). Taxes and the Canadian Underground Economy. In *Taxes and the Canadian Underground Economy*. Toronto: Canadian Tax Foundation.
- Gokmenoglu, K. K., & Amir, A. (2023). Investigating the Determinants of the Shadow Economy: The Baltic Region. *Eastern European Economics*, 61(2), 181-198.
- Hart, K. (1971). Migration and Tribal Identity among the Frafras of Ghana. *Journal of Asian and African Studies*, 6(1), 21.
- Hassan, M., & Schneider, F. (2016). Modelling the Egyptian Shadow Economy: A Currency Demand and A MIMIC Model Approach. Retrieved from [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2743153](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2743153)
- Hmotalleb, M., Alizadeh, M., & Faraji Dizaji, S. (2020). Estimating Shadow Economy and Tax Evasion using Governmental Financial Discipline Variables. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(4), 69-100 (In Persian).
- Huynh, C. M., & Nguyen, T. L. (2020). Fiscal Policy And Shadow Economy In Asian Developing Countries: Does Corruption Matter? *Empirical Economics*, 59(4), 1745-1761.
- Kar, S., & Marjit, S. (2001). Informal Sector in General Equilibrium: Welfare Effects of Trade Policy Reforms. *International Review of Economics and Finance*, 10(3), 289-300.
- Karimi Petanlar, S., & Karimi, J. (2023). Identifying the Most Important Factors Affecting Tax Evasion in Iran's Economy and Investigating How They Affect over Time. *Journal of Econometric Modelling*, 7(4), 93-117 (In Persian).
- Keshtkaran, S., Pirae, K., Ebrahimi, M., & Haghghat, A. (2019). Response of Government Revenue and Spending to Budgetary Disequilibrium in Iran. *QJER*, 19(4), 29-50 (In Persian).
- Khan, S., & Rehman, M. Z. (2022). Macroeconomic Fundamentals, Institutional Quality and Shadow Economy in OIC and Non-OIC Countries. *Journal of Economic Studies*, 49(8), 1566-1584.
- Marjit, S., & Acharya, R. (2003). International Trade, Wage Inequality and the Developing Economy-A General Equilibrium Approach. *Physica-Springer Vergas*, Retrieved from <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-57422-1>
- Medina, L., & Schneider, M. F. (2018). Shadow Economies around the World: What Did We Learn over the Last 20 Years? *International Monetary Fund*, Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/01/25/Shadow-Economies-Around-the-World-What-Did-We-Learn-Over-the-Last-20-Years-45583>
- Mowlaei M., & Abdian M. (2018). Determinants of Government's Budget Deficit in Iran: 1989-2015. *JPBUD*, 23(1), 59-78 (In Persian).
- Nchor, D., & Adamec, V. (2015). Unofficial Economy Estimation by the MIMIC Model: The Case of Kenya, Namibia, Ghana and Nigeria. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 63(6), 2043-2049.
- Oduh, M., Eboh, E., Ichoku, H., & Ujah, O. (2008). Measurement and Explanation of Informal Sector of the Nigerian Economy. *AIAE Research Paper*, 3(1), 1-64.

- Omitogun, O., Longe, A. E., Onanuga, A. T., & Soyemi, C. O. (2022). Asymmetric Impact of Government Expenditure on Economic Growth in Nigeria. *Economic Insights-Trends & Challenges*, 3, 31-41.
- Owolabi, A. O., Berdiev, A. N., & Saunoris, J. W. (2022). Is the Shadow Economy Procyclical or Countercyclical over the Business Cycle? International Evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 84, 257-270.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pirae, K., & Rajae, H. (2015). Estimate Size of Underground Economy in Iran and Investigation Causes and Effects. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 3(9), 21-42 (In Persian).
- Qhasemnajad, T., Mohammadzadeh, Y., & Rezaadeh, A. (2020). Government Size, Shadow Economy, Inequality of Income, Iran, Smooth Transition Regression (STR). *Journal of Economic Research*, 55(1), 187-214 (In Persian).
- Rezaadeh, A., & Moridian, A. (2023). Financial Inclusion and Economic Growth in MENA Countries: The Role of the Shadow Economy. *Economic Growth and Development Research*, 13(53), 76-53.
- Sayadzadeh, A., Farjamnia, E., Hajarain, A., & Taheri, B. (2013). The Effect of Budget Deficit on Economic Security of Iran. *Strategic Studies Quarterly*, 16(60), 91-124 (In Persian).
- Sazvar, M., & Nasrollahi, Z. (2022). Effect of Military Expenses on Shadow Economy in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 19(3), 33-61 (In Persian).
- Schneider, F., & Buehn, A. (2018). Shadow Economy: Estimation Methods, Problems, Results and Open Questions. *Open Economics*, 1(1), 1-29.
- Schneider, F., Raczkowski, K., & Mróz, B. (2015). Shadow Economy and Tax Evasion in the EU. *Journal of Money Laundering Control*, 18(1), 34-51.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In R. C. Sickles and W. C. Horrace (Ed.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (281-314). Berlin: Springer.
- Smith, J. D. (1985). Market Motives in the Informal Economy (161-177). *The Economics of the Shadow Economy: Proceedings of the International Conference on the Economics of the Shadow Economy*, the University of Bielefeld, West Germany, October 10-14, 1983. Berlin: Springer Berlin Heidelberg.
- Taghineghad, V., & Nikpoor, M. (2014). Underground Economy and its Causes: a Case Study of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(8), 53-72 (In Persian).
- Tran, T. P. K., Tran, N. P., Nguyen, P. V., & Vo, D. H. (2024). Government expenditure-shadow economy nexus: the role of fiscal deficit. *International Journal of Emerging Markets*, 19(2), 322-338.
- Trebicka, B. (2014). MIMIC Model: A Tool to Estimate the Shadow Economy. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 3(6), 295-300.

Vo, D. H., Tran, N. P., Tran, T. P. K., Le, Q. T. T., & Nguyen, P. V. (2023). Government Expenditure, Budget Deficit and Shadow Economy. *Journal of Economic Policy Reform*, 26(4), 442-460.

Wang, D. H. M., Lin, J. Y., & Yu, T. H. K. (2006). A MIMIC Approach to Modeling the Underground Economy in Taiwan. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 371(2), 536-542.

Williams, C. C. (2014). Out of the Shadows: A Classification of Economies by the Size and Character of their Informal Sector. *Work, Employment and Society*, 28(5), 735-753.

Wiseman, T. (2013). US Shadow Economies: A State-Level Study. *Constitutional Political Economy*, 24, 310-335.

Zaroki, S., Nasrnejad Nesheli, S., & Tavassoly Nia, A. (2022). Analyzing the Effect of Macroeconomic Variables on the Underground Economy with Emphasis on Fiscal Policy Instruments. *Journal of Economic Research*, 57(1), 85-123 (In Persian).

Zaroki, S., Tavassoli-Nia, A., Nasrnejad Nesheli, S., & Khalili, Z. (2023). Analysis of the Role of Underground Economy in Economic Welfare. *Public Sector Economics Studies*, 1(2), 141-162 (In Persian).

Zhanabekov, S. (2022). Robust Determinants of the Shadow Economy. *Bulletin of Economic Research*, 74(4), 1017-1052.

## پیوست

### جدول الف-۱. حجم برآوردی اقتصاد زیرزمینی برای سال ۱۳۷۰ در مطالعات پیشین

نویسنده	طریقه برآورد	مقدار برآوردی (بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی)
عرب مازار یزدی (۱۳۸۰)	میمیک	٪۱۳
خلعتبری (۱۹۹۴)	نسبت نقد	٪۷
طاهر فر (۱۳۷۶)	نسبت نقد	٪۲۶
باقری گرمارودی (۱۳۷۷)	تقاضای پول	٪۱۷
معاونت بررسی‌های راهبردی (۱۳۷۶)	تقاضای پول	٪۳۰
<b>میانگین پژوهش‌ها</b>		<b>٪۱۸/۶</b>

### جدول الف-۲. نتایج برآورد شاخص خام و اندازه نسبی حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران

Year	UER1	UER2
سال	اقتصاد زیرزمینی (شاخص خام)	اقتصاد زیرزمینی (بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی)
۱۳۵۹	۱/۴۰	۴/۶۱
۱۳۶۰	۱/۶۹	۵/۵۸
۱۳۶۱	۲/۳۳	۷/۶۶
۱۳۶۲	۳/۰۰	۹/۸۹
۱۳۶۳	۳/۱۲	۱۰/۲۸
۱۳۶۴	۳/۳۱	۱۰/۹۰

۱۳۶۵	۱/۵۳	۵/۰۵
۱۳۶۶	۲/۱۶	۷/۱۰
۱۳۶۷	۲/۷۱	۸/۹۳
۱۳۶۸	۴/۴۸	۱۴/۷۵
۱۳۶۹	۶/۲۰	۲۰/۴۱
۱۳۷۰	۵/۶۵	۱۸/۶۰
۱۳۷۱	۵/۰۵	۱۶/۶۵
۱۳۷۲	۵/۸۸	۱۹/۳۶
۱۳۷۳	۴/۷۶	۱۵/۶۹
۱۳۷۴	۳/۵۸	۱۱/۸۱
۱۳۷۵	۵/۷۲	۱۸/۸۵
۱۳۷۶	۵/۳۳	۱۷/۵۵
۱۳۷۷	۴/۴۷	۱۴/۷۳
۱۳۷۸	۳/۹۰	۱۲/۸۳
۱۳۷۹	۶/۶۱	۲۱/۷۹
۱۳۸۰	۶/۷۱	۲۲/۱۰
۱۳۸۱	۶/۹۴	۲۲/۸۸
۱۳۸۲	۶/۹۸	۲۳/۰۱
۱۳۸۳	۷/۳۱	۲۴/۰۹
۱۳۸۴	۷/۵۸	۲۴/۹۶
۱۳۸۵	۷/۴۵	۲۴/۵۶
۱۳۸۶	۷/۳۷	۲۴/۲۷
۱۳۸۷	۶/۳۷	۲۱/۰۰
۱۳۸۸	۷/۰۶	۲۳/۲۷
۱۳۸۹	۶/۹۴	۲۲/۸۷
۱۳۹۰	۶/۴۷	۲۱/۳۲
۱۳۹۱	۶/۹۶	۲۲/۹۴
۱۳۹۲	۶/۸۶	۲۲/۶۰
۱۳۹۳	۷/۷۳	۲۵/۴۵
۱۳۹۴	۷/۳۷	۲۴/۲۷
۱۳۹۵	۶/۸۷	۲۲/۶۴
۱۳۹۶	۷/۱۸	۲۳/۶۷
۱۳۹۷	۷/۷۷	۲۵/۶۱
۱۳۹۸	۷/۱۲	۲۳/۴۵
۱۳۹۹	۷/۱۳	۲۳/۴۹
۱۴۰۰	۷/۸۸	۲۵/۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش.