



دوره ۵۸، شماره ۱، بهار ۱۴۰۲      شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

برآورد ضریب جینی چند بعدی در مقایسه با تک بعدی در ایران / اسمعیل ابونوری، آناهیتا روزی طلب ..... ۱-۲۴

ارزیابی اثرات تشکیل مرکز لجستیک در استان اصفهان بر اقتصاد منطقه‌ای مبتنی بر مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه‌ای/ اعظم جلائی پیکانی، نعمت الله اکبری، بابک صفاری..... ۲۵-۵۹

بی‌ثباتی در بازار غیررسمی ارز ایران: شکست ساختاری و پرش یا حافظه طولانی در تلاطم؟ / مجتبی رستمی، مسلم نیلچی، محمد مهدی مومن‌زاده..... ۶۱-۹۴

اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی خودروهای سواری بر مصرف بنزین در ایران/ علی‌اصغر سالم، سیاب ممی پور، معصومه عزیزخانی..... ۹۵-۱۲۰

طراحی مکانیزم بازار بین‌بانکی: مطالعه موردی: بازار بین‌بانکی ایران / علیرضا عرفانی، آزاده طالب بیدختی..... ۱۲۱-۱۵۰

شبیه سازی قیمت مسکن شهر تهران با رویکرد مبتنی بر عامل فضایی/ میر حسین موسوی، اوین خضری، حسین راغفر، کبری سنگری مهذب..... ۱۵۱-۱۸۳

چکیده



## دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز  
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول  
علی سوری

سر دبیر  
جعفر عبادی

دبیر تخصصی  
تیمور رحمانی

امور اجرایی  
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری  
زهرا اسدی

**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 عباسی‌نژاد (استاد دانشگاه تهران)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، عباس میرآخور (استاد مدیر اجرایی - صندوق بین‌المللی پول)

### داوران این شماره:

میثم امیری، سجاد برخوردار، سهیلا پروین، فتح اله تار، مهدی دارابی، علی سوری، علی اکبر قلی‌زاده، بهروز ملکی، میرحسین موسوی، محسن مهرآرا، کامران ندری، مریم همتی

---

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین‌نامه‌ی 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 مجله‌ی 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,

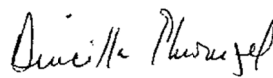
Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature (JEL)*. The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in *JEL* on CD, *e-JEL*, and EconLit.

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

### شرایط قبول مقاله‌ها

#### الف: از لحاظ محتوا

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

#### ب: از لحاظ شکل ظاهری

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

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

الف) کتاب تألیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، 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 به فارسی (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

ه) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ... و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.

۶- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.

۷- برای دریافت اصلاحات بیش‌تر به سایت <http://jte.ut.ac.ir/> مراجعه فرمایید.

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

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

#### **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 ([aeaweb.org](http://aeaweb.org)) و Econlit ([Econlit.org](http://Econlit.org)) نمایه می‌شود.

آدرس: تهران - خ کارگر شمالی - دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران - مجله تحقیقات اقتصادی  
تلفن: ۸۸۰۲۶۴۱۹ فاکس دفتر مجله: ۸۸۰۲۹۰۳۸ فاکس دانشکده: ۸۸۶۳۳۴۷۲ Email: [tahghighat@ut.ac.ir](mailto:tahghighat@ut.ac.ir)

## فهرست مطالب

صفحه	عنوان
۲۴-۱	برآورد ضریب جینی چند بعدی در مقایسه با تک بعدی در ایران / اسمعیل ابونوری، آناهیتا روزی طلب
۵۹-۲۵	ارزیابی اثرات تشکیل مرکز لجستیک در استان اصفهان بر اقتصاد منطقه‌ای مبتنی بر مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه‌ای / اعظم جلائی پیکانی، نعمت الله اکبری، بابک صفاری
۹۴-۶۱	بی‌ثباتی در بازار غیررسمی ارز ایران: شکست ساختاری و پرش یا حافظه طولانی در تلاطم؟ / مجتبی رستمی، مسلم نیلچی، محمد مهدی مومن‌زاده
۱۲۰-۹۵	اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی خودروهای سواری بر مصرف بنزین در ایران / علی اصغر سالم، سیاب ممی پور، معصومه عزیزخانی
۱۵۰-۱۲۱	طراحی مکانیزم بازار بین‌بانکی: مطالعه موردی: بازار بین‌بانکی ایران / علیرضا عرفانی، آزاده طالب بیدختی
۱۸۳-۱۵۱	شبیه سازی قیمت مسکن شهر تهران با رویکرد مبتنی بر عامل فضایی / میر حسین موسوی، اوین خضری، حسین راغفر، کبری سنگری مهذب

چکیده لاتین









انتشارات دانشگاه تهران

# تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۹

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

## برآورد ضریب جینی چند بعدی در مقایسه با تک بعدی در ایران

اسمعیل ابونوری<sup>۱</sup>، آناهیتا روزی طلب<sup>۲</sup>

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، [abounoori@semnan.ac.ir](mailto:abounoori@semnan.ac.ir)

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، [Ana.roozitalab@semnan.ac.ir](mailto:Ana.roozitalab@semnan.ac.ir)

### اطلاعات مقاله

### چکیده

#### نوع مقاله:

علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۰۴

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۳/۰۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۶

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۵/۲۰

#### کلیدواژه‌ها:

ایران، ضریب جینی چندبعدی  
نابرابری تک بعدی، نابرابری  
چند بُعدی

#### طبقه‌بندی JEL:

I3, I24, I14, D3

اسمعیل ابونوری و روزی طلب، آناهیتا (۱۴۰۲) برآورد ضریب جینی چند بُعدی در مقایسه با تک بُعدی در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۱)، ۲۴-۱.

۲۴-۱

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.



© نویسندگان.

DOI: [10.22059/jte.2023.93458](https://doi.org/10.22059/jte.2023.93458)

## ۱- مقدمه

انسان یک موجود چندبعدی می‌باشد، بنابراین، ابعاد غیردرآمدی رفاه (آموزش، مسکن، پوشاک، سلامت و غیره)، به‌طور قابل توجهی کیفیت زندگی افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در نتیجه توجه به بعد درآمدی به‌عنوان تنها ویژگی رفاه در بیش‌تر موارد نامناسب است و می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای از میزان نابرابری در یک جامعه یا بین گروه‌های مختلف افراد منعکس کند. از این‌رو، لازم است شاخص‌های سنتی رفاه اقتصادی با شاخص‌هایی که ابعاد غیراقتصادی زندگی انسان را نیز در برمی‌گیرد، ترکیب شود. (چاکروارتی و لوگو، ۲۰۱۹). براساس گزارش‌های توسعه جهانی (۲۰۰۰-۲۰۰۱) و کمیسیون سنخش عملکرد اقتصادی و پیشرفت اجتماعی، دیدگاه سنتی فقر باید با دستاوردهای کم در بهداشت و آموزش تکمیل شود و رفاه یک جمعیت از دیدگاه چندبعدی مورد بررسی قرار گیرد. (اتکینسن و همکاران، ۲۰۰۲، استیگلیتز و همکاران، ۲۰۰۹). از اواسط دهه، ۱۹۷۰ مطالعات بسیاری از دانشمندان همانند رالز<sup>۱</sup> (۱۹۷۱)، کلوم<sup>۲</sup> (۱۹۷۷)، تاونسند<sup>۳</sup> (۱۹۷۹)، استیرتن<sup>۴</sup> (۱۹۸۱)، اتکینسن و بورگینیون<sup>۵</sup> (۱۹۸۲)، سن<sup>۶</sup> (۱۹۸۵)، استوارت<sup>۷</sup> (۱۹۸۵)، دویال و گوف<sup>۸</sup> (۱۹۹۱)، رمزی<sup>۹</sup> (۱۹۹۲)، کامینز<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۶)، راولیون<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۶)، نوسام<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۰) و توربک<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۸)، نشان می‌دهد که برای اندازه‌گیری رفاه یک جمعیت، دیدگاه تک بعدی به یک چارچوب چندبعدی که شامل جنبه‌های غیرپولی نیز می‌باشد، تغییر یافته است.

چالش اصلی ذهنی در این مقاله عدم تطابق شواهد نابرابری واقعی با مقدارهای ضریب جینی تک بعدی (هزینه کل خانوار) در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی بوده است، واقعیت آن است که در نابرابری ناشی از یک متغیر مانند درآمد یا هزینه، به نابرابری در اجزای سبد خانوار توجه نمی‌شود. هدف اساسی این مقاله، برآورد نابرابری در گروه‌های کالایی در سبد

1. Rawls
2. Kolm
3. Townsend
4. Streeten
5. Atkinson and Bourguignon
6. Sen
7. Stewart
8. Doyal and Gough
9. Ramsay
10. Cummins
11. Ravallion
12. Nussbaum
13. Thorbecke

خانوار و مقایسه بین روند تغییرات نابرابری تک بُعدی با نابرابری چندبُعدی است. برای این منظور با استفاده از ریز داده‌های درآمد - هزینه خانوار، نابرابری چندبُعدی برای مناطق شهری، روستایی و کل کشور در سال‌های ۱۳۶۳ - ۱۴۰۰ با استفاده از ضریب جینی چندبُعدی برآورد شده است. در ادامه، بخش دوم به مرور ادبیات شاخص‌های نابرابری چندبُعدی اختصاص یافته است. در بخش سوم، روش تحقیق ارائه و در بخش چهارم نابرابری چندبُعدی به صورت گام به گام برآورد شده است. در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم مقاله آمده است.

## ۲- مروری بر ادبیات شاخص‌های نابرابری چندبُعدی از دیدگاه نظری

### ۲-۱. تعریف شاخص نابرابری چندبُعدی

شاخص نابرابری چندبُعدی از نظر ریاضی معمولاً براساس یک تابع -رفاه اجتماعی<sup>۱</sup> به صورت یک ماتریس تعریف می‌شود. در این تابع، نشان‌دهنده مجموعه‌ای از ابعاد رفاهی  $j = [1, 2, \dots, m]$  و  $p$  تعداد واحدهای آماری (خانوار، استان و ...)  $p = [1, 2, \dots, n]$  می‌باشد (چاکروارتی و لوگو<sup>۲</sup>، ۲۰۱۹، لوگو<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷). این شاخص نیز همانند شاخص‌های نابرابری تک بُعدی فرض می‌کند که هر جامعه حداقل شامل دو فرد  $n > 2$  بوده و ارزش هیچ بُعدی نیز منفی نمی‌باشد افزون بر این، میزان نابرابری با ترکیبی از ابعاد  $k \geq 2$  ارزیابی می‌شود. مقدار این شاخص به صورت درصد بیان می‌شود و صفر برابری کامل و یک، نابرابری کامل را نشان می‌دهد.

### ۲-۱-۱. ویژگی‌های شاخص‌های نابرابری چندبُعدی

ویژگی‌های شاخص‌های نابرابری چندبُعدی را می‌توان در سه گروه قرار داد ویژگی‌های تغییرناپذیری، ویژگی‌های توزیعی و ویژگی‌های تجزیه پذیری.

۱. تابع رفاه اجتماعی روشی است که در آن می‌توان ترجیحات تمام افراد را در قالب یک ترجیح اجتماعی ترکیب کرد.

2. Chakraborti and the lugo

### ۲-۱-۱-۱ ویژگی‌های تغییرناپذیری<sup>۱</sup>

تغییرناپذیری مقیاس نسبی<sup>۲</sup> (RSI): با تغییر واحدهای اندازه‌گیری- ابعاد رفاهی، شاخص

نابرابری تغییر نخواهد کرد. به‌عنوان مثال فرض کنید  $X = \begin{bmatrix} ۴۰ & ۴۰ & ۲۰ \\ ۳۰ & ۵۰ & ۴۰ \\ ۸۰ & ۶۰ & ۴۰ \end{bmatrix}$  ماتریس توزیعی اولیه

با ابعاد هزینه‌های آموزش، بهداشت و خوراک برحسب ریال باشد و با ضرب  $X'_{ij} = ۰.۱X_{ij}$  در

ماتریس  $X$ ،  $X' = \begin{bmatrix} ۴ & ۴ & ۲ \\ ۳ & ۵ & ۴ \\ ۸ & ۶ & ۴ \end{bmatrix}$  حاصل شود، به گونه‌ای که هر  $X'_{ij}$  معادل یک تومان باشد؛

میزان نابرابری تغییر نمی‌کند. (ژنگ<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷)

تغییرناپذیری انتقالات<sup>۴</sup> (TSI): با افزایش ابعاد رفاهی به‌اندازه مقدار ثابت  $\alpha$ ، سطح

نابرابری تغییر نمی‌کند. به‌عنوان مثال، اگر میزان هزینه ی

سلامتی همه افراد جامعه دو واحد افزایش یابد، نابرابری تغییر نخواهد کرد. (کلوم، ۱۹۷۶)

تغییرناپذیری در تکرار<sup>۵</sup> (RI): اگر واحدهای آماری یک جامعه بدون تغییر در توزیع ابعاد

رفاهی به دفعات تکرار شود، سطح نابرابری تغییر نخواهد کرد.

ناشناس بودن<sup>۶</sup> (AN): شاخص نابرابری تنها به توزیع ابعاد رفاهی بستگی دارد و به سایر

ویژگی‌های خارج از ماتریس توزیعی، مانند ثروت، سواد، جایگاه اجتماعی و غیره وابسته نمی‌باشد.

به‌عنوان مثال اگر  $X = \begin{bmatrix} ۴ & ۴ & ۲ \\ ۳ & ۵ & ۴ \\ ۸ & ۶ & ۴ \end{bmatrix}$  ماتریس توزیعی اولیه باشد و ماتریس  $X' = \begin{bmatrix} ۳ & ۵ & ۴ \\ ۴ & ۴ & ۲ \\ ۸ & ۶ & ۴ \end{bmatrix}$  با جا

به‌جای بردار هزینه فرد اول (سطر اول) با بردار هزینه فرد دوم (سطر دوم) از ماتریس  $X$  به‌وجود

آید. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، به‌دلیل عدم-تغییر در توزیع ابعاد رفاهی ماتریس  $X'$  نسبت

به ماتریس  $X$ ، سطح-نابرابری تغییر نخواهد کرد.

1. Invariance Properties
2. Ratio Scale Invariance
3. Zheng
4. Translation Scale Invariance
5. Replication Invariance
6. Anonymity

افزوده ضعیف کومونوتونیک<sup>۱</sup> (WCA): سطح نابرابری برای دو ماتریس X و Y در صورت اضافه شدن یک بعد جدید یکنوا با ابعاد ماتریس، تغییر نخواهد کرد (ویمارک و گایجوس،

۲۰۰۵). برای مثال، اگر  $X = \begin{bmatrix} 5 & 3 & 6 \\ 4 & 2 & 4 \\ 0 & 1 & 2 \end{bmatrix}$  و  $Y = \begin{bmatrix} 7 & 5 & 3 \\ 5 & 3 & 2 \\ 4 & 1 & 1 \end{bmatrix}$  ماتریس توزیعی اولیه باشند و

و  $Y' = \begin{bmatrix} 7 & 5 & 3 & 4 \\ 5 & 3 & 2 & 2 \\ 4 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$  با اضافه شدن یک بعد جدید یکنوا با ابعاد به ماتریس X و

Y حاصل شوند، روشن است که به دلیل عدم تغییر در رتبه افراد، سطح -نابرابری تغییر نخواهد کرد.

**تقارن در ویژگی‌های<sup>۲</sup> (SA):** میزان نابرابری به جایگاه ابعاد (ستون‌ها) در ماتریس توزیعی وابسته نیست. به عبارت دیگر با جابه‌جایی ستون‌ها در ماتریس توزیعی، مقدار نابرابری تغییر نمی‌کند. (بنرجی، ۲۰۱۰)

به‌طور کلی براساس ویژگی‌های مطرح شده، با تغییرات مطلق یا نسبی در دستاوردهای افراد جامعه، شاخص نابرابری تغییر نمی‌کند.

### ۲-۱-۱-۲. ویژگی‌های توزیعی

**انتقال یکنواخت خوشه‌ای پیگو - دالتون<sup>۳</sup> (UPDBT):** باز توزیع بین دو فرد در هر بعد، از ثروتمندترین به فقیرترین، بدون تغییر در رتبه فرد، موجب -کاهش نابرابری خواهد شد و

بلعکس. فرض کنید که ماتریس توزیعی - ابتدایی  $X = \begin{bmatrix} 8 & 6 & 5 \\ 6 & 3 & 4 \\ 3 & 2 & 2 \end{bmatrix}$  و ماتریس  $X' = \begin{bmatrix} 6 & 5 & 4 \\ 6 & 3 & 4 \\ 5 & 3 & 3 \end{bmatrix}$

از ماتریس X با انتقال بخشی از دستاوردها فرد اول (سطر اول) و فرد سوم (سطر سوم) و بدون تغییر در دستاوردهای سایر افراد در هر بعد حاصل شده است. روشن است که پس از باز توزیع در ابعاد، فرد اول در هر سه بعد، همچنان مقدار بیشتری نسبت به فرد سوم دارد، ولی به دلیل کاهش شکاف توزیع درآمد بین دو فرد، نابرابری کاهش یافته است و بلعکس (کلوم، ۱۹۷۷).

1. Weak Comonotonic Additivity  
2. Symmetry with respect to Attributes  
3. Uniform Pigou-Dalton Bundle Transfers

**حداکثر یکنواخت پیگو - دالتون<sup>۱</sup> (UPDM):** باز توزیع در هر بعد رفاهی به نسبت یکسان، بین دو فرد، بدون تغییر در رتبه فرد، موجب کاهش نابرابری خواهد شد و بالعکس. به عنوان مثال در ماتریس توزیعی فوق، باز توزیع ۲۰ درصدی در هر بعد بین فرد اول (سطر اول) و فرد سوم (سطر سوم)، سبب کاهش نابرابری خواهد شد. (همان منبع)

**انتقال افزایش همبستگی<sup>۲</sup> (CIT):** اگر باز توزیع در یک یا چند بعد رفاهی، بین دو فرد فقیر یا دو فرد ثروتمند به گونه‌ای باشد که فرد با سطح دستاوردهای پایین‌تر در یک یا چند بعد، فقیرتر شود بدون تغییر در ویژگی رفاهی سایر افراد، نابرابری افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر دستاوردهای پایین‌تر فرد با دستاوردهای بالاتر فرد دیگر، مبادله می‌شود. (بولاند و پروشان<sup>۳</sup>،

۱۹۸۸) فرض کنید که ماتریس دستاوردهای اولیه  $X = \begin{bmatrix} 2 & 3 & 3 \\ 9 & 8 & 6 \\ 8 & 9 & 9 \end{bmatrix}$  باشد و ماتریس

$X' = \begin{bmatrix} 2 & 3 & 3 \\ 8 & 8 & 6 \\ 9 & 9 & 9 \end{bmatrix}$  با مبادله دستاوردهای فرد دوم و سوم در بعد یک و سه از ماتریس  $X$  ایجاد

شده باشد، بر این اساس فرد دوم در تمام ابعاد فقیرتر از فرد سوم می‌باشد که در این حالت نابرابری در ماتریس  $X'$  نسبت به ماتریس  $X$  افزایش یافته است.

**انتقال حداکثر افزایش همبستگی<sup>۴</sup> (CIM):** اگر ماتریس توزیعی  $X'$  از ماتریسی  $X$  با استفاده درجه جانشینی (جانشین، مکمل) بین ابعاد و همچنین براساس منطق انتقال افزایش همبستگی ایجاد شده باشد، موجب افزایش یا کاهش نابرابری خواهد شد. (همان منبع)

**وزن دهی ابعاد تحت یکنوایی یک طرفه<sup>۵</sup> (WAUC):** در ماتریس توزیعی با ابعاد یکنوا، باز توزیع براساس وزن دهی به ابعاد رفاهی نابرابرتر، سبب کاهش نابرابری می‌شود. (بنرجی، ۲۰۱۰)

**هنجارسازی (NM):** اگر تمام افراد جامعه دارای بردار یکسانی از دستاوردها باشند، برابری کامل وجود دارد و نابرابری صفر خواهد بود.

1. Uniform Pigou-Dalton Majorization
2. Correlation Increasing Transfer
3. Boland and Proschan
4. Correlation Increasing Majorization
5. Weighting of Attributes under Unidirectional Comonotonicity



### ۲-۱-۱-۳. ویژگی‌های تجزیه پذیری

تجزیه پذیری زیر گروهی<sup>۱</sup> (SD): هرگاه بتوان ماتریس توزیعی  $X$ ، را به چند زیر گروه مانند نژاد، مذهب، جنس، گروه‌های قومی و غیره تجزیه کرد، براساس اصل سازگاری زیر گروه‌ها و بسته به شکل تابع رفاه اجتماعی، نابرابری کل، معادل با جمع نابرابری در زیر گروه‌ها می‌باشد، به گونه‌ای که به میانگین ابعاد رفاهی، اندازه جمعیت و مقادیر نابرابری هر یک زیر گروه‌ها بستگی دارد. (بلکوری و همکاران<sup>۲</sup>، ۱۹۷۸)

تجزیه پذیری افزودنی<sup>۳</sup> (AS): اگر ویژگی‌های فردی (نژاد، مذهب، جنس، گروه‌های قومی و غیره) رفاه بدون توجه به رفاه سایر افراد مورد- ارزشیابی قرار گیرند، آنگاه نابرابری کل جامعه برابر با مجموع وزنی نابرابری درون گروهی و بین گروهی می‌شود، به طوری که وزن اختصاص یافته به نابرابری درون گروهی، معادل با مجموع وزنی مقادیر نابرابری زیر گروه‌ها می‌باشد. (شارکس، ۱۹۸۰).

### ۲-۲. مطالعات تجربی

#### ۲-۱-۲-۲. مطالعات داخلی

در زمینه نابرابری تاکنون مطالعات فراوانی در ایران انجام گرفته، که در میان آن‌ها به استثنای راغفر و همکاران (۱۳۹۷) و حنیفی و همکاران (۱۴۰۰)، تمامی مطالعات به صورت تک بُعدی بوده است؛ بنابراین به دلیل فراوانی مطالعات تک بُعدی در داخل کشور، به برخی از جدیدترین مطالعات انجام شده به صورت خلاصه، اشاره و پس از آن مطالعات چندبُعدی تشریح می‌شود. بروجنی (۱۳۸۴)، شرافت جهرمی (۱۳۸۹)، محمودزاده و همکاران (۱۳۹۱)، مهرگان و همکاران (۱۳۹۲)، غلامی و همکاران (۱۳۹۳)، مفتخری و همکاران (۱۴۰۰) می‌باشد که در مطالعات فوق به برآورد نابرابری و بررسی رابطه ی نابرابری بر عوامل مؤثر با از استفاده از روش‌های مختلف (ضریب جینی، تایل، انتروپی، تجزیه ضریب جینی تعمیم یافته، برآورد غیرخطی نابرابری)، پرداخته شده است.

ابونوری و اسانوندی (۱۳۸۴)، پس از ارزیابی اصول نابرابری تک بُعدی (انتقال، استقلال از میانگین درآمد جامعه، همانندسازی، تقارن، بهنجارسازی و عملیاتی) و مقایسه شاخص‌های مختلف نابرابری مانند ضریب جینی، اتکینسن، تایل، دالتون، انحراف از میانگین نسبی، واریانس

1. Subgroup Decomposability  
2. Blackbory & et al.  
3. Additive Separability

لگاریتم درآمدها و ضریب تغییرات با استفاده از ریز داده‌های توزیع درآمد به برآورد دقیق‌تر نابرابری اقتصادی در ایران و بررسی آزمون سازگاری شاخص‌های نابرابری مطرح در زمینه توزیع درآمد پرداخته‌اند راغفر و همکاران (۱۳۹۷)، شاخص نابرابری چندبعدی بروگنیون و شاخص‌های تک بعدی ضریب جینی و انتروپی تعمیم یافته برای ابعاد رفاهی درآمد، سلامت و آموزش با استفاده از ریز داده‌های طرح هزینه - درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار برای سال‌های آغازی و پایانی سه دوره ریاست جمهوری در بازه سال‌های (۱۳۶۸-۱۳۹۲) اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که به‌استثنای درآمد، سایر شاخص‌های تک‌بعدی برآوردی در دوره مورد مطالعه از روند یکسانی برخوردار نمی‌باشند و شاخص نابرابری چندبعدی اندازه‌گیری شده باتوجه به مقادیر پارامترهای ضرایب جانشینی و تنفر از نابرابری، نشان می‌دهد که وضعیت در دوره دوم نسبت به دو دوره، دیگر بدتر شده است. حنیفی و همکاران (۱۴۰۰)، شاخص نابرابری چندبعدی بروگنیون را با فرض عدم جانشینی بین ابعاد برای دو حالت؛ عدم تنفر و تنفر کامل از نابرابری، به تفکیک مناطق شهری و روستای برای سال‌های ۱۳۶۳ - ۱۳۹۷ اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج نشان داده که نابرابری چندبعدی در مناطق شهری از مناطق روستایی کم‌تر است.

## ۲-۲-۲. مطالعات خارجی

یکی از اولین کارهای انجام‌شده برای تحلیل نابرابری چندبعدی مربوط به مطالعه اتکینسن و بورگینیون (۱۹۸۲) می‌باشد که زمینه‌های نابرابری بین کشورها را برحسب امید به زندگی، تأثیر مسکن نامناسب، درآمد پایین و عدم وجود سلامتی در ایجاد محرومیت مورد ارزیابی قراردادده‌اند. نتایج، حاکی از میزان تفاوت نابرابری‌ها در بین ابعاد مورد بررسی بین کشورها می‌باشد. کون دکنیک و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، نابرابری در رفاه را برای خانوارهای روسی با استفاده ضریب جینی چندبعدی تعمیم یافته در سه بعد: سطح زندگی مادی، سلامت و آموزش و پرورش اندازه‌گیری کرده و نشان داده‌اند که نابرابری چندبعدی در ابعاد فوق بین خانوارهای روسی افزایش یافته است. نیلسون<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، به بررسی روند نابرابری چندبعدی کشور زامبیا در چهار بُعد مخارج، آموزش، سلامت و زمین با استفاده از سه رویکرد مورد به مورد، تجمیعی و غیرتجمیعی برای سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۰۴ و اطلاعات خانوارها این کشور پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که ابعاد رفاهی با توجه به میزان نابرابری یکدیگر را تقویت می‌کنند و سطح و تغییرات نابرابری‌های غیرپولی در تضاد با نابرابری پولی می‌باشد. لی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۳)، نابرابری‌های چندبعدی در

1. Decancq et al.

2. Nilson

3. li & et al.

توزیع مراقبت‌های بهداشتی برای استان خنان در کشور چین مرکزی را با استفاده رگرسیون فضایی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داده است که باوجود اصلاحات در مراقبت‌های بهداشتی و سیاست‌های اخیر استانی؛ هم‌چنان شکاف‌های توزیع مراقبت‌های بهداشتی بین مناطق شهری - روستایی در مرکز و مناطق حاشیه‌ای وجود دارد. افزون بر این، نابرابری مراقبت‌های بهداشتی در سطح ملی، استانی و محلی از نظر جغرافیایی به سطح، خوشه‌بندی و الگوهای مکانی حساس می‌باشد. پارنت و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۹)، به بررسی نابرابری چندبُعدی در شاخص‌های توسعه انسانی برای ۲۰۵ منطقه در اتحادیه اروپا، در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته و شاخص توسعه انسانی را با استفاده از ادغام روش جدید UNDP با روش برآوردی کمسیون اروپا محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان داده که باوجود توزیع گسترده نابرابری و وابستگی فضایی مناطق؛ به‌طور کلی نابرابری چندبُعدی کاهش یافته است. بوی و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی خانوار ویتنام و با تمرکز بر چهار بعد مهم رفاه بشری مانند مصرف، آموزش، بهداشت و مسکن شاخص نابرابری چندبُعدی اتکینسن را در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ برآورد کرده‌اند. نتایج نشان داده که سطح نابرابری چندبُعدی در ویتنام کاهش یافته است. خان و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۲۱)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی HIES/PSLM نابرابری تک بُعدی و چندبُعدی را برای مشاغل مختلف استان‌ها ی پاکستان در سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۹۹ و ۲۰۱۳-۲۰۱۴ برآورد کرده‌اند نتایج نشان می‌دهد که نابرابری چندبُعدی و تک بُعدی در میان همه مشاغل به‌استثنای گروه خوداشتغالی که نابرابری مصرف بیشتری را تجربه می‌کند؛ کاهش یافته است.

براساس مرور مطالعات تجربی، از زمانی که ایده نابرابری چند بُعدی به‌وسیله کلوم (۱۹۷۷) مطرح شده، شاخص‌های بسیاری برای اندازه‌گیری آن پیشنهاد شده که طبق تسوی (۱۹۹۵) و (۱۹۹۹) در حال گسترش بوده است. طبق کومار (۲۰۱۹)، ادبیات مطرح شده درباره شاخص نابرابری چندبُعدی شامل دو رویکرد اقتصادی و آماری می‌باشد. در رویکرد اقتصادی، شاخص نابرابری براساس نظریه‌های اقتصادی از ویژگی‌های مورد نظر استخراج می‌شوند، در حالی که در رویکرد آماری، داده‌ها و ویژگی‌های آماری نقش تعیین‌کننده دارند.

در این پژوهش از میان روش‌های مطرح شده برای اندازه‌گیری شاخص نابرابری چند بُعدی، از ضریب جینی چند بُعدی کومار (۲۰۱۰) پیروی خواهد شد که در آن از روش آماری با فرض نامنفی منفی نبودن مقدارهای مصرف در همه ابعاد رفاهی استفاده می‌شود و وزن هر یک از بعدها با استفاده از بردار ویژه به‌صورت درون‌زا به دست می‌آید.

1. Parente, F. & et al.  
2. Bui & et al.  
3. Khan & et al.

## ۲. روش شناسی پژوهش

### ۳-۱. تصریح مدل

از اواسط دهه ۱۹۸۰، در ادبیات نابرابری چندبعدی، شاخص‌های نابرابری بسیاری مطرح شده‌اند که می‌توان آن‌ها را به‌عنوان توسعه‌ای از معیارهای -پرکاربرد نابرابری در چارچوب تک‌بعدی، از جمله انتروپی تعمیم یافته [معصومی<sup>۱</sup> (۱۹۸۶)، تسوی<sup>۲</sup> (۱۹۹۹)]، اتکیسون تعمیم یافته، [تسوی (۱۹۹۵)]، ضریب جینی تعمیم یافته<sup>۳</sup> [گایدوس و ویمارک<sup>۴</sup> (۲۰۰۵)، دیکانک و لوگو<sup>۵</sup> (۲۰۱۲)، کوشوی و موسلر<sup>۶</sup> (۱۹۹۶)] دالتون<sup>۷</sup> [بروگینیون (۱۹۹۹)] کلوم [تسوی (۱۹۹۵)] و اسپس کومار بنرجی<sup>۸</sup> (۲۰۱۰) و ... در نظر گرفت.

در انتخاب یکی از روش‌های اندازه‌گیری، از میان مجموعه روش‌های مطرح شده یک سیاست گذار به ویژگی‌های شاخص توجه دارد؛ بنابراین، مقبولیت یک شاخص به ویژگی‌های آن وابسته می‌باشد. بیشتر شاخص‌های نابرابری چندبعدی دارای مجموعه ویژگی‌های معمول مانند ناشناس بودن، تجزیه پذیری و عدم تغییر مقیاس هستند. شاخص نابرابری چندبعدی اسپس کومار بنرجی (۲۰۱۰)، در مقایسه با سایر شاخص‌های نابرابری چندبعدی از ویژگی‌های دیگر مانند اصول انتقال حداکثر افزایش همبستگی و وزن‌دهی ابعاد با یکنوایی یک‌طرفه نیز برخوردار می‌باشد. افزون بر این، برخلاف سایر شاخص‌های نابرابری چندبعدی، در شاخص کومار، فرض می‌شود که هیچ یک از عناصر ماتریس توزیع  $S$  منفی نیستند (هزینه منفی وجود ندارد) و وزن (اهمیت نسبی) ابعاد رفاهی به‌صورت درون‌زا به دست می‌آید.

در این مقاله روش محاسبه ضریب جینی چند بعدی کومار بنرجی (۲۰۱۰) براساس روش ترکیب خطی ساخته می‌شود. ابتدا فرض می‌شود که یک جامعه دارای  $n$  واحد آماری (خانوار، استان، شرکت یا غیره) با  $m$  ابعاد رفاهی مانند خوارک، بهداشت، آموزش، مسکن و غیره می‌باشد؛ بنابراین، هزینه یکایک افراد (خانوارها) به تفکیک نوع هزینه را می‌توان در ماتریس  $S$  نشان داد. در ماتریس  $S$  ردیف‌ها و ستون‌ها به ترتیب نشان‌دهنده خانوار  $P = \{1, 2, 3, \dots, n\}$  و

1. Maasoumi
2. Tsui
3. Generalized Gini coefficient
4. Gajdos and Weymark
5. Decancq and Lugo
6. Koshevoy and Mosler
7. Dalton
8. Asis Kumar Banerjee

ابعاد رفاهی  $z_j = \{1, 2, 3, \dots, m\}$  می‌باشد. به عنوان مثال عنصر  $S_{11}$  در ماتریس  $S$  نشان دهنده؛ هزینه خانوار اول در بعد رفاهی اول می‌باشد.

$$S_{n \times m} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & S_{13} & S_{14} & \dots & S_{1m} \\ S_{21} & S_{22} & S_{23} & S_{24} & \dots & S_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{n1} & S_{n2} & S_{n3} & S_{n4} & \dots & S_{nm} \end{bmatrix}_{n \times m} \quad (11)$$

با توجه به این که هر یک از ابعاد رفاهی در ماتریس هزینه‌های  $S$  دارای مقیاس‌های متفاوت هستند، هریک از عناصر ابعاد رفاهی ماتریس را بر میانگین همان بعد (ستون) تقسیم می‌کنیم تا همه عناصر ماتریس بدون واحد اندازه‌گیری شوند. به عبارت دیگر، هزینه خانوار  $p$  در بعد  $z_j$  بر میانگین بعد  $z_j$  تقسیم و بنابراین، ماتریس جدید  $A_{n \times m}$  تشکیل می‌شود. در ماتریس  $A_{n \times m}$ ،  $(\mu_m, \dots, \mu_2, \mu_1)$  نشان دهنده میانگین گروه‌های کالایی  $z_j$  می‌باشند.

$$S_{n \times m} = \begin{bmatrix} \frac{S_{11}}{\mu_1} & \frac{S_{12}}{\mu_2} & \frac{S_{13}}{\mu_3} & \frac{S_{14}}{\mu_4} & \dots & \frac{S_{1m}}{\mu_m} \\ \frac{S_{21}}{\mu_1} & \frac{S_{22}}{\mu_2} & \frac{S_{23}}{\mu_3} & \frac{S_{24}}{\mu_4} & \dots & \frac{S_{2m}}{\mu_m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{S_{n1}}{\mu_1} & \frac{S_{n2}}{\mu_2} & \frac{S_{n3}}{\mu_3} & \frac{S_{n4}}{\mu_4} & \dots & \frac{S_{nm}}{\mu_m} \end{bmatrix} \xrightarrow[\mu_j]{\frac{S_{ij}=a_{ij}}{\mu_j}} A_{n \times m} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & \dots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & \dots & a_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & a_{n4} & \dots & a_{nm} \end{bmatrix}_{n \times m} \quad (12)$$

مرحله بعد محاسبه درجه برابری جامعه از ابعاد رفاهی است که در حقیقت یک سطح از دستاوردهای واحدهای آماری در هریک از بعدهای انتخاب شده، می‌باشد. درجه برابری در تمام ابعاد با استفاده از بردارهای ویژه<sup>۱</sup> در ماتریس هزینه‌های  $A_{n \times m}$  محاسبه می‌شود تعداد بردارهای ویژه ماتریس  $A_{n \times m}$  برابر با تعداد ابعاد رفاهی است.

از سویی دستاوردهای افراد در جامعه بنابر مفروضات شاخص‌های چندبُعدی (تک بُعدی) هیچگاه منفی نمی‌باشد؛ بنابراین بردار ویژه‌ای که هیچ یک از عناصرهای آن منفی و صفر نباشد، به عنوان برداری ویژه‌ای که درجه برابری دستاوردهای افراد جامعه را نشان می‌دهد، انتخاب می‌شود با توجه به بردار ویژه منتخب  $V$  و ماتریس  $A$  می‌توان مقدار دستاوردهای فرد  $p$  به صورت  $y_p = (AV)_p$  را به دست آورد که مجموع وزنی دستاوردهای افراد نسبت به متوسط جامعه را نشان می‌دهد.

۱. برای محاسبه بردارهای ویژه هر ماتریسی مانند  $A_{n \times m}$  کافی است، معادله مشخصه را تشکیل دهیم، آنگاه دترمینان معادله مشخصه را برابر صفر و ریشه‌های معادله مشخصه را محاسبه نموده و در نهایت با جایگذاری ریشه‌های معادله مشخصه در ماتریس مشخصه  $(A - \lambda I)$  بردارهای ویژه ماتریس  $A_{n \times m}$  محاسبه نماییم.

$$y_p = (Av)_p = \underbrace{\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & \dots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & \dots & a_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & a_{n4} & \dots & a_{nm} \end{bmatrix}}_{A_{n \times m}} \times \underbrace{\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_m \end{bmatrix}}_{(v)_{m \times 1}}$$

$$= \begin{bmatrix} (a_{11} \times x_1) + (a_{12} \times x_2) + \dots + (a_{1m} \times x_m) \\ (a_{21} \times x_1) + (a_{22} \times x_2) + \dots + (a_{2m} \times x_m) \\ \vdots \\ (a_{n1} \times x_1) + (a_{n2} \times x_2) + \dots + (a_{nm} \times x_m) \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^m x_j a_{1j} \\ \sum_{j=1}^m x_j a_{2j} \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^m x_j a_{in} \end{bmatrix}_{n \times 1} \quad (13)$$

برای محاسبه رتبه و جایگاه اجتماعی فرد  $p$ ، اطلاعات موجود در بردار  $y_p$  از صعودی به نزولی، مرتب و وزن برای فرد  $P$  براساس رتبه‌بندی در بردار  $y_p$  به صورت  $w_p = (2r_p - 1) / n^2$  محاسبه می‌شود؛ در این رابطه  $r_p$ ، نشان‌دهنده رتبه فرد  $P$  در بردار  $y_p$  و  $n^2$ ، مجذور حجم نمونه می‌باشد.

$$y_p = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} \rightarrow r_p = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_n \end{bmatrix}_{n \times 1} \Rightarrow w_p = \begin{bmatrix} w_1 = (2r_1 - 1) / n^2 \\ w_2 = (2r_2 - 1) / n^2 \\ \vdots \\ w_n = (2r_n - 1) / n^2 \end{bmatrix}_{n \times 1} \quad (14)$$

در نهایت با جای‌گذاری مقادیر محاسباتی در مراحل قبل مقدار ضریب جینی براساس رابطه (۱۵) محاسبه می‌شود:

$$G^*(S) = 1 - \left[ \sum_{p=1}^i ((2r_p - 1) / n^2) \right] \times y_p \quad (15)$$

در رابطه (۱۵)  $I_p$ : رتبه غیرافزایشی واحد مورد مطالعه در بردار  $(AV)_p = y_p$ ،  $n$ : حجم نمونه می‌باشد. براساس رابطه (۱۵)، می‌توان نتیجه گرفت که فرمول معرفی شده توسط اسپیس کومار بنرجی (۲۰۱۰) برای ضریب جینی چندبُعدی برابر با حاصل ضرب مجموع وزنی دستاوردهای افراد نسبت به متوسط جامعه در  $W_p$  می‌باشد.

هم چنین برای مقایسه روند ضریب جینی تک بُعدی (هزینه کل خانوار) با ضریب جینی چندبُعدی، مقدار نابرابری از رابطه  $G = 1 - \sum_{k=1}^{k=K} (x_k - x_{k-1})(y_k - y_{k-1})$  برآورد شده است که در آن  $x_k$  فراوانی نسبی تجمعی خانوارهای ردیف یا طبقه  $k$  و  $y_k$  فراوانی نسبی تجمعی هزینه خانوارهای همان ردیف یا طبقه می‌باشد. دامنه تغییرات شاخص فوق مانند سایر شاخص‌های نابرابری بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است.

### ۲-۳. جمع آوری و سازمان‌دهی اطلاعات

حساسیت نابرابری توزیع درآمد و فقر از بعد سیاست و اقتصاد کشورها، تلاش در دقت و اندازه‌گیری آن را ضروری کرده است. در سال‌های اخیر با استفاده از نرم‌افزارهای موجود، امکان دسترسی و پردازش ریز داده‌ها فراهم شده است. ریز داده‌ها نوعی داده مربوط به واحدهای اقتصادی (مانند خانوار یا شرکت) هستند، درحالی‌که کلان داده مربوط به گروه یا طبقه خاصی از واحدهای اقتصادی می‌باشد؛ بنابر این در صورت وجود ریز داده‌ها، کاربرد آن با سایر داده‌های آماری ترجیح داده می‌شود. ریز داده‌ها جدا از اینکه حاوی اطلاعات بیشتر هستند مشکلات هم افزایی کلان داده‌ها را نداشته و با برآورد مدل‌ها، رفتار بنگاه‌های اقتصادی را امکان‌پذیر می‌کند (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۷). مرکز آمار ایران از سال ۱۳۴۷ تقریباً هر سال مبادرت به جمع‌آوری اطلاعات هزینه و درآمد خانوار کرده و آن را با عنوان طرح هزینه و درآمد خانوار با حدود دو سال وقفه منتشر و از سال ۱۳۶۳ اطلاعات حاصل از نمونه برداری خانوار را به صورت اطلاعات خام یا ریز داده در رایانه ذخیره کرده است. در این پژوهش از ریز داده‌های مرکز آمار ایران از سال ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. به دلیل حجم زیاد داده‌ها، ارائه آن‌ها در این پژوهش امکان‌پذیر نمی‌باشد. تعداد خانوارهای نمونه برداری شده در طرح درآمد و هزینه در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۰ در جدول ۱ خلاصه شده است:

جدول ۱. حجم نمونه به تفکیک مناطق شهری و روستایی ۱۳۶۳-۱۴۰۰

سال	شهری	روستایی	سال	شهری	روستایی	سال	شهری	روستایی
۱۳۶۳	۱۴۷۲۸	۱۲۴۲۰	۱۳۷۶	۱۰۹۶۸	۱۰۹۸۲	۱۳۸۹	۱۸۷۰۱	۱۹۵۸۴
۱۳۶۴	۱۳۹۷۶	۱۳۵۸۷	۱۳۷۷	۸۲۸۶	۸۳۱۸	۱۳۹۰	۱۸۷۳۷	۱۹۷۸۶
۱۳۶۵	۲۷۴۵	۲۹۴۴	۱۳۷۸	۱۲۷۳۱	۱۴۷۳۳	۱۳۹۱	۱۸۵۳۷	۱۹۶۵۸
۱۳۶۶	۲۷۴۸	۳۰۱۸	۱۳۷۹	۱۲۳۲۰	۱۴۶۲۱	۱۳۹۲	۱۸۸۱۰	۱۹۴۳۶
۱۳۶۷	۳۹۸۷	۴۳۳۱	۱۳۸۰	۱۲۳۳۷	۱۴۶۲۴	۱۳۹۳	۱۸۸۸۵	۱۹۳۹۰
۱۳۶۸	۵۴۹۲	۶۰۲۸	۱۳۸۱	۱۵۱۱۴	۱۷۰۳۸	۱۳۹۴	۱۸۸۷۱	۱۹۳۸۱
۱۳۶۹	۹۰۹۵	۹۳۴۷	۱۳۸۲	۱۰۹۵۹	۱۲۱۷۵	۱۳۹۵	۱۸۸۰۹	۱۹۳۳۷
۱۳۷۰	۹۱۶۸	۹۵۰۴	۱۳۸۳	۱۲۶۱۰	۱۳۷۱۹	۱۳۹۶	۱۸۷۰۱	۱۹۲۶۱
۱۳۷۱	۹۴۲۱	۹۲۵۰	۱۳۸۴	۱۲۹۲۷	۱۳۹۷۰	۱۳۹۷	۲۰۲۵۰	۱۸۶۱۰
۱۳۷۲	۲۳۲۴	۵۲۹۴	۱۳۸۵	۱۴۱۷۵	۱۶۷۳۵	۱۳۹۸	۱۹۸۹۸	۱۸۴۳۰
۱۳۷۳	۱۲۱۱۶	۷۷۹۳	۱۳۸۶	۱۵۰۱۸	۱۶۲۶۵	۱۳۹۹	۱۹۳۰۶	۱۸۲۵۱
۱۳۷۴	۲۰۱۹۶	۱۶۳۹۵	۱۳۸۷	۱۹۲۸۱	۱۹۷۰۷	۱۴۰۰	۱۹۶۱۹	۱۸۳۷۱
۱۳۷۵	۱۰۹۷۷	۱۰۹۸۷	۱۳۸۸	۱۸۶۶۵	۱۸۲۰۳	۱۴۰۱	...	...

منبع: مرکز آمار ایران ریز داده‌های بودجه خانوار (۱۳۶۳-۱۴۰۰)

این مرکز از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۲ اطلاعات مربوط به هزینه درآمد خانوار در ۴ بخش کلی شامل خصوصیات اجتماعی، مشخصات مسکن، هزینه‌های خانوار در ۹ گروه کالایی و سرمایه‌گذاری را ارائه کرده است. لازم به یادآوری است هزینه‌های خوراکی خانوار از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۸ به صورت روزانه و در برخی کالاهای خوراکی ماهانه بوده است. از آن زمان تاکنون هزینه این بخش تنها به صورت ماهانه توسط این مرکز گزارش شده است. هم چنین از سال ۱۳۸۳ تاکنون به دلیل برخی از سیاست‌گذاری‌های این مرکز، تفکیک بخش‌های هزینه مربوط نوشیدنی‌ها، دخانی و غذاهای آماده از بخش هزینه‌های خوراکی و هم چنین تفکیک بخش حمل‌ونقل از گروه ارتباطات بخش هزینه‌های خانوار از ۹ به ۱۲ گروه افزایش یافته و به صورت ماهانه یا سالانه ارائه شده است.

در این پژوهش واحد مورد مطالعه خانوار می‌باشد. داده‌های خام خانوار جهت استفاده نیاز به طی فرایند داده کاوی از قبیل تجمیع گروه‌ها (نوشیدنی و دخانی، غذاهای آماده با گروه هزینه‌های خوراکی و گروه ارتباطات با حمل‌ونقل)، استخراج داده‌ها مربوط به هر کد خانوار، تبدیل داده‌های ماهانه، روزانه به ترتیب با ضرب در ۳۶۵ و ۱۲ به سالانه، نرمال سازی، تحلیل همبستگی داده‌ها و ... دارد، که در این پژوهش توسط نرم افزارهای Excel 2013، SQL2020، Eviews10، R، Studio2020 انجام خواهد پذیرفت. هم چنین در این مطالعه برای برآورد نابرابری چندبعدی از داده‌های ۹ بعد رفاهی خانوار: شامل هزینه‌های خوراکی، پوشاک، مسکن، آموزش (هزینه‌های اصلی آموزش)، بهداشت، حمل‌ونقل و ارتباطات، خدمات، تفریحات و سرگرمی و متفرقه استفاده



می‌شود. لازم به یادآوری است به دلیل هم جنسی داده‌ها در گروه‌های کالایی از نرمال سازی داده‌ها خودداری می‌شود.

#### ۴. برآورد ضریب جینی چند بُعدی در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی

یکی از مهم‌ترین نکاتی که در خصوص برآورد شاخص‌های نابرابری چندبُعدی باید در نظر گرفت، همبستگی بین ابعاد رفاهی می‌باشد؛ زیرا در صورت عدم وجود همبستگی در بین ابعاد رفاهی، استفاده از شاخص نابرابری چندبُعدی ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. (نیلسون، ۲۰۰۹) نتایج بررسی همبستگی برای گروه ۹ گانه کالایی در ایران براساس آزمون همبستگی پیرسون به همراه فهرست گروه‌های کالایی در پیوست مقاله ارائه شده است. مقدار ضریب ۱ نشان دهنده وابستگی کامل مثبت و ۱- وابستگی معکوس بوده و اگر گروه‌های کالایی مستقل باشند، مقدار ضریب همبستگی صفر می‌باشد.

به‌طور کلی نتایج آزمون همبستگی بین ابعاد حاکی از آن است که هر جفت از ابعاد رفاهی دارای همبستگی مثبت هستند، از این رو، با وجود ضرایب همبستگی مثبت و حتی در برخی موارد ضرایب همبستگی مثبت پایین بین ابعاد رفاهی، استفاده از شاخص نابرابری چندبُعدی اطمینان بخش می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بیشترین ارتباط همبستگی بین مخارج حمل‌ونقل و ارتباطات با مخارج خوراکی و سپس خوراک و مسکن وجود دارد و هر سه، با مخارج آموزش و بهداشت همبستگی متوسطی دارند؛ این نشان‌دهنده اهمیت روزافزون مسکن و حمل‌ونقل و ارتباطات در تعیین آموزش و بهداشت می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد ضریب جینی چندبُعدی و تک بُعدی در مناطق شهری، روستایی و کشوری در جدول ۲ خلاصه شده است.

جدول ۲. جینی چندبُعدی و تک بُعدی در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی

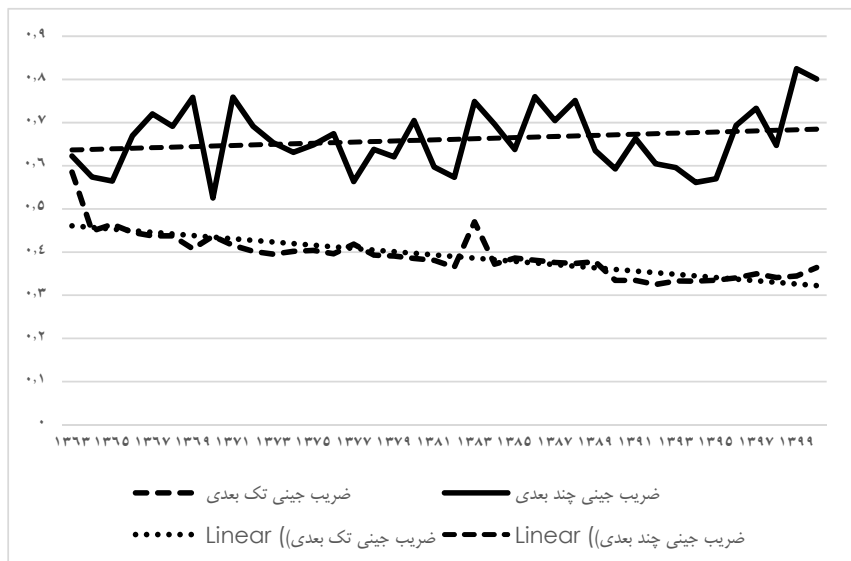
سال	ضریب جینی چندبُعدی			ضریب جینی تک بُعدی		
	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی
۱۳۶۳	۰/۶۲۲۵	۰/۵۹۲۹	۰/۶۸۹۲	۰/۵۸۵۱	۰/۴۷۳۹	۰/۴۱۹۰
۱۳۶۴	۰/۵۷۲۸	۰/۵۵۹۵	۰/۶۲۰۹	۰/۴۴۸۸	۰/۴۸۶۴	۰/۴۱۲۱
۱۳۶۵	۰/۵۶۴۷	۰/۵۵۲۸	۰/۶۴۳۸	۰/۴۶۴۳	۰/۴۲۶۴	۰/۴۵۳۰
۱۳۶۶	۰/۶۶۹۷	۰/۶۹۹۸	۰/۵۶۳۰	۰/۴۴۵۷	۰/۴۳۵۶	۰/۴۰۲۸
۱۳۶۷	۰/۷۲۰۰	۰/۷۲۴۸	۰/۷۰۶۹	۰/۴۳۷۵	۰/۴۱۶۴	۰/۳۹۴۲
۱۳۶۸	۰/۶۹۱۵	۰/۶۴۹۸	۰/۷۴۰۰	۰/۴۳۷۴	۰/۴۱۸۶	۰/۴۰۱۲
۱۳۶۹	۰/۷۵۸۶	۰/۷۵۷۹	۰/۶۵۸۳	۰/۴۰۷۴	۰/۳۷۲۹	۰/۴۳۲۹
۱۳۷۰	۰/۵۲۵۴	۰/۴۵۵۷	۰/۷۵۲۵	۰/۴۳۶۹	۰/۳۹۵۰	۰/۴۳۶۸
۱۳۷۱	۰/۷۵۹۰	۰/۷۶۳۶	۰/۶۷۱۷	۰/۴۱۵۷	۰/۳۸۱۳	۰/۴۱۵۷

سال	ضریب جینی چندبعدی			ضریب جینی تکبعدی		
	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی
۱۳۷۲	۰/۶۹۱۶	۰/۶۱۲۸	۰/۷۴۷۸	۰/۴۰۱۷	۰/۳۷۲۴	۰/۴۱۴۱
۱۳۷۳	۰/۶۵۲۴	۰/۶۶۱۳	۰/۶۶۶۱	۰/۳۹۴۹	۰/۳۶۳۲	۰/۴۰۸۵
۱۳۷۴	۰/۶۳۱۲	۰/۶۰۱۲	۰/۶۸۹۰	۰/۴۰۱۸	۰/۳۷۰۴	۰/۴۲۴۰
۱۳۷۵	۰/۶۴۸۶	۰/۵۸۵۳	۰/۷۲۵۲	۰/۴۰۳۶	۰/۳۷۲۴	۰/۴۰۲۴
۱۳۷۶	۰/۶۷۴۱	۰/۶۵۵۶	۰/۶۹۲۰	۰/۳۹۶۱	۰/۳۵۹۷	۰/۴۰۳۶
۱۳۷۷	۰/۵۶۳۴	۰/۵۲۸۲	۰/۵۸۷۰	۰/۴۱۸۴	۰/۳۵۹۱	۰/۴۱۸۴
۱۳۷۸	۰/۶۳۷۸	۰/۶۰۱۹	۰/۶۴۰۹	۰/۳۹۲۸	۰/۳۵۸۹	۰/۴۰۳۲
۱۳۷۹	۰/۶۲۰۸	۰/۵۹۶۴	۰/۶۵۹۰	۰/۳۹۰۸	۰/۳۶۰۷	۰/۳۹۷۹
۱۳۸۰	۰/۷۰۴۹	۰/۷۲۱۰	۰/۶۸۰۶	۰/۳۸۵۲	۰/۳۵۹۸	۰/۳۸۳۰
۱۳۸۱	۰/۵۹۷۱	۰/۵۶۶۰	۰/۶۲۰۷	۰/۳۸۰۷	۰/۳۵۵۲	۰/۳۸۲۱
۱۳۸۲	۰/۵۷۳۳	۰/۵۵۸۷	۰/۵۵۲۰	۰/۳۶۵۳	۰/۳۶۰۴	۰/۳۶۰۲
۱۳۸۳	۰/۷۴۸۷	۰/۷۶۳۱	۰/۷۳۱۳	۰/۴۶۹۹	۰/۴۳۰۹	۰/۴۵۵۶
۱۳۸۴	۰/۶۹۶۵	۰/۷۳۹۱	۰/۷۱۷۸	۰/۳۷۱۹	۰/۳۴۷۴	۰/۳۷۴۱
۱۳۸۵	۰/۶۳۷۸	۰/۶۹۰۹	۰/۶۹۱۸	۰/۳۸۶۱	۰/۳۵۹۱	۰/۳۸۷۷
۱۳۸۶	۰/۷۵۹۹	۰/۷۹۰۵	۰/۶۶۱۰	۰/۳۸۱۱	۰/۳۵۶۳	۰/۳۷۵۳
۱۳۸۷	۰/۷۰۴۸	۰/۷۲۰۱	۰/۷۰۶۷	۰/۳۷۵۷	۰/۳۴۵۹	۰/۳۷۲۳
۱۳۸۸	۰/۷۵۱۱	۰/۷۷۹۶	۰/۷۸۰۵	۰/۳۷۳۹	۰/۳۴۵۸	۰/۳۸۰۶
۱۳۸۹	۰/۶۳۵۱	۰/۶۴۶۷	۰/۷۰۰۱	۰/۳۷۷۶	۰/۳۵۴۱	۰/۳۷۳۳
۱۳۹۰	۰/۵۹۲۹	۰/۵۴۶۹	۰/۶۵۲۹	۰/۳۳۴۲	۰/۳۱۳۳	۰/۳۲۹۵
۱۳۹۱	۰/۶۶۳۲	۰/۵۹۸۳	۰/۷۳۰۶	۰/۳۳۴۳	۰/۳۱۳۶	۰/۳۳۴۲
۱۳۹۲	۰/۶۰۴۸	۰/۵۶۵۴	۰/۶۶۲۱	۰/۳۳۴۸	۰/۳۱۳۶	۰/۳۱۸۵
۱۳۹۳	۰/۵۹۵۷	۰/۵۵۸۰	۰/۶۴۰۱	۰/۳۳۲۸	۰/۳۱۳۹	۰/۳۲۸۵
۱۳۹۴	۰/۵۶۱۵	۰/۵۳۰۴	۰/۷۳۷۹	۰/۳۳۲۶	۰/۳۱۶۱	۰/۳۲۱۵
۱۳۹۵	۰/۵۶۹۷	۰/۵۸۹۹	۰/۵۳۸۲	۰/۳۳۴۷	۰/۳۱۹۷	۰/۳۱۵۹
۱۳۹۶	۰/۶۹۳۷	۰/۶۶۴۸	۰/۷۴۲۲	۰/۳۴۰۲	۰/۳۲۲۰	۰/۳۲۵۴
۱۳۹۷	۰/۷۳۳۰	۰/۷۱۷۴	۰/۶۷۰۶	۰/۳۴۹۸	۰/۳۳۵۱	۰/۳۳۴۶
۱۳۹۸	۰/۶۴۷۱	۰/۵۷۰۷	۰/۷۵۰۰	۰/۳۴۱۰	۰/۳۲۴۵	۰/۳۲۹۴
۱۳۹۹	۰/۸۲۴۷	۰/۸۲۹۹	۰/۷۷۰۱	۰/۳۴۴۳	۰/۳۳۱۶	۰/۳۲۶۵
۱۴۰۰	۰/۷۸۴۳	۰/۷۶۴۵	۰/۸۶۵۰	۰/۳۴۵۶	۰/۳۲۹۶	۰/۳۳۴۶

منبع: با استفاده از ریزداده‌های بودجه خانوار در سال‌های (۱۳۶۳-۱۳۹۹) در نرم‌افزارهای R Studio 2022 و Excel 2013 برآورده شده است.

نتایج حاصل از برآورد ضریب جینی تکبعدی در جدول ۲ نشان می‌دهد که روند کلی ضریب جینی تکبعدی در ۳۸ سال مورد بررسی نابرابری کاهش داشته، به عبارت دیگر توزیع

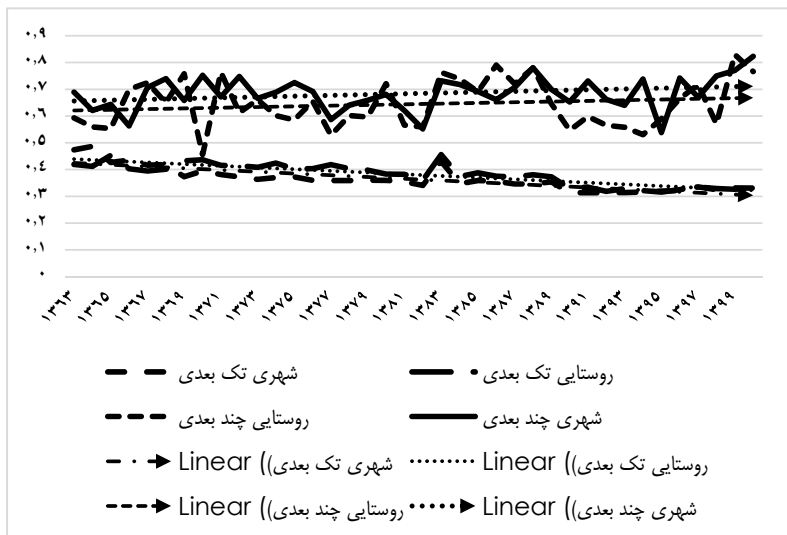
درآمد بهبود یافته است. بر مبنای نتایج به دست آمده میزان نابرابری در دهه ۶۰ هیچ گاه از ۰/۴ کم تر نبوده و در دهه ۷۰ و ۸۰ به طور تقریبی این شاخص دارای روند یکسان و در محدوده ۰/۳۷ تا ۰/۴ در نوسان بوده است. در اواخر دهه هشتاد و اوایل دهه ۹۰ در اثر تعدیل قیمت انرژی و رکود اقتصادی (افت درآمد و در نتیجه هزینه) دو بُعد توزیع به هم نزدیک شده و ضریب جینی کاهش یافته و برای اولین بار در طول دوره ۳۸ ساله مورد مطالعه به زیر ۰/۴ رسیده است. از سوی دیگر نتایج ضریب جینی چندبُعدی ارائه شده در جدول ۲ و نمودار ۱ برخلاف ضریب جینی تک بُعدی با نوسانات قابل توجه همراه بوده و در دوره مورد مطالعه ۱۳۶۳-۱۴۰۰ یک روند باثبات داشته و با نرخ ملایمی افزایش یافته، به طوری که میزان نابرابری چندبُعدی در سال های دهه ۶۰ هم زمان با سال های جنگ تحمیلی ۶۲/۲۵ درصد به ۷۵/۸۶ درصد رسیده و در سال های دهه ۷۰ و ۸۰ همانند شاخص جینی تک بُعدی به طور تقریبی دارای روند یکسان بوده است. همچنین در اواخر دهه، ۹۰ با کاهش نسبی درآمدهای نفتی به واسطه تحریم های بین المللی که کسب و کار خرد اکثریت مردم را شدیدتر از هر دوره دیگری تحت تأثیر قرار داده و هم زمان با آغاز همه گیری کووید ۱۹ میزان نابرابری چندبُعدی به بیش از ۷۹ درصد، معادل ۸۲/۴۷ درصد و در سال ۱۴۰۰ با کاهش بیش از ۴ درصد به ۷۸/۴۳ درصد رسیده است.



منبع: جدول ۲

نمودار ۱. ضریب جینی چند بُعدی و تک بُعدی در کشور (۱۳۶۳-۱۴۰۰)

هم چنین نتایج جدول ۲ و نمودار ۲ نشان می‌دهد که نابرابری تک‌بعدی در مناطق شهری و روستایی و در این دوره کاهش یافته، به طوری که تا سال ۱۳۸۷ میزان نابرابری در مناطق روستایی همواره از مناطق شهری بیشتر بوده است، از سال ۱۳۸۷ به بعد، شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی کاهش یافته است. همچنین در سال پایانی دوره مطالعه میزان نابرابری تک‌بعدی با وجود کاهش میزان تولید ناخالص داخلی کشور در مناطق شهری نسبت به سال قبل، به دلیل افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و برابری در فقیرتر شدن قشر فقیر و غنی، کاهش یافته است. این در حالی است که وضع توزیع درآمد در مناطق روستایی به دلیل رشد منفی بخش کشاورزی نابرابرتر شده است. از سوئی شاخص ضریب جینی چندبعدی نیز در مناطق شهری و مناطق روستایی با افزایش مواجه بوده و این افزایش در میان روستاییان شدت کمتری داشته است، به طوری که شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی از ۶۸/۹۲ درصد به ۸۶/۵۰ درصد و در مناطق شهری از ۵۹/۲۹ درصد به ۷۶/۴۵ درصد افزایش یافته است. به عبارتی در مناطق شهری، نوسان بیشتر از مناطق روستایی بوده است، ولی همچنان شاخص نابرابری با افزایش همراه می‌باشد. لازم به یادآوری است که شاخص نابرابری چندبعدی علاوه بر بعد پولی، تحت تأثیر ابعاد غیرپولی مثل مسکن، آموزش، پوشاک و ... نیز می‌باشد؛ همچنین انتظار می‌رود در شهرها که امکان دسترسی بیشتر به این ابعاد وجود داشته است، تغییرات در میزان دسترسی بیشتر از مناطق روستایی باشد. در این صورت در مناطق شهری، میزان مخارج موردنیاز، از اهمیت بیشتری درمقایسه با روستاها برخوردار بوده و به نوعی شاخص نابرابری چندبعدی روستایی را رهبری می‌کند بنابراین، به دلیل اهمیت بیشتر بعد مخارج در مناطق شهری و ماهیت نوسانی مخارج (که تحت تأثیر قیمت‌های به شدت متغیر ایران)، نوسان شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری بیشتر است.



منبع: جدول ۲

نمودار ۲. شاخص نابرابری چندبُعدی و تک بُعدی در مناطق شهری و روستایی (۱۳۶۳-۱۴۰۰)

## ۵. جمع بندی و نتیجه گیری

در این مطالعه با در نظر داشتن ابعاد رفاهی خانوار در ۹ گروه کالایی که از سال ۱۳۶۳ توسط مرکز آمار ایران منتشر شده؛ شاخص نابرابری ضریب جینی چندبُعدی و هم چنین ضریب جینی تک بُعدی (هزینه کل خانوار) برای سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۰ محاسبه شده است. تاکنون هیچ مطالعه داخلی با استفاده از این شاخص و ابعاد رفاهی نه گانه نابرابری را برآورد نکرده است. همان‌طور که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، ضریب جینی تک بُعدی تنها براساس توزیع هزینه کل خانوار حاصل می‌شود، درحالی‌که ضریب جینی چند بُعدی براساس نابرابری توزیع به تفکیک ابعاد گوناگون محاسبه می‌گردد. افزون براین، در ضریب جینی چند بُعدی، هم به نابرابری در هر یک از ابعاد، هم به سهم ابعاد در سبد خانوار و هم چنین به شدت وابستگی بین ابعاد توجه می‌شود؛ بنابراین سطح و روند نابرابری چند بُعدی به واقعیت و رفاه اجتماعی برای تصمیم‌گیری نزدیک‌تر است. براساس نتایج حاصل در دوره ۱۳۶۳-۱۴۰۰، سطح نابرابری چندبُعدی همواره بالاتر از سطح نابرابری تک بُعدی قرار داشته است. اگرچه روند نابرابری تک بُعدی کاهش ناچیزی داشته، ولی روند نابرابری چند بُعدی با اختلاف قابل توجه و با افزایش همراه بوده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نابرابری تنها وابسته به درآمدهای پولی خانوارها

نیست. بلکه تحت تأثیر وضعیت برخورداری از هر یک از ابعاد مانند آموزش، مسکن و میزان تسهیلات و امکانات رفاهی خانوارها نیز قرار دارد. شواهد نابرابری در جامعه با روند و تغییرات نابرابری چند بعدی تطابق بیشتری دارد.

یافته‌های این مطالعه با مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه، همانند مطالعات راغفر و همکاران (۱۳۹۷) و حینیفی و همکاران (۱۴۰۰)، به دلیل ناهمسان بودن ابعاد رفاهی و تفاوت شاخص برآوردی قابل مقایسه نمی‌باشد. هم چنین تاکنون در مطالعات خارجی شاخص ضریب جینی چند بعدی با جامعیت ابعاد فوق محاسبه نشده است.

## پیوست

جدول. ضریب همبستگی بین کل ابعاد رفاه در ایران

ابعاد رفاهی	خوراک	پوشاک	مسکن	خدمات	بهداشت	تفریحات و سرگرمی	آموزش	حمل و نقل و ارتباطات	سایر
خوراک	۱/۰۰۰	۰/۴۴۱	۰/۴۸۳	۰/۲۶۴	۰/۲۰۴	۰/۲۸۵	۰/۲۱۹	۰/۵۶۳ <sup>**</sup>	۰/۴۹۲
پوشاک		۱/۰۰۰	۰/۲۳۵	۰/۲۲۵	۰/۱۳۳	۰/۲۱۱	۰/۱۷۵	۰/۳۵۶	۰/۳۶۸
مسکن			۱/۰۰۰	۰/۱۵۳	۰/۱۹۸	۰/۱۲۸	۰/۲۷۹	۰/۴۷۸	۰/۳۵۲
خدمات				۱/۰۰۰	۰/۰۷۹	۰/۰۸۲	۰/۰۷۸	۰/۲۰۲	۰/۲۲۶
بهداشت					۱/۰۰۰	۰/۰۶۳	۰/۰۹۶	۰/۲۵۱	۰/۱۵۱
تفریحات و سرگرمی						۱/۰۰۰	۰/۱۲۳	۰/۱۶۸	۰/۲۷۳
آموزش							۱/۰۰۰	۰/۲۹۶	۰/۱۷۴
حمل و نقل و ارتباطات								۱/۰۰۰	۰/۳۹۹
سایر									۱/۰۰۰

منبع: با استفاده از ریز داده‌های بودجه خانوار در ۹ گروه کالایی در سال‌های (۱۳۶۳-۱۴۰۰) در نرم‌افزار E views 10 برآورده شده است.

## منابع

۱. ابونوری، اسمعیل و اسانودی، اسماعیل (۱۳۸۴). برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریز داده‌ها در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۴۰(۴)، ۱۷۱-۲۱۰.
۲. حنیفی، عادل؛ خداداد کاشی، فرهاد و موسوی جهرمی، یگانه (۱۴۰۰). اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی به تفکیک مناطق شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۶۳. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹۷(۴۳)، ۱۲-۴۷.
۳. راغفر، حسین؛ صفرزاده، اسماعیل و علی‌اکبری سلامی، فهیمه (۱۳۹۷). اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری ایران ۱۳۹۲-۱۳۶۸. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)، ۱۸(۱)، ۱۲۷-۱۵۴.
۴. شرافت جهرمی، محمدناصر و نگین‌تاجی، زریب (۱۳۸۹). تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. اقتصاد و الگو سازی، ۱(۲)، ۱-۲۹.
۵. محمودزاده، محمود و علمی، سیامک (۱۳۹۱). نابرابری و رشد اقتصادی در استان‌های کشور. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰(۶۴)، ۱۳۱-۱۴۸.
۶. مفتخری، علی؛ جعفری، محمد؛ ابونوری، اسمعیل و نادمی، یونس (۱۴۰۱). بررسی اثرات غیرخطی نابرابری توزیع درآمد بر فرار مغزها در کشورهای درحال توسعه. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲۲(۲)، ۱۵۷-۱۸۴.
۷. مهرگان، نادر؛ عباسیان، عزت‌اله و اردلان، بهرام (۱۳۹۳). تجزیه چندگانه نابرابری درآمد در ایران با رویکردی به ضریب جینی تعمیم یافته. فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهراء (س)، ۲(۲)، ۶۱-۸۹.
۸. یزدانی بروجنی، فرشید (۱۳۸۴). نگاهی به جهانی شدن و نابرابری با تأکید بر ایران. رفاه اجتماعی، ۵(۱۸)، ۲۰۱-۲۲۲.
9. Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multidimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, 49, 183-201
10. Atkinson, A. B., Cantillon, B., Marlier, E., & Nolan, B. (2002). Social indicators. The EU and social inclusion. Oxford: Oxford University Press.
11. Banerjee, A. K. (2010). A multidimensional Gini index. *Mathematical Social Sciences*, 60(2), 87-93.
12. Banerjee, A. K. (2019). Economic properties of statistical indices: the case of a multidimensional Gini index. *Journal of Quantitative Economics*, 17, 41-56.
13. Blackbory, C., & Donaldson, D. (1978). Measures of relative inequality and their meaning in terms of social.



14. Boland, P. J., & Proschan, F. (1988). Multivariate arrangement increasing functions with applications in probability and statistics. *Journal of multivariate analysis*, 25(2), 286-298.
15. Bourguignon, F. (1999). Comment on 'multidimensioned approaches to welfare analysis', in (E. Maasoumi and J. Silber, eds.), *Handbook of Income Inequality Measurement*, London: Kluwer Academic, 437-450.
16. Bui, T. K. T., & Erreygers, G. (2020). Multidimensional Inequality in Vietnam, 2002–2012. *Economies*, 8(2), 29-38.
17. Chakravarty, S. R., & Lugo, M. A. (2019). Multidimensional indicators of inequality and poverty. *Poverty, Social Exclusion and Stochastic Dominance*, 223-259.
18. Cummins, R. A. (1996). Domains of life satisfaction: An attempt to order chaos. *Social Indicators Research*, 38(3), 303–328.
19. Decancq, K., & Lugo, M. A. (2012). Inequality of well-being: A multidimensional approach. *Economica*, 79, 721–746
20. Decancq, K., & Lugo, M. A. (2009). Measuring well being inequality with a multidimensional Gini index, 60-71.
21. Doyal, L., & Gough, I. (1991). *A theory of human need*. Basinkstoke: Macmillan.
22. Khan, A. U., Saboor, A., & Shah, A. H. (2021). Dynamics of Multidimensional Inequality across Different Occupations in Pakistan. *Social Indicators Research*, 153(1), 93-109.
23. Kolm, S-C. (1977). Multidimensional egalitarianism. *Journal of multivariate Analysis*, 60(5), 252- 276.
24. Li, Y., & Wei, Y. D. (2014). Multidimensional Inequalities in Health Care Distribution in Provincial China: A Case Study of Henan Province. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie*, 105(1), 91-106.
25. Lugo, M. A. (2007). Comparing multidimensional indices of inequality: Methods and application. In *Inequality and Poverty*, Emerald Group Publishing Limited. Vol. 14, 213-236.
26. Maasoumi, E. (1986). The measurement and decomposition of multidimensional inequality, *Economica*, 54(1), 991–998.
27. Nilsson, T. (2010). Health, wealth and wisdom: Exploring multidimensional inequality in a developing country. *Social indicators research*, 95(2): 299-323.
28. Nussbaum, M. C. (2000). *Women and human development: The capabilities approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
29. Parente, F. (2019). A multidimensional analysis of the EU regional inequalities. *Social Indicators Research*, 143(3), 1017-1044.
30. Pinar, M. (2019). Multidimensional well-being and inequality across the European regions with alternative interactions between the well-being dimensions. *Social Indicators Research*, 144(1), 31-72.
31. Ramsay, M. (1992). *Human needs and the market*. Aldershot: Avebury

32. Ravallion, M. (1996). Issues in measuring and modeling poverty. *Economic Journal*, 106, 1328–1343.
33. Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Cambridge: Harvard University Press.
34. Sen, A. K. (1985). *Commodities and capabilities*. Amsterdam: North-Holland
35. Sen, A. K. (1993). In M. Nussbaum (Ed.), *the quality of life*. Oxford: Clarendon Press.
36. Stewart, F. (1985). *Basic needs in developing countries*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
37. Stiglitz, J., Sen, A. K., & Fitoussi, J. P. (2009). Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress. [www.stiglitz-sen-fitoussi.fr](http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr).
38. Streeten, P. (1981). *First things first: Meeting basic human needs in developing countries*. New York, Oxford: Oxford University Press.
39. Thorbecke, E. (2008). Multidimensional poverty: Conceptual and measurement issue. In N. Kakwani & J. Silber (Eds.), *The many dimensions of poverty* (pp. 3–20). New York: Palgrave Macmillan.
40. Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standards of living*. Harmondsworth: Penguin Books.
41. Tsui, K.-Y. (1995). Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: The Atkinson-Kolm-Sen approach. *Journal of Economic Theory*, 67, 251–265.
42. Tsui, K.-Y. (1999). Multidimensional inequality and multidimensional generalised entropy measures: Anaxiomatic derivation. *Social Choice and Welfare*, 16(1), 145–157.
43. Zheng, B. (2007). Unit-consistent decomposable inequality measures. *Economica*, 74 (293), 97-111.



انشارات دانشگاه تهران

# تحقیقات اقتصادی

شماره الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸

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

## ارزیابی اثرات تشکیل مرکز لجستیک در استان اصفهان بر اقتصاد منطقه‌ای مبتنی بر مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه‌ای

اعظم جلائی پیکانی<sup>۱</sup>، نعمت الله اکبری<sup>۲</sup>، بابک صفاری<sup>۳</sup> 

۱. گروه اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، [Jalaei.azam@gmail.com](mailto:Jalaei.azam@gmail.com)

۲. گروه اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، [n\\_akbari@ase.ui.ac.ir](mailto:n_akbari@ase.ui.ac.ir)

۳. گروه اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، [b\\_saffari@ase.ui.ac.ir](mailto:b_saffari@ase.ui.ac.ir)

### اطلاعات مقاله

### چکیده

#### نوع مقاله:

علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۰۲

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۳/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۱۱

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۵/۲۰

#### کلیدواژه‌ها:

تئوری جغرافیای اقتصادی

جدید، لجستیک، مدل CGE

دو منطقه‌ای، مرکز لجستیک

طبقه‌بندی JEL:

R13, O18, E60, D58

پژوهش حاضر به ارزیابی اثرات اقتصادی ایجاد شده در استان اصفهان ناشی از تشکیل مرکز لجستیک در این استان پرداخته است.

در این راستا با طراحی و ساخت یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) دو منطقه‌ای (استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی)، اثرات اقتصادی ناشی از کاهش هزینه حمل و نقل (هزینه لجستیکی) در نتیجه اعمال این سیاست لجستیکی بر این استان تحت دو سناریو مورد ارزیابی قرار گرفته است. در این مدل که به‌طور گسترده‌ای بر تئوری جغرافیای اقتصادی جدید (NEG) مبتنی می‌باشد، ۳ فرض بنیادی: ۱- هزینه حمل و نقل از نوع کوه یخ؛ ۲- تابع مطلوبیت از نوع دیگزیت-استیگلیتز (۱۹۷۷) و ۳- تابع تولید بخش صنایع کارخانه‌ای با تکنولوژی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس لحاظ شده است. پایگاه داده اصلی مورد استفاده در برآورد این مدل، ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) دو منطقه‌ای حاصل از تعدیل جدول داده - ستانده دو منطقه‌ای بوده که با روش ترکیبی جدید CHARM-RAS محاسبه شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش حاکی از آن است که تحت هر دو سناریوی مورد بررسی، ایجاد مرکز لجستیک در این استان، منجر به تجمع بنگاه‌ها، افزایش اشتغال، تولید ناخالص کل و بهره‌وری نیروی کار می‌شود. درصد افزایش در اشتغال استان، تحت سناریوی اول (کاهش ۱۰ درصدی هزینه حمل و نقل) برابر با ۱/۷ درصد و تحت سناریوی دوم (کاهش ۳۰ درصدی هزینه حمل و نقل) برابر با ۳/۱ درصد و درصد افزایش در تولید ناخالص کل استان، تحت سناریوی اول برابر با ۲/۳ درصد و تحت سناریوی دوم برابر با ۴/۲ درصد می‌باشد؛ بنابراین اعمال این سیاست لجستیکی تأثیر اقتصادی مثبتی بر منطقه بدون در نظر گرفتن اثرات زیست‌محیطی این گونه تجمع‌ها دارد.

جلائی پیکانی، اعظم؛ اکبری، نعمت‌الله و صفاری، بابک (۱۴۰۲). ارزیابی اثرات تشکیل مرکز لجستیک در استان اصفهان بر اقتصاد منطقه‌ای مبتنی بر مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه‌ای. تحقیقات اقتصادی، ۱۵۸(۱)، ۲۵-۵۹.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: 10.22059/JTE.2023.93449

## ۱- مقدمه

بهبود و ارتقای عملکرد لجستیک به عنوان یکی از اهداف مهم توسعه در سال‌های اخیر مطرح شده است. نتایج بررسی‌های بانک جهانی طی سال‌های ۲۰۰۷، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۲ حکایت از آن دارد که از میان کشورهای با درآمد سرانه همسطح، کشورهایی که عملکرد لجستیکی بهتری داشته‌اند، از یک درصد رشد بیشتر در تولید ناخالص داخلی و دو درصد رشد بیشتر در تجارت برخوردار بوده‌اند. یکی از راه‌حلهایی که از دهه ۱۹۶۰ ابتدا در آمریکا و سپس در اروپا به منظور افزایش بهره‌وری در زنجیره تأمین و کاهش هزینه‌های لجستیک ارائه شده و به سرعت جایگاه ویژه‌ای در مدیریت زنجیره تأمین پیدا کرده، ایجاد مراکز لجستیک بوده است (یویانیک، توزکایا و اگوزتیمور<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸؛ بالیس و ماوروتاس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷). اگرچه هنوز در خصوص مفهوم مرکز لجستیک نظر مشترکی در ادبیات وجود ندارد، اما یک تعریف گسترده از این مفهوم آن است که به مراکز یکپارچه‌ای گفته می‌شود که در آنها، جمع‌آوری کالا از مبادی مختلف، ذخیره‌سازی آنها، انتقال بین انواع روش‌های حمل<sup>۳</sup> و توزیع کالاها در مقاصد مختلف انجام می‌گیرد (باری<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳؛ لیو، گائو و زائو<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲؛ جرگنسن<sup>۶</sup>، ۲۰۰۷). این مراکز با ایجاد تمرکز (در فعالیت‌های مرتبط با تجمیع و توزیع در یک محل و ایجاد صرفه‌های ناشی از مقیاس<sup>۷</sup>)، صرفه‌های ناشی از مسافت<sup>۸</sup> و تراکم<sup>۹</sup> در حمل‌ونقل و ارائه تخصصی خدمات با کیفیت بالا می‌توانند به کاهش هزینه‌های کلی لجستیک (هزینه‌های حمل‌ونقل، انبارداری، کنترل و جابه‌جایی) و در نتیجه، ایجاد مزیت رقابتی برای صنایع مرتبط با آن منجر شوند (یانگ و منگ<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۶؛ دینگ<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۳؛ گائو و دانگ<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۲؛ موری<sup>۱۳</sup>، ۲۰۱۲).

در سال ۲۰۱۸، ایران در شاخص عملکرد لجستیک (LPI)<sup>۱۴</sup> با وجود دارا بودن بهترین موقعیت لجستیکی در بین کشورهای منطقه رتبه ۸ را از میان ۲۰ کشور منطقه و رتبه ۶۴ را از

1. Ballis & Mavrotas
2. Modes of Transportation
3. Barry
4. Liu, Guo, & Zhao
5. Jorgensen
6. Economies of Scale
7. Distance Economies of Transportation
8. Density Economies of Transportation
9. Yang & Meng
10. Ding
11. Gao & Dong
12. Mori
13. Logistics Performance Index

یک شاخص چندبعدی است که عملکرد بخش لجستیک یک کشور را ارزیابی می‌کند و از سال ۲۰۰۷ به صورت دوسالانه توسط بانک جهانی ارائه می‌شود.

14. Multimodal Transport Terminal

میان ۱۶۰ کشور به خود اختصاص داده است (بانک جهانی، ۲۰۱۸). اگرچه ایران از نظر زیر ساخت‌های لجستیکی به صورت تفکیکی نیز نیاز به بهبود و ارتقاء دارد، اما شبکه لجستیکی کشور به صورت ترکیبی وضعیت بسیار ضعیف‌تری را نشان می‌دهد که دلیل اصلی آن را می‌توان کمبود زیر ساخت‌های کارا برای برقراری همبندی بین مؤلفه‌های مختلف لجستیک و نحوه بهره‌برداری از این زیر ساخت‌ها دانست؛ از این رو می‌توان گفت که نقطه قوت لجستیک ایران، ایجاد و توسعه زیر ساخت‌هایی (مراکز لجستیکی و پایانه‌های حمل‌ونقل چندوجهی<sup>۱</sup>) است که بتوانند زیرساخت‌های لجستیکی جدا را به یکدیگر پیوند دهند و امکان برقراری یک چریان بدون انقطاع را در تجارت داخلی و خارجی کشور فراهم کنند (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۶: ۱۴-۱۵).

استان اصفهان یکی از قطب‌های اقتصادی کشور است که با توجه به قرارگیری در ناحیه مرکزی فلات ایران، دارا بودن مساحتی حدود ۱۰۷ هزار کیلومترمربع (حدود ۶/۲۵ درصد از سطح کشور) و جمعیتی حدود ۵/۵ میلیون نفر (حدود ۶/۴ درصد از جمعیت کل کشور)، هم جوار با ۹ استان، قرارگیری در محورهای ارتباطی شمال- جنوب و شرق- غرب کشور (چهارراه ترانزیتی مرکز کشور)، دسترسی ریلی به حوزه‌های خلیج فارس و دریای عمان و کسب رتبه اول کشور در حمل بار (سهام حدود ۱۲/۵ درصدی در حمل انواع مختلف بار از این استان به‌عنوان مبدأ و سهم ۱۰ درصدی در حمل انواع مختلف بار به این استان به‌عنوان مقصد) (جلائی، اکبری و صفاری، ۲۰۲۱) ایجاد مرکز لجستیک در آن پیشنهاد و توصیه شده است (سند آمایش مراکز لجستیک کشور، ۱۳۹۷: ۱۹۸-۲۰۱)<sup>۲</sup>.

با توجه به مباحث مطرح شده، این پژوهش با طراحی و ساخت یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر<sup>۳</sup> دو منطقه‌ای، اثرات اقتصادی ایجاد شده در استان اصفهان ناشی از کاهش هزینه

۱. مطابق با نتایج سند آمایش مراکز لجستیک کشور (۱۳۹۷) در مجموع ۵۸ مرکز لجستیک، شامل ۴ شهر لجستیک، ۱۴ دهکده لجستیک، ۱۲ پارک لجستیک عمومی، ۱۸ پارک لجستیک کشاورزی و ۱۰ مرکز لجستیک مرزی مشخص شده است.

## 2. Computable General Equilibrium (CGE) Model

۳. پژوهش حاضر نخستین پژوهشی است که برای ارزیابی اثرات اقتصادی ناشی از اعمال یک سیاست منطقه‌ای، به طراحی و ساخت یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر دو منطقه‌ای (استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی) در چارچوب تئوری جغرافیای اقتصادی جدید پرداخته است که مطابق با این تئوری، ۳ فرض بنیادی: ۱- هزینه حمل و نقل از نوع کوه یخ؛ ۲- تابع مطلوبیت از نوع دیگریت - استیگلیتز (۱۹۷۷) و ۳- تابع تولید بخش صنایع کارخانه‌ای با تکنولوژی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در مدل لحاظ شده است. همچنین این پژوهش، نخستین پژوهشی است که به ساخت و محاسبه جدول داده - ستانده دو منطقه‌ای با روش ترکیبی جدید CHARM-RAS به‌عنوان پایگاه داده اصلی مورد استفاده در برآورد مدل CGE پژوهش پرداخته است. لازم به ذکر است که با توجه به محدودیت در تعداد صفحات مقاله از ارائه این جدول در متن

حمل و نقل (هزینه لجستیکی) در نتیجه تشکیل مرکز لجستیک در این استان را مورد تحلیل و ارزیابی قرار داده است.<sup>۱</sup>

## ۲- پیشینه پژوهش

در تحلیل اقتصاد منطقه‌ای هزینه حمل و نقل، متغیر مهمی است که این دیدگاه به زمان ون تونن<sup>۲</sup>، کروگمن<sup>۳</sup> و سایر نظریه پردازانی که از آن با عنوان «تئوری جغرافیای اقتصادی جدید (NEG)»<sup>۴</sup> دفاع می‌کنند، باز می‌گردد. در این تئوری با تمرکز بر نحوه استقرار تجمیع‌های اقتصادی از طریق مکانیسم‌های پایه اقتصاد خرد و در چارچوب یک تعادل عمومی، رابطه بین تجمیع فضایی فعالیت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی تبیین می‌گردد (فوجیتا<sup>۵</sup> و موری، ۲۰۰۵a؛ اوتاویانا و تیسه<sup>۶</sup>، ۲۰۰۳). به عبارت دیگر، در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید که به تبیین تمرکزهای جمعیتی و صنعتی<sup>۷</sup> با درون‌زا کردن صرفه‌های ناشی از تجمیع<sup>۸</sup> از طریق روابط متقابل بین بازدهی فزاینده<sup>۹</sup> در سطح بنگاه، هزینه‌های حمل و نقل<sup>۱۰</sup> و تحرک عوامل تولید<sup>۱۱</sup> می‌پردازند، تأثیر هزینه‌های حمل و نقل بر الگوهای فضایی تجمیع اقتصادی تشریح می‌گردد (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵b؛

مقاله اجتناب شده است که خوانندگان محترم جهت مطالعه تفصیلی نحوه محاسبه و استخراج این جدول می‌توانند به رساله دکتری نویسنده مسئول مقاله مراجعه کنند.

1. Von Thunen
2. Krugman
3. New Economic Geography Theory
4. Fujita
5. Ottaviano & Thisse
6. Population and Industry Localization
7. Agglomeration Economies
8. Increasing Returns Technology

۹. یکی از عناصر اصلی در رویکرد جغرافیای اقتصادی جدید نحوه مدل‌سازی هزینه‌های مربوط به فاصله مکانی است. هزینه‌های مربوط به فاصله با طی مسافت بر مبنای روشی که ابتدا توسط Samuelson (1952) و سپس توسط Krugman (1991a, 1991b) به کار گرفته شد، در قالب هزینه‌های حمل و نقل کوه یخ تعریف می‌شود. تشبیه کوه یخ ناشی از این ایده است که کشیدن، انتقال و جابه‌جا کردن آن سبب می‌شود تا کوه یخ در طی مسیر به تدریج آب شده و از بین برود، بنابراین هزینه‌های غلبه کردن بر مسأله فاصله بیش از هزینه مربوط به مقدار محصولات جابه‌جا شده بوده و شامل خرابی‌ها و یا از بین رفتن محصول در طول فرآیند حمل نیز می‌شود؛ بدین معنا که تنها بخشی از محصول، سالم به هر مقصد مشخص خواهد رسید. تعریف کروگمن (۱۹۹۱a و ۱۹۹۱b) از هزینه‌های حمل و نقل کوه یخ به صورت  $V_{sr} = V_e \cdot e^{-\lambda \cdot SR}$  است که  $V_e$  ارزش کالای تولیدی در مکان مبدأ،  $\lambda$  پارامتر تحلیل (ذوب شدن) کوه یخ، SR مسافت حمل کالا و  $V_{sr}$  ارزش واقعی کالایی است که در مقصد SR تحویل داده می‌شود. در این رابطه،  $\lambda$  نشان‌دهنده نسبت مقدار باقی مانده از کالا به‌ازای هر کیلومتر حمل آن است (مککین، ۲۰۰۵).

10. Factor Mobility
11. Balance

اوتاویانا و تیسسه، ۲۰۰۳). در این مدل‌ها توازن<sup>۱</sup> ظریف موجود میان نیروهای متضاد تجمع<sup>۲</sup> و پراکنش<sup>۳</sup>، ساختار فضایی اقتصاد را تعیین می‌کند. مطالعات (برای نمونه، کروگمن (۱۹۹۱b) و (۱۹۹۳)؛ هلیمن<sup>۴</sup> (۱۹۹۸)؛ موری (۱۹۹۷) و تابوچی<sup>۵</sup> (۱۹۹۸)) نشان داده‌اند که توازن میان این دو نیروی متضاد به شدت تحت تأثیر هزینه‌های حمل‌ونقل قرار دارد و تأثیر تغییرات هزینه حمل‌ونقل بر ساختار فضایی اقتصاد به‌طور قابل توجهی بسته به ماهیت نیروهای تجمع و پراکنش دخیل متفاوت است.

مکانیسم صرفه‌های ناشی از تجمع در این مدل‌ها (به‌عنوان نیروی تجمع متعارف در جغرافیای اقتصادی جدید که مبتنی بر یک مدل رقابت انحصاری با انواع کالاهای مصرفی متمایز است)<sup>۶</sup> را می‌توان به‌صورت زیر تشریح کرد: تولید هریک از انواع کالاهای متمایز (بخش D)<sup>۷</sup> مقید به یک تکنولوژی با بازدهی فزاینده بوده و با استفاده از نیروی کار به‌عنوان تنها نهاده تولیدی صورت می‌گیرد؛ بنابراین با توجه به وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس (در سطح کارخانه)، هریک از انواع کالاهای متمایز فقط در یک مکان تولید می‌شود و درعین حال، به‌دلیل وجود هزینه‌های حمل‌ونقل، عرضه کنندگان ترجیح می‌دهند که در نزدیکی بازارها نیز مستقر شوند. از سوی دیگر، وجود هزینه‌های حمل‌ونقل سبب می‌شود که مصرف‌کنندگان (کارگران) در مکانی که در آن طیف گسترده‌ای از محصولات در دسترس است، یعنی مکانی که در آن بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای متمایز تجمع یافته‌اند، متمرکز شوند؛ بنابراین تمرکز کارگران، تقاضای زیادی برای این کالاها و همچنین استخر بزرگی از نیروی کار<sup>۸</sup> را برای بنگاه‌ها ایجاد می‌کند که این وضعیت به نوبه خود بنگاه‌های بیشتری را به آن مکان جذب می‌کند (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵b؛ فوجیتا و کروگمن، ۱۹۹۵). شکل (۱) علیت تجمعی در تجمع کارگران و بنگاه‌ها را نشان می‌دهد.

#### 1. Agglomeration Forces

#### 2. Dispersion Forces

#### 3. Helpman

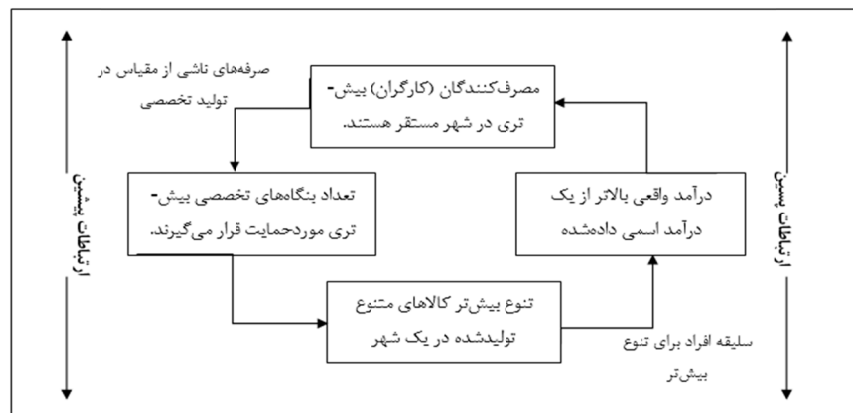
#### 4. Tabuchi

۵. رویکرد مدل‌سازی جغرافیای اقتصادی جدید بسیار خاص است، به این دلیل که از یکسو، نیروی تجمع با استفاده از مدل رقابت انحصاری دیگزیت - استیگلیتز (۱۹۷۷) که در آن تعداد زیادی بنگاه کوچک انواع کالاهای متمایز را تولید می‌کنند، ایجاد می‌شود و از سوی دیگر، حمل‌ونقل کالاها مقید به تکنولوژی کوه یخ ساموئلسون (۱۹۵۲) است.

۶. در رویکرد مدل‌سازی جغرافیای اقتصادی جدید فرض می‌شود که در اقتصاد دو نوع کالا تولید می‌شود: نوع اول، کالای سنتی یا همگن (H) که تحت شرایط رقابت کامل و با تکنولوژی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید می‌شود و نوع دوم، کالاهای کارخانه‌ای یا متمایز (D) که تحت شرایط رقابت انحصاری و با تکنولوژی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید می‌شوند.

#### 7. Labor Pool

#### 8. Homogeneous Consumption Goods



منبع: فوجیتا و کروگمن (۱۹۹۵)

شکل ۱. علیت تجمعی در تجمیع کارگران و بنگاه‌ها

نیروی پراکنش در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید از طریق لحاظ کردن کالاهای مصرفی همگن<sup>۱</sup> (بخش H) به عنوان منابع غیرمتحرک<sup>۲</sup> مورد بررسی قرار می‌گیرد که در این چارچوب دو نوع نیروی پراکنش، یعنی تقاضای محلی<sup>۳</sup> و قیمت عامل تولید<sup>۴</sup> مطرح می‌گردد.<sup>۵</sup> نیروی پراکنش تقاضای محلی زمانی مطرح می‌شود که برخی از مصرف کنندگان ناگزیر در طول فضا پراکنده شده‌اند. برای نمونه در مطالعات کروگمن (۱۹۹۱b) و فوجیتا و کروگمن (۱۹۹۵)، محصولات کشاورزی نمایانگر کالای نوع H معرفی شده‌اند. در این حالت، تقاضای ایجاد شده توسط کارگران شاغل در بخش کشاورزی برای کالاهای متمایز بخش D الزاماً در طول فضا پراکنده است و از این رو بنگاه‌های تولیدکننده این کالاها ممکن است دور شدن از رقبا، مستقر شدن در منطقه کشاورزی<sup>۶</sup> و فروش تولیدات خود در این بازار محلی با رقابت کم‌تر را سودآور تلقی کنند. در شرایطی که کالای نوع H یا نهاده‌های مورد استفاده در تولید آن به لحاظ فضایی پراکنده و غیرمتحرک بوده و حمل‌ونقل آنها پرهزینه باشد، قیمت عامل تولید می‌تواند یک نیروی پراکنش باشد. نمونه‌ای از حالت اول، زمین مورد نیاز برای ساخت مسکن در مدل هلپمن (۱۹۹۸)

1. Immobile Resources
2. Local Demand Pull
3. Factor Price Pull

۴. لازم به ذکر است که در این مدل‌ها منظور از نیروی پراکنش نیرویی است که منجر به پراکندگی بنگاه‌ها از وضعیت تجمیع کامل آنها (به‌عنوان وضعیت اولیه) می‌شود.

5. Agricultural Area
6. Land-Intensive



و برای حالت دوم، محصولات کشاورزی در مدل فوجیتا و کروگمن (۱۹۹۵) می‌باشد که با استفاده از زمین (به‌عنوان یک نهاده) تولید می‌شوند. در هر دو حالت، تمرکز بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نوع D و کارگران شاغل در آنها در یک مکان قیمت این کالاهای زمین بر<sup>۱</sup> را در آنجا افزایش داده، که این امر نرخ دستمزد را در آنجا افزایش می‌دهد؛ بنابراین یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نوع D ممکن است به دور شدن از محل تجمع سایر بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نوع D به منظور بهره برداری از مزیت هزینه کم‌تر نیروی کار<sup>۲</sup> در نزدیکی مکان‌های تولید کالای زمین بر نوع H متمایل باشد (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵b).

تأثیرات ناشی از تغییرات هزینه حمل‌ونقل بر روی الگوی مکان یابی بنگاه‌ها بسته به نوع نیروی پراکنش غالب از نظر کیفی کاملاً متفاوت است. اگر هزینه حمل‌ونقل زیاد باشد، شدت رقابت با دور شدن یک بنگاه از رقبا خود با سرعت بیشتری در طول فضا کاهش یافته و بنابراین تمایل به استقرار در مکانی با تعداد کم‌تری از رقبا افزایش می‌یابد؛ در این حالت، تقاضای محلی نیروی پراکنش غالب است و بنگاه‌ها در یک مقیاس کوچکتر، اما در تعداد بیشتری از مکان‌های گسسته متمرکز شده تا به بازارهای محلی نزدیکتر باشند و هر تجمع از این بنگاه‌ها تولیدات خود را به منطقه کوچکتری در اطراف خود عرضه می‌کند. از سوی دیگر، اگر هزینه حمل‌ونقل کم باشد، از آنجا که شدت رقابت در طول فضا مشابه است و تقاضای محلی یک نیروی پراکنش مؤثر نمی‌باشد، بنابراین نیروی پراکنش قیمت عامل تولید (ناشی از اجاره بهای کم‌تر زمین در یک مکان با ساکنان کم‌تر) غلبه می‌یابد و در مقایسه با حالت قبل، اتصال نواحی افزایش پیدا کرده و بنگاه‌ها در طول یک فاصله که منجر به شکل‌گیری یک ابرشهر<sup>۳</sup> می‌شود، پراکنده می‌شوند (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵b؛ موری، ۱۹۹۷؛ فوجیتا و کروگمن، ۱۹۹۵).

در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید، کاهش هزینه حمل‌ونقل و تجمع، موجب افزایش رقابت، افزایش ابداعات و تسریع در نشر فناوری می‌شود و بهره‌وری و رشد منطقه را افزایش می‌دهد. در این مدل‌ها، افزایش میزان تقاضای محلی در یک منطقه، موجب جذب بنگاه‌های صنعتی به آن منطقه، افزایش تولید بنگاه‌ها و رشد منطقه می‌شود (فوجیتا و کروگمن، ۱۹۹۵). چنانچه بخش تحقیق و توسعه<sup>۴</sup> از محصولات بخش صنعتی به عنوان نهاده واسطه‌ای استفاده کند، با توجه به وجود هزینه حمل‌ونقل، بخش تحقیق و توسعه به استقرار در منطقه‌ای ترغیب

1. Labor Cost Advantage

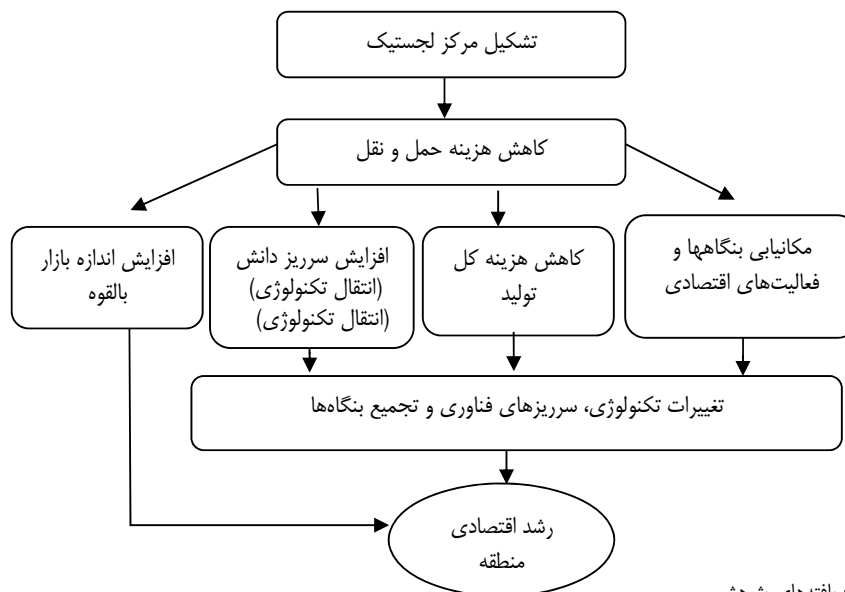
2. Megalopolis

یک ابرشهر یا ابرمنطقه، شامل دو شهر هسته‌ای (گسسته) متصل به یکدیگر از طریق یک ناحیه صنعتی (زنجیرهای از شهرها) است.

3. Research & Development (R&D)

4. Knowledge Spillover

می‌شود که بنگاه‌های صنعتی نیز در آنجا مستقر هستند. با تجمیع این بخش در منطقه، ثبت اختراعات، سرریزهای دانش<sup>۱</sup> و تغییرات فناوری نیز افزایش می‌یابد. با افزایش ثبت اختراعات، دامنه گسترده‌ای از کالاهای متنوع ایجاد شده و درآمد واقعی منطقه به دلیل تولید این کالاهای متنوع افزایش می‌یابد. افزایش درآمد واقعی منطقه منجر به جذب نیروی کار جدید و مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های جدید به منطقه می‌شود. با افزایش درآمد دائمی منطقه، یعنی رشد منطقه، تقاضای مصرفی منطقه فزونی‌یافته و با افزایش سرریزهای دانش در منطقه، بنگاه‌های صنعتی بیشتری در منطقه تجمیع می‌یابند. این چرخه به صورت تجمعی و دوری ادامه می‌یابد و منجر به رشد بیشتر منطقه و تجمیع بیشتر فعالیت‌ها در آن می‌شود (مینروا<sup>۲</sup> و اوتاویانا، ۲۰۰۹؛ مارتین<sup>۳</sup> و اوتاویانا، ۲۰۰۱). با الهام و بهره‌گیری از رویکردهای نظری تشریح شده در بالا، شکل (۲) الگوی نظری پژوهش به منظور تبیین ارتباط میان ایجاد مرکز لجستیک و رشد اقتصادی منطقه‌ای را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۲. الگوی نظری پژوهش به منظور تبیین ارتباط میان ایجاد مرکز لجستیک و رشد اقتصادی منطقه

1. Minerva
2. Martin
3. Generalized Method of Moments

در بررسی پژوهش‌هایی که تاکنون در زمینه موضوع پژوهش انجام شده است؛ می‌توان این مطالعات را به تفکیک داخلی و خارجی به شرح زیر مطرح کرد:

*الف) مطالعات داخلی:* شهنازی و دهقان شبانی (۱۳۹۵) در مطالعه خود برای تحلیل تأثیر زیرساخت‌های حمل‌ونقل بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران به برآورد یک الگوی اقتصادسنجی برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های (۸۰-۱۳۹۰) با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل (کاهش هزینه حمل‌ونقل) تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است. پیرانی و مؤیدفر (۱۳۹۵)، در مقاله خود به منظور بررسی اثرات صرفه‌های ناشی از تجمع‌های صنعتی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران، یک الگوی اقتصادسنجی را طی سال‌های (۷۹-۱۳۸۹) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)<sup>۱</sup> برآورد کرده‌اند. نتایج پژوهش، تأثیر مثبت و معنادار تجمع‌های صنعتی بر رشد اقتصادی را در سطح استان‌های ایران طی این دوره نشان می‌دهد؛ دهقان شبانی (۱۳۹۱) نیز در مطالعه خود به نتایج مشابهی دست یافته است. تبعه‌یزدی (۱۳۹۳) در مقاله خود به طراحی یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) برای ارزیابی آثار سرمایه‌گذاری در انواع زیرساخت‌های حمل‌ونقل در مقیاس کشوری اقدام کرده که به‌طور هم‌زمان اثر گسترش زیرساخت بر زمان سفر و همچنین بر کارایی سرمایه‌های حمل‌ونقلی را پوشش می‌دهد. نتایج حاصل از این شبیه‌سازی نشان می‌دهد که گسترش زیرساخت حمل‌ونقل ریلی در ایران می‌تواند نسبت به سایر گونه‌های حمل‌ونقل رشد اقتصادی و اشتغال بیشتری را ایجاد کند. ازسوی دیگر، گسترش زیرساخت حمل‌ونقل جاده‌ای بیشترین افزایش را در رفاه خانوارهای ایرانی نسبت به سایر شیوه‌های حمل‌ونقل ایجاد خواهد کرد. دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۴)، در مقاله خود با استفاده از آمار ۲۸ استان ایران طی دوره (۸۸-۱۳۷۹) و با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا تأثیر متغیر فاصله اقتصادی<sup>۲</sup> بر رشد منطقه‌ای در ایران را مورد آزمون قرار داده‌اند نتایج حاصل از پژوهش بیان‌کننده اثر منفی فاصله اقتصادی بر رشد منطقه‌ای در ایران است.

*ب) مطالعات خارجی:* کیو و وانگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۷)، در مطالعه خود با استفاده از داده‌های پانل مربوط به ۲۶ شهر مستقر در دلتای رودخانه یانگتسه<sup>۴</sup>، در دوره زمانی (۲۰۱۵-۲۰۰۵) و با استفاده از مدل دوربین فضایی<sup>۵</sup> به مطالعه اثرات مستقیم و اثرات سرریز فضایی توسعه صنعت لجستیک

1. Economic Distance

هزینه حمل‌ونقل یک شاخص کلیدی برای سنجش این متغیر است.

2. Xu & Wang

3. Yangtze River

4. Spatial Durbin Model

5. Hayaloglu

بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ضریب اثر مستقیم توسعه صنعت لجستیک در این خوشه شهری بر رشد اقتصادی محلی ۰/۰۹۲ و اثر سرریز فضایی آن بر رشد اقتصادی مناطق اطراف، ۰/۱۹۷ بوده است. ضریب اثر مستقیم صنعت لجستیک در مقایسه با متغیرهای: نهاده نیروی کار، سرمایه‌گذاری، درجه بازبودن اقتصاد و عملکرد دولت بزرگ‌تر بوده است. ضریب اثر سرریز نیز بزرگ‌تر از تمامی متغیرهای کنترل لحاظ شده در مدل (به غیر از سرمایه‌گذاری) می‌باشد که نشان می‌دهد صنعت لجستیک محرکی قوی برای رشد اقتصادی خوشه شهری دلتای رودخانه یانگتسه است. نتایج مطالعات لان، یانگ و هوآنگ (۲۰۱۷) و هایالوگلو (۲۰۱۵) نیز حاکی از وجود چنین ارتباطی است. الشاهوانی، حداد و لاهر<sup>۱</sup> (۲۰۱۶)، در مقاله خود با استفاده از یک مدل تعادل عمومی فضایی قابل محاسبه بین منطقه‌ای به بررسی تأثیرات اقتصادی بین منطقه‌ای ناشی از احداث یک شبکه بزرگراهی جدید پیشنهادی برای مصر بر رشد اقتصادی منطقه‌ای و ملی آن پرداخته‌اند. این مدل با یک مدل شبکه حمل‌ونقل ترکیب شده است که به تعیین اثرات فضایی تغییرات هزینه حمل‌ونقل کمک می‌کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که احداث این شبکه بزرگراهی در هر دو سطح ملی و منطقه‌ای اثرات اقتصادی مثبتی بر اقتصاد مصر دارد. فری<sup>۲</sup> (۲۰۱۶)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر گسترش شبکه‌های حمل‌ونقل (احداث آزاد راه‌ها) و دسترسی به بازار بر تمرکز اشتغال در ایالات متحده آمریکا در طی دوره (۱۹۶۲-۲۰۱۴) با استفاده از تحلیل ایستای داده‌های پانل پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که گسترش زیرساخت‌های حمل‌ونقل نه تنها منجر به رشد قابل ملاحظه اشتغال شده، بلکه نقش مهمی را نیز در تغییر شکل آرایش فضایی فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کند. باری (۲۰۱۳)، در مقاله خود یک مدل CGE را مورد استفاده قرار می‌دهد تا اثرات اقتصادی شرکت‌های لجستیک جهانی در ایالات متحده (اثر کاهش در هزینه‌های حمل‌ونقل و لجستیک در تجارت بین آمریکا و بقیه کشورهای جهان) را اندازه‌گیری کند. نتایج نشان می‌دهد که تولید و تجارت جهانی با بهبود لجستیک و حمل‌ونقل در ایالات متحده آمریکا می‌تواند تغییر کند که ایالات متحده به نحو خاصی از این بهبود بهره‌مند شده و افزایش قابل توجهی در تولید ناخالص داخلی، تجارت و رفاه مصرف‌کننده خود خواهد داشت. ساکاموتو (۲۰۱۲)، در مطالعه خود با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه چند منطقه‌ای، تأثیرات اقتصادی حاصل از کاهش هزینه حمل‌ونقل (هزینه لجستیک) را بر منطقه کیوشوی شمالی و مناطق اطراف آن مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش بیانگر بهبود وضعیت اقتصادی این منطقه (از جمله افزایش تعداد بنگاه‌ها و اشتغال) در نتیجه اعمال این سیاست لجستیکی می‌باشد.

1. Elshahawany, Haddad & Lahr

2. Frye

### ۳- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش، به منظور شبیه‌سازی و تحلیل اثرات اقتصادی ایجاد شده در استان اصفهان ناشی از کاهش هزینه حمل‌ونقل (هزینه لجستیکی) در نتیجه ایجاد هاب لجستیک در این استان، یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه‌ای در چارچوب تئوری جغرافیای اقتصادی جدید (فوجیتا، کروگمن و ونابلز، ۱۹۹۹) طراحی شده است که مدل اولیه از مطالعه‌ای که توسط ساکاموتو در سال ۲۰۱۲ انجام گرفته، استخراج شده و تعدیلات لازم در آن به منظور هماهنگی با اقتصاد ایران صورت گرفته است.<sup>۱</sup>

در حقیقت مطابق با این تئوری، سه فرض بنیادی: ۱- هزینه حمل‌ونقل از نوع کوه یخ؛ ۲- تابع مطلوبیت از نوع دیگزیت - استیگلیتز (۱۹۷۷) و ۳- تابع تولید بخش صنایع کارخانه‌ای با تکنولوژی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس<sup>۲</sup> در مدل لحاظ شده که این فرض و نحوه لحاظ کردن آنها در مدل در ادامه به تفصیل تبیین شده است.<sup>۳</sup>

مدل مورد استفاده در این پژوهش، یک مدل ایستا (یک دوره‌ای) و دو منطقه‌ای (استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی) با دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه و ۱۷ بخش اقتصادی می‌باشد و هیچ بعد پویایی در آن لحاظ نشده است. مدل بر پایه اطلاعات ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)<sup>۴</sup> طراحی شده<sup>۱</sup> و شامل فعالیت‌های اقتصادی، کالاها،

۱. از آنجاکه در اقتصاد ایران، بخشی از عایدی سرمایه (شامل: منابع حاصل از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و درآمدهای حاصل از مالکیت و انحصارات دولت) متعلق به بخش دولتی است، بنابراین در مدل‌سازی، کسری از عایدی سرمایه در درآمد دولت و مابقی آن در درآمد خانوار منظور شده است.

۲. این فرض که تنها بخش صنایع کارخانه‌ای دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس است، بر مبنای یک مدل ساده از Krugman (1991b) است که در این مدل بخش کشاورزی دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بخش صنایع کارخانه‌ای دارای بازدهی فزاینده در نظر گرفته می‌شود. دلیل دیگر آن است که بخش تولیدی برخلاف بخش کشاورزی و خدمات سرمایه برتر است (Sakamoto, 2012). شایان ذکر است که مطالعات عبادی و موسوی (۲۰۰۶)، دشتی، یآوری و صباغ (۱۳۸۸)، سحابی، آشنا و ذبیحی (۱۳۹۳) و اعظمی، جلیلیان و احمدی (۱۳۹۵) وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس را در صنایع کارخانه‌ای ایران نیز تأیید کرده‌اند.

#### 3. Social Accounting Matrix

۴. در این پژوهش، ماتریس حسابداری اجتماعی دو منطقه‌ای حاصل از تعدیل جدول داده - ستانده دو منطقه‌ای محاسبه شده به روش CHARM-RAS توسط این پژوهشگران، به‌عنوان پایگاه اصلی داده برای برآورد مدل CGE مورد استفاده قرار گرفته است. برای ساخت جدول داده-ستانده دو منطقه‌ای از دو نوع پایه آماری استفاده شده است: (۱) جدول ۹۹ بخشی داده - ستانده ملی سال ۱۳۹۰ (آخرین جدول داده - ستانده آماری تهیه شده توسط مرکز آمار ایران) و (۲) حساب‌های منطقه‌ای (مقادیر مربوط به ارزش افزوده، هزینه واسطه‌ای و ستانده) استان‌های کشور در سطح ۷۲ بخش در سال ۱۳۹۰ که جهت ساده‌تر کردن تحلیل اثرات اقتصادی ناشی از سناریوهای مختلف کاهش هزینه حمل‌ونقل در نتیجه احداث مرکز لجستیک در استان اصفهان، جدول داده - ستانده ملی ۹۹ بخشی مذکور

عوامل تولید و نهادها می‌شود. در این مدل، نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای (تولید شده در داخل منطقه، وارد شده از سایر مناطق کشور و دنیای خارج از کشور) در فرآیند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ سپس بخشی از کالای تولید شده به کالای صادراتی و بخش دیگر به کالای بازاری داخلی تبدیل می‌شود که مصرف‌کنندگان (داخل و خارج از منطقه) این کالاهای بازاری داخلی را خریداری می‌کنند این مدل، دارای زیرساخت‌های کشش جانشینی ثابت (CES) برای انتخاب بین نیروی کار و سرمایه و انتخاب بین انواع مختلف نهاده‌های واسطه‌ای داخلی و وارداتی در فرآیند تولید و زیرساخت تولید لئوتیف برای انتخاب بین عامل اولیه مرکب (عامل ارزش افزوده تولید) و کالاهای مرکب واسطه‌ای می‌باشد. در این مدل فرض شده است که اقتصاد ایران، اقتصادی باز و کوچک است که گیرنده قیمت‌های جهانی صادرات و واردات در سطح ثابتی است.

تمام پارامترهای مدل به جز کشش‌ها و نیز متغیرهای برون‌زا با استفاده از پایگاه داده کالیبره شده و پارامترهای کشش نیز از مطالعات مشابه موجود حاصل شده‌اند. افزون بر این، تعداد بنگاه‌های هریک از صنایع کارخانه‌ای در مدل، به‌عنوان راه حل وضعیت پایه برابر با ۱ در نظر گرفته شده است<sup>۲</sup>. به‌عبارت دیگر، از آنجا که تعداد بنگاه‌ها در مدل به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شود، بنابراین با وقوع یک شوک برون‌زا، تعداد بنگاه‌ها تغییر می‌کند. زمانی که تعداد بنگاه‌ها از مقدار ۱ بیشتر شود، به این معناست که تعداد بنگاه‌های یک صنعت کارخانه‌ای خاص در منطقه افزایش یافته و بنابراین اثر تجمیع صنایع کارخانه‌ای در مناطق، قابل مشاهده است. هم چنین کاهش هزینه حمل‌ونقل در مدل با کاهش در پارامترهای برون‌زای هزینه حمل‌ونقل اندازه‌گیری شده است. از آنجا که در این پژوهش از داده‌های داده - ستانده تجمیع شده برای کالیبره کردن پارامترهای هزینه حمل‌ونقل استفاده شده است، بنابراین بخش حمل‌ونقل، شامل تمامی روش‌های حمل‌ونقل زمینی، ریلی و هوایی می‌شود. علاوه بر این، با توجه به وجود داده‌های مربوط به مبادلات داخل منطقه‌ای، کاهش در هزینه حمل‌ونقل به معنای کاهش در هزینه تجارت داخل منطقه‌ای به اضافه هزینه تجارت بین منطقه‌ای می‌باشد.

در ۱۷ بخش تجمیع شده است. برای انجام روابط ریاضی و آماری مربوط به ساخت جدول از نرم‌افزارهای Excel و Python استفاده شده است. همان‌طور که پیشتر ذکر شد، تشریح تفصیلی نحوه محاسبه و استخراج ماتریس حسابداری اجتماعی دو منطقه‌ای مورد استفاده در این پژوهش در رساله دکتری نویسنده مسئول مقاله ارائه شده است.

۱. دلیل استفاده از این معیار نسبی آن است که از آنجا که تعداد بنگاه‌های هر صنعت کارخانه‌ای بسیار زیاد است، کارکردن با تعداد واقعی بنگاه‌ها چندان مفید نیست و این روش می‌تواند انجام محاسبات را ساده‌تر سازد.

## 2. Small Products

### ۱-۳. تقاضای مصرف‌کننده

تقاضای مصرف‌کننده تابع مطلوبیتی از نوع کاب - داگلاس برای محصولات نهایی تمامی بخش‌ها (به‌استثنای بخش حمل‌ونقل) دارد. از آنجا که هریک از محصولات نهایی تولیدی بخش صنایع کارخانه‌ای به‌صورت ضمنی شامل چند زیرمحصول<sup>۱</sup> متمایز (ولی مشابه) می‌باشد، بنابراین فرض می‌شود که زیرتابع مطلوبیت<sup>۲</sup> برای این زیرمحصولات دارای شکل تبعی CES از نوع دیگریت-استیگلیتز (۱۹۷۷) باشد<sup>۳</sup> (اندیس ۲) بیانگر بخش‌های اقتصادی با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس است)<sup>۴</sup>:

$$X_{i2} = \left[ \int_0^{N_{i2}} x(j)_{i2}^{\rho_{i2}} dj \right]^{\frac{1}{\rho_{i2}}}, \rho_{i2} = 1 + \frac{1}{\sigma_{i2}}, \sigma_{i2} < -1 \quad (1)$$

$\sigma$  کشش جانشینی میان زیرمحصولات متمایز تولیدی هریک از صنایع کارخانه‌ای،  $N$  تعداد زیرمحصولات (تعداد تنوع موجود) هر بخش و  $\rho$  شدت ترجیح مصرف‌کننده برای مصرف انواع زیرمحصولات هر بخش می‌باشد. زمانی که  $\rho$  به ۱ نزدیک می‌شود، زیرمحصولات هر بخش تقریباً جانشین کامل یکدیگر هستند و تمایل مصرف‌کننده به مصرف تنوع بیشتری از زیرمحصولات هر بخش کاهش می‌یابد و هر قدر  $\rho$  به سمت صفر کاهش می‌یابد، تمایل به مصرف تنوع بیشتری از زیرمحصولات هر بخش افزایش پیدا می‌کند (فوجیتا، کروگمن و ونابلز، ۱۹۹۹: ۴۶). بر مبنای این فرض، تابع مطلوبیت هر مصرف‌کننده به‌صورت زیر می‌باشد (اندیس ii

#### 1. Sub-Utility Function

۲. دو روش برای معرفی رقابت انحصاری با بهره‌گیری از شاخص دیگریت - استیگلیتز وجود دارد. اول اینکه فرض شود تولیدکنندگان کالاهای متمایز به‌طور مستقیم کالاهای تولیدی خود را به مصرف‌کنندگان می‌فروشند و مصرف‌کنندگان براساس شاخص دیگریت - استیگلیتز این کالاها را با هم ترکیب می‌کنند. دوم آنکه فرض شود زنجیره‌ای از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای وجود دارند که کالای متمایز خود را به یک تولیدکننده رقابتی کالای نهایی می‌فروشند که تابع تولید آن جمع CES از این کالاهای متمایز است (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹). در این پژوهش روش اول انتخاب شده است، اما انتخاب هریک از این دو روش تحلیل، بر نتایج تحلیل اثری ندارد.

۳. به عبارت دیگر،  $X_{i2}$  معرف یک شاخص ترکیبی (سبد مصرفی) از مصرف تمامی زیرمحصولات تولیدی هر یک از صنایع کارخانه‌ای است؛ در حالی که  $x(j)_{i2}$  مصرف هریک از این زیرمحصولات (هر تنوع موجود) را نشان می‌دهد.

۴. در این پژوهش، ۷ بخش: «معدن»، «فرآوری مواد غذایی»، «منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی»، «سایر محصولات صنعتی»، «محصولات فلزی»، «ماشین‌آلات و تجهیزات الکترونیکی» و «تجهیزات حمل‌ونقل» به‌عنوان صنایع کارخانه‌ای در نظر گرفته شده‌اند.

۵. Flóres (1997) نیز از این نوع تابع مطلوبیت برای فرض بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس استفاده کرده است.

بیانگر تمامی بخش‌های اقتصادی به‌استثنای بخش حمل‌ونقل و اندیس  $i1$  بیانگر بخش‌های اقتصادی با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است):

$$U = \prod_{ii} X_{ii}^{\alpha_{ii}} = \prod_{i1} X_{i1}^{\alpha_{i1}} \prod_{i2} \left[ \int_0^{N_{i2}} x(j)_{i2}^{p_{i2}} dj \right]^{\frac{\alpha_{i2}}{p_{i2}}} \quad (2)$$

با حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کننده نسبت به قید بودجه، در مرحله اول<sup>۱</sup> تابع تقاضا به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$X_{ii} = \frac{\alpha_{ii} \text{DISINCOME}}{PD_{ii}} \quad (3)$$

از آنجا که فرض می‌شود در تعادل، مصرف‌کننده از هر یک از زیرمحصولات تولیدی هر یک از صنایع کارخانه‌ای، مقدار یکسانی را تقاضا می‌کند، بنابراین در مرحله دوم، تقاضا برای هر یک از زیرمحصولات به‌صورت زیر به دست می‌آید:<sup>۲</sup>

$$x_{i2} = \frac{\alpha_{i2} \text{DISINCOME}}{N_{i2} PA_{i2}} \quad (4)$$

$PA$  قیمت مارک‌آپ<sup>۳</sup> زیرمحصولات تولیدی است.

از آنجا که مصرف‌کننده نیز از هر یک از زیرمحصولات تولیدی هر یک از صنایع کارخانه‌ای، مقدار یکسانی را تقاضا می‌کند، بنابراین بنگاه‌های تولیدکننده این زیرمحصولات نیز در تعادل قیمت یکسانی را برای تولیدات خود تعیین می‌کنند. در این حالت، ارتباط بین قیمتی که هر بنگاه برای زیرمحصول تولیدی خود تعیین می‌کند، با شاخص قیمت بخش صنعتی که بنگاه به آن تعلق دارد، برابر است با:

$$PD_{j2} = PA_{j2} N_{j2}^{\frac{1}{1+\sigma_{j2}}} (1 + ntax_{j2}) \quad (5)$$

$N$  تعداد بنگاه‌ها و  $ntax$  نرخ مالیات بر ارزش افزوده کالاها می‌باشد. بر طبق این رابطه، شاخص قیمت هر بخش صنعتی به تعداد بنگاه‌های تولیدکننده کالاها<sup>۴</sup> مشابه و کشش جانشینی میان زیرمحصولات مختلف آن بخش بستگی دارد.

۱.  $X$  و  $DISINCOME$  در معادلات (۱) تا (۴) نمادهای موقتی برای تشریح مدل هستند. توابع تقاضای واقعی به‌صورت معادلات (۲۹)، (۳۳) و (۳۷) در پیوست (تصریح معادلات مدل) مشخص شده‌اند.

2. Markup Price

3. Melting down



**۲-۳. هزینه‌های حمل و نقل**

فرض هزینه حمل و نقل از نوع کوه یخ در بخش گسترده‌ای از ادبیات جغرافیای اقتصادی جدید در نظر گرفته شده است. اگرچه این فرض به جابه‌جایی کالاها بین مناطق مختلف اشاره دارد، اما در حقیقت تحلیل رفتن (ذوب شدن) کالاها<sup>۱</sup> در طی زمان را در نظر می‌گیرد و فرضی است که به آسانی به‌عنوان یک مدل نظری قابل بررسی می‌باشد. در نظر گرفتن هزینه حمل و نقل کوه یخ در مدل CGE امکان‌پذیر است؛ یک نمونه از آن، مدل کیلکنی<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) و نمونه دیگر ادبیات SCGE<sup>۳</sup> (براگر و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰؛ ایشیگورو و اینامورا<sup>۵</sup>، ۲۰۰۵؛ یودا و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵) می‌باشد. با این وجود، از آنجاکه مدل CGE با ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) که خود بر فرض در تعادل بودن کل اقتصاد از نظر ارزشی مبتنی<sup>۷</sup> است، سروکار دارد، بنابراین این مفهوم از هزینه حمل و نقل (ارزش کاهنده)<sup>۸</sup> می‌تواند ساخت مدل را دچار مشکل کند. افزون بر این، مدل، هزینه حمل و نقل را برای مبادلات بین مناطق اعمال می‌کند و هزینه حمل و نقل در داخل یک منطقه را در نظر نمی‌گیرد. بدیهی است که منظور کردن هزینه حمل و نقل فقط برای معاملات بین مناطق صحیح نیست و بنابراین لازم است که فرض دیگری برای تعمیم این نوع از هزینه حمل و نقل به معاملات درون منطقه‌ای نیز در نظر گرفته شود.

بخش حمل و نقل هر منطقه خدمات حمل و نقل را تولید و بهای آن را به قیمت خرید<sup>۹</sup> اضافه می‌کند. از آنجاکه بخش خرید<sup>۱۰</sup> نه تنها خود آن منطقه، بلکه مناطق دیگر را نیز شامل می‌شود، بنابراین بخش حمل و نقل می‌تواند هزینه‌های حمل و نقل را به هردوی معاملات داخل منطقه‌ای و خارج منطقه‌ای تحمیل کند؛ بنابراین قیمت خرید (برای مثال، خرید توسط یک مصرف‌کننده بخش خصوصی (خانوار)) که هزینه‌های حمل و نقل نیز در آن لحاظ شده باشد، به صورت زیر است:

$$PPC_{r,s,ii} = PD_{r,ii} (1 + tpc_{r,s}) \quad (۶)$$

1. Kilkeny
2. Spatial CGE
3. Bröcker, et al.
4. Ishiguro & Inamura
5. Ueda, et al.
6. Value
7. Diminishing Value
8. Purchase Price
9. Purchasing Sector
10. Domestic Price of the Goods

که  $PD_r$  قیمت داخلی کالاها<sup>۱</sup> در منطقه  $r$  و  $PPCr,s$  قیمت تقاضای مصرفی بخش خصوصی منطقه  $s$  که از منطقه  $r$  تأمین می‌شود را نشان می‌دهد.  $tpcr,s$  پارامتر برون‌زای هزینه حمل‌ونقل است که بیانگر نرخ هزینه حمل‌ونقل برای تقاضای مصرفی بخش خصوصی منطقه  $s$  که از منطقه  $r$  تأمین می‌شود، می‌باشد و از پایگاه داده SAM به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$tpcr,s = \frac{PD_{r,trans} PC_{r,s,trans}}{\sum_{ii} PD_{r,ii} PC_{r,s,ii}} \quad (7)$$

که  $PC_{r,s,trans}$  تقاضای مصرفی بخش خصوصی منطقه  $s$  از خدمات بخش حمل‌ونقل منطقه  $r$  و  $PC_{r,s,ii}$  تقاضای مصرفی بخش خصوصی منطقه  $s$  از تولیدات بخش  $ii$  نام منطقه  $r$  را نشان می‌دهد. این پارامتر برای هر منطقه و بخش خرید متفاوت است.<sup>۲</sup>

### ۳-۳. تولید بنگاه

در این پژوهش، مانند بیشتر مدل‌های CGE، ساختار تولیدی بنگاه‌ها بر یک چیدمان لایه‌ای<sup>۳</sup> از توابع زیر تولیدی CES، مشابه با آنچه که در شکل (۳) نشان داده شده است، مبتنی می‌باشد. در این ساختار تولیدی، فرض می‌شود که عامل اولیه مرکب و کالاهای مرکب واسطه‌ای با استفاده از یک تابع تولید لئونتیف با یکدیگر ترکیب شده و ستانده ناخالص داخلی منطقه‌ای (کالاهای مرکب) را تولید می‌کنند. عامل اولیه مرکب، یک تجمیع CES از دو عامل تولید (نیروی کار و سرمایه) و هر کالای مرکب واسطه‌ای نیز بر مبنای فرض آرمینگتون<sup>۴</sup> یک تجمیع CES از کالاهای واسطه‌ای تولید شده در داخل و خارج از منطقه است. کالاهای نهایی (تجمیع شده)<sup>۵</sup> نیز بر مبنای همین فرض، از تجمیع CES کالاهای وارداتی از خارج از کشور با کالاهای مرکب حاصل می‌شوند و سپس مطابق با هر نوع تقاضا (مصرف خانوار، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری

۱. در تصریح معادلات مدل (که در پیوست مقاله ارائه شده است)، این پارامتر به تفکیک هر بخش خرید به صورت معادلات (۷)، (۲۷)، (۳۰)، (۳۴) و (۳۸) مشخص شده است.

2. Nested System

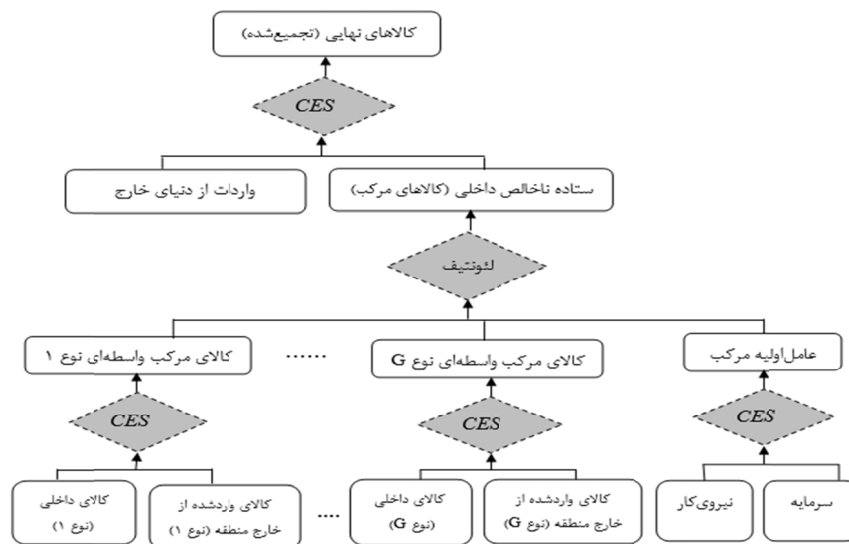
3. Armington

در تولید کالای مرکبی که در داخل عرضه می‌شود، از کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی به‌عنوان نهاده استفاده می‌شود. فرض می‌شود که کالاهای تولیدشده در داخل و خارج جانشین ناقص یکدیگر هستند که این موضوع با تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) نشان داده می‌شود. این تابع چگونگی ترکیب این دو نوع نهاده را برای تولید کالای مرکب نشان می‌دهد که به «تابع آرمینگتون» مشهور است (Hosoe, Gasawa and Hashimoto, 2010).

4. Aggregated Goods

5. Perfect Substitution

خصوصی، موجودی انبار، کالاهای واسطه‌ای که در داخل و خارج از منطقه فروخته می‌شود و کالاهای صادرشده به خارج از کشور) و با فرض جانشینی کامل<sup>۱</sup> تخصیص داده می‌شوند. میزان صادرات، برون‌زا فرض می‌شود.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۳. چیدمان لایه‌های ساختار تولیدی بنگاه‌ها

در مورد تولید در بخش صنایع کارخانه‌ای (که هر صنعت شامل تعداد زیادی بنگاه کوچک است)، هر بنگاه کوچک محصول منحصر به فردی را تولید می‌کند. هر بنگاه به هزینه ثابتی برای تولید خود نیاز دارد، اما می‌تواند از تکنولوژی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس استفاده کرده و درباره فروش محصول خود با قیمتی تحت شرایط حداکثرسازی سود، تصمیم بگیرد. در این مدل، هزینه ثابت بنگاه در لایه پایینی چیدمان لایه‌های ساختار تولیدی بنگاه قرار دارد؛ بنابراین تابع تولید هر بنگاه کوچک که با هزینه راه‌اندازی<sup>۲</sup> ثابتی روبه‌رو است، به صورت زیر می‌باشد:

### 1. Setup Costs

۲. از میان روش‌های گوناگون برای لحاظ کردن صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید، ساده‌ترین روش آن است که فرض شود تولید محصول، شامل یک هزینه ثابت به علاوه یک هزینه نهایی ثابت می‌باشد، به طوری که هزینه

$$Q_{r,jt} + FLX_{r,jt}^* = \gamma_{r,jt}^Q \left[ \alpha_{r,jt}^{QY} Y_{r,jt}^{\rho_{jt}^M} + \alpha_{r,jt}^{QM} M_{r,jt}^{\rho_{jt}^M} \right]^{\frac{1}{\rho_{jt}^M}}, \alpha_{r,jt}^{QY} + \alpha_{r,jt}^{QM} = 1 \quad (8)$$

$Q_{r,jt}$  کالاهای نهایی (تجمیع شده)،  $FLX_{r,jt}^*$  هزینه ثابت صنایع کارخانه‌ای،  $Y_{r,jt}$  کالاهای واسطه‌ای داخلی (کالاهای مرکب)،  $M_{r,jt}$  کالاهای واسطه‌ای وارداتی از دنیای خارج،  $\alpha_{r,jt}^{QY}$  پارامتر سهم کالاهای واسطه‌ای داخلی،  $\alpha_{r,jt}^{QM}$  پارامتر سهم کالاهای واسطه‌ای وارداتی و  $\gamma_{r,jt}^Q$  پارامتر بهره‌وری کالاهای نهایی (تجمیع شده) می‌باشد.

همان‌طور که پیشتر گفته شد، هر بنگاه کوچک می‌تواند به‌صورت یک بنگاه انحصاری درباره قیمت فروش محصول تولیدی خود تصمیم‌گیری کند. قیمت مارک‌آبی که یک بنگاه تعیین می‌کند، به‌صورت زیر است:

$$PA_{r,jt} = \frac{1}{\rho_{jt}} PQ_{r,jt} = \frac{\sigma_{r,jt}}{1 + \sigma_{r,jt}} PQ_{r,jt} \quad (9)$$

$PQ_{r,jt}$  قیمت پایه کالاهای قبل از مارک‌آپ است که به‌عنوان شمارشگر فرض می‌شود. افزون بر این، فرض می‌شود زمانی که صنایع با بازدهی فزاینده در تعادل هستند، سود اقتصادی وجود ندارد. با این فرض، تعادل بازار برای صنایع با بازدهی فزاینده به‌صورت زیر است:

$$\frac{PD_{r,jt}}{(1 + n\alpha_{r,jt})} Q_{r,jt} = PQ_{r,jt} Q_{r,jt} + FLX_{r,jt}^* \quad (10)$$

تعداد بنگاه‌های کوچک در تعادل با استفاده از معادله (۵) به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شود.

متوسط با افزایش میزان تولید کاهش یابد؛ یعنی:  $AC_i = \frac{A}{q_i} + B \Rightarrow \downarrow AC_i$  که برای لحاظ

کردن این ویژگی، تابع تولید به صورت رابطه (۸) اصلاح شده است. برای مطالعه بیشتر در این زمینه به Fujita, Krugman & Venables (1999) و Hosoe, Gasawa & Hashimoto (2010) رجوع کنید.

۱. با توجه به ساختار مدل تشریح شده در این بخش، در پیوست به ارائه معادلات مدل به تفکیک بلوک‌های مختلف مربوطه و معرفی پارامترها و متغیرهای به‌کاررفته در آن پرداخته شده است.

۲. لازم به ذکر است که تحلیل حساسیت در مورد ضرایب و پارامترهای به‌کاررفته در مدل پژوهش انجام شده و با اجرای مدل با در نظر گرفتن مقادیر مختلف برای ضرایب و پارامترها، تفاوت‌های قابل توجهی در نتایج حاصل از برآورد مدل مشاهده نشده است. به‌دلیل تعدد صفحات مقاله از ارائه نتایج مربوطه اجتناب شده است.

## ۴- یافته‌های پژوهش

### ۴-۱. برآورد پارامترها و معرفی سناریوها

کد نویسی و حل مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه‌ای ارائه شده در بخش قبل با استفاده از بسته نرم افزاری GAMS انجام گرفته است. مدل پژوهش، شامل دو نوع پارامتر سهمی و رفتاری است. مقادیر پارامترهای سهمی با اجرای مدل در نرم‌افزار GAMS بر مبنای داده‌های ماتریس SAM و مقادیر پارامترهای رفتاری از داده‌های خارج از ماتریس SAM (با به‌کارگیری مطالعات گذشته یا تخمین‌های مورد استفاده در مدل‌های تعادل عمومی مشابه) به‌دست آمده است؛ بدین ترتیب، کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون (کشش جانشینی بین کالاهای مرکب و کالاهای وارداتی) برابر با  $1/6$  (چهرقانی و زرع نژاد، ۱۳۹۸؛ مهدوی، ۱۳۹۳؛ خیابانی و امیری، ۱۳۹۳؛ اکبری مقدم، ۱۳۸۴)، کشش جانشینی بین عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) برابر با  $2$  (چهرقانی و زرع نژاد، ۱۳۹۸)، کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای برابر با  $4/33$  (خسروی و همکاران، ۱۳۹۶؛ مشیری، باقری پرمهر و موسوی نیک، ۱۳۹۰؛ متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹)، کشش جانشینی بین کالاها (دیگزیت - استیگلیتز) برابر با  $6/2$  (مرادی و مستشاری، ۱۳۹۳) و پارامتر سهم هزینه ثابت تولید برابر با  $0/3$  (عبادی و موسوی، ۲۰۰۶) در نظر گرفته شده است.<sup>۱</sup>

تأثیرات اقتصادی ناشی از کاهش هزینه حمل‌ونقل در نتیجه احداث مرکز لجستیک در استان اصفهان در قالب ۲ سناریوی کاهش ۱۰ درصدی<sup>۲</sup> و ۳۰ درصدی<sup>۳</sup> در پارامتر هزینه حمل‌ونقل کل این استان مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از اجرای سناریوهای فوق بر تعداد بنگاه‌های صنایع با بازدهی فزاینده، ساختار بخش‌های اقتصادی (تعداد کل نیروی کارشاغل، ستانده ناخالص کل و تولید سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار) در هر ۱۷ بخش اقتصادی) و متغیرهای کلان منطقه‌ای (تعداد کل نیروی کار شاغل، تولید ناخالص کل و

۱. این سناریو بر مبنای مطالعات Barry (2013) و Sakamoto (2012) در نظر گرفته شده است.

۲. مطابق با سند آمایش مراکز لجستیک کشور (۱۳۹۷) یکی از دستاوردهای مهم ناشی از احداث مراکز لجستیک در کشور، کاهش ۳۰ درصدی هزینه‌های شبکه لجستیک ناشی از صرفه‌جویی در هزینه‌های مربوط به بخش‌های مختلف شبکه حمل‌ونقل، مانند هزینه سوخت، هزینه ترنس شپمنت و هزینه‌های مرتبط با منفعت اجتماعی حاصل از استفاده از مسیر ریلی می‌باشد.

۳. اگرچه مدل CGE مورد استفاده در این پژوهش بر مبنای مدل نظری Fujita, Krugman & Venables (1999) طراحی شده و بنابراین کاهش هزینه حمل‌ونقل به طور مستقیم با کاهش تقاضا برای خدمات این بخش مرتبط است، اما بررسی دقیق‌تر و کامل‌تر این فرض و تعدیل آن به منظور تطبیق بیشتر با واقعیت، به پژوهشگران آینده پیشنهاد می‌گردد.

بهره‌وری نیروی کار) به ترتیب در جداول (۱)، (۲) و (۳) نشان داده شده است. لازم به یادآوری است که تمام متغیرها درحالت پایه دارای مقدار ۱ بوده و تغییرات آنها برحسب افزایش یا کاهش آنها نسبت به این مقدار سنجیده شده است.

#### ۲-۴. نتایج حاصل از اجرای سناریوها

نتایج حاصل از اجرای سناریوها بر تعداد بنگاه‌های صنایع با بازدهی فزاینده در جدول (۱) ارائه شده است. مطابق با جدول، تحت هر دو سناریوی مورد بررسی، اثر تجمیع در استان اصفهان در نتیجه کاهش هزینه حمل‌ونقل به وضوح مشاهده می‌شود. کاهش ۱۰ درصدی هزینه حمل‌ونقل در استان اصفهان منجر به افزایش ۱/۷ درصدی شرکت‌های صنایع الکترونیکی، ۵/۸ درصدی شرکت‌های تولیدکننده سایر محصولات صنعتی، ۴/۳ درصدی شرکت‌های صنایع معدنی، ۱/۸ درصدی شرکت‌های صنایع غذایی، ۱/۶ درصدی شرکت‌های تولیدکننده تجهیزات حمل‌ونقل، ۲/۸ درصدی شرکت‌های صنایع نساجی و ۳/۶ درصدی شرکت‌های صنایع فلزی می‌شود. کاهش ۳۰ درصدی هزینه حمل و نقل نیز منجر به افزایش ۲/۸ درصدی شرکت‌های صنایع الکترونیکی، ۶/۴ درصدی شرکت‌های تولیدکننده سایر محصولات صنعتی، ۵/۲ درصدی شرکت‌های صنایع معدنی، ۳/۴ درصدی شرکت‌های صنایع غذایی، ۱/۸ درصدی شرکت‌های تولیدکننده تجهیزات حمل‌ونقل، ۳/۹ درصدی شرکت‌های صنایع نساجی و ۴/۷ درصدی شرکت‌های صنایع فلزی می‌شود. بدین ترتیب، تحت هر دو سناریو، بیشترین و کم‌ترین تجمیع در استان اصفهان به ترتیب مربوط به شرکت‌های تولیدکننده سایر محصولات صنعتی و شرکت‌های تولیدکننده تجهیزات حمل‌ونقل می‌باشد. تفاوت در اثر تجمیعی صنایع مختلف می‌تواند ناشی از ساختار صنعتی و هزینه حمل‌ونقل متفاوت صنایع مورد بررسی با یکدیگر باشد. هم‌چنین مطابق با جدول، تحت هر دو سناریو، کاهش هزینه حمل‌ونقل در استان اصفهان در نتیجه احداث مرکز لجستیک، منجر به آن می‌شود که روندی کاهشی در تعداد بنگاه‌های صنایع مورد بررسی (اثر پراکنش) در سایر اقتصاد ملی رخ دهد؛ به عبارت دیگر، افزایش تعداد بنگاه‌های این صنایع در استان اصفهان در نتیجه کاهش تعداد بنگاه‌ها در سایر اقتصاد ملی به وقوع می‌پیوندد. هم‌چنین مطابق با جدول، می‌توان دریافت که کاهش بیشتر هزینه حمل‌ونقل و در نتیجه تشدید اثر تجمیع در استان اصفهان، با تشدید روند کاهشی تعداد بنگاه‌ها در سایر اقتصاد ملی همراه است.

جدول ۱. تأثیر اجرای سناریوها بر تعداد بنگاه‌های صنایع با بازدهی فزاینده (درصد تغییرات)

منطقه	بخش‌های اقتصادی	سناریوی ۱ (کاهش ۱۰ درصدی هزینه حمل‌ونقل)	سناریوی ۲ (کاهش ۳۰ درصدی هزینه حمل‌ونقل)
استان اصفهان	تجهیزات حمل‌ونقل	۱/۰۱۶۳	۱/۰۱۷۵
	سایر محصولات صنعتی	۱/۰۵۷۷	۱/۰۶۳۵
	فرآوری مواد غذایی	۱/۰۱۸۱	۱/۰۳۴۴
	ماشین‌آلات و تجهیزات الکترونیکی	۱/۰۱۷۱	۱/۰۲۸۰
	محصولات فلزی	۱/۰۳۶۴	۱/۰۴۷۲
	معادن	۱/۰۴۳۳	۱/۰۵۱۹
	منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی	۱/۰۲۷۷	۱/۰۳۸۶
سایر اقتصاد ملی	تجهیزات حمل‌ونقل	-/۹۹۹۸	-/۹۹۹۰
	سایر محصولات صنعتی	-/۹۹۷۳	-/۹۹۵۸
	فرآوری مواد غذایی	-/۹۹۹۷	-/۹۹۸۳
	ماشین‌آلات و تجهیزات الکترونیکی	-/۹۹۹۷	-/۹۹۸۶
	محصولات فلزی	-/۹۹۸۱	-/۹۹۶۴
	معادن	-/۹۹۷۷	-/۹۹۶۲
	منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی	-/۹۹۸۶	-/۹۹۶۹

جدول (۲)، نتایج حاصل از اجرای سناریوها را بر تعداد نیروی کار شاغل، تولید ناخالص کل و بهره‌وری نیروی کار در هر بخش اقتصادی نشان می‌دهد. مطابق با جدول، تحت هر دو سناریوی مورد بررسی، کاهش هزینه حمل‌ونقل در استان اصفهان منجر به افزایش تعداد نیروی کار شاغل و تولید ناخالص کل در بیشتر بخش‌های اقتصادی استان می‌شود که بیشترین درصد افزایش در تعداد نیروی کار شاغل به ترتیب مربوط به بخش‌های: سایر محصولات صنعتی، محصولات فلزی و معدن و بیشترین درصد افزایش در تولید ناخالص کل به ترتیب مربوط به بخش‌های: سایر محصولات صنعتی، محصولات فلزی و منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی است. مطابق با جدول، در بخش‌های: واسطه‌گری‌های مالی، اطلاعات و ارتباطات و خدمات عمومی هیچ تغییری در این دو متغیر رخ نمی‌دهد. همچنین تحت هر دو سناریو، بخش حمل‌ونقل استان از نظر هر دو متغیر مورد بررسی با کاهش مواجه می‌شود که کاهش اشتغال در این بخش به این دلیل است که کاهش هزینه حمل‌ونقل، کاهش تقاضا برای خدمات تولیدی این بخش و بنابراین کاهش در تعداد نیروی کار شاغل را به دنبال دارد<sup>۱</sup>.

۱. بهره‌وری نیروی کار از تقسیم تولید ناخالص کل هر بخش بر تعداد نیروی کار شاغل در آن بخش محاسبه شده است.

جدول ۲. تأثیر اجرای سناریوها بر ساختار فعالیت‌های اقتصادی استان اصفهان (درصد تغییرات)

بخش‌های اقتصادی	سناریوی اول (کاهش ۱۰ درصدی هزینه حمل‌ونقل)			سناریوی دوم (کاهش ۳۰ درصدی هزینه حمل‌ونقل)		
	تعداد نیروی کار	تولید ناخالص کار	بهره‌وری کار	تعداد نیروی کار	تولید ناخالص کار	بهره‌وری کار
کشاورزی	۱/۰۱۴۲	۱/۰۱۳۶۳	-/۹۹۹۵	۱/۰۳۴۴۷	۱/۰۲۵۵	-/۹۹۹۱
معدن	۱/۰۳۱۱	۱/۰۲۶۸	-/۹۹۵۸	۱/۰۶۲۱	۱/۰۴۹۹	-/۹۸۸۴
فرآوری مواد غذایی	۱/۰۲۸۳	۱/۰۱۹۵۱	-/۹۹۱۵	۱/۰۵۶۹۱	۱/۰۴۰۹	-/۹۸۴۹
منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی	۱/۰۲۹۹	۱/۰۳۰۴۵	۱/۰۰۰۵	۱/۰۵۶۵۷	۱/۰۵۹۸	۱/۰۰۰۳
سایر محصولات صنعتی	۱/۰۳۹۳	۱/۰۳۳۹	-/۹۹۴۸	۱/۰۷۴۷	۱/۰۶۶۵	-/۹۹۹۲
محصولات فلزی	۱/۰۳۱۷	۱/۰۳۲۱	۱/۰۰۰۴	۱/۰۶۳۴	۱/۰۶۵۹	۱/۰۰۰۲
ماشین‌آلات و تجهیزات الکترونیکی	۱/۰۱۶۳	۱/۰۱۸۸	۱/۰۰۲۵	۱/۰۳۵۸	۱/۰۳۹۷	۱/۰۰۰۴
تجهیزات حمل‌ونقل	۱/۰۲۰۹	۱/۰۱۵۸	-/۹۹۵۰	۱/۰۵۵۹	۱/۰۳۴	-/۹۷۹
تأمین آب، برق و گاز طبیعی	۱/۰۱۴۹	۱/۰۱۳۹	-/۹۹۹۰	۱/۰۳۵۶	۱/۰۳۳۹	-/۹۹۹۸
ساختمان	۱/۰۲۰۱	۱/۰۲۵۴۵	۱/۰۰۵۲	۱/۰۳۵۷	۱/۰۴۹۷	۱/۰۱۴
تجاری	۱/۰۲۴۵	۱/۰۲۶۵	۱/۰۰۲۰	۱/۰۳۴۹	۱/۰۳۸۵	۱/۰۰۰۳
اطلاعات و ارتباطات	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
واسطه‌گری‌های مالی	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
املاک و مستغلات	۱/۰۱۳۶	۱/۰۱۲۹	-/۹۹۹۴	۱/۰۳۴۲	۱/۰۱۷۱	-/۹۸۳
خدمات عمومی	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
حمل‌ونقل	-/۹۷۰۲	-/۹۸۰۷	۱/۰۱۰۸	-/۹۶۱۱	-/۹۷۸۹	۱/۰۱۹
سایر خدمات	۱/۰۱۰۸	۱/۰۱۲۶۵	۱/۰۰۱۸	۱/۰۱۰۱۷	۱/۰۱۸۵	۱/۰۰۰۸

مطابق با جدول، تحت هر دو سناریو با کاهش هزینه حمل‌ونقل، در برخی بخش‌های اقتصادی استان افزایش بهره‌وری نیروی کار (شامل: محصولات فلزی، منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی، ساختمان، ماشین‌آلات و تجهیزات الکترونیکی، تجاری، سایر خدمات و حمل‌ونقل) و در برخی دیگر کاهش بهره‌وری (شامل کشاورزی، فرآوری مواد غذایی، سایر محصولات صنعتی، تجهیزات حمل‌ونقل، معدن، تأمین آب، برق و گاز طبیعی و املاک و مستغلات) مشاهده می‌شود. کاهش بهره‌وری نیروی کار در این بخش‌ها حاکی از افزایش بیشتر نیروی کار شاغل در مقایسه با افزایش تولید آن بخش است که از دلایل احتمالی این مسئله که

۱. معادلات (۱) و (۲) در بلوک «ارزش افزوده»؛ معادله (۶) در بلوک «کالاهای مرکب واسطه‌ای»؛ معادلات (۱۳)، (۱۴)، (۱۵) و (۱۶) در بلوک «واردات» از فرآیند حداکثرسازی سود بنگاه حاصل شده است.



در تصریح مدل نیز نشان داده شده، آن است که چون نیروی کار تنها یکی از عوامل تولید مورد استفاده در فرآیند تولید است و نهاده‌های واسطه‌ای و سرمایه نیز در فرآیند تولید حضور دارند، بنابراین ممکن است نیروی کار نتواند تولید را چندان افزایش دهد، حتی اگر شبیه‌سازی، افزایش در اشتغال نیروی کار را نشان دهد. در بخش‌های واسطه‌گری‌های مالی، اطلاعات و ارتباطات و خدمات عمومی نیز هیچ تغییری در بهره‌وری نیروی کار مشاهده نمی‌شود.

جدول (۳)، نتایج حاصل از اجرای سناریوها را بر متغیرهای کلان استان اصفهان (تعداد نیروی کار شاغل، تولید ناخالص کل و بهره‌وری نیروی کار) نشان می‌دهد. مطابق با جدول، تحت هر دو سناریوی مورد بررسی، کاهش هزینه حمل و نقل در استان اصفهان منجر به افزایش اشتغال و تولید ناخالص کل در این استان می‌شود. درصد افزایش در اشتغال استان، تحت سناریوی اول برابر با ۱/۷ درصد و تحت سناریوی دوم برابر با ۳/۱ درصد و درصد افزایش در تولید ناخالص کل استان، تحت سناریوی اول برابر با ۲/۳ درصد و تحت سناریوی دوم برابر با ۴/۲ درصد می‌باشد. همچنین مطابق با جدول، تحت هر دو سناریو با کاهش هزینه حمل و نقل در استان، افزایش بهره‌وری نیروی کار رخ می‌دهد.

جدول ۳. تأثیر اجرای سناریوها بر متغیرهای کلان استان اصفهان (درصد تغییرات)

مقادیر	متغیرهای کلان	سناریوها
۱/۰۱۷۴	اشتغال کل	سناریوی اول
۱/۰۲۳۱	تولید ناخالص کل	(کاهش ۱۰ درصدی هزینه حمل و نقل)
۱/۰۰۵۶	تولید ناخالص به ازای هر واحد نیروی کار (بهره‌وری نیروی کار)	
۱/۰۳۱۴	اشتغال کل	سناریوی دوم
۱/۰۴۱۵	تولید ناخالص کل	(کاهش ۳۰ درصدی هزینه حمل و نقل)
۱/۰۰۹۷	تولید ناخالص به ازای هر واحد نیروی کار (بهره‌وری نیروی کار)	

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر با طراحی و ساخت یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) دو منطقه‌ای (استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی) که به‌طور گسترده‌ای بر تئوری جغرافیای اقتصادی جدید (NEG) مبتنی است، اثرات اقتصادی ناشی از ایجاد مرکز لجستیک در استان اصفهان بر این استان تحت دو سناریوی کاهش ۱۰ و ۳۰ درصدی هزینه حمل و نقل مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر آن است که در نتیجه اعمال این سیاست لجستیکی و تحت هر دو سناریوی مورد بررسی، از یکسو، تجمیع صنایع کارخانه‌ای در استان اصفهان به وضوح مشاهده می‌شود و از سوی دیگر، روندی کاهشی در تعداد بنگاه‌های این صنایع (اثر پراکنش) در سایر اقتصاد ملی رخ دهد؛ به عبارت دیگر، افزایش تعداد بنگاه‌های این صنایع در استان اصفهان در نتیجه کاهش تعداد بنگاه‌ها در سایر اقتصاد ملی به وقوع می‌پیوندد. این نتیجه با نتایج حاصل

از مطالعات فری (۲۰۱۶)؛ شهنازی و دهقان شبانی (۱۳۹۵) و مینرو و اتاویانا (۲۰۰۹) مطابقت دارد. هم چنین نتایج پژوهش حاکی از آن است که تحت هردو سناریوی مورد بررسی، ایجاد مرکز لجستیک در استان اصفهان منجر به افزایش تعداد نیروی کار شاغل و تولید ناخالص کل در بیشتر بخش‌های اقتصادی استان می‌شود؛ اگرچه در برخی بخش‌های اقتصادی استان افزایش بهره‌وری نیروی کار و در برخی دیگر کاهش بهره‌وری رخ می‌دهد. نتایج حاصل از اجرای سناریوهای پژوهش بر متغیرهای کلان این استان نیز بیانگر افزایش اشتغال، تولید ناخالص کل و بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. درصد افزایش در اشتغال استان، تحت سناریوی اول برابر با ۱/۷ درصد و تحت سناریوی دوم برابر با ۳/۱ درصد و درصد افزایش در تولید ناخالص کل استان، تحت سناریوی اول برابر با ۲/۳ درصد و تحت سناریوی دوم برابر با ۴/۲ درصد است. این نتیجه با نتایج حاصل از مطالعات پیرانی و مؤیدفر (۱۳۹۵)؛ تبعه‌ایزدی (۱۳۹۳)؛ دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۴)؛ فرمند و بدری (۱۳۹۱)؛ دهقان شبانی (۱۳۹۱)؛ کیو و وانگ (۲۰۱۷)؛ لان، یانگ و هوآنگ (۲۰۱۷)؛ الشاهوانی، حداد و لاهر (۲۰۱۶)؛ فری (۲۰۱۶)؛ هایالوگلو (۲۰۱۵)؛ باری (۲۰۱۳) و مینرو و اتاویانا (۲۰۰۹) مطابقت دارد.

از آنجاکه مطابق با نتایج پژوهش، احداث مرکز لجستیک در این استان منجر به تجمیع بنگاه‌ها (از سایر استان‌های کشور) می‌شود و ازسوی دیگر، از جمله موارد مطرح شده در بسته پیشنهادی وزارت نیرو برای احیای رودخانه زاینده رود و اشتغال‌زایی در شرق استان (با توجه به مشکلات مربوط به عدم تأمین آب مورد نیاز بخش کشاورزی در این بخش از استان)، ایجاد مرکز لجستیک است، با توجه به شرایط بحرانی این استان از هر دو منظر آلودگی‌های زیست محیطی و معضلات کم‌آبی، بنابراین برای آنکه راه کار پیشنهادی بتواند معضل کمبود آب استان را به‌نحو مطلوبی برطرف کند، پیشنهاد می‌شود که در صورت احداث مرکز لجستیک، بر روی تجمیع صنایع آب‌بر و آلاینده در این استان محدودیت‌های جدی ای (از جمله: شدت تجمیع و مکان استقرار) اعمال گردد. هم چنین برای آنکه این استان بتواند از دستاوردهای مثبت حاصل از اجرای این سیاست لجستیکی حداکثر استفاده ممکن را داشته باشد، پیشنهاد می‌شود که تجمیع صنایع مورد نیاز استان که می‌تواند در جهت تقویت عملکرد مرکز لجستیک نیز عمل کند (صنایع ریلی)، مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

از آنجاکه مطابق با سند آمایش مراکز لجستیک کشور (۱۳۹۷) در مجموع احداث ۵۸ مرکز لجستیک در کشور مشخص و پیشنهاد شده است و در مقاله حاضر، تنها به ارزیابی اثرات اقتصادی ناشی از احداث مرکز لجستیک در استان اصفهان پرداخته شده است که در نتیجه آن مطابق با نتایج حاصل از برآورد مدل CGE پژوهش، بخش عمده منافع ناشی از احداث این مراکز فقط به استان اصفهان اختصاص می‌یابد، بنابراین ارزیابی اثرات اقتصادی ناشی از احداث مراکز لجستیک در سایر استان‌ها به‌عنوان تحقیقات آتی به پژوهشگران پیشنهاد می‌گردد. هم

چنین با توجه به اینکه اثرات سرریز ناشی از احداث این مراکز به سایر مناطق در بلندمدت به صورت کامل به وقوع می پیوندد، بنابراین از دیگر مواردی که می تواند به عنوان تحقیقات آتی انجام شود، ارزیابی تأثیرات ناشی از احداث این مراکز با استفاده از مدل های تعادل عمومی بلندمدت می باشد.

## منابع

۱. اعظمی، سمیه؛ جلیلیان، ساجده و احمدی، مریم (۱۳۹۵). تخمین همزمان مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس در صنایع کارخانه ای ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۲۵، ۱۸۳-۲۱۵.
۲. اکبری مقدم، بیتاله (۱۳۸۴). آزادسازی اقتصادی در ایران (یک تحلیل کلان بر پایه مدل تعادل عمومی محاسباتی (CGE). پایان نامه دکتری. مازندران: دانشگاه مازندران: دانشکده علوم اداری و اقتصاد: گروه اقتصاد.
۳. پیرانی، طاهره و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۹۵). بررسی اثرات صرفه های ناشی از تجمع های صنعتی بر رشد اقتصادی در استان های ایران (۱۳۸۹-۱۳۷۹). *فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۱)، ۱۶۵-۱۸۹.
۴. تبعه ایزدی، امین (۱۳۹۳). طراحی یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه جهت تعیین اولویت های سرمایه گذاری در زیرساخت های حمل و نقل ایران. پایان نامه دکتری. اهواز: دانشگاه شهید چمران: دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی.
۵. جلائی پیکانی، اعظم (۱۴۰۱). امکان سنجی تشکیل مرکز لجستیک در استان اصفهان و ارزیابی اثرات آن بر اقتصاد منطقه ای مبتنی بر مدل تعادل عمومی قابل محاسبه دو منطقه ای. پایان نامه دکتری. اصفهان: دانشگاه اصفهان: دانشکده علوم اداری و اقتصاد: گروه اقتصاد.
۶. چهرقانی، احمد و زراءنژاد، منصور (۱۳۹۸). بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE). *فصل نامه علمی، پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، ۹(۳۶): ۱۰۹-۱۲۸.
۷. خسروی، مهدی؛ مهرابی بشرآبادی، حسین؛ احمدیان، اعظم و جلائی اسفندآبادی، عبدالمجید (۱۳۹۶). شبیه سازی اثر شوک های کلان اقتصادی بر بخش کشاورزی ایران: ره یافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران (مجله علوم کشاورزی ایران)*، ۴۸(۴): ۵۷۳-۵۸۷.
۸. خیابانی، ناصر و امیری، حسین (۱۳۹۳). جایگاه سیاست های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل های DSGE. *پژوهش نامه اقتصادی*، ۱۴(۵۴): ۱۳۳-۱۷۳.

۹. دشتی، نادر؛ یاوری، کاظم و صباغ، مجید (۱۳۹۵). تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنعت ایران با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۶(۱): ۱۰۱-۱۲۸.
۱۰. دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۸، ۲۳-۵۵.
۱۱. دهقان شبانی، زهرا و اکبری، نعمت اله (۱۳۹۴). فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵(۲): ۲۰۳-۲۲۲.
۱۲. سحابی، بهرام؛ آشنا، ملیحه و ذبیحی، مریم (۱۳۹۳). بازدهی به مقیاس و پیشرفت فنی زیربخش‌های صنعت ایران: کاربردی از مدل دایورت فاکس. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۱(۳): ۱۰۵-۱۲۳.
۱۳. شهنازی، روح‌اله و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۵). تحلیل تأثیر زیرساخت‌های حمل‌ونقل بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۱(۴): ۸۸۷-۹۰۸.
۱۴. فرهمند، شکوفه و بدری، فروزنده السادات (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین تجمیع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا - اقیانوسیه. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۵: ۱۳۹-۱۵۸.
۱۵. متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاه مرادی، اصغر و کمیحانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۴): ۸۷-۱۱۶.
۱۶. مرادی، علیرضا و مستشاری، فرهنگ (۱۳۹۳). تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری با استفاده از مکانیزم تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۴: ۱۹-۲۹.
۱۷. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران (۱۳۹۶). بررسی ضرورت ایجاد هاب و مراکز لجستیکی در ایران. قابل دسترس در سایت: <http://rc.majlis.ir/fa/report/show/1027387>.
۱۸. مشیری، سعید؛ باقری پرمهر، شعله و موسوی‌نیک، هادی (۱۳۹۰). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۵): ۶۹-۹۰.
۱۹. معاونت حمل‌ونقل وزارت راه و شهرسازی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۷). سند آمایش مراکز لجستیک کشور. دفتر طرح جامع و مدل‌های حمل‌ونقل.
۲۰. مهدوی، روح‌اله (۱۳۹۳). ارزیابی سیاست‌های مکمل اصلاح قیمت انرژی در بخش حمل‌ونقل: الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۱۲): ۱۴۵-۱۷۸.

21. Ballis, A. & Mavrotas, G. (2007). Freight village design using the multicriteria method PROMETHEE. *Operational Research*, 7(2), 213-232.
22. Barry, M. P. (2013). U.S. global logistics and transport: a computable general equilibrium model. *Global Journal of Human-Social Science Research*, 13(3), 61-71.
23. Bröcker, J., Artem, K., & Schürmann, C. (2010). Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects. *Transportation Research Part B: Methodological*, 44(7), 795-811.
24. Ding, J. F. (2013). Applying an integrated fuzzy MCDM method to select hub location for global shipping carrier-based logistics service providers. *WSEAS Transactions on Information Science and Applications*, 10(2), 47-57.
25. Dixit, A., & Stiglitz, J. (1977). Monopolistic competition and optimal product diversity. *American Economic Review*, 67: 297-308.
26. Ebadi, J. & Mosavi, S. (2006). The economies of scale in Iran manufacturing establishments. *Iranian Economic Review*, 11(15), 143-170.
27. Elshahawany, D. N., Haddad, E. A., & Lahr, M. L. (2017). Accessibility, transportation cost, and regional growth: a case study for Egypt. *Middle East Development Journal*, 9(2), 256-277.
28. Flôres, R. G. (1997). The gains from MERCOSUL: a general equilibrium, imperfect competition evaluation. *Journal of Policy Modeling*, 19(1), 1-18.
29. Frye, D. (2014). Transportation networks and the geographic concentration of industry. Center for Economic Analysis, Department of Economics, University of Colorado at Boulder.
30. Fujita, M., & Krugman, P. (1995). When is the economy monocentric?: von Thünen and Chamberlin unified. *Regional Science and Urban Economics*, 25, 505-528.
31. Fujita, M., Krugman, P., & Venables, A. J. (1999). *The spatial economy (cities, regions, and international trade)*. London, England, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
32. Fujita, M., & Mori, T. (2005a). Frontiers of the new economic geography. *Papers in Regional Science*, 84(3), 377-405.
33. Fujita, M., & Mori, T. (2005b). Transport development and the evolution of economic geography. Discussion Paper, 21, Institute of Developing Economies (IDE).
34. Gao, M., & Dong, M. (2012). Analysis of logistics center location-selecting based on GIS-take Li county as an example. *Advanced Materials Research*, 569, 804-807.
35. Hayalouglu, P. (2015). The impact of developments in the logistics sector on economic growth: The case of OECD countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(2), 523-530.

36. Helpman, E. (1998). The size of regions, *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 33-54.
37. Hosoe, N., Gasawa, K., & Hashimoto, H. (2010). *Textbook of Computable General Equilibrium Modelling (Programming and Simulations)*. UK: Palgrave Macmillan Press.
38. Ishiguro, K., & Inamura, H. (2005). Identification and elimination of barriers in the operations and management of maritime transportation. *Research in Transportation Economics*, 13, 337-368.
39. Jalaee, A., Akbari, N., & Saffari, B. (2021). An analysis of the logistics hub location in Isfahan province using the logistics network cost minimization approach in GIS environment. *Iranian Journal of Economic Studies*, 10(1), 265-293.
40. Jorgensen, A. (2007). Presentation: a perspective on freight transport in South Africa. 6 September 2007. Johannesburg.
41. Krugman, P. (1991b). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
42. Krugman, P. (1993). On the number and location of cities. *European Economic Review*, 37, 293-298.
43. Lan, S., Yang, C., & Huang, G. Q. (2017). Data analysis for metropolitan economic and logistics development. *Advanced Engineering Informatics*, 32(3), 66-76.
44. Liu, X., Guo, X., & Zhao, X. (2012). Study on logistics center site selection of Jilin province. *Journal of Software*, 7(8), 1799-1806.
45. Martin, P., & Ottaviano, G. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 42, 947-968.
46. McCann, P. (2005). Transport costs and new economic geography. *Journal of Economic Geography*, 5: 305-318.
47. Minerva, G. A., & Ottaviano, G. I. P. (2009). Endogenous Growth Theories: Agglomeration Benefits and Transportation Costs. *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.
48. Mori, T. (1997). A modeling of megalopolis formation: the maturing of city systems. *Journal of Urban Economics*, 42, 133-157.
49. Mori, T. (2012). Increasing returns in transportation and the formation of hubs. *Journal of Economic Geography*, 12, 877-897.
50. Ottaviano, G., & Thisse, J. F. (2003). Agglomeration and economic geography. In *Handbook of regional and urban economics*, Elsevier, 4, 2563-2608.
51. Sakamoto, H. (2012). CGE analysis of transportation cost and regional economy: east Asia and northern Kyushu. *Regional Science Inquiry Journal*, 4(1), 121-140.
52. Tabuchi, T. (1998). Urban agglomeration and dispersion. *Journal of Urban Economics*, 44, 333-351.

53. Ueda, T., Koike, A., Yamaguchi, K., & Tsuchiya, K. (2005). Spatial benefit incidence analysis of airport capacity expansion: application of SCGE model to the Haneda project. *Research in Transportation Economics*, 13, 165–196.
54. Uyanik, C., Tuzkaya, G., & Oguztimur, S. (2018). A literature survey on logistics centers' location selection problem. *Sigma Journal of Engineering and Natural Sciences*, 36(1), 141-160.
55. World Bank. (2020). Aggregated LPI 2012-2018. Retrieved from: <https://lpi.worldbank.org>.
56. Xu, X., & Wang, Y. (2017). Study on spatial spillover effects of logistics industry development for economic growth in the Yangtze river delta city cluster based on spatial Durbin model. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(12), 1-13.
57. Yang, Q., & Meng, L. (2016). Analytic hierarchy process (AHP) in the application of logistics center location selection process. 4th International Conference on Mechanical Materials and Manufacturing Engine.

## پیوست

۱. بلوک ارزش افزوده (CES)

$$L_{r,j} = \left( \alpha_{r,j}^{FCL} \frac{PFC_{r,j}}{PL_{r,j}} \right)^{-\sigma_j^{FC}} \left( \gamma_{r,j}^{FC} \right)^{-\sigma_j^{FC}-1} FC_{r,j} \quad (۱)$$

$$K_{r,j} = \left( \alpha_{r,j}^{FCK} \frac{PFC_{r,j}}{PK_{r,j}} \right)^{-\sigma_j^{FC}} \left( \gamma_{r,j}^{FC} \right)^{-\sigma_j^{FC}-1} FC_{r,j} \quad (۲)$$

$$PL_{r,j} = PL_{r,j}^* \quad (۳)$$

$$K_{r,j} = K_{r,j}^* \quad (۴)$$

$$XM_{s,ii,r,j} = \left( \alpha_{s,ii,r,j}^{ZXM} \frac{PZM_{r,ii,j}}{PD_{s,ii}(1+txm_{s,r,j})} \right)^{-\sigma_{r,j}^{XM}} \left( \gamma_{r,ii,j}^{ZM} \right)^{-\sigma_{r,j}^{XM}-1} ZM_{r,ii,j} \quad (۵)$$

۲. بلوک کالاهای مرکب واسطه‌ای (CES)

$$XM_{s,ii,r,j} = \left( \alpha_{s,ii,r,j}^{ZXM} \frac{PZM_{r,ii,j}}{PD_{s,ii}(1+txm_{s,r,j})} \right)^{-\sigma_{r,j}^{XM}} \left( \gamma_{r,ii,j}^{ZM} \right)^{-\sigma_{r,j}^{XM}-1} ZM_{r,ii,j} \quad (۶)$$

$$PD_{r,trans} XM_{r,trans,s,j} = txm_{r,s,j} \sum_{ii} PD_{r,ii} XM_{r,ii,s,j} \quad (۷)$$

$$PZM_{r,ii,j} ZM_{r,ii,j} = \sum_s PD_{s,ii} (1+txm_{s,r,j}) XM_{s,ii,r,j} \quad (۸)$$

۱. این معادله بیانگر تابع هزینه واحد تولید عامل اولیه مرکب است که از شرط سود صفر بنگاه به دست می‌آید.

۲. این معادله بیانگر آن است که با تغییر تعداد بنگاه‌ها در هر منطقه، نیروی کار قادر به جابه‌جایی بین بخش‌های اقتصادی و مناطق می‌باشد.

۳. این معادله نشان می‌دهد که سرمایه نمی‌تواند بین بخش‌های اقتصادی و مناطق جابه‌جا شود.

۴. این معادله بیانگر شرط سود صفر بنگاه در تولید کالای مرکب واسطه‌ای با استفاده از کالاهای واسطه‌ای تولیدشده در داخل و خارج از منطقه است. به عبارت دیگر، این معادله مبین قضیه اویلر می‌باشد؛ به این معنا که چون تابع تولید CES یک تابع همگن از درجه یک است، بنابراین مطابق با این قضیه، ارزش محصول تولیدی برابر با حاصل جمع ارزش نهاده‌های تولیدی به کار رفته در آن می‌باشد. استدلال مشابهی را می‌توان برای معادلات (۳)، (۱۱)، (۱۷) و (۱۸)، مطرح کرد.

۵. در این مدل، مانند بیشتر مدل‌های CGE مورد استفاده برای کشور ایران، فرض شده است که ایران یک «کشور کوچک» است و گیرنده قیمت‌های جهانی واردات در سطح ثابتی می‌باشد. از نمونه این مطالعات می‌توان به چهرقانی و زراءنژاد (۱۳۹۸) و خوشکلام (۱۳۹۳)، اشاره کرد.



۳. بلوک کالاهای مرکب (لئونتیف)

$$FC_{r,j} = \delta_{r,j}^{FC} Y_{r,j} \quad (۹)$$

$$ZM_{r,ii,j} = \delta_{r,ii,j}^{ZM} Y_{r,j} \quad (۱۰)$$

$$PY_{r,j} Y_{r,j} = PFC_{r,j} FC_{r,j} + \sum_{ii} PZM_{r,ii,j} ZM_{r,ii,j} \quad (۱۱)$$

۴. بلوک واردات (CES)

$$PM_{r,j} = PM_{r,j}^* \quad (۱۲)$$

$$Y_{r,j1} = \left( \alpha_{r,j1}^{QY} \frac{PQ_{r,j1}}{PY_{r,j1}} \right)^{-\sigma_{j1}^M} (\gamma_{r,j1}^Q)^{-\sigma_{j1}^M - 1} Q_{r,j1} \quad (۱۳)$$

$$Y_{r,j2} = \left( \alpha_{r,j2}^{QY} \frac{PQ_{r,j2}}{PY_{r,j2}} \right)^{-\sigma_{j2}^M} (\gamma_{r,j2}^Q)^{-\sigma_{j2}^M - 1} (Q_{r,j2} + FIX_{r,j2}^*) \quad (۱۴)$$

$$M_{r,j1} = \left( \alpha_{r,j1}^{QM} \frac{PQ_{r,j1}}{PM_{r,j1}(1+mtax_{r,j1})} \right)^{-\sigma_{j1}^M} (\gamma_{r,j1}^Q)^{-\sigma_{j1}^M - 1} Q_{r,j1} \quad (۱۵)$$

$$M_{r,j2} = \left( \alpha_{r,j2}^{QM} \frac{PQ_{r,j2}}{PM_{r,j2}(1+mtax_{r,j2})} \right)^{-\sigma_{j2}^M} (\gamma_{r,j2}^Q)^{-\sigma_{j2}^M - 1} (Q_{r,j2} + FIX_{r,j2}^*) \quad (۱۶)$$

$$PQ_{r,j1} Q_{r,j1} = PY_{r,j1} Y_{r,j1} + PM_{r,j1} (1+mtax_{r,j1}) M_{r,j1} \quad (۱۷)$$

$$PQ_{r,j2} Q_{r,j2} + FIX_{r,j2}^* = PY_{r,j2} Y_{r,j2} + PM_{r,j2} (1+mtax_{r,j2}) M_{r,j2} \quad (۱۸)$$

۵. بلوک شرایط تسویه بازار

$$\frac{PD_{r,j2}}{(1+ntax_{r,j2})} Q_{r,j2} = PQ_{r,j2} Q_{r,j2} + FIX_{r,j2}^* \quad (۱۹)$$

$$PA_{r,j2} = \frac{\sigma_{r,j2}}{(1+\sigma_{r,j2})} PQ_{r,j2} \quad (۲۰)$$

$$PD_{r,j1} = PQ_{r,j1} (1+ntax_{r,j1}) \quad (۲۱)$$

۱. همان‌طور که پیشتر ذکر شد، درآمد خانوار برابر با حاصل جمع درآمدهای عوامل تولید در نظر گرفته شده است. از آنجاکه بخشی از عایدی سرمایه (شامل: منابع حاصل از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و درآمدهای حاصل از مالکیت و انحصارات دولت) متعلق به بخش دولتی می‌باشد، بنابراین در مدل، کسری از آن در درآمد خانوار منظور شده است.

$$PD_{r,j2} = PA_{r,j2} N^{\frac{1}{1+\sigma_{r,j2}}} (1 + ntax_{r,j1}) \quad (22)$$

$$D_{r,i} = Q_{r,i} - E_{r,i} \quad (23)$$

$$D_{r,j} = \sum_s PC_{r,s,i} + \sum_s GC_{r,s,i} + \sum_s IV_{r,s,i} + \sum_s IN_{r,s,i} + \sum_s \sum_j XM_{r,j,s,i} \quad (24)$$

۶. بلوک صادرات (برونزا)

$$PE^*_{r,ii} = PD_{r,ii} (1 + te_r) \quad (25)$$

$$E_{r,i} = E^*_{r,i} \quad (26)$$

$$PD_{r,trans} E_{r,trans} = te_r \sum_{ii} PD_{r,ii} E_{r,ii} \quad (27)$$

۷. بلوک مصرف خانوار

$$PPC_{r,s,ii} = PD_{r,ii} (1 + tpc_{r,s}) \quad (28)$$

$$PPC_{s,r,ii} PC_{s,r,ii} = \alpha^{PC}_{s,r,ii} (1 - itax_r - psr_r) INCOME_r \quad (29)$$

$$PD_{r,trans} PC_{r,s,trans} = tpc_{r,s} \sum_{ii} PD_{r,ii} PC_{r,s,ii} \quad (30)$$

$$INCOME_r = \sum_j PL_{r,j} L_{r,j} + (1 - \lambda_r) \sum_j PK_{r,j} K_{r,j} \quad (31)$$

۸. بلوک مخارج دولت

$$PGC_{r,s,ii} = PD_{r,ii} (1 + tgc_{r,s}) \quad (32)$$

$$PGC_{s,r,ii} GC_{s,r,ii} = \alpha^{GC}_{s,r,ii} (1 - gsr_r) GOINCO_r \quad (33)$$

$$PD_{r,trans} GC_{r,s,trans} = tgc_{r,s} \sum_{ii} PD_{r,ii} GC_{r,s,ii} \quad (34)$$

$$GOINCO_r = itax_r INCOME_r + \sum_j mtax_{r,j} PM_{r,j} M_{r,j} \quad (35)$$

$$+ \sum_j \frac{ntax_{r,j}}{1 + ntax_{r,j}} PD_{r,j} Q_{r,j} + \sum_j PK_{r,j} K_{r,j} \lambda_r$$

۹. بلوک سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

$$PIV_{r,s,ii} = PD_{r,ii} (1 + tiv_{r,s}) \quad (36)$$

۱. درآمد دولت از حاصل جمع درآمدهای حاصل از انواع مختلف مالیات‌ها و عوامل تولید (بخشی از عایدی سرمایه)، محاسبه شده است.

## 2. Domestic Goods

$$PIV_{s,r,ii} IV_{s,r,ii} = \alpha_{s,r,ii}^{IV} \left( INVEST_r - \sum_w \sum_j PD_{w,j} IN_{w,r,j} - FTR_r^* \right) \quad (۳۷)$$

$$PD_{r,trans} IV_{r,s,trans} = tiv_{r,s} \sum_{ii} PD_{r,ii} IV_{r,s,ii} \quad (۳۸)$$

$$INVEST_r = psr_r INCOME_r + gsr_r GOINCC_r \quad (۳۹)$$

۱۰. بلوک موجودی انبار

$$IN_{r,s,j} = IN_{r,s,i}^* \quad (۴۰)$$

الف) پارامترها	$\gamma FCr_j$ : پارامتر بهره‌وری ارزش افزوده
$mtaxr_i$ : نرخ تعرفه کالاهای وارداتی؛	(عامل اولیه مرکب) در تابع تولید؛
$ntaxr_i$ : نرخ مالیات بر ارزش افزوده کالاها؛	$\alpha ZXMr_{i,s}$ : پارامتر سهم کالاهای واسطه‌ای در تابع تولید؛
$itaxr$ : نرخ مالیات‌های مستقیم خانوار؛	$\gamma ZMr_{i,s}$ : پارامتر بهره‌وری کالاهای مرکب واسطه‌ای در تابع تولید؛
$psrr$ : نرخ پس انداز خانوار؛	$\delta FCr_j$ : پارامتر سهم عامل اولیه مرکب در تابع تولید لئونتیف؛
$gsrr$ : نرخ پس انداز دولت؛	$\delta ZMr_{i,s}$ : پارامتر سهم کالاهای مرکب واسطه‌ای در تابع تولید لئونتیف؛
$\lambda r$ : سهم دولت از عایدی سرمایه؛	$\alpha QYr_j$ : پارامتر سهم کالاهای واسطه‌ای داخلی؛
$tpcr,s$ : نرخ هزینه حمل‌ونقل برای تقاضای مصرفی خانوار؛	$\alpha QMr_j$ : پارامتر سهم کالاهای واسطه‌ای وارداتی؛
$tgcr,s$ : نرخ هزینه حمل‌ونقل برای تقاضای بخش دولتی؛	$\gamma Qr_j$ : پارامتر بهره‌وری کالاهای نهایی (تجمیع شده)؛
$tivr,s$ : نرخ هزینه حمل‌ونقل برای تقاضای سرمایه‌گذاری؛	$\sigma FCr_j$ : کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه؛
$ter$ : نرخ هزینه حمل‌ونقل کالاهای صادراتی؛	$\sigma XMr_j$ : کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای؛
$txmr,s,j$ : نرخ هزینه حمل‌ونقل کالاهای واسطه‌ای؛	$\sigma Mr_j$ : کشش جانشینی بین کالاهای مرکب و کالاهای وارداتی؛
$\alpha PCr_{i,s}$ : پارامتر سهم کالاها در مصرف خانوار؛	$\sigma Qr_{j2}$ : کشش جانشینی بین کالاها (دیگزیت - استیگلیتز).
$\alpha GCr_{i,s}$ : پارامتر سهم کالاها در مخارج دولت؛	ب) متغیرهای درون‌زا
$\alpha IVr_{i,s}$ : پارامتر سهم کالاها در تقاضای سرمایه‌گذاری؛	$PCr_{i,s}$ : تقاضای مصرفی خانوار؛
$\alpha FCLr_j$ : پارامتر سهم نیروی کار در تابع تولید؛	$GCr_{i,s}$ : تقاضای مصرفی بخش دولتی؛
$\alpha FCKr_j$ : پارامتر سهم سرمایه در تابع تولید؛	$IVr_{i,s}$ : تقاضای سرمایه‌گذاری؛
	$INr_{i,s}$ : موجودی انبار؛
	$Lr_j$ : تقاضای نیروی کار بنگاه؛
	$Kr_j$ : تقاضای سرمایه بنگاه؛

1. Capital Income
2. Domestic Goods

FCr <sub>j</sub> : عامل اولیه مرکب؛	ج) متغیرهای برونزا
XMr <sub>i,s,j</sub> : کالاهای واسطه‌ای؛	PL*r <sub>j</sub> : قیمت نیروی کار؛
ZMr <sub>ii,j</sub> : کالاهای مرکب واسطه‌ای؛	K*r <sub>j</sub> : عرضه سرمایه؛
Yr <sub>j</sub> : کالاهای مرکب؛	E*r <sub>i</sub> : صادرات؛
Mr <sub>j</sub> : واردات؛	PM*r <sub>j</sub> : قیمت کالاهای وارداتی؛
Qr <sub>j</sub> : کالاهای نهایی (تجمیع شده)؛	PE*r <sub>ii</sub> : قیمت صادراتی کالاهای؛
Er <sub>i</sub> : صادرات؛	FLX*r <sub>j2</sub> : هزینه ثابت صنایع کارخانه‌های؛
Dr <sub>i</sub> : کالاهای داخلی <sup>۱</sup> ؛	IN*r <sub>s,i</sub> : موجودی انبار؛
Nr <sub>i2</sub> : تعداد بنگاه‌ها؛	FTR*r: نقل و انتقال‌های خارجی <sup>۲</sup> .
PLr <sub>j</sub> : قیمت نیروی کار؛	
PKr <sub>j</sub> : قیمت سرمایه؛	
PFCr <sub>j</sub> : قیمت عامل اولیه مرکب؛	
PZMr <sub>ii,j</sub> : قیمت کالاهای مرکب واسطه‌ای؛	
PYr <sub>j</sub> : قیمت کالاهای مرکب؛	
PMr <sub>j</sub> : قیمت کالاهای وارداتی؛	
PQr <sub>j</sub> : قیمت کالاهای نهایی (تجمیع شده)؛	
PAr <sub>j2</sub> : قیمت مارک‌آپ کالاهای؛	
PDr <sub>i</sub> : قیمت داخلی کالاهای؛	
PPCr <sub>s,ii</sub> : قیمت تقاضای مصرفی خانوار؛	
PGCr <sub>s,ii</sub> : قیمت تقاضای مصرفی بخش دولتی؛	
PIVr <sub>s,ii</sub> : قیمت تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی؛	
INCOMEr: درآمد خانوار؛	
GOINCOR: درآمد دولت؛	
INVESTr: سرمایه‌گذاری.	





انتشارات دانشگاه تهران

# تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیک: ۶۱۱۸-۲۵۸۹

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

## بی‌ثباتی در بازار غیررسمی ارز ایران: شکست ساختاری و پرش یا حافظه طولانی در تلاطم؟

مجتبی رستمی<sup>۱</sup>، مسلم نیلچی<sup>۲</sup>، محمد مهدی مومن‌زاده<sup>۳</sup>

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران، [Mojtabarostami1364@yahoo.com](mailto:Mojtabarostami1364@yahoo.com)

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

[Moslem.nilchi@gmail.com](mailto:Moslem.nilchi@gmail.com)

۳. گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران، [Momenzadeh2000@yahoo.com](mailto:Momenzadeh2000@yahoo.com)

### اطلاعات مقاله

### چکیده

#### نوع مقاله:

علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۲۳

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۳/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۳۰

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۵/۲۰

#### کلیدواژه‌ها:

پرش، تحریم‌های اقتصادی، تغییرات ناگهانی، تلاطم، نرخ ارز

#### طبقه‌بندی JEL:

C58, F51, F31

به نظر می‌رسد، تحریم‌های سنگین اقتصادی منشا بی‌ثباتی بازار غیررسمی ارز در دو دهه اخیر بوده است. این بی‌ثباتی می‌تواند نتیجه مقاومت بالای شوک‌های تلاطمی در جهت میرا شدن به سمت میانگین بلندمدت نرخ ارز باشد که پایداری بالای تلاطمی فرآیند را نشان می‌دهد. چنین پایداری در تلاطم‌های بازار غیررسمی ارز می‌تواند ناشی از تغییرات گسترده در واریانس بلندمدت به علت شکست‌های ساختاری یا وجود حافظه طولانی در بازده نرخ ارز باشد. پژوهش حاضر به دنبال ارائه چشم‌اندازی از این دو حالت و بررسی تأثیر جوانب مختلف آنها بر تلاطم ارز غیررسمی است. بدین منظور پایداری تلاطم نرخ ارز غیررسمی در سه حالت؛ داده‌های اصلی، داده‌های اصلی با شکست‌های ساختاری و داده‌های پالایش شده از پرش‌های جمعی و با شکست ساختاری در ترکیب با توابع خودهمبستگی نمایی (مدل GARCH و IGARCH) و هایپربولیک (مدل‌های FIGARCH)، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بازار غیررسمی ارز ایران تحت تأثیر پرش‌های جمعی و تغییرات ناگهانی در واریانس بازده می‌باشد. همچنین براساس معیارهای اطلاعاتی، مدل سازگار با داده‌ها، مدل FIGARCH(1,d,1) با داده‌های اصلی و در معرض شکست‌های ساختاری دوگانه در واریانس است که بیانگر ناپایداری شدید بازار غیررسمی ارز ایران بوده و تأثیر شکست‌های ساختاری ناشی از تحریم‌ها به‌طور عمده متوجه تلاطم بلندمدت یا تلاطم غیرشرطی می‌باشد. نتایج این مدل نشان دهنده آن است که پس از خروج یک جانبه آمریکا از برجام و بازگشت تحریم‌های اقتصادی پس از سال ۲۰۱۸، عدم قطعیت در بازار ارز غیررسمی نسبت به سال ۲۰۱۱ تشدید شده است.

رستمی، مجتبی؛ نیلچی، مسلم و مومن‌زاده، محمد مهدی (۱۴۰۲). بی‌ثباتی در بازار غیررسمی ارز ایران: شکست ساختاری و پرش یا حافظه طولانی در تلاطم؟. تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۱)، ۶۱-۹۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.



© نویسندگان

DOI:10.22059/jte.2023.93459

## ۱- مقدمه

پایداری<sup>۱</sup> نرخ ارز یک کشور به منظور بازتاب ثبات<sup>۲</sup> پولی مهم است<sup>۳</sup> و اطلاعات مفیدی در مورد پیامدهای سیاست‌ها در صورت وقوع شوک‌های ناگهانی ارائه می‌دهد (باروس<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۱). تلاطم<sup>۵</sup> نرخ ارز، تأثیرات فراگیری بر میزان پیش‌بینی پذیری تورم، تجارت بین‌المللی و قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی دارد. مندوزا<sup>۶</sup> (۲۰۱۲)، تلاطم نرخ ارز را عامل مهم تورمی در ترکیه و مکزیک توصیف کرده است. همچنین، افزایش تلاطم نرخ ارز به‌عنوان معیار ریسک، با افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاران و معامله‌گران ریسک‌گریز، میزان تجارت را کاهش می‌دهد (بیرن و دیویس<sup>۷</sup>، ۲۰۰۵). بنابراین، توصیف پویایی تلاطم نرخ‌های ارز یک ضرورت انکارناپذیر است.

عوامل گوناگونی همچون تغییرات در قیمت‌های جهانی نفت، جریان سرمایه بین‌المللی و عوامل سیاسی همانند تحریم‌های اقتصادی یکجانبه و چندجانبه علیه کشورهای در حال توسعه، ثبات ارزش پول کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهند (باشر<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۱۲؛ جونگوانیچ و کوهپایون، ۲۰۱۳ و وانگ<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۱۹). در دو دهه اخیر به‌دلیل برنامه هسته‌ای ایران، تحریم‌های تجاری و مالی بسیاری بر اقتصاد این کشور تحمیل شده، که با کاهش تجارت بین‌المللی، سرمایه‌گذاری و سرکوب پیوندهای مالی این کشور با جهان، بی‌ثباتی و تلاطم بالا در نرخ ارز غیررسمی این کشور را سبب شده است. با توجه به اینکه تلاطم بالای نرخ ارز در این کشور به پدیده‌ای رایج تبدیل شده است، این سوال مطرح است که چگونه می‌توان پویایی رفتار بازار ارز این کشور را مدل‌سازی کرد؟ مدل‌سازی مناسب می‌تواند به درک عوامل و فرآیندهای مؤثر بر این بازار کمک کند. در این مطالعه به‌طور ویژه به دنبال پاسخ این سوال هستیم که شوک‌ها چگونه در طول زمان بر تلاطم نرخ ارز غیررسمی تأثیر می‌گذارند؟ روش پذیرفته شده در این زمینه اندازه‌گیری پایداری<sup>۱۰</sup> تلاطم<sup>۱۰</sup> بازده نرخ ارز است. پایداری تلاطمی، چگونگی اثرگذاری اطلاعات موجود بر عدم قطعیت پیش‌بینی با افزایش افق پیش‌بینی را نشان می‌دهد. مدل

1. Persistence

2. Stability

۳. از لحاظ کاربردی دو کلمه بی‌ثباتی و پایداری در کاربردهای متفاوتی استفاده می‌شوند. مفهوم پایداری در ادبیات اقتصادسنجی به مقاومت برای بازگشت به مسیر تعادلی بلندمدت اشاره دارد و یک مفهوم اقتصادی قابل اندازه‌گیری است.

4. Barros

5. Volatility

6. Mendoza

7. Byrne &amp; Davis

8. Basher

9. Wang

10. Persistence of Volatility



[G]ARCH، که توسط انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) و بالرسلیف<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) توسعه یافته، ابزار مفیدی برای اندازه‌گیری درجه پایداری تلاطمی است. با این حال، از زمان دیبولد<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) و لامورثوکس و لاسترایس<sup>۴</sup> (۱۹۹۰)، این موضوع که اگر در طول نمونه، در واریانس بازده تغییرات ناگهانی روی دهد، منجر به تخمین بالا برای پایداری تلاطم خواهد شد؛ مطرح بوده است. همچنین، هیلبراند<sup>۵</sup> (۲۰۰۵) و کرامر و آزامو<sup>۶</sup> (۲۰۰۷)، از نظر فنی نشان داده‌اند که نادیده گرفتن شکست ساختاری در واریانس، منجر به همگرایی ضریب پایداری تلاطمی به یک یا اریب به سمت بالای تخمین آن خواهد شد. بنابراین، مدل‌سازی مناسب تلاطم با استفاده از مدل‌های GARCH، مستلزم پیش‌بینی و تشخیص سریع شکست‌های ساختاری در واریانس بازده می‌باشد. کاری که به هیچ وجه ساده نیست و شامل ملاحظات زیادی مانند مدل‌سازی درون‌زا یا برون‌زای شکست‌های ساختاری است. افزون بر این، فاقد نظریه‌ای است که توضیح دهد چرا و چگونه ممکن است تغییر در پارامترها وجود داشته باشد (مورانا و بلتراتی<sup>۷</sup>، ۲۰۰۴). استفاده از یک جایگزینی محتمل و ساده‌تر، با بررسی این تفسیر که رفتار IGARCH به‌عنوان یک ویژگی جعلی و تقریبی از رفتار واقعی حافظه طولانی‌مدت<sup>۸</sup> صورت گرفته. در حالی که پایداری در مدل IGARCH، با نامیرایی نمایی در خودهمبستگی واریانس شرطی مرتبط است (انگل و بالرسلیف<sup>۹</sup>، ۱۹۸۶)، حافظه طولانی در فرآیندهای تلاطم به مدل‌هایی نیاز دارد که پایداری تلاطمی را در افق‌های طولانی تطبیق دهند. در این زمینه، دیبولد و اینو<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۹)، پیشنهاد می‌کنند که حافظه طولانی ممکن است توصیف مفیدی به ویژه برای اهداف پیش‌بینی باشد، حتی اگر فرآیند تولید داده شکست‌های ساختاری و وابستگی ضعیف را نشان دهد. دینگ و گرنجر<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۶)، بیان می‌کنند که مدل  $GARCH(1,1)$  نمی‌تواند نماینده مناسبی برای توصیف خودهمبستگی تلاطمی داده‌های واقعی باشند که ریشه آن به وجود حافظه طولانی در تلاطم این داده‌ها برمی‌گردد. در یک فرآیند  $GARCH(1,1)$ ، خودهمبستگی به‌صورت نمایی کاهش می‌یابد، در حالی که خودهمبستگی نمونه‌ای<sup>۱۲</sup> معمولاً در ابتدا بسیار سریع‌تر از نمایی کاهش می‌یابد و سپس بسیار کندتر کاهش پیدا

1. Engle
2. Bollerslev
3. Diebold
4. Lamoureux & Lastrapes
5. Hillebrand
6. Krämer & Azamo
7. Morana & Beltratti
8. Long Memory
9. Engle & Bollerslev
10. Diebold & Inoue
11. Ding & Granger
12. Sample Auto-Correlation

می‌کند و به‌طور قابل‌توجهی در طول تاخیرهای طولانی مثبت می‌ماند. بایلی<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۹۶) و بالرسلیف و میکلسون<sup>۲</sup> (۱۹۹۶)، با اصلاح فرم تابع خودهمبستگی مدل GARCH از نمایی به هایپربولیک<sup>۳</sup>، مدل با حافظه طولانی FI[E]GARCH را معرفی کرده‌اند. آرئوری<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که حافظه طولانی یک ویژگی تجربی مهم برای سری فلزات گرانبها است و زمانی که شکست‌های ساختاری بالقوه کنترل می‌شوند، نتیجه‌گیری تغییر نمی‌کند، با این حال، برخی مطالعات در مورد اعتبار یافتن ویژگی حافظه طولانی در تلاطم تردیدهایی ایجاد کرده‌اند. گرنجر و هیانگ<sup>۵</sup> (۲۰۰۴)، معتقدند که شکست‌های ساختاری گاه‌به‌گاه<sup>۶</sup> مولد حافظه طولانی‌مدت در داده‌های بازده هستند. آنها با استفاده از تئوری و شبیه‌سازی نشان می‌دهند که تمایز بین ویژگی حافظه طولانی از فرآیند با شکست‌های گاه‌به‌گاه، آسان نیست. چوی و زیوت<sup>۷</sup> (۲۰۰۷)، نشان می‌دهند که شکست‌های ساختاری تأثیر شدیدی بر نتایج آزمون‌های حافظه طولانی دارند. والتر<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۷)، شواهدی از وجود حافظه طولانی به‌دلیل شکست ساختاری در چند نرخ ارز اروپایی را ارائه می‌کنند.

در پژوهش حاضر به منظور بررسی رابطه متقابل شکست‌های ساختاری و حافظه طولانی در نرخ ارز غیررسمی ایران، برای شناسایی شکست‌های ساختاری چندگانه در واریانس، از نسخه اصلاح شده الگوریتم مجموع مربعات تجمعی<sup>۹</sup> (ICSS) استفاده می‌شود (سانسو<sup>۱۰</sup> و همکاران، ۲۰۰۴). البته به‌دلیل آنکه اندازه آزمون الگوریتم ICSS برای تشخیص شکست‌های ساختاری در واریانس با نادیده انگاشتن نقاط پرت جمعی<sup>۱۱</sup>، که معمولاً در سری‌های زمانی مالی وجود دارند، اریب خواهد بود (رودریگز و روبیا<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۱). در این مطالعه، پیش از آن که شکست در واریانس شناسایی شود، نقاط پرت در بازده نرخ ارز مشخص می‌شود. این نقاط پرت در تلاطم نرخ ارز غیررسمی ایران، با استفاده از روش لورنت<sup>۱۳</sup> و همکاران (۲۰۱۶)، مشخص می‌شود. این روش نشان می‌دهد که چه زمانی تغییرات بزرگ (مثبت و منفی) در تلاطم بازده رخ می‌دهد. تاریخ هر

1. Baillie
2. Bollerslev & Mikkelsen
3. Hyperbolic
4. Arouri
5. Granger & Hyung
6. Occasional Breaks
7. Choi & Zivot
8. Walther
9. Iterative Cumulative Sums of Squares (ICSS)
10. Sansó
11. Additive Outliers
12. Rodrigues & Rubia
13. Laurent

یک از نقاط پرت جمعی با یک رویداد خاص تأثیرگذار سیاسی که در نزدیک آن تاریخ رخ داده مرتبط است و به نظر می‌رسد بسیاری از آنها با الگوهای رویداد مشابهی در ارتباط هستند همان‌طور که گفته شد تحریم‌ها شوک‌های بزرگی در تلاطم نرخ ارز ایجاد کرده‌اند. در نهایت، درجه پایداری تلاطم نرخ ارز با مقایسه تخمین‌های مدل‌های مختلف GARCH با حافظه کوتاه و طولانی (GARCH, IGARCH, FIGARCH) براساس سه مجموعه (۱) داده‌های اصلی، (۲) داده‌های اصلی با شکست‌های ساختاری و (۳) داده‌های تعدیل‌شده از نقاط پرت بررسی خواهد شد.

در ادامه، این پژوهش به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش ۲، بررسی ادبیات پژوهش ارائه شده است. بخش ۳، روش شناسایی پژوهش، شامل مدل‌های مختلف GARCH مورد استفاده، روش‌های تشخیص نقاط پرت در بازده نرخ ارز و الگوریتم اصلاح شده ICSS مورد استفاده برای شناسایی تغییرات ناگهانی واریانس نرخ ارز را شرح می‌دهد. در بخش ۴ تجزیه و تحلیل توصیفی و استنباطی نتایج تجربی و در بخش ۵ نتیجه‌گیری ارائه شده است.

## ۲- ادبیات پژوهش

قاسمی‌نژاد و جهان‌پرور<sup>۱</sup> (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل تأثیر اعمال و لغو تحریم‌های مالی بر شرکت‌های سهامی عام ایران می‌پردازند و تفاوت‌ها در واکنش شرکت‌های مرتبط سیاسی و شرکت‌های فاقد چنین ارتباطی را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که تحریم‌ها بر شرکت‌های مرتبط سیاسی بیش از شرکت‌های معمولی تأثیرگذارند، اثرات منفی پایداری بر نسبت‌های سودآوری دارند و قیمت سهام شرکت‌های مرتبط با سیاسی پس از برداشته شدن تحریم‌ها کندتر باز می‌گردد.

کاستیلو<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۱)، شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد ترکیب تغییر ناگهانی ناشی از COVID-19، تأثیر مهمی بر دقت تخمین دینامیک تلاطم و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر (VaR) آینده در بازارهای مالی دارد. نتایج آنها شواهد روشنی از کاهش پایداری در مدل EGARCH در حضور تغییرات ناگهانی ارائه می‌کند.

اوینگ و مالک<sup>۳</sup> (۲۰۱۷)، نشان می‌دهند که شکست‌های ساختاری تعیین شده درون‌زا در یک مدل GARCH نامتقارن، پایداری تلاطم در قیمت نفت را کاهش می‌دهد. اگر شکست‌های ساختاری در یک مدل لحاظ شود، هم اخبار خوب و هم اخبار بد تأثیر قابل توجهی بر تلاطم

1. Ghasseminejad & Jahan-Parvar
2. Castillo
3. Eving & Malik

خواهد داشت، بنابراین، مطالعات قبلی به طور قابل توجهی تأثیر اخبار بر تلاطم را دست کم گرفته‌اند، زیرا آنها به طور سهوی این شکست‌های ساختاری در تلاطم را نادیده گرفته‌اند. وانگ و مور<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، با استفاده از الگوریتم ICSS، تغییرات ناگهانی در تلاطم بازارهای سهام اعضای جدید اتحادیه اروپا<sup>۲</sup> (EU) را بررسی می‌کنند. بین ۵ تا ۹ تغییر ناگهانی در واریانس شناسایی می‌شود. آنها بیان می‌کنند که تغییرات ناگهانی شناسایی شده در تلاطم بازده سهام این کشورها ناشی از تحولات بازارهای سهام در حال ظهور، تغییرات سیاست نرخ ارز و بحران‌های مالی است.

مالک<sup>۳</sup> (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که رویدادهای مهم در بازار ارز می‌توانند منجر به تغییرات ناگهانی در تلاطم شوند. وی با استفاده از الگوریتم ICSS، دوره‌های زمانی تغییرات ناگهانی در تلاطم را، شناسایی و سپس رویدادهای اقتصادی پیرامون این تغییرات را بررسی می‌کند. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که منظور کردن تغییرات ناگهانی تلاطم در مدل‌های GARCH، به طور قابل توجهی پایداری تلاطم را کاهش می‌دهد.

کانگ و یون<sup>۴</sup> (۲۰۱۰)، با استفاده از الگوریتم ICSS، تغییرات ناگهانی در تلاطم چهار نرخ ارز آسیایی طی دوره بین سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۸ را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که تغییرات ناگهانی به طور کلی با رویدادهای مالی جهانی، به ویژه بحران ارزی ۱۹۹۷ آسیا و بحران مالی ایالات متحده در سال ۲۰۰۸ مرتبط است. هم چنین این مقاله نشان داده است که کنترل تغییرات ناگهانی به طور موثری، پایداری در تلاطم را کاهش می‌دهد. ترکیب اطلاعات مربوط به تغییرات ناگهانی در واریانس، دقت تخمین تلاطم نرخ ارز و پیش‌بینی تلاطم آتی را برای محققان و سرمایه‌گذاران بهبود می‌بخشد.

مورانا<sup>۵</sup> (۲۰۰۲)، ضمن توضیح علت چگونگی ایجاد اثرات IGARCH از شکست‌های ساختاری لحاظ نشده، برای دو نرخ ارز مارک در برابر دلار و ین در برابر دلار، نشان می‌دهد که پایداری تلاطم در مدل‌های SW-GARCH (GARCH تغییر رژیم)، زمانی که احتمالات انتقال نزدیک به یک است، یعنی رژیم‌ها پایدار هستند، به شدت بالاست. در این حالت مسیر واریانس شرطی تولید شده بسیار شبیه به مسیر به دست آمده از مدل IGARCH می‌باشد.

- 
1. Wang & Moore
  2. European Union
  3. Malik
  4. Kang & Yoon
  5. Morana

### ۳- مروری بر تحریم‌های ایران

تحریم‌های اقتصادی علیه ایران از سال ۱۹۸۰ پس از اشغال سفارت آمریکا در ایران آغاز شده است. در سال ۲۰۰۳، آژانس بین‌المللی انرژی اتمی<sup>۱</sup> وجود سایت‌های هسته‌ای اعلام نشده در ایران را تأیید کرده که نقطه آغاز دور تازه‌ای از تحریم‌ها علیه ایران بوده است. در نتیجه فشارهای بین‌المللی و به ویژه تروئیکای اروپایی، دولت ایران موافقت کرد که برنامه هسته‌ای خود را متوقف کند، اما در سال ۲۰۰۵، تهران دوباره این برنامه را فعال کرد به دنبال این تصمیم، سازمان ملل، آمریکا و اتحادیه اروپا در تلاشی چندجانبه، مجموعه جدیدی از تحریم‌ها را با هدف تعلیق برنامه هسته‌ای ایران اعمال کردند. در فاصله ژوئیه ۲۰۰۶ و ۲۰۱۲ سازمان ملل متحد، ایالات متحده و اتحادیه اروپا چندین موج از تحریم‌ها و محدودیت‌های شدیدتر را بر انتقال فناوری، سرمایه‌گذاری‌ها، تراکنش‌های مالی، بازگرداندن درآمدها و نهادهای دولتی و خصوصی مختلف اعمال کردند. در این دوره، کنگره ایالات متحده قانون جامع تحریم‌ها پاسخگویی و عدم سرمایه‌گذاری در سال ۲۰۱۰ را در ۲۴ ژوئن ۲۰۱۰ تصویب کرد و در ۱ ژوئیه ۲۰۱۰ توسط رئیس جمهور اوباما امضا شد. اتحادیه اروپا واردات نفت و محصولات پتروشیمی از ایران، ارائه خدمات بیمه اتکایی و حمل و نقل مربوط به کالاهای صادراتی ایران را ممنوع کرد و در مارس ۲۰۱۱ به همراه آمریکا دسترسی ایران به سوئیفت را قطع کردند. افزون بر این، تا اوت سال ۲۰۱۲، ایالات متحده خواستار نگهداری درآمدهای نفتی ایران در حساب‌های امانی شد.

قطع دسترسی به سوئیفت و ممنوعیت واردات نفتی از ایران، ذخایر ارزی و درآمدهای نفتی ایران را به شدت کاهش داد. صادرات نفت از حدود ۲/۵ میلیون بشکه در روز بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴، به حدود ۱,۷ میلیون بشکه در روز کاهش یافت.<sup>۲</sup> اقتصاد ایران تا سال ۲۰۱۲ با تورم دو رقمی و رکود عمیق مواجه بوده و رشد تولید ناخالص داخلی از ۵/۸ درصد در سال ۲۰۱۰ به ۲/۶ درصد در سال ۲۰۱۱ و ۷/۴٪- در سال ۲۰۱۲ کاهش یافته است (قاسمی‌نژاد و جهان‌پرور، ۲۰۲۱).

در پی این دوره از فشارهای مالی، اقتصادی و سیاسی شدید، ایران وارد مذاکره با گروه ۵+۱ شد. در نوامبر ۲۰۱۳، دو طرف به توافقی دست یافتند که به برنامه جامع اقدام مشترک<sup>۳</sup> (برجام) معروف شد. این توافق بخشی از برنامه هسته‌ای ایران را به حالت تعلیق درآورد. به دنبال

1. International Atomic Energy Agency (IAEA)

۲. براساس آمار سری زمانی بانک مرکزی، صادرات نفت ایران به حدود ۱,۳ میلیون بشکه در روز تا سال ۱۳۹۳ رسیده است. آمار ۱,۷ میلیون بشکه در روز میانگین حسابی صادرات روزانه نفت خام در این بازه زمانی می‌باشد.

3. Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA)

آن، قدرت‌های غربی بسیاری از تحریم‌های اعمال شده در دوره ۲۰۱۱-۲۰۱۳ را لغو کردند. در سال ۲۰۱۵، هر دو طرف یک توافق جامع را امضا کردند که بخش بزرگی از تحریم‌ها را در ازای تعلیق یا بازگرداندن بخش بزرگ‌تری از برنامه هسته‌ای ایران حذف کرد. پس از روی کار آمدن رییس جمهور ترامپ، همان‌طور که در کمپین‌های انتخاباتی وعده داده بود، برجام را ناکارآمد خواند و به‌طور یک‌جانبه و با وجود بی‌میلی اروپا تحریم‌های تعلیق شده را در دو بسته در آگوست ۲۰۱۸ و نوامبر ۲۰۱۸ دوباره اعمال کرد. در این زمان، بسیاری از شرکت‌های بین‌المللی با پیروی از تحریم‌های ایالات متحده و رد درخواست‌های دولت‌های خود، سرمایه‌گذاری در ایران را رها کردند. دولت ترامپ در ماه مه ۲۰۱۹ نیز صادرات نفت ایران را به‌طور کامل ممنوع کرد. این تحریم‌ها همراه با همه‌گیری COVID-19، صادرات نفت ایران را در چند ماه به کم‌تر از ۲۰۰ هزار بشکه در روز کاهش داد که سرمنشا بحران‌های ارزی اخیر در این کشور بوده است.

#### ۴- روش‌شناسی

در این بخش، به‌طور خلاصه آزمون تغییرات ساختاری و تعیین نقاط پرت جمعی و هم‌چنین مشخصات نوع مدل‌های GARCH که برای توضیح حقایق آشکار شده<sup>۱</sup> در تلاطم شرطی نرخ بازده استفاده شده، مطرح می‌شود.

#### ۴-۱. مدل‌های تلاطم شرطی

در این بخش سه نوع مدل محاسبه تلاطم شرطی GARCH، FIGARCH و IGARCH مورد بررسی قرار می‌گیرد. علت انتخاب این مدل‌ها بررسی پایداری تلاطم در حالت پایداری ضعیف (مدل GARCH)، پایداری بالا (مدل FIGARCH) و پایداری حدی یا نامحدود (مدل IGARCH). سرعت همگرایی به سمت میانگین بلندمدت با ترتیب در مدل‌های GARCH و FIGARCH با نرخ نمایی و هایپربولیک روی می‌دهد و در مدل IGARCH همگرایی وجود ندارد. پوتربا و سامرز<sup>۲</sup> (۱۹۸۶)، نشان می‌دهند که در حالت نامیرایی تلاطم بازار دارایی مورد نظر فرو خواهد پاشید.

1. Stylized Facts  
2. Poterba & Summers

**۴-۱-۱. مدل GARCH**

مدل [G]ARCH که توسط انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) و بالرسلیف<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) توسعه یافته است، ابزار مفیدی برای ثبت تجربی تکانه در واریانس شرطی می‌باشد. مطابق این مدل، شوک به واریانس با توجه به ساختار میانگین متحرک اتورگرسیو (ARMA) مجذور باقیمانده‌ها فرآیند بسط می‌یابد. چنانچه  $\varepsilon_t$  باقیمانده معادله میانگین نرخ ارز باشد، آنگاه معادله یک فرآیند GARCH(p,q) به صورت معادله ۱ خواهد بود:

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{\sigma_t^2} \quad (۱)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sqrt{\sigma_t^2}), z_t \sim \text{iid. } N(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$$

در این رابطه L عملگر وقفه بوده و  $\alpha(L) = \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i$ ,  $\beta(L) = \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$

می‌باشد. به منظور برآورده کردن شرط نامنفی بودن باید  $\omega > 0$ ،  $\alpha \geq 0$  و  $\beta \geq 0$  باشد.

مانایی فرآیند زمانی حاصل خواهد شد که قید  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$  برقرار باشد.

همچنین، لینگ و مک‌الیبر<sup>۳</sup> (۲۰۰۲)، شرایط منظم<sup>۴</sup> بودن یک مدل GARCH(1,1) را

به صورت  $E[\varepsilon_t^2] = \alpha_1 + \beta_1 < 1$  و  $E[\varepsilon_t^4] = 3\alpha_1^2 + 2\alpha_1\beta_1 + \beta_1^2 < 1$  استخراج

کرده‌اند.

مجموع  $\alpha_1 + \beta_1$  در یک مدل، GARCH(1,1) پایداری فرآیند را نشان می‌دهد که به

شکل نمایی میرا می‌باشد.

**۴-۱-۲. مدل IGARCH**

در بررسی بازارهای مالی شواهد بسیاری به دست آمده است که پایداری واریانس اندازه‌گیری

شده با مدل‌های GARCH، به حدی بالاست که نمی‌توان فرضیه وجود ریشه واحد در واریانس

( $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \approx 1$ ) را رد کرد. این موضوع، انگل و بالرسلیف (۱۹۸۶) را بر آن داشت

تا فرآیند جمعی شده<sup>۵</sup> GARCH یا IGARCH را معرفی کنند، که در آن شوک‌های واریانس

1. Engle
2. Bollerslev
3. Ling & McAleer
4. Regularity Conditions
5. Integrated

در طول زمان تحلیل نمی‌روند. با فرض  $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$  مدل GARCH(p,q) را می‌توان به شکل یک فرآیند ARMA(p,q) بازنویسی کرد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (2)$$

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t$$

مشابه آنچه انگل و بالرسلیف (۱۹۸۶) انجام داده‌اند، با وجود ریشه واحد در عبارت

$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$ ، فرآیند IGARCH(p,q) نتیجه‌گیری خواهد شد:

$$(1 - L)\phi(L)\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - \phi(L)(1 - L)[1 - \beta(L)]^{-1}\}\varepsilon_t^2$$

در این رابطه  $\phi(L) = [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)^{-1}$  می‌باشد.

خاصیت جمعی در واریانس مشابه یک ریشه واحد در میانگین، یک فرآیند تصادفی است که نمونه‌ای از آن فرآیند گام تصادفی می‌باشد. یکی از مشکلات بالقوه IGARCH این است که فاقد انگیزه نظری است<sup>۱</sup>. همچنین، هیلبراند (۲۰۰۵) نشان داده است که تغییر رژیم پارامترها در مدل‌های GARCH که در برآوردهای سراسری به حساب نمی‌آیند، سبب می‌شود که مجموع پارامترهای خود رگرسیون برآورد شده به یک، همگرا شوند.

#### ۴-۱-۳. مدل FIGARCH

بنای مدل IGARCH بر این فرض گذاشته شده است که پایداری فرآیند تلاطم شرطی در بیشینه‌ترین مقدار خود است، بنابراین، اثر ضمنی یک شوک در پیش‌بینی بهینه تلاطم شرطی تا افق زمانی نامحدود باقی خواهد ماند که نشان می‌دهد قیمت‌گذاری اوراق بهادار ریسکی<sup>۲</sup>، از جمله اختیارات بلندمدت<sup>۳</sup> و قراردادهای آتی<sup>۴</sup>، ممکن است وابستگی شدید به شرایط اولیه و یا وضعیت فعلی اقتصاد را مطرح کند (بایلی<sup>۵</sup> و همکاران، ۱۹۹۶). این درجه شدید از وابستگی با رفتار مشاهده شده در قیمت‌گذاری دارایی‌ها متناقض است. بنابراین مشاهده گسترده رفتار IGARCH ممکن است ناشی از یک حافظه طولانی باشد.

۱. برخلاف میانگین تصادفی قیمت دارایی‌ها که فرم ضعیف بازارهای کارا مبانی نظری آن را تشکیل می‌دهد، برای تبعیت واریانس قیمت‌های دارایی از یک فرآیند تصادفی حاوی ریشه واحد مبانی نظری وجود ندارد.

2. Risky Securities  
3. Long-term Options  
4. Futures Contracts  
5. Bailliea



بایلی و همکاران (۱۹۹۶)، کلاس انعطاف‌پذیرتر FIGARCH را برای واریانس شرطی معرفی کرده‌اند که توانایی بیشتری برای توضیح و نمایش وابستگی زمانی مشاهده‌شده در تلاطم بازار مالی دارد. یک مدل FIGARCH(p,d,q) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(1-L)^d \phi(L) \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)] u_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - B(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L) (1-L)^d\} \varepsilon_t^2$$

به منظور برقراری نامنفی بودن واریانس باید شرط‌های  $0 \leq d \leq 1$ ،  $\omega > 0$ ،  $0 \leq \beta_i < 1$  و  $0 \leq \phi_i < 1$  برقرار باشند. d پارامتر تفاضل کسری<sup>۱</sup> و عبارت  $(1-L)^d$  عملگر تفاضل کسری است.

در مدل‌های FIGARCH خودهمبستگی واریانس‌های شرطی در طول زمان با نرخ هایپربولیک و نه نمایی (مانند مدل IGARCH) کاهش می‌یابد، به طوری که پارامتر تفاضل کسری اطلاعات مهمی در مورد الگو و سرعت انتشار شوک‌ها به تلاطم ارائه می‌دهد. این بدان معنا است که اثر یک شوک تلاطمی به طور متوسط برگردانده می‌شود اما کاملاً (در طول زمان) پایدار است.

#### ۴-۲. تأثیر شکست ساختاری در واریانس بر مدل‌های تلاطم و تعیین نقاط رخداد آنها

همیلتون و سوسمل<sup>۲</sup> (۱۹۹۴)، نشان می‌دهند که مدل‌های GARCH پایداری تلاطمی بالایی را بر ساختار داده‌های مالی تحمیل می‌کنند و در عین حال پیش‌بینی‌های نسبتاً ضعیفی ارائه می‌دهند. تعدادی از محققان پیشنهاد کرده‌اند که عملکرد ضعیف پیش‌بینی و پایداری کاذب بالا مدل‌های GARCH ممکن است هر دو با تغییرات ساختاری در فرآیند GARCH مرتبط باشند. باونس<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۴)، اظهار می‌کنند که برآورد مدل‌های اقتصادسنجی با نادیده گرفتن وجود شکست‌های ساختاری احتمالی، یا به طور کلی پارامترهای متغیر با زمان، می‌تواند منجر به بروز چند مشکل با اهمیت شود. مهمتر از همه، می‌تواند پیش‌بینی‌های ضعیفی را در نتیجه اریبی تخمین‌ها ایجاد کند و تصور نادرستی از رفتار تقریباً نامانای داده‌ها ارائه کند. ظاهر شدن گسست‌های (تغییرات) ساختاری در یک سری زمانی عملاً اجتناب‌ناپذیر است، نادیده گرفتن آنها نتیجه‌گیری‌های نامعتبر و پیش‌بینی‌های نادرست به بار خواهد آورد (چن و لی<sup>۴</sup>، ۲۰۲۱). بنابراین، هنگام بررسی مدل‌های سری زمانی باید شکست‌های ساختاری در نظر گرفته شود. زیرا، تشخیص درست نقاط شکست نقش اساسی در مدل‌سازی دارد.

1. Fractional Difference  
2. Hamilton & Susmel  
3. Bauwens  
4. Chen & Lee

در این پژوهش به منظور تشخیص تغییرات گسسته ناگهانی در واریانس از الگوریتم اصلاح شده ICSS استفاده شده است.

یک نقطه گسست در مجموعه داده‌های مرتب،  $\varepsilon_{1:n} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$  زمانی رخ می‌دهد که حداقل یک نقطه زمانی مانند  $\tau \in \{1, \dots, n-1\}$  وجود داشته باشد که ویژگی آماری بخش  $\{\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_\tau\}$  با بخش  $\{\varepsilon_{\tau+1}, \dots, \varepsilon_n\}$  به شیوه‌ای متفاوت باشد. با گسترش این ایده از یک نقطه گسست منفرد به چندین گسست، تعداد  $m$  نقطه گسست همراه با موقعیت آنها،  $(\tau_{1:m} = (\tau_1, \dots, \tau_m))$  وجود خواهد داشت. موقعیت هر نقطه گسست یک عدد صحیح بین  $1$  و  $n-1$  است. با فرض آنکه  $\tau_0 = 0$  و  $\tau_{m+1} = n$  باشد و نقاط گسست به گونه‌ای مرتب شده باشند که اگر و فقط اگر،  $i < j$  آنگاه  $\tau_i < \tau_j$  باشد.  $m$  نقطه گسست، داده‌ها را به  $m+1$  بخش تقسیم می‌کنند که بخش  $i$ م دربرگیرنده داده‌های  $\varepsilon_{(\tau_{i-1} + 1):\tau_i}$  است. هر بخش با مجموعه‌ای از پارامترها خلاصه می‌شود. پارامترهای مرتبط با بخش  $i$  با  $\{\theta_i, \phi_i\}$  نشان داده می‌شوند. در این مجموعه عبارت  $\phi_i$ ، مجموعه‌ای (احتمالاً تهی) از پارامترهای مزاحم است و  $\theta_i$  مجموعه پارامترهای است که ممکن است حاوی تغییراتی باشد. معمولاً آزمون می‌شود که چند نقطه گسست وجود دارد و مقادیر پارامترهای مرتبط با هر بخش تخمین زده می‌شود. با فرض آنکه  $\{\varepsilon_t\} \sim \text{iid}.N(0, \sigma_t^2)$  به‌ازای  $t=1, 2, \dots, n$  باشد و واریانس در هر فاصله  $i=0, 1, \dots, \tau_m$  با  $\sigma_i^2$  نشان داده شود، که  $\tau_m$  تعداد کل نقاط شکست در واریانس و  $1 < \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_m < n$  مجموعه نقاط شکست باشد. واریانس بر این  $m$  فاصله به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\sigma_j^2 = \begin{cases} \sigma_0^2, & 1 < i < \tau_1 \\ \sigma_1^2, & \tau_1 < i < \tau_2 \\ \dots \\ \sigma_m^2, & \tau_m < i < n \end{cases} \quad (5)$$

مجموع مربعات تجمعی به منظور تخمین تعداد نقاط تغییر واریانس و تشخیص نقطه زمانی هر تغییر واریانس استفاده می‌شود. مجموع مجذور مشاهدات از ابتدای سری تا  $\tau_i$  امین نقطه زمانی به‌صورت  $C_{\tau_i} = \sum_{t=1}^{\tau_i} \varepsilon_t^2$  بیان می‌شود. برای آزمون فرضیه صفر واریانس بدون قید و شرط ثابت، آماره اینکلن - تیائو (IT) به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$IT = \sup_{\tau_i} \left| (T/2)^{\delta/2} D_{\tau_i} \right| \quad (6)$$

در این رابطه  $D_{\tau_i} = \left(\frac{C_{\tau_i}}{C_n}\right) - \left(\frac{\tau_i}{n}\right)$  و  $C_n$  مجموع مربعات باقیمانده در کل نمونه می‌باشد. مقداری از  $\tau_i$  که  $\left|(n/2)^{\delta/2} D_{\tau_i}\right|$  را ماکزیمم می‌کند به‌عنوان تخمین نقطه شکست شناخته می‌شود. الگوریتم ICSS به‌طور سیستماتیک به دنبال نقاط شکست در طول نمونه می‌گردد. اگر هیچ تغییر واریانسی در کل دوره نمونه وجود نداشته باشد،  $C_{\tau_i}$  حول صفر نوسان می‌کند. در غیراین صورت، اگر یک یا چند تغییر واریانس موجود باشد،  $C_{\tau_i}$  از صفر منحرف می‌شود. آماره IT برای یک فرآیند iid طراحی شده است که یک فرض بسیار قوی برای داده‌های مالی می‌باشد زیرا برای این داده‌ها شواهدی از ناهمسانی شرطی وجود دارد. سانسو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که اعوجاج اندازه برای فرآیندهای واریانس شرطی ناهمگون از شبیه‌سازی مونت کارلو مهم است. بنابر این، نتایج آنها، استفاده عملی از این آزمون را برای سری‌های زمانی مالی بی‌اعتبار می‌کند. برای غلبه بر این مشکل، آنها آزمون جدیدی را پیشنهاد می‌کنند که به روشنی ویژگی‌های گشتاور چهارم اختلالات و ناهمسانی شرطی را در نظر می‌گیرد. آنها یک تعدیل ناپارامتریک را برای آمار IT پیشنهاد می‌کنند که به  $\varepsilon_t$  اجازه می‌دهد تا از طبقه گسترده‌ای از فرآیندهای وابسته تحت فرضیه صفر پیروی کنند. در این پژوهش نیز مطابق با سانسو و همکاران (۲۰۰۴)، از یک تعدیل ناپارامتریک بر اساس کرنل بارتلت<sup>۲</sup> استفاده می‌شود.

#### ۴-۳. تشخیص نقاط پرت در مدل‌های GARCH

چندین مطالعه مانند فرانسس و گیسلز<sup>۳</sup> (۱۹۹۹)، اندرسن<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۷)، هاروی و چاکراواریت<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) و مولر و یوهای<sup>۶</sup> (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که پرش‌ها<sup>۷</sup> بر تلاطم آتی بازده دارایی کم‌تر از آنچه مدل‌های تلاطم بازده استاندارد پیش‌بینی می‌کنند، تأثیر گذارند. اندرسن و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۰۷)، نشان می‌دهد پرش در قیمت دارایی‌ها منجر به افزایش کوتاه‌مدت تلاطم می‌شود. همچنین، برخی مطالعات حاکی از آن است که در یک محیط GARCH تک متغیره در حضور پرش‌های جمعی<sup>۹</sup>، برآوردگر شبه حداکثر راست نمایی گاوسی<sup>۱۰</sup> (QML) مدل‌های

1. Sansó
2. Bartlett Kernel
3. Franses and Ghijssels
4. Andersen
5. Harvey and Chakravarty
6. Muler and Yohai
7. Jump
8. Andersen
9. Additive Jump
10. Quasi-Maximum Likelihood (QML)

GARCH تمایل دارد که تلاطم را برای روزهای بعد از پرش بیش از حد تخمین بزند و برآوردهای اریب به سمت بالا از تلاطم بلندمدت تولید کند (لورنت و همکاران، ۲۰۱۶). براساس تجزیه و تحلیل مداخله<sup>۱</sup> که در ابتدا توسط باکس و تیائو<sup>۲</sup> (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است چندین روش برای تشخیص نقاط پرت در تنظیمات غیرخطی وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به روش فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) اشاره کرد که روش تشخیص نقاط پرت جمعی را در مدل‌های ARMA (خطی) توسعه یافته توسط چن و لیو<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) به مدل‌های GARCH گسترش می‌دهند تا وقایع را که سبب یک اتفاق فوری می‌شوند در نظر بگیرد.

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$\mu_t = c + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i \varepsilon_{t-i} \quad (۸)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad \text{and} \quad z_t \sim i.i.d. \quad N(0,1) \quad (۹)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (۱۰)$$

در این روابط  $\zeta_i$  ها ضرایب  $\zeta_i L^i$   $\sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i L^i$  و  $\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$  و  $\theta(L) = 1 - \sum_{i=1}^q \theta_i L^i$  چندجمله‌ای‌های AR و MA به ترتیب از مراتب  $p$  و  $q$  هستند (که ریشه‌هایشان خارج از دایره واحد می‌افتد).

اگر یک جزء پرش مستقل  $a_t I_t$  به  $r_t$  اضافه شود، خواهیم داشت:

$$r_t^* = r_t + a_t I_t \quad (۱۱)$$

در این رابطه  $r_t^*$  نشان‌دهنده بازده مالی مشاهده شده است،  $I_t$  یک متغیرباینری است که در صورت پرش در روز  $t$  مقدار ۱ و در غیراین صورت ۰ و  $a_t$  اندازه پرش‌ها (مثبت یا منفی) می‌باشد.<sup>۴</sup> مدل برای  $r_t^*$  دارای این ویژگی است که یک پرش  $a_t I_t$  روی  $\sigma_{t+1}^2$  (واریانس شرطی  $r_{t+1}$ ) تأثیر نمی‌گذارد و توزیع‌های شرطی غیرگوسی برای  $r_t^*$  را امکان‌پذیر می‌کند.

1. Intervention Analysis

2. Box & Tiao

3. Chen and Liu

۴. فرض می‌شود  $a_t$  و  $I_t$  مستقل از یکدیگرند، که به‌طور مستقل در طول زمان و مستقل از گذشته  $r_t$  توزیع شده است. اندازه پرش  $a_t$  یا دنباله‌ای از اعداد یا تابعی از مقادیر مجذور گذشته  $r_t$  است، به‌عنوان مثال  $a_t$  زمانی که  $C = \mu_t = C$  که  $C$  یک ثابت است متناسب با انحراف استاندارد شرطی  $r_t$  خواهد بود.

### ۴-۳-۱. آزمون تعیین برش

آزمون تشخیص برش‌های جمعی فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) که با روابط تصریح شده در (۷) تا (۱۱) سازگار است، با بسط روش چن و لیو (۱۹۹۳) برای تشخیص نقاط پرت جمعی در مدل‌های ARMA، امکان آزمون  $H_0: a_t I_t = 0$  برای  $t = \tau$ ، با استفاده از دنباله‌ای از آماره‌های  $t$  را برای  $t = 1, \dots, T$  ممکن می‌کند. روش آنها با اجرای رگرسیون باقیمانده  $\hat{v}_t = (r_t^* - \hat{\mu}_t)^2 - \hat{\sigma}_t^2$  (که  $\hat{\sigma}_t^2$  تخمین‌های QML از  $\mu_t$  و  $\sigma_t^2$  هستند که از  $r_t^*$  به دست می‌آیند. بر روی کمیتی که تأثیر یک برش بالقوه  $a_t I_t$  در زمان  $\tau$  روی  $\hat{v}_{\tau+s}$ ،  $s \geq 0$  اندازه می‌گیرد، انجام می‌شود. سپس ماکزیمم دنباله آماره‌های  $t$  با مقدار بحرانی به دست آمده توسط شبیه‌سازی مقایسه می‌شود. فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) پیشنهاد کرده‌اند که  $\hat{\mu}_t$  و  $\hat{\sigma}_t^2$  توسط QML گاوسی تخمین زده شود که در برابر برش‌های جمعی از نوع (۵) مقاوم نیست و بنابراین آزمون آنها احتمالاً از مشکل به اصطلاح پوشاندن نقاط پرت<sup>۱</sup> رنج می‌برد (لورنت و همکاران (۲۰۱۶) با آزمایش مونت کارلو این موضوع را نشان می‌دهند). یکی دیگر از اشکالات آزمون آنها این است که مقادیر بحرانی به پارامترهای ناشناخته  $\alpha_1$  و  $\beta_1$  مدل GARCH بستگی دارد و بنابر این، اندازه آزمون قابل کنترل نمی‌باشد.

برای غلبه بر این مشکلات، لورنت و همکاران (۲۰۱۶)، از کلاس جدیدی از تخمین‌ها برای مدل‌های ARMA که توسط مولر، پنا و یوهای (۲۰۰۹) معرفی شده است که به صورت مخفف MPY نشان داده می‌شود و در برابر برش‌های جمعی قوی هستند استفاده می‌کنند. MPY، با استفاده از یک تصریح MA با مرتبه بی‌نهایت به شکل زیر برای تقریب میانگین شرطی  $r_t^*$  استفاده می‌کنند:

$$\hat{\mu}_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i \tilde{\sigma}_{t-i} w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\tilde{J}_{t-i}) \quad (12)$$

در این رابطه  $\tilde{J}_{t-i}$  بازده استانداردسازی شده است. تابع وزن  $w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\cdot)$  نقش کلیدی را در نیرومندسازی مدل ARMA بازی می‌کند. به منظور تخمین‌های نیرومند و کارا از ضرایب مدل ARMA، آنها نشان می‌دهند که  $w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\cdot)$  باید محدود شود. به طور خاص، MPY تابع وزن معادله (۱۳) را پیشنهاد می‌کنند:

$$w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\tilde{J}_{t-i}) = \text{sign}(\tilde{J}_{t-i}) \min(|\tilde{J}_{t-i}|, k\delta) \quad (13)$$

مدل کمکی زیربنایی (۱۲) با تابع وزن (۱۳) به نام گسترش اخلاص محدود شده<sup>۱</sup> (BIP)-ARMA نامیده می‌شود زیرا اثر پرش‌ها (یعنی  $a_t I_t$ ) بر مقادیر آتی  $\mu_t$  محدود شده است. لورنت و همکاران (۲۰۱۶)، تخمین نیرومند  $\sigma_t^2$  در رابطه (۶) با عبارت  $\tilde{\sigma}_{t-i}$  را نشان داده‌اند. در این مورد، آنها از ایده مشابه MPY که توسط مولر و یوهای (۲۰۰۸) (که به صورت مخفف MY نشان داده می‌شود) برای محدود کردن اثر  $a_t I_t$  بر تخمین پارامترهای مدل GARCH استفاده کرده‌اند. در این حالت، QML گاوسی مناسب نمی‌باشد زیرا در  $a_{t-1} I_{t-1}$  هیچ تأثیری بر  $\sigma_t^2$  در معادله ندارد (۱۰)، در حالی که فرض یک GARCH(1,1) برای  $r_t^*$  به معنای (اگر برای سادگی  $\mu_t = 0$ )  $\hat{\sigma}_t^2 = \omega + \alpha_1 (r_{t-1} + a_{t-1} I_{t-1})^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$  است که به معنای اثر بزرگ و به آرامی در حال فروپاشی  $a_{t-1} I_{t-1}$  بر پیش‌بینی‌های تلاطم آینده می‌باشد. MY مدل کمکی GARCH (1, 1) زیر را با وزن‌ها در حالت حدی<sup>۲</sup> پیشنهاد می‌کند:

$$\tilde{\sigma}_t^2 = \omega + \alpha_1 \tilde{\sigma}_{t-1}^2 c_{\delta} w_{k_{\delta}}^{MPY} (\tilde{r}_{t-1})^2 + \beta_1 \tilde{\sigma}_{t-1}^2 \quad (14)$$

رابطه فوق گسترش محدود شده (BIP)-GARCH نامیده می‌شود. فاکتور  $c_{\delta}$  توسط بودت و همکاران (۲۰۱۳) پیشنهاد شده است تا اطمینان حاصل شود که انتظار شرطی شوک‌های غیرمنتظره مجذور وزنی واریانس شرطی  $r_t$  در غیاب پرش می‌باشد.

پس از آنکه تخمین‌های نیرومند  $\tilde{\mu}_t$  و  $\tilde{\sigma}_t$  از  $\mu_t$  و  $\sigma_t^2$  در مدل (۷) - (۱۱) به دست آمد، که نسبت به حضور بالقوه پرش‌های جمعی در  $a_t I_t$  مقاوم هستند، بازه استاندارد برای  $r_t^*$  به صورت معادله ۱۵ محاسبه می‌شود:

$$\tilde{r}_t = \frac{r_t^* - \tilde{\mu}_t}{\tilde{\sigma}_t} \quad (15)$$

اگر  $a_t I_t = 0$  در زمان  $t$  باشد،  $\tilde{r}_t$  به‌طور مجانبی از یک توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند و بنابراین بازه استاندارد  $\tilde{r}_t$  که برای به دست آوردن این توزیع خیلی بزرگ است، باید پرش‌ها را منعکس کند. از آنجایی که یک پرش بسیار بزرگ می‌تواند به‌طور مصنوعی واریانس شرطی را مدتی پس از وقوع آن به شکل انفجاری افزایش دهد، استفاده از برآوردگرها پرش قوی هر دو  $\mu_t$  و  $\sigma_t^2$  بسیار مهم است. برای آزمون فرضیه صفر

$$H_0: a_t I_t = 0 \quad \text{for } t = 1, \dots, T$$

در مقابل

$$H_1: a_t I_t \neq 0$$

1. Bounded Innovation Propagation (BIP)  
2. Extreme

براساس روش ارائه شده توسط لورنت و همکاران (۲۰۱۶)  $|\tilde{J}_t|$  به ازای هر  $t$  محاسبه می‌شود و اگر  $\max_T |\tilde{J}_t| > g_{T,\lambda}$  باشد آنگاه  $H_0$  رد خواهد شد. در این رابطه  $\max_T$  نشان‌دهنده حداکثر  $|\tilde{J}_t|$  است برای  $t = 1, \dots, T$  و  $g_{T,\lambda}$  مقدار بحرانی آزمون می‌باشد. آنها در مواردی که  $H_0$  رد می‌شود، قانون تشخیص پرش زیر را نیز پیشنهاد می‌کنند:

$$\tilde{I}_t = I(|\tilde{J}_t| > g_{T,\lambda}) \quad (16)$$

در این رابطه  $I(\cdot)$  تابع نشانگر است. در صورت عدم وجود پرش، احتمال اینکه حداکثر هر مجموعه‌ای از  $T$  آماره‌ی  $J$  مستقل  $|\tilde{J}_t|$  فراتر از عبارت

$$g_{T,\lambda} = -\log(-\log(1 - \lambda))b_T + c_T \quad (17)$$

باشد که  $b_T = 1/\sqrt{2\log T}$  و  $c_T = (2\log T)^{1/2} - [\log \pi + \log(\log T)] / [2(2\log T)^{1/2}]$

است زمانی که  $T \rightarrow \infty$  برابر با  $\lambda$  است. بنابراین، همه بازده‌های که برای آنها  $|\tilde{J}_t| > g_{T,\lambda}$  است، باید تحت تأثیر پرش، تلقی شوند.

شایان ذکر است که MPY و MY نشان می‌دهند که تخمین QML یک مدل BIP-ARMA با واریانس ثابت و یک مدل BIP-GARCH با میانگین شرطی صفر در حضور داده‌های پرت جمعی کاراً نمی‌باشد. آنها استفاده از برآوردگر  $M$  را توصیه می‌کنند که مقدار متوسط تابع هدف  $\rho(\cdot)$  را به حداقل می‌رساند. بدین منظور، لورنت و همکاران (۲۰۱۶) از تبدیل لگاریتمی مربع بازده‌های استاندارد شده استفاده می‌کنند:

$$\hat{\theta}^M = \arg \min_{\theta \in \Theta} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho \left( 2 \log \left| \frac{r_t^* - \tilde{\mu}_t}{\tilde{\sigma}_t} \right| \right) \quad (18)$$

برای نیرومندی<sup>۱</sup>، این تابع  $\rho$ ، باید مشاهدات حدی<sup>۲</sup> و در نتیجه پرش‌ها را کاهش دهد. انتخاب،  $\rho(\cdot)$  استحکام را در مقابل کارایی تغییر می‌دهد.

## ۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش به ترتیب تجزیه و تحلیل توصیفی و استنباطی داده‌ها انجام می‌شود و سپس بر مبنای نتایج آن به بررسی سازگاری مدل‌های معرفی شده تلاطم تصادفی با ساختار داده‌ها پرداخته می‌شود. پس از آن مقایسه مدل‌ها انجام گرفته و با استفاده از معیارهای BIC، AIC و HQC مدل مناسب انتخاب شده و رفتار فرآیند مولد داده‌ها براساس آن توصیف می‌شود.

1. Robustness
2. Extreme Observations

## ۵-۱. تجزیه و تحلیل توصیفی

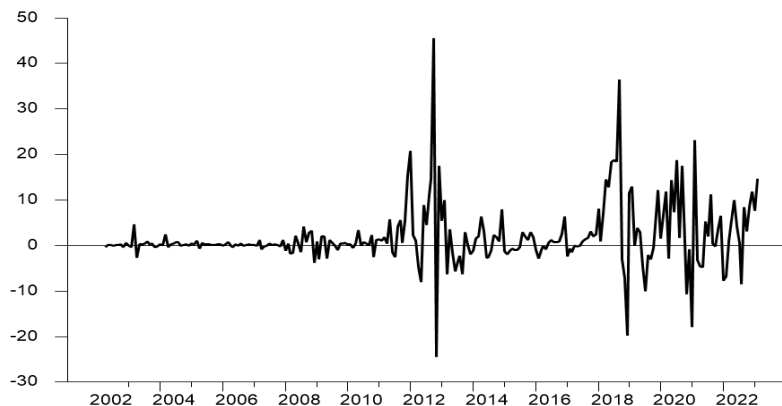
نمودار (۱)، برابری دلار آمریکا با ریال ایران را از ماه آوریل ۲۰۰۲ تا فوریه ۲۰۲۳ (شامل ۲۵۱ مشاهده) نشان می‌دهد. این نمودار به وضوح نامانایی داده‌های برابری ارز ریال در برابر دلار را نشان می‌دهد. همچنین، از نمودار مشخص می‌شود که سه شکست در تاریخ‌های قبل از ۲۰۱۱، بین ۲۰۱۱ و پیش از ۲۰۱۸ و پس از ۲۰۱۸، روی داده‌اند. برای مثال، ارزش دلار در مقابل ریال از ژانویه ۲۰۱۱ تا ژانویه ۲۰۱۸، بیش از ۳۱۹ درصد رشد داشته است.



نمودار ۱. داده‌های اصلی برابری دلار با ریال ایران (ماهانه)

به این دلیل بازده نرخ ارز به صورت  $y_t = 100 \times \log(S_t/S_{t-1})$  برای تمام ۲۵۱ مشاهده شده محاسبه می‌شود. نمودار (۲)، به وضوح وقوع دوره‌های آرام و تلاطمی را در بازده نرخ ارز به شکل خوشه‌ای نشان می‌دهد. نقش تحریم‌های اقتصادی بر بی‌ثباتی این بازار به وضوح پیداست. در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴، وضع تحریم‌های اتحادیه اروپا و آمریکا بر فروش نفت و قطع دسترسی به سیستم سوئیفت، عدم قطعیت این بازار را به شدت افزایش داده است. در بازه زمانی پس از سال ۲۰۱۸ نیز خروج از برجام و بازگرداندن تحریم‌های اقتصادی و تقویت آنها عامل تشدید نااطمینانی در این بازار بوده است.





نمودار ۲. بازده ماهانه نرخ ارز (دلار در مقابل ریال)

جدول (۱)، آمارهای توصیفی مربوط به بازده ارز را نشان می‌دهد. آمارهای توصیفی نشان‌دهنده چولگی بالا به سمت راست در داده‌های بازده نرخ ارز می‌باشد. با توجه به تعریف این متغیر در پژوهش حاضر، این موضوع به معنای حرکات بزرگ منفی در نرخ برابری ریال با دلار در بازه زمانی مطالعه است. در بین ۱۲ مقدار بزرگ (مثبت و منفی) در بازده ماهانه ارز، ۹ مورد مربوط به کاهش ارزش ریال در برابر دلار است.

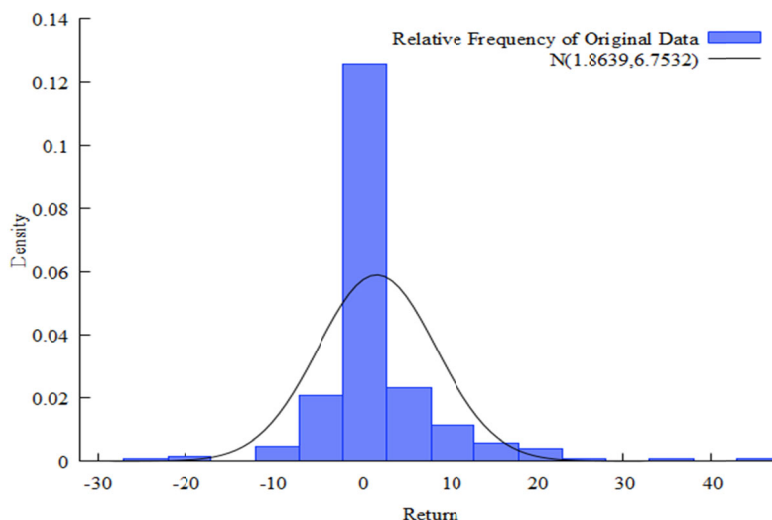
جدول ۱. ویژگی‌های نمونه‌ای داده‌های اصلی بازده نرخ ارز

آماره‌های توصیفی	نرخ ارز ماهانه
میانگین	۱/۸۶۳۹
حداکثر	۴۵/۶۱۰
حداقل	-۲۴/۵۱۰
انحراف استاندارد	۶/۷۵۳۲
چولگی	۱/۸۳۸۴
کشیدگی	۱۰/۶۷۲

کشیدگی بالای داده‌های بازده (نسبت به توزیع نرمال) نشان‌دهنده آن است که حرکات بزرگ در بازده نرخ ارز ماهانه پدیده‌ای رایج می‌باشد همان‌طور که بالرسلیف<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) بیان می‌کند، این موضوع نشانه غیرثابت بودن تلاطم در طی زمان است و با استاندارد سازی داده‌های

1. Bollerslev

بازده نسبت به انحراف استاندارد شرطی‌شان از بین نخواهد رفت. نمودار (۳)، فراوانی‌نگار<sup>۱</sup> داده‌های اصلی بازده نرخ ارز در مقایسه با کرنل<sup>۲</sup> نرمال با میانگین و واریانس برابر با میانگین و واریانس داده‌های اصلی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از نمودار پیداست، انحراف این داده‌ها با چگالی نرمال به‌طور عمده مربوط به ضریب کشیدگی بالا و تا حدودی نیز مربوط به چولگی به راست آنهاست.



**نمودار ۳.** فراوانی‌نگار داده‌های بازده نرخ ارز در مقایسه با کرنل نرمال با میانگین و واریانس یکسان با داده‌های اصلی

همچنین، بیشترین کاهش در ارزش ریال در برابر دلار ۴۵ درصد بوده است که مربوط به اکتبر سال ۲۰۱۱ می‌باشد. این مشاهده در بازه زمانی‌ای قرار داشته که تحریم بانک مرکزی و دسترسی ایران به سوئیفت بر اقتصاد ایران وضع شده است. بیشترین رشد در ارزش ریال در برابر دلار نیز ۲۴ درصد بوده است که مربوط نوامبر همان سال می‌باشد.

#### ۵-۲. تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌ها

در جدول (۲) نتایج تخمین‌های اولیه مدل‌های GARCH، IGARCH و FIGARCH ارائه شده است. پارامترهای مدل‌های تلاطم با استفاده از روش حداکثر راستنمایی که ماتریس واریانس-کواریانس آن با استفاده از روش‌های نیرومند<sup>۳</sup> اصلاح شده است برآورد شده است.

1. Histogram
2. Kernel
3. Robust

مدل‌ها براساس معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای AIC، BIC و HQ مقایسه شده‌اند و بهترین مدل به شکل بولد ایتالیک مشخص شده است.

**جدول ۲.** تخمین مدل‌های تلاطم داده‌های اصلی بازده نرخ ارز بدون احتساب شکست ساختاری در واریانس

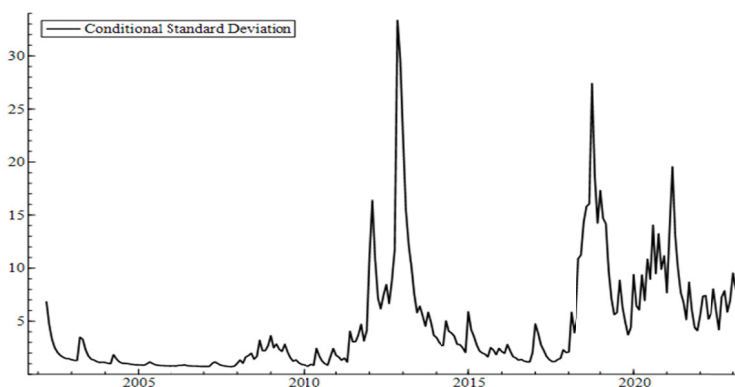
	<b>GARCH(1,1)<sup>a</sup></b>	<b>I-GARCH(1,1)</b>	<b>FIGARCH(1,D,1)</b>	<b>FIGARCH(0,D,1)<sup>b</sup></b>	<b>FIGARCH(1,D,0)</b>
$\omega$	NC	۰/۴۱۹۴ (۰/۳۰۴۳)	۰/۵۷۶۴ (۰/۶۷۶۹)	NC	۰/۱۵۹۹ (۰/۲۹۴۱)
$\alpha_1$	NC	۰/۵۰۴۲** (۰/۱۴۵۶)	-	-	-
$\phi$			-۰/۰۸۹۵۷ (۰/۰۳۳۶)		
$\beta_1$	NC	۰/۴۹۵۷***	-۰/۸۶۲۲ (۰/۰۳۸۱)	NC	۰/۳۳۳۲*** (۰/۱۲۵۷)
d	NC	۱	۰/۷۷۴۴ (۰/۰۳۹۹)	NC	۰/۸۶۸۸*** (۰/۰۶۲۳)
<b>آزمون باقیمانده‌ها</b>					
Q(12)	NC	۱۲/۲۸۵۷	۱۱/۵۵۱۶	NC	۱۲/۳۸۶۴
Q <sup>2</sup> (12)	NC	۱۶/۰۹۷۱	۱۴/۱۱۱۰	NC	۱۳/۳۷۵۳
ARCH-LM 1-12	NC	۱/۳۵۸۹	۱/۰۷۷۲	NC	۱/۱۲۷۱
<b>معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای</b>					
AIC	NC	۵/۱۹۷۱	۵/۲۱۰۵	NC	۵/۱۹۶۵
BIC	NC	۵/۲۸۱۴	۵/۳۰۸۹	NC	۵/۲۸۰۸
HQC	NC	۵/۲۳۱۱	۵/۲۵۰۱	NC	۵/۲۳۰۴
NC به معنای محاسبه نشده <sup>۱</sup> است. (a) شرط وجود گشتاور مرتبه چهارم برقرار نبود. (b) قیود مربوط به مثبت بودن ضرایب FIGARCH برقرار نبود.					

براساس نتایج ارائه شده در جدول (۲)، مدل FIGARCH(1,0.87,0) براساس معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای، برای مدل‌سازی تلاطم بازده نرخ ارز، به شکل ضعیفی از مدل IGARCH بهتر عمل می‌کند، و نظر می‌رسد که شوک‌های وارد آمده بر واریانس شرطی به‌طور هایپربولیک میرا می‌شوند و نامیرایی نمایی آنگونه که مدل IGARCH(1,1) ادعا می‌کند با داده‌ها سازگار نیست.

همچنین، از آنجا که مدل‌های GARCH و FIGARCH(0,d,1) شرایط وجود گشتاور مرتبه چهارم و یا قیود غیرمنفی را برآورده نمی‌کنند، گزارش نشده‌اند.

1. Not Computed (NC)

انحراف استاندارد شرطی نرخ ارز غیررسمی براساس مدل FIGARCH(1,0.87,0) در نمودار (۴) ارائه شده است. این نمودار به طور واضح نشان می‌دهد که درجه عدم قطعیت<sup>۱</sup> بازده نرخ ارز در طول دوره‌هایی که تحریم‌های اقتصادی تشدید شده، به شدت افزایش یافته است. روند زمانی تلاطم شرطی در بازار غیررسمی ارز ایران به این صورت بوده است که تلاطم بسیار آرام شروع می‌شود و از ابتدای سال ۲۰۱۱ به شکلی ناگهانی و شدید شروع به افزایش می‌کند. از سال ۲۰۱۳ به شدت کاهش پیدا می‌کند و دوباره در انتهای سال ۲۰۱۷ همزمان با خروج آمریکا از برجام، به شکلی انفجاری افزایش می‌یابد. حداکثر و حداقل تلاطم در هر دوره بسیار متغیر است. در دوره‌هایی که تلاطم بسیار بیشتر و شدیدتر بوده، ارزش ریال در برابر دلار تضعیف شده است. برای مثال، بیشترین کاهش در بازده ماهانه ریال در برابر دلار در مهرماه ۱۳۹۱ اتفاق افتاده است که تلاطم در ماه ۱۱/۲ درصد بوده و در آبان ماه در حداکثر مقدار خود (۲۳/۸ درصد) قرار داشته است. همچنین، بیشترین افزایش در بازده ماهانه ریال در برابر دلار در آذرماه ۱۳۹۷ روی داده است که تلاطم در یکی از مقادیر بسیار بزرگ خود (۱۳/۸ درصد) در کل بازه مورد مطالعه قرار داشته است. بیشترین میزان انحراف استاندارد شرطی بازده نرخ ارز (۳۳/۳۴ درصد) مربوط به نوامبر سال ۲۰۱۲ است. همچنین، پس از خروج آمریکا از برجام و بازگرداندن تحریم‌ها و تشدید آنها و وقوع COVID-19 عدم قطعیت بازده نرخ ارز دوباره به سطوح بین سال ۲۰۱۰ و ۲۰۱۳ افزایش یافته است.



نمودار ۴. انحراف استاندارد شرطی محاسبه شده با مدل FIGARCH(1,0.87,0)

تأیید نتایج فوق بدون بررسی‌های دقیق‌تر به ویژه عدم احتساب شکست‌های ساختاری در معادله تلاطم می‌تواند تصویر نادرستی از بازار غیررسمی ارز ایران ارائه دهد. گرنجر و هیانگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، معتقد هستند که شکست‌های ساختاری گاه‌به‌گاه<sup>۲</sup> مولد حافظه طولانی‌مدت در داده‌های بازده می‌باشند. دیبولد و اینو<sup>۳</sup> (۲۰۰۱) نیز بر این باورند که مدل‌های تغییر رژیم تصادفی به نحوی با مدل‌های حافظه طولانی مرتبط هستند که اشتباه گرفته می‌شوند در زمینه وقوع شکست‌های ساختاری در نرخ ارز غیررسمی ایران می‌توان به این موضوع اشاره کرد که تحریم‌های تجاری جامع و محدودیت‌های مالی اعمال شده توسط اتحادیه اروپا و آمریکا، با قطع کانال‌های مالی و تجاری بین ایران و جامعه بین‌المللی و توقف یا کاهش قابل توجه تجارت سایر کشورها با ایران به شکل دوره‌ای شوک‌های بزرگ ناگهانی به اقتصاد این کشور وارد کرده است. برای مثال، دودلک<sup>۴</sup> (۲۰۱۸)، بیان می‌کند که بعد از تحریم یک‌جانبه صنعت نفت ایران در سال ۲۰۱۰ توسط آمریکا و تحریم‌های سال ۲۰۱۲ اتحادیه اروپا علیه بخش انرژی ایران که نه تنها سرمایه‌گذاری‌های انرژی در ایران را ممنوع کرده، بلکه واردات، خرید و حمل نفت ایران به اتحادیه اروپا را نیز تحریم کرده است. بسیاری از شرکت‌های نفتی خارجی از ایران خارج شده‌اند که منجر به کاهش سریع تولید و صادرات نفت ایران، کاهش شدید درآمدهای نفتی، کاهش شدید ارزش ریال و افزایش تورم و بیکاری و در نتیجه تلاطم شدید نرخ ارز شده است.

### ۵-۳. نقاط پرت و تغییرات ناگهانی در واریانس بازده نرخ ارز غیررسمی

برای ارزیابی اینکه آیا رفتار پایداری تلاطم و حافظه طولانی توصیف شده در جدول (۵) واقعی است یا یک رفتار جعلی<sup>۵</sup> ایجاد شده توسط شکست‌های ساختاری، وجود شکست در تلاطم باید بررسی شود. رودریگز و روبیا<sup>۶</sup> (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که نقاط پرت جمعی که حاصل تغییرات برون‌زا هستند و به‌طور مستقیم بر سری تأثیر می‌گذارند، می‌توانند نتایج آزمون‌های نوع CUSUM را برای شناسایی شکست در واریانس تحریف کنند. آنها نشان می‌دهند که آزمون سانسو<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۰۴) در حضور نقاط پرت جمعی توان آزمون پایینی نشان می‌دهد و گرایش دارد که نقاط شکست کم‌تری پیدا کند و یا اصلاً نقطه شکستی را نیابد. نیلی<sup>۸</sup> (۱۹۹۹) و

1. Granger & Hyung
2. Occasional Breaks
3. Diebold & Inoue
4. Dudlák
5. Spurious
6. Rodrigues & Rubia
7. Sansó
8. Neely

اندرسن<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۷) نیز نشان می‌دهند که پالایش داده‌ها از نقاط پرت، صحت<sup>۲</sup> پیش‌بینی مدل‌های تلاطمی را بهبود می‌بخشد.

جدول (۳)، نقاط پرت شناسایی شده در تلاطم بازده ارز غیررسمی ایران را به ترتیب زمانی نشان می‌دهد. همان‌طور که انتظار می‌رود، در سری بازده نرخ ارز غیررسمی ایران، نقاط دورافتاده شناسایی شده‌اند که شواهد محکمی از شوک‌های بزرگ نادر را ارائه می‌دهند، افزون بر این، متناظر با تاریخ نقطه پرت شناسایی شده رویداد خاص سیاسی که در نزدیکی آن تاریخ رخ داده بیان شده است. مطابق با آنچه نیلی<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) بیان می‌کند، بسیاری از پرش‌ها در نرخ ارز، متناظر با اخبار اعلامیه‌های اقتصاد کلان است. در مورد بازده نرخ ارز غیررسمی ایران این اعلامیه‌ها مرتبط با وقایع سیاسی می‌باشد.

جدول ۳. نقاط پرت در تلاطم نرخ ارز ماهانه ایران

تاریخ	رویداد
مارس ۲۰۰۳	شروع بحران هسته‌ای ایران با غرب از اوت ۲۰۰۲
مارس ۲۰۰۴	توافق نامه بروکسل میان ایران و ۴ کشور اتحادیه اروپا
مارس ۲۰۰۷	دومین مجموعه تحریم‌های شورای امنیت شامل تحریم‌های جدید مالی و تسلیحاتی. این تحریم‌ها توقیف دارایی‌ها را به ۲۸ گروه، شرکت و افراد دیگری که در فعالیت‌های حساس هسته‌ای ایران یا تولید موشک‌ها شرکت داشتند یا از آن حمایت می‌کردند را افزایش داده است. بانک سپه و شرکت‌های مرتبط با سپاه پاسداران نیز از جمله مؤسسه‌هایی بودند که نام آن‌ها در این دور از تحریم‌ها اضافه شده است. این قطع‌نامه خواستار اجرای فصل ۷ از بند ۴۱ منشور سازمان ملل شده و اجرای بیش‌تر مفاد آن را با حذف اقدام نظامی، اجباری کرده است.
می ۲۰۱۰	تصویب لایحه تحریم آن دسته از شرکت‌هایی که با ایران معاملات تجاری دارند توسط مجلس نمایندگان آمریکا/ وزارت خزانه‌داری آمریکا همچنین اقداماتی را علیه چندین شرکت کشتیرانی ایران و ۲۲ شرکت نفتی، انرژی و بیمه که توسط دولت ایران اداره می‌شود و در ایران و بخش‌های مختلف جهان از جمله لندن، سنگاپور و دبی فعالیت می‌کنند را مورد هدف قرار داده است.
اکتبر ۲۰۱۰	اعمال تحریم‌های جدید آمریکا علیه ۳۷ شرکت اروپایی و ۵ نفر از شهروندان ایرانی که گفته می‌شود در بخش کشتیرانی ایران فعالیت دارند.
می ۲۰۱۱	اعلام بی‌نتیجه بودن مذاکرات هسته‌ای ایران و اتحادیه اروپا توسط کاترین اشتون و اعمال تحریم علیه برخی از افراد به ظن همکاری با برنامه هسته‌ای ایران
اکتبر ۲۰۱۲	کاهش شدید ارزش ریال و اعتراضات در بازار تهران به سیاست‌های دولت
آوریل ۲۰۱۴	اجرائی شدن توافق موقت ژنو و آزاد شدن بخشی از دارایی‌های مسدود شده ایران
دسامبر ۲۰۱۴	تمدید توافق موقت ژنو به مدت شش ماه دیگر
اگوست ۲۰۱۵	اعلام توافق اتمی جامع میان ۱+۵ و ایران
نوامبر ۲۰۱۶	پیروزی ترامپ در انتخابات ریاست جمهوری آمریکا
دسامبر ۲۰۱۶	تصویب مجدد قانون ISA (قانون تحریم‌های ایران و لیبی) برای ده سال دیگر
ژانویه ۲۰۱۸	اظهارات ترامپ در مورد خروج از برجام در چهار ماه آینده در صورت عدم بازنگری برجام و عدم مذاکره درباره برنامه موشک‌های بالستیک ایران

1. Andersen
2. Accuracy
3. Neely

یافته‌های فوق نشان‌دهنده تأثیر موفقیت یا عدم موفقیت مذاکرات سیاسی ایران و کشورهای غربی و هم چنین وضع یا لغو و تعلیق تحریم‌های خاص بر بازار ارز ایران می‌باشد نکته‌ای که باید به آن توجه شود آن است که تمام پرش‌های شناسایی شده به‌طور عمده توسط سرویس‌های اخبار بی بی سی ثبت شده‌اند و همه گزارش‌های خبری در نزدیک‌ترین زمانی که پرش‌ها با رویدادهای اقتصادی مطابقت دارند، استخراج شده‌اند.

### ۵-۳-۱. تغییرات ناگهانی در واریانس

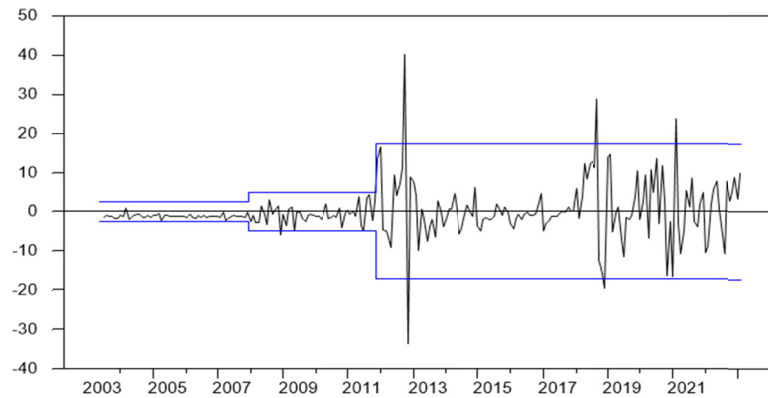
در پژوهش حاضر، الگوریتم اصلاح شده ICSS برای تشخیص تغییر ناگهانی در تلاطم داده‌های بازده ارز، با استفاده از سری بازدهی نرخ ارز اصلی و پالایش شده از نقاط پرت اعمال می‌شود (همان‌طور که توسط رودریگز و روبیا (۲۰۱۱) پیشنهاد شده است).

دوره‌های زمانی تغییر در تلاطم که توسط الگوریتم اصلاح شده ICSS شناسایی شده، در جدول (۴) آمده است. الگوریتم ICSS بر روی داده‌های پالایش شده از نقاط پرت جمعی، یک نقطه شکست در واریانس بازار ارز غیررسمی ایران را شناسایی می‌کند. با این حال، زمانی که الگوریتم اصلاح شده ICSS بر روی داده‌های غیرپالایش شده اعمال می‌شود، دو نقطه تغییر ناگهانی در واریانس مشاهده می‌شود. این نتایج تأیید می‌کند که الگوریتم ICSS در حضور نقاط پرت عملکرد آریبی دارد و بازار ارز غیررسمی ایران تحت تأثیر پرش در تلاطم می‌باشد. هم چنین، این یافته نشان می‌دهد که شکست‌های ساختاری در بازار ارز غیررسمی در ایران تحت تأثیر شوک‌های بزرگ سیاسی و تحولات کم تکرار مانند تحریم‌ها قرار دارد.

جدول ۴. تغییرات ناگهانی در واریانس

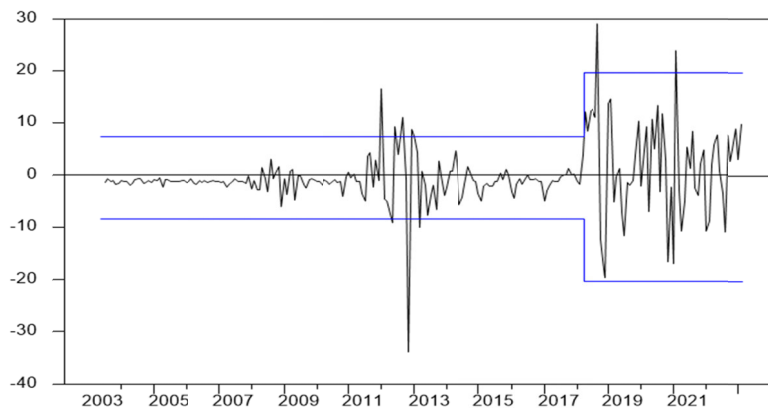
داده‌های اصلی	داده‌های پالایش شده از نقاط پرت
دسامبر ۲۰۰۷: تحریم‌های شورای امنیت علیه برنامه هسته‌ای ایران	مارس ۲۰۱۸: عدم تأیید برجام توسط ترامپ و تحریم سپاه پاسداران توسط وزارت دارایی آمریکا و خروج از برجام
نوامبر ۲۰۱۱: اعمال تحریم نفتی و قطع دسترسی ایران به سوئیفت	

نمودار (۵)، شکست ساختاری رخ داده در تلاطم بازده نرخ ارز غیررسمی را نشان می‌دهد. خطوط آبی رنگ براساس فاصله  $\pm 2\sigma_1^2$  حول میانگین سراسری داده‌ها رسم شده است. این نمودار نشان می‌دهد که به‌طور کلی واریانس غیرشرطی بازده نرخ ارز غیررسمی ایران از سال ۲۰۰۷ به این سو، به شکل پلکانی در حال افزایش بوده است. بیشترین انتقال تابع مربوط به نوامبر ۲۰۱۱ و اعمال تحریم‌های چندجانبه نفتی و قطع دسترسی سیستم بانکی کشور به سوئیفت است.



نمودار ۵. تغییرات ناگهانی در تلاطم داده‌های اصلی نرخ ارز غیررسمی با استفاده از الگوریتم تصحیح شده ICSS

نمودار (۶)، نشان می‌دهد که شکست ساختاری در واریانس بازده نرخ ارز تحت تأثیر نقاط پرت جمعی است و پالایش داده‌ها از نقاط پرت جمعی منجر به کاهش آریبی خواهد شد. مقایسه نمودار (۶) با نمودار (۵) نشان می‌دهد که تنها، مسئله تخمین نقاط شکست در واریانس غیرشرطی بازده در حضور نقاط پرت مشکل‌ساز نیست؛ بلکه برآورد واریانس غیرشرطی بازده نرخ ارز در بین نقاط شکست نیز آریب خواهد بود. در نتیجه، مسیر میرایی تلاطم شرطی حول مقدار بلندمدتش به نحوی غلط تصریح خواهد شد که می‌تواند منجر به نتایج نادرست در مورد پایداری تلاطم شود.



نمودار ۶. تغییرات ناگهانی در تلاطم داده‌های پالایش شده نرخ ارز غیررسمی با استفاده از الگوریتم تصحیح شده ICSS



جدول (۵)، بیانگر آن است که با احتساب شکست‌های ساختاری در واریانس، تخمین پایداری تلاطم در مدل  $GARCH(1,1)$  به شدت کاهش می‌یابد ( $\alpha_1 + \beta_1 \cong ۹۶/۰$ ) و برخلاف حالت پیشین، شرایط گشتاوری مرتبه چهار فراهم می‌شود. پارامتر حافظه طولانی  $d$  حتی با وجود احتساب شکست‌های ساختاری در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز معنادار می‌باشد. این موضوع در کنار این واقعیت که حداقل یکی از متغیرهای مجازی  $Dum_{2007}$  و  $Dum_{2011}$  در مدل‌های محاسبه شده معنادار می‌باشد، به معنای آن است که شواهد علیه حافظه طولانی در بازده نرخ ارز غیررسمی چندان قوی نیست و نمی‌توان تمام دلایل در مورد پایداری بالای تلاطمی را به شکست‌های ساختاری نسبت داد. با واکاوی بیشتر و مقایسه پارامتر  $d$  در حالت احتساب شکست‌های ساختاری با حالت عدم احتساب شکست‌های ساختاری، مشخص می‌شود که تنها ۱/۲۲٪ کاهش در حافظه (از ۰/۸۶۸۸ به ۰/۸۵۶۶ کاهش یافته) روی داده است، بنابراین، فرضیه جعلی بودن حافظه طولانی در نرخ ارز غیررسمی ایران به دلیل وجود شکست‌های ساختاری رد می‌شود. در نتیجه، می‌توان گفت که هرچند تلاطم نرخ ارز بازار غیررسمی ایران میراست، اما این میرایی به کندی صورت می‌گیرد و هرگونه انحراف از مسیر تعادلی می‌تواند تا مدت زمان نسبتاً بزرگی طول بکشد. با توجه به اینکه معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای  $FIGARCH(1,d,0)$  با شکست‌های ساختاری کم‌تر از  $FIGARCH(1,d,0)$  بدون شکست‌های ساختاری است، لذا؛ مدل  $FIGARCH(1,d,0)$  با شکست‌های ساختاری انتخاب خواهد شد. به عبارت دیگر، شکست‌های ساختاری بخشی از فرآیند تلاطم در نرخ ارز غیررسمی ایران است.

جدول ۵. تخمین مدل‌های تلاطم-داده‌های اصلی با اعمال شکست ساختاری در واریانس بازده نرخ ارز

	GARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) <sup>A</sup>	FIGARCH(0,D,1) <sup>B</sup>	FIGARCH(1,D,0)
$\omega$	۰/۰۲۸۱ (۰/۰۱۷۵)	۰/۰۲۹۹ (۰/۰۱۸۱)	NC	NC	-۰/۱۷۷۶ (۰/۱۵۱۱)
$Dum_{2007}$	۰/۷۹۲۱* (۰/۴۶۰۰)	۰/۸۳۹۴ (۰/۴۶۲۶)	NC	NC	۱/۹۰۹۰*** (۰/۹۵۹۴)
$Dum_{2011}$	۲/۰۰۲۷ (۱/۴۴۰۵)	۲/۳۸۷۶ (۱/۴۴۷۲)	NC		۵/۱۳۶۳ (۳/۸۳۲۸)
$\alpha_1$	۰/۴۴۵۲*** (۰/۱۷۰۴)	۰/۴۶۸۸** (۰/۰۷۹۱)	-	-	-
$\phi$	-	-	NC	NC	-
$\beta_1$	۰/۵۱۷۱** (۰/۰۸۵۵)	۰/۵۳۱۱**	NC	NC	۰/۱۰۸۱ (۰/۰۸۲۴)
$d$	0	1	NC	NC	۰/۸۵۶۶*** (۰/۰۶۶۵)

	GARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) <sup>A</sup>	FIGARCH(0,D,1) <sup>B</sup>	FIGARCH(1,D,0)
آزمون باقیمانده‌ها					
$Q(12)$	۹/۳۶۶۹	۹/۶۹۱۶	NC	NC	۹/۰۳۷۴
$Q^2(12)$	۴/۹۵۵۱	۴/۷۷۲۰	NC	NC	۱۰/۷۰۴۸
LM(12)	۰/۴۳۵۴	۰/۴۳۶۱	NC	NC	۱/۱۰۴۵
معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای					
AIC	۵/۰۹۴۹	۵/۰۸۹۲	NC	NC	۴/۹۹۱۷
BIC	۵/۳۱۲۳	۵/۱۹۱۹	NC	NC	۵/۱۰۴۱
HQC	۵/۱۴۲۲	۵/۱۳۰۶	NC	NC	۵/۰۳۶۹
NC به معنای محاسبه نشده است. (a) و (b) عدم برقراری قیود مربوط به مثبت بودن ضرایب FIGARCH.					

نتایج ارائه شده در جدول (۶) نیز مشابه جدول (۵) است. تنها تفاوت در این نکته است که پالایش داده‌ها از نقاط پرت جمعی، اندکی میزان حافظه طولانی مدل را نسبت به زمانی که شکست‌های ساختاری در مدل لحاظ نشده افزایش داده است. با این حال، از آنجا که در مقایسه با مدل FIGARCH(1,d,0) با شکست‌های ساختاری (داده‌های اصلی) مقدار معیارهای اطلاعاتی بزرگ‌تری دارد، مدل منتخب در بین آنها نخواهد بود.

**جدول ۶.** تخمین مدل‌های تلاطم-داده‌های پالایش شده از نقاط پرت و اعمال شکست ساختاری در واریانس بازده نرخ ارز

	GARCH(1,1) <sup>A</sup>	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) <sup>B</sup>	FIGARCH(0,D,1) <sup>C</sup>	FIGARCH(1,D,0) <sup>B</sup>
$\omega$	NC	۰/۵۸۸۱ (۰/۳۴۳۴)	NC	NC	۰/۲۷۹۲ (۰/۴۱۰۰)
$Dum_{2018}$	NC	۲۳/۰۸۹۴ (۱۰/۵۷۴)	NC	NC	۲۳/۷۱۷۵** (۹/۱۸۷۵)
$\alpha_1$	NC	۰/۶۶۶۰** (۰/۱۴۱۶)	-	-	-
$\phi$	-	-	NC	NC	-
$\beta_1$	NC	۰/۳۳۳۹** -	NC	NC	۰/۲۳۳۳* (۰/۱۳۵۰)
$d$	0	1	NC	NC	۰/۸۷۲۸*** (۰/۰۷۰۸)
آزمون باقیمانده‌ها					
$Q(12)$	NC	۱۳/۵۸۲۲	NC	NC	۱۳/۲۸۱۱

1. Not Computed

	GARCH(1,1) <sup>A</sup>	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) <sup>B</sup>	FIGARCH(0,D,1) <sup>C</sup>	FIGARCH(1,D,0) <sup>B</sup>
$Q^2(12)$	NC	۱۱/۲۱۷۹	NC	NC	۱۵/۵۹۰۰
LM(12)	NC	۱/۱۷۳۵	NC	NC	۱/۳۸۱۶
<b>معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای</b>					
AIC	NC	۵/۱۹۸۷	NC	NC	۵/۱۶۴۳
BIC	NC	۵/۳۲۵۱	NC	NC	۵/۲۷۶۷
HQC	NC	۵/۲۴۹۶	NC	NC	۵/۲۰۹۵
<p>NC به معنای محاسبه نشده است.  (a) عدم وجود شرط گشتاور مرتبه چهارم  (b) و (c) قیود مربوط به مثبت بودن ضرایب FIGARCH برقرار نبود.</p>					

## ۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

بی‌ثباتی‌های شدید دو دهه اخیر در بازار ارز غیررسمی ایران علاقه‌مندی تجار، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران به درک پویایی‌های تلاطم در این بازار را در پی داشته است. درک بهتر این موضوع مدیریت ریسک بهتر را به دنبال خواهد داشت. در پژوهش حاضر ماهیت و علل پایداری بالای تلاطم در بازار ارز غیررسمی ایران بررسی شده است. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده وقوع شکست‌های ساختاری چندگانه و پرش‌های گوناگون در واریانس غیرشرطی داده‌های نرخ بازده ارز بوده است. درک چرایی روی دادن شکست‌های ساختاری در مورد ایران چندان سخت نیست، چرا که اقتصاد این کشور در چند دهه اخیر با تحریم‌های اقتصادی یک‌جانبه و چندجانبه روبرو بوده است. وقایع نگاری<sup>۲</sup> پرش‌ها و شکست‌های ساختاری در واریانس، به خوبی با رخداد‌های سیاسی در مورد این کشور نیز مرتبط بوده است. یافته اصلی این پژوهش آن است که حافظه طولانی در تلاطم بازده نرخ ارز قوی بوده و نقش غالب در توضیح پویایی‌های نرخ ارز دارد. دیگر دستاورد این پژوهش آن است که اگر واریانس بلندمدت به‌عنوان یک مقدار ثابت نامعلوم فرض شود، مدل‌سازی تلاطم شرطی بازده نرخ ارز غیررسمی ایران با یک فرآیند GARCH(1,1) با حافظه طولانی و در معرض شکست ساختاری دو گانه مناسب‌تر است (مدل FIGARCH(1,0.87,0) جدول (۵)). در نتیجه، حافظه طولانی در تلاطم بازده نرخ ارز غیررسمی ایران را نمی‌توان به‌طور کامل با تغییرات ساختاری لحاظ نشده توضیح داد. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده آن است که نادیده گرفتن حافظه طولانی منجر به انتخاب مدل IGARCH خواهد شد که با نامانایی شوک‌های تلاطمی متناظر است. این به معنای ناپایداری شدید بازار ارز

1. Not Computed

2. Event Study

غیررسمی ایران است و حتی می‌توان با پیش فرض گرفتن تلقی پوتربا و سامرز (۱۹۸۶) از سقوط بازارهای مالی آن را متناظر با فروپاشی و سقوط پول ملی ایران دانست. شواهد تجربی در دو دهه اخیر و حداقل در بازه زمانی ۲۰۱۳ تا انتهای ۲۰۱۷ که پس از آن دوباره تحریم‌های اقتصادی بازگردانده شده از چنین فرضیه‌ای حمایت نمی‌کند. بررسی نمودار انحراف استاندارد شرطی نیز نشان‌دهنده آن بوده که تحریم‌های یک‌جانبه ترامپ پس از خروج برجام، اثرات قدرتمند بلندمدت‌تری نسبت به تحریم‌های اوپاما ایجاد کرده است. البته، نمی‌توان تمام این موضوع را به تقویت بیشتر تحریم‌های آمریکا علیه ایران در این دوره تقلیل داد، چرا که افزایش تقاضای احتیاطی خانوارها برای ارز در پاسخ به بالاترین ناشی از جنگ احتمالی و تحریم‌ها یکی دیگر از عوامل تلاطم‌های شدید در این دوره می‌باشد. در حقیقت مطابق آنچه نیلی (۲۰۱۱) بیان می‌کند، خروج آمریکا از برجام برای مشارکت کنندگان و سرمایه‌گذاران ایرانی یک اعلامیه<sup>۱</sup> از پیش برنامه‌ریزی شده تلقی شده است. یافته اخیر نشان‌دهنده آن است که استراتژی نزدیکی به کشورهای آسیایی و جایگزین کردن آنها به جای شرکای تجاری اروپایی که نصر اصفهانی و رسولی‌نژاد<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) به آن اشاره کرده‌اند، چندان کارساز نبوده، زیرا، تلاطم در طول زمان افزایش یافته است. این استنباط، سازگار با یافته‌های تربت<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) می‌باشد که یکی از دلایل ناکارآمدی تحریم‌های کلینتون<sup>۴</sup> (۱۹۹۵) را عدم اعتقاد شرکای این کشور از جمله فرانسه و انگلیس به اثر بخشی تحریم‌ها می‌داند. شایان ذکر است که تفسیر موفقیت یک کشور در محدود کردن اثرات تحریم‌های اقتصادی باید با احتیاط انجام گیرد، زیرا همان‌گونه که ایتسکوکي و موکین<sup>۵</sup> (۲۰۲۲) نشان می‌دهند، بسته به ترکیب خاص تحریم‌های مورد استفاده، نرخ ارز می‌تواند در جهت مخالف حرکت کند (حتی اگر تخصیص تعادل اساسی و رفاه حاصل یکسان باشد). برای مثال، تحریم‌هایی که واردات یک کشور را محدود می‌کنند، نرخ برابری ارز کشور را افزایش می‌دهند، در حالی که تحریم‌هایی که صادرات را محدود می‌کنند یا دارایی‌های خارجی خالص را مسدود می‌نمایند، تمایل دارند نرخ برابری ارزها را کاهش دهند، حتی اگر تأثیر مشابهی بر تخصیص واقعی داشته باشند. نتایج این پژوهش برای مدل‌سازی درست تلاطم نرخ ارز به منظور ساخت مدل‌های دقیق قیمت‌گذاری و مدیریت ریسک بسیار مهم است و درک محققان و سیاست‌گذاران را از اقتصادهای در معرض تحریم‌های تجاری و مالی بیشتر خواهد کرد.

- 
1. Announcement
  2. Nasre Esfahani & Rasoulinezhad
  3. Torbat
  4. Clinton
  5. Itskhoki & Mukhin

## منابع

1. Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Diebold, F. X. (2007). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. *The review of economics and statistics*, 89(4), 701-720.
2. Arouri, M. E. H., Hammoudeh, S., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2012). Long memory and structural breaks in modeling the return and volatility dynamics of precious metals. *The quarterly review of economics and finance*, 52(2), 207-218.
3. Baillie, R. T., & Morana, C. (2009). Modelling long memory and structural breaks in conditional variances: An adaptive FIGARCH approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(8), 1577-1592.
4. Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.
5. Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.
6. Barros, C. P., Gil-Alana, L., & Matousek, R. (2011). Fractional integration of nominal exchange rates: evidence from CEECs in the light of EMU enlargement. *Review of International Economics*, 19(1), 77-92.
7. Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy economics*, 34(1), 227-240.
8. Bauwens, L., De Backer, B., & Dufays, A. (2014). A Bayesian method of change-point estimation with recurrent regimes: Application to GARCH models. *Journal of Empirical Finance*, 29, 207-229.
9. Beine, M., & Laurent, S. (2001). Structural change and long memory in volatility: new evidence from daily exchange rates. *Developments in forecast combination and portfolio choice, Wiley series in quantitative analysis*, 145-157.
10. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
11. Byrne, J. P., & Davis, E. P. (2005). Investment and uncertainty in the G7. *Review of World Economics/Weltwirtschaftliches Archiv*, 1-32.
12. Castillo, B., León, Á., & Níguez, T. M. (2021). Backtesting VaR under the COVID-19 sudden changes in volatility. *Finance Research Letters*, 43, 102024.
13. Chen, C. W., & Lee, B. (2021). Bayesian inference of multiple structural change models with asymmetric GARCH errors. *Statistical Methods & Applications*, 30, 1053-1078.
14. Choi, K., & Zivot, E. (2007). Long memory and structural changes in the forward discount: An empirical investigation. *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 342-363.

15. Diebold, F. (1986) Comment on 'Modeling the persistence of conditional variance', R. Engle and T. Bollerslev, *Econometric Reviews*, 5, 51±6.
16. Diebold, F. X., & Inoue, A. (1999). Long memory and structural change. *Available at SSRN 267789*.
17. Diebold, F. X., & Inoue, A. (2001). Long memory and regime switching, *Journal of econometrics*, 105(1), 131-159.
18. Ding, Z., & Granger, C. W. (1996). Modeling volatility persistence of speculative returns: a new approach. *Journal of econometrics*, 73(1), 185-215.
19. Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, 1(1), 83-106.
20. Duan, J. C. (1995). The GARCH option pricing model. *Mathematical finance*, 5(1), 13-32.
21. Dudlák, T. (2018). After the sanctions: Policy challenges in transition to a new political economy of the Iranian oil and gas sectors. *Energy policy*, 121, 464-475.
22. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
23. Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric reviews*, 5(1), 1-50.
24. Engle, R. F., & Rangel, J. G. (2008). The spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes. *The review of financial studies*, 21(3), 1187-1222.
25. Ewing, B. T., & Malik, F. (2017). Modelling asymmetric volatility in oil prices under structural breaks. *Energy Economics*, 63, 227-233.
26. Franses, P. H., & Ghijssels, H. (1999). Additive outliers, GARCH and forecasting volatility. *International Journal of forecasting*, 15(1), 1-9.
27. Ghasseminejad, S., & Jahan-Parvar, M. R. (2021). The impact of financial sanctions: The case of Iran. *Journal of Policy Modeling*, 43(3), 601-621.
28. Granger, C. W., & Hyung, N. (2004). Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. *Journal of empirical finance*, 11(3), 399-421.
29. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of econometrics*, 64(1-2), 307-333.
30. Hillebrand, E. (2005). Neglecting parameter changes in GARCH models. *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 121-138.
31. Hillebrand, E. T., & Schnabl, G. (2003). The effects of Japanese foreign exchange intervention GARCH estimation and change point detection. *Japan Bank for International Corporation Institute Working Paper*, (6).

32. Itskhoki, O., & Mukhin, D. (2022). *Sanctions and the exchange rate* (No. w30009). National Bureau of Economic Research.
33. Jongwanich, J., & Kohpaiboon, A. (2013). Capital flows and real exchange rates in emerging Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 24, 138-146.
34. Killick, R., Fearnhead, P., & Eckley, I. A. (2012). Optimal detection of change points with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.
35. Krämer, W., & Azamo, B. T. (2007). Structural change and estimated persistence in the GARCH (1, 1)-model. *Economics Letters*, 97(1), 17-23.
36. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 225-234.
37. Laurent, S., Lecourt, C., & Palm, F. C. (2016). Testing for jumps in conditionally Gaussian ARMA-GARCH models, a robust approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 100, 383-400.
38. Ling, S., & McAleer, M. (2002). Necessary and sufficient moment conditions for the GARCH (r, s) and asymmetric power GARCH (r, s) models. *Econometric theory*, 18(3), 722-729.
39. Malik, F. (2003). Sudden changes in variance and volatility persistence in foreign exchange markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(3), 217-230.
40. Mendoza, A. (2012). The inflation-output volatility tradeoff and exchange rate shocks in Mexico and Turkey. *Central Bank Review*, 3(1), 27-51.
41. Mikosch, T., & Stărică, C. (2004). Nonstationarities in financial time series, the long-range dependence, and the IGARCH effects. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 378-390.
42. Morana, C. (2002). IGARCH effects: an interpretation. *Applied Economics Letters*, 9(11), 745-748.
43. Nasre Esfahani, M., & Rasoulinezhad, E. (2017). Iran's trade policy of Asianization and de-Europeanization under sanctions. *Journal of Economic Studies*, 44(4), 552-567.
44. Neely, C. J. (1999). Target zones and conditional volatility: the role of realignments. *Journal of Empirical Finance*, 6(2), 177-192.
45. Neely, C. J. (2011). A survey of announcement effects on foreign exchange volatility and jumps. *FRB of St. Louis Review*.
46. Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22(1), 27-59.
47. Rodrigues, P. M., & Rubia, A. (2011). The effects of additive outliers and measurement errors when testing for structural breaks in variance. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73(4), 449-468.

48. Sansó, A., Carrion, J. L., & Aragó, V. (2004). Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*, 2004, vol. 4, p. 32-52.
49. Timmermann, A. (2006). Forecast combinations. *Handbook of economic forecasting*, 1, 135-196.
50. Torbat, A. E. (2005). Impacts of the US trade and financial sanctions on Iran. *World Economy*, 28(3), 407-434.
51. Walther, T., Klein, T., Thu, H. P., & Piontek, K. (2017). True or spurious long memory in European non-EMU currencies. *Research in international business and finance*, 40, 217-230.
52. Wang, P., & Moore, T. (2009). Sudden changes in volatility: The case of five central European stock markets. *Journal of international financial markets, institutions and money*, 19(1), 33-46.
53. Wang, Y., Wang, K., & Chang, C. P. (2019). The impacts of economic sanctions on exchange rate volatility. *Economic Modelling*, 82, 58-65.



## اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی خودروهای سواری بر مصرف بنزین در ایران

علی اصغر سالم<sup>۱</sup>، سیاب ممی پور<sup>۲</sup>، معصومه عزیزخانی<sup>۳</sup>

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، [Salem@atu.ac.ir](mailto:Salem@atu.ac.ir)

۲. گروه اقتصاد انرژی و منابع، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، [S.mamipoor@khu.ac.ir](mailto:S.mamipoor@khu.ac.ir)

۳. گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، [Masoumeh.azizkhani1986@gmail.com](mailto:Masoumeh.azizkhani1986@gmail.com)

### اطلاعات مقاله

### چکیده

#### نوع مقاله:

علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۲

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۱/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۸

تاریخ انتشار: ۱۴۰۱/۱۲/۲۵

#### کلیدواژه‌ها:

اثر بازگشتی مستقیم، حمل و نقل، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، کارایی مصرف بنزین، مصرف انرژی

#### طبقه‌بندی JEL:

K32, C32, H20, D61

رشد شتابان مصرف سوخت در بخش حمل و نقل، افزون بر تشدید مصرف غیربهرینه، خطرات دیگری در حوزه‌های محیط زیست، تأمین و امنیت انرژی ملی به دنبال دارد. از این رو، بهبود بهره‌وری در مصرف انرژی، با هدف صرفه‌جویی در مصرف سوخت، مورد توجه سیاست‌گذاران می‌باشد، اما در حقیقت، چنین رویکردی، با بروز پدیده اثر بازگشتی روبرو شده و تا حدود زیادی از میزان اثرات مثبت آن در جهت تقلیل مصرف انرژی، خنثی می‌شود. در این مطالعه با هدف برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف بنزین خانوارهای شهری به تفکیک چهار طبقه مصرفی (کم‌تر از ۶۰ لیتر، ۶۰ تا ۸۰ لیتر، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر و بیش از ۱۲۰ لیتر)، طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۹، از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون به ظاهر نامرتب، استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف بنزین به تفکیک چهار طبقه مصرفی کم‌تر از ۶۰ لیتر، ۶۰ تا ۸۰ لیتر، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر و بیش از ۱۲۰ لیتر به ترتیب برابر با ۰/۷۳، ۰/۹۴، ۰/۶۳ و ۰/۴۷ می‌باشد. چنین یافته‌هایی نشان می‌دهد که به موازات افزایش مصرف غیرسه‌میه‌ای بنزین، صرفه‌جویی بیشتری تحقق می‌یابد. در حقیقت مکانیزم قیمت‌گذاری بنزین که همواره مورد انتقاد قرار گرفته، عاملی مهم در میزان اثر بازگشتی است و اصلاحات بیشتری در این زمینه لازم می‌باشد.

سالم، علی‌اصغر؛ ممی پور، سیاب و عزیزخانی، معصومه (۱۴۰۲). اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی خودروهای سواری بر مصرف بنزین در ایران تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۱)، ۹۵-۱۲۰



© نویسندگان.

DOI:10.22059/JTE.2023.351978.1008757

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

## ۱- مقدمه

بخش انرژی از اهمیت بالایی در پیکره اقتصادی کشور برخوردار بوده و اصلاح الگوی مصرف انرژی به واسطه بهبود کارایی و حذف ناکارآمدی، از عمده‌ترین مسائل پیش روی سیاست‌گذاران می‌باشد. یکی از انتقادهای همیشگی در مورد روند فزاینده مصرف انرژی، تخصیص حجم گسترده یارانه و تعیین بهای پایین به‌صورت ساختگی می‌باشد. طبق گزارش آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۲۱)، ایران با پرداخت بیش از ۴۱۰ میلیارد دلار یارانه تجمعی طی بازه زمانی ده ساله (۲۰۱۰-۲۰۲۰)، در رده نخست جهان قرار گرفته است. چنین عملکردی افزون بر عدم مصرف بهینه انرژی، سبب ایجاد مشکلات گوناگون دیگری از قبیل تشدید آلودگی شده که با مصرف حدود ۱۲ اگزا ژول انرژی<sup>۱</sup> و انتشار ۷۴۵ میلیون تن کربن<sup>۲</sup> در سال ۲۰۲۰، رتبه ششم انتشار دهنده آلاینده در سطح بین‌الملل را به خود اختصاص داده است.

با توجه به تشدید نگرانی‌های جهانی در مورد مصرف بالای انرژی و همچنین درخواست برای کاهش CO<sub>2</sub>، حفاظت از انرژی، به یکی از مسائل اصلی برای توسعه پایدار تبدیل شده است (لی و لین<sup>۳</sup>، ۲۰۱۷) که به‌طور عمده چهار بخش حمل‌ونقل، صنعت، تجارت و مصرف خانگی؛ پیش‌تاز این مقوله قرار دارند (لی و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۸). حدود یک پنجم مصرف انرژی و یک چهارم انتشار گازهای گلخانه‌ای در سطح جهان، مربوط به بخش حمل‌ونقل می‌باشد (استرن و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۶). بر مبنای ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۸، سهم بخش حمل‌ونقل از کل مصرف نهایی فرآورده‌های نفتی بیش از ۶۰ درصد بوده که ۹۹/۷ درصد آن بنزین می‌باشد. این بخش با انتشار ۶۴/۲۹ درصد گازهای آلاینده و گلخانه‌ای، بیشترین حجم آلودگی را نیز به خود اختصاص داده است. این داده‌ها نشان می‌دهد که بخش حمل‌ونقل به‌عنوان یکی از بخش‌های مصرف نهایی، انرژی زیادی مصرف کرده و با شتاب شهرنشینی و بهبود کیفیت زندگی توده مردم، سهم بیشتری را به خود اختصاص خواهد داد. (هی و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵). بنزین به‌عنوان سوخت اصلی این بخش شناخته می‌شود؛ بنابراین مسائل مربوط به بنزین و درک رفتارهای مصرفی خانوار همواره از اهمیت فراوانی برای گرفتن تصمیمات آگاهانه در مسیر بهینه‌سازی و توسعه کارایی برخوردار بوده است.

1. Globalcarbonatlas.org
2. Li & Lin
3. Li et al.
4. Steren, et al.
5. He et al.
6. Ang et al.

در طی سال‌های پس از انقلاب، طیف گسترده‌ای از راه کارهای مختلف برای ترغیب به صرفه‌جویی و کاهش تبعات زیان آور بنزین پیشنهاد شده است. در سال ۱۳۸۹، به‌منظور صرفه‌جویی در مصرف بنزین خودروهای سواری، سیاست سهمیه‌بندی و استفاده از کارت سوخت اجرا شده و در حقیقت این اولین استاندارد اجباری برای مصرف سوخت می‌باشد. یک سال پس از به‌کار بستن آن، میانگین مصرف سوخت به میزان چشمگیری کاهش یافته است. در طی سال‌های بعدی، این سیاست برای مدتی لغو و دوباره در آبان ماه سال ۱۳۹۸ از نو اجرایی شده است. اقدامات صورت پذیرفته، بیان می‌کند که دولت، بهبود بهره‌وری انرژی را به‌عنوان روش اولیه برای حفاظت از انرژی در بخش حمل‌ونقل اتخاذ کرده است. چنین رویکردی به‌عنوان یک راه مقرون به‌صرفه برای کاهش مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن، افزایش عرضه و امنیت انرژی شناخته شده است (انگ و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰).

بدون شک، سیاست‌ها و اقدامات اعمال شده در مسیر بهره‌وری انرژی بخش حمل‌ونقل، اثرات مثبتی بر مصرف سوخت داشته است؛ با این حال براساس آمار اعلام شده، میزان مصرف و به دنبال آن انتشار گازهای گلخانه‌ای هم‌چنان روندی صعودی داشته است. در حقیقت، پس از بهبود بهره‌وری انرژی، به‌دلیل کاهش هزینه سوخت، تمایل به رانندگی و افزایش مسافرت با وسایل نقلیه شخصی، کارایی امور صورت پذیرفته را کاهش می‌دهد (سورل و دیمیتروپولوس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸)؛ (مشیری و علیو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۷). چنین پیامد ناخواسته‌ای ناشی از بهبود بهره‌وری، اثر بازگشتی<sup>۴</sup> نامیده می‌شود. اثر بازگشتی، اصطلاحی برای توصیف مکانیسم‌هایی است که به‌دلیل بهبود کارایی با ایجاد هزینه کم‌تر در «خدمات انرژی» سبب تغییر رفتار مصرف‌کننده، چه در سطح فردی و چه در سطح جمعی شده و منجر به استفاده طولانی‌تر از خدمات انرژی و افزایش تعداد مصرف‌کنندگان می‌شود. اگرچه میزان اثر بازگشتی هر انرژی در گروه‌های مختلف اجتماعی و در طول زمان متفاوت است، ولی نادیده گرفتن آن نشان می‌دهد که راندمان سیاست‌های اجرایی، بیش از حد برآورد شده است. اندازه اثر بازگشتی به‌عنوان یک معیار کمی برای ارزیابی اثربخشی سیاست‌های بهره‌وری انرژی، از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد و برای تصمیم‌گیری‌های بهتر آتی، ضرورت دارد اقدامات صورت پذیرفته در مسیر کاهش مصرف سوخت، با در نظر گرفتن اثر بازگشتی مورد سنجش و قیاس قرار بگیرد.

1. Sorrell & Dimitropoulos
2. Moshiri & Aliyev
3. Rebound Effect
4. Jevons

با توجه به محدود بودن مطالعات صورت گرفته در زمینه اثر بازگشتی بنزین در ایران، به نظر می‌رسد بررسی این موضوع در سطح خانوار به تفکیک میزان مصرف ماهانه بنزین، می‌تواند برای ارزیابی دقیق‌تر اثر بازگشتی مؤثر باشد و توصیه‌های مفیدی در این زمینه ارائه دهد. بدین منظور به منظور دستیابی به اهداف پژوهش، داده‌های مربوط به مخارج ۷۸۲۵۵ خانوار، در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. بر مبنای هزینه‌های بنزین حاصل شده از بودجه خانوار، با حذف خانوارهایی که مخارج بنزین آنها صفر می‌باشد، از ۴۷۰۷۴ خانوار مصرف‌کننده بنزین، ۵۱ درصد (۲۴۰۹۳ خانوار) در محدوده سهمیه ماهانه، ۱۸ درصد در گروه مصرفی ۶۰ الی ۸۰ لیتر (۸۴۸۸ خانوار)، ۱۸ درصد در گروه مصرفی ۸۰ الی ۱۲۰ لیتر (۸۵۵۰ خانوار) و در نهایت ۱۳ درصد (۵۹۴۳ خانوار) بیش از ۱۲۰ لیتر بنزین مصرف می‌کنند. اگر چه اثر بازگشتی یک پدیده فردی بوده و اندازه آن در هر خانوار متفاوت می‌باشد؛ اما همواره رفتار اکثریت، ملاک مناسبی در تصمیم‌گیری و تعیین خط مشی‌های آتی به شمار می‌رود. برآورد اثر بازگشتی به تفکیک طبقات مختلف مصرفی بنزین، با تعیین میزان اثرگذاری سیاست‌های اجرایی و بهره‌وری در هر گروه، تمرکز و توجه را به رفتار مصرفی اکثریت جامعه جلب می‌کند به طوری که از این رهنمون می‌توان در جهت اصلاح و اخذ تدابیر ارزشمند استفاده کرد، بنابراین در مطالعه حاضر، رفتار مصرفی بنزین در میان خانوار در چهار طبقه مصرفی مذکور با استفاده از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون به ظاهر نامرتب سنجیده می‌شود.

مقاله حاضر، در پنج بخش کلی ارائه شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و در بخش سوم، پیشینه تجربی داخلی و خارجی بیان می‌شود در بخش چهارم، روش پژوهش، تشریح شده و در بخش پنجم نیز به برآورد مدل‌های پژوهش پرداخته می‌شود. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد

## ۲- مبانی نظری

مبحث اثر بازگشتی که به بررسی رابطه میان بهبود بهره‌وری و مصرف انرژی می‌پردازد، نخستین بار توسط ویلیام استنلی جونز<sup>۱</sup> در سال ۱۸۶۵، مطرح و با مطالعات بروکز<sup>۲</sup> (۱۹۷۹) و (۱۹۹۲) دوره مطالعات مدرن آن آغاز شده است. در طول سالیان، اثر بازگشتی توسط اقتصاددان حوزه انرژی پذیرفته شده و مجادله اصلی برای شناسایی منابع و اندازه آن مطرح است (گرینینگ و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۰). عدم توافق در مورد مقدار و اهمیت اثر بازگشتی تا حدودی ناشی از فقدان

1. Brookes  
2. Greening et al.  
3. Berkhout et al.

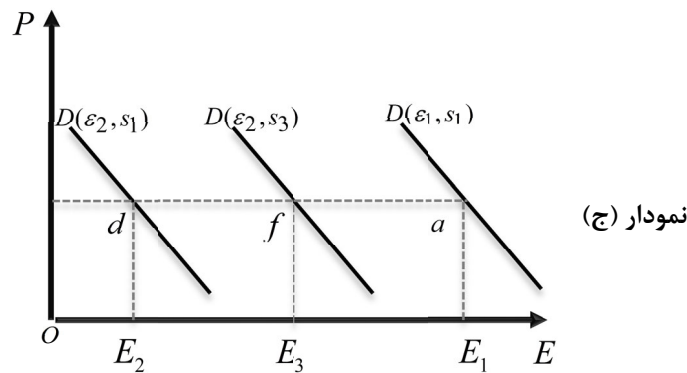
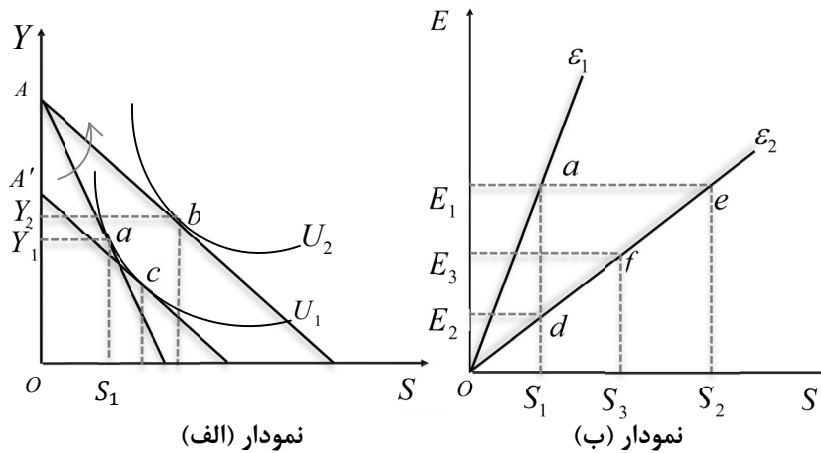
وضوح تعاریف و مسائل اساسی مربوطه می‌باشد. مطالعاتی همچون برخوت و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۰)، سورل و دیمیتروپولوس (۲۰۰۸)، گیلگیام و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، ژو و همکاران (۲۰۱۸)، سه نوع اثر بازگشتی را شناسایی کرده‌اند: اثر بازگشت مستقیم، اثر بازگشت غیرمستقیم و اثرات گسترده اقتصادی.

اثر بازگشت مستقیم معمولاً به‌عنوان افزایش استفاده از یک محصول انرژی‌بر ناشی از کاهش هزینه، تعریف می‌شود (استرن و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۶؛ دیمیتروپولوس و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۸). اثر بازگشت غیرمستقیم به افزایش تقاضا برای استفاده از سایر محصولات به دنبال افزایش بهره‌وری و درآمد قابل تصرف اطلاق می‌شود (فریر<sup>۵</sup>، ۲۰۱۱)؛ که به چنین افزایش قدرت خرید ناشی از کاهش قیمت مؤثر انرژی، اثر درآمد گفته می‌شود (گوش و بلکهورس<sup>۶</sup>، ۲۰۱۴)؛ در نهایت، اثر بازگشتی به تغییر در بازده انرژی منجر می‌شود که اثرات ساختاری در اقتصاد کلان ایجاد می‌کند (ژو و همکاران، ۲۰۱۸، لو و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۱۷).

اثر بازگشت برای خانواده‌ها معمولاً به اثرات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم می‌شود (گوش و بلکهورس، ۲۰۱۴). در این راستا، مجموعه نمودارهای (۱)، اثر بازگشتی ناشی از بهبود کارایی انرژی را نمایش می‌دهد. در نمودار (۱-الف) نقطه  $a$ ، تخصیص بهینه اولیه با قیمت‌ها، درآمد و مطلوبیت اولیه  $U_1$  مفروض را نشان می‌دهد. با بهبود کارایی انرژی و در نتیجه کاهش هزینه سوخت، مصرف‌کننده استفاده از بنزین را از  $S_1$  به  $S_2$  افزایش می‌دهد، که نقطه بهینه جدید حاصل از چرخش خط بودجه در جهت عکس حرکت عقربه‌های ساعت از یک نقطه ثابت روی محور عمودی و یک منحنی بی‌تفاوتی جدید ( $U_2$ ) به دست می‌آید. کل تغییرات در استفاده از خدمات انرژی ( $S_1S_2$ ) به دو بخش اثر جانشینی ( $S_1S_3$ ) و اثر درآمدی ( $S_3S_2$ ) تقسیم می‌شود. هم چنین اثر بازگشتی غیرمستقیم با بهبود کارایی به دلیل اثرات مستقیم، مصرف انرژی از  $S_1$  به  $S_2$  و مصرف سایر کالاها و خدمات ( $Y$ ) نیز از  $Y_1$  به  $Y_2$  افزایش می‌یابد. در نمودار (۱-ب)، بهبود کارایی انرژی، منحنی کارایی خودرو ( $E_1$ ) را در جهت حرکت عقربه‌های ساعت ( $E_2$ ) می‌چرخاند و نشان می‌دهد مصرف بنزین کم‌تر ( $E_1E_2$ ) برای پیمودن همان مسافت قبلی ( $S_1$ ) لازم است (نقطه  $d$ ). اثر بازگشتی با نقاط  $e$  و  $f$  نشان داده شده است و مصرف‌کننده تمام (نقطه  $e$ ) یا بخشی (نقطه  $f$ ) از ذخیره انرژی حاصل از بهبود کارایی را دوباره مصرف می‌کند.

1. Gillingham et al.
2. Steren et al.
3. Dimitropoulos et al.
4. Freire
5. Ghosh & Blackhurst
6. Lu et al.
7. Own-Price Elasticity of Demand

در نمودار (۱-ج)، افزایش کارایی خودرو موجب جابه‌جایی منحنی تقاضای بنزین به سمت چپ، یعنی جابه‌جایی  $D(\varepsilon_1, S_1)$  به  $D(\varepsilon_2, S_1)$  و حرکت از نقطه  $a$  به نقطه  $d$  خواهد شد، که موجب ذخیره بنزین به میزان  $(E_1 E_2)$ ، با همان میزان مسافت پیموده شده قبلی ( $S_1$ ) می‌شود. اثر بازگشتی مستقیم کامل ( $RE=1$ ) زمانی رخ می‌دهد که منحنی تقاضا دوباره به مکان اولیه خود یعنی  $D(\varepsilon_1, S_1)$  (نقطه  $a$ ) بازگردد و اثر بازگشتی مستقیم جزئی ( $0 < RE < 1$ )، زمانی اتفاق می‌افتد که منحنی تقاضا به مکانی بین نقاط  $a$  و  $d$  مثل  $D(\varepsilon_2, S_3)$  (نقطه  $f$ ) برگشت کند.



نمودار ۱. اثر بازگشتی مستقیم و غیر مستقیم ناشی از بهبود کارایی بنزین

سورل و دیمیتروپولوس (۲۰۰۸)، اثر بازگشتی را با استفاده از کشش خود قیمتی تقاضا<sup>۱</sup> محاسبه کرده‌اند:

$$\varepsilon = \frac{S}{E} \quad (۱)$$

$$\varepsilon = \frac{P_E}{P_S} \quad (۲)$$

در معادله (۱)، کارایی به شکل واحدهای خدمات انرژی (S) تولیدی به ازای هر واحد انرژی به کار می‌رود و افزایش خدمات انرژی دریافتی بیانگر بهبود کارایی انرژی می‌باشد. در معادله (۲)، کارایی به صورت نسبت قیمت هرواحد انرژی به قیمت یا هزینه تمام شده هر واحد خدمات انرژی اندازه‌گیری می‌شود که به تناسب بهبود کارایی، هزینه تمام شده هر واحد انرژی کاهش می‌یابد. هم چنین میزان اثر بازگشتی مستقیم از طریق کشش خدمات انرژی نسبت به کارایی انرژی به دست می‌آید:

$$\eta_\varepsilon = \left( \frac{\partial S}{\partial \varepsilon} \right) \left( \frac{\varepsilon}{S} \right) \quad (۳)$$

اگر از معادله (۱) نسبت به کارایی انرژی (E) دیفرانسیل‌گیری شود:

$$\eta_\varepsilon(S) = \left( \frac{\partial E}{\partial \varepsilon} \right) \left( \frac{\varepsilon}{E} \right) + 1 = \eta_\varepsilon(E) + 1 \quad (۴)$$

در معادله فوق  $\eta_\varepsilon(E)$  کشش تقاضای انرژی نسبت به کارایی انرژی می‌باشد؛ لذا اگر  $\eta_\varepsilon(S) = 0$  شود  $\eta_\varepsilon(E) = -1$  اثر بازگشتی صفر باشد؛ در حقیقت با بهبود کارایی به میزان یک درصد، مصرف انرژی نیز به همان اندازه کاهش یافته است، ولی اگر  $0 < \eta_\varepsilon(S) < 1$  باشد، اثر بازگشتی به میزان  $-1 < \eta_\varepsilon(E) < 0$  وجود دارد و در آخر اگر  $1 \leq \eta_\varepsilon(S)$  حاصل شود، اثر بازگشتی بسیار شدید و به صورت  $0 \leq \eta_\varepsilon(E)$  می‌باشد.

برای ایجاد ارتباط میان اثر بازگشتی  $\eta_\varepsilon(S)$  و کشش خودقیمتی تقاضای خدمات انرژی  $\eta_{P_E}(S)$  با به کارگیری معادلات (۱) و (۲)، معادله ذیل حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial E}{\partial \varepsilon} = \frac{\partial}{\partial \varepsilon} \left( \frac{S}{\varepsilon} \right) = \left[ \frac{1}{\varepsilon} \left( \frac{\partial S}{\partial \varepsilon} \right) - \frac{S}{\varepsilon^2} \right] = \left[ \frac{1}{\varepsilon} \left( \frac{\partial S}{\partial P_S} \frac{\partial P_S}{\partial \varepsilon} \right) - \frac{E}{\varepsilon} \right] = \frac{1}{\varepsilon} \left[ \left( \frac{\partial S}{\partial P_S} \left( \frac{-P_S}{\varepsilon^2} \right) \right) - E \right] \quad (۵)$$

چنانچه:

$$(E) = \frac{\partial E}{\partial \varepsilon} \left( \frac{\varepsilon}{E} \right) = \frac{1}{E} \left[ \frac{\partial S}{\partial P_S} \left( \frac{-P_S}{\varepsilon} \right) - E \right] = \left[ \frac{\partial S}{\partial P_S} \left( \frac{-P_S}{S} \right) - 1 \right] = -\eta_{P_S}(S) - 1 \quad (۶)$$

در معادله (۶)،  $\eta_{PS}(S)$  کشش تقاضای خدمات انرژی نسبت به قیمت آن می‌باشد. براساس معادلات (۱)، (۲)، (۳)، (۴)، (۶) و کشش تقاضای انرژی  $\eta_{PE}(E) = \left[ \frac{\partial E}{\partial P_E} \left( \frac{P_E}{E} \right) \right]$  معادله (۷) حاصل می‌شود:

$$\eta_{\epsilon}(S) = \frac{\partial S}{\partial \epsilon} \left( \frac{\epsilon}{S} \right) = -\eta_{\epsilon}(E) + 1 = -\eta_{PS}(S) = -\eta_{PE}(E) \quad (۷)$$

به عبارتی اثر بازگشتی، همان منفی کشش خودقیمتی تقاضای انرژی است.

## ۲-۱. مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل<sup>۱</sup>

مدل اصلی به کارگرفته شده در مطالعه حاضر، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل می‌باشد که توسط دیتون و مولبایر<sup>۲</sup> در سال ۱۹۸۰ ارائه شده است. این مدل از فرم تبعی خاصی برای تابع مطلوبیت پیروی نکرده و ترجیحات مصرف‌کننده در قالب توابع لگاریتمی تعمیم یافته و مستقل از قیمت تعیین می‌شوند؛ بنابراین سیستم معادلات حاصل شده از این توابع در فرم کلی خود و با توجه به شاخص قیمت واقعی، مدلی غیرخطی می‌باشد و بنا به ضرورت و نیاز به حجم وسیعی از مشاهدات برای برآورد آن، خطی کردن این مدل متداول است. این مدل، با نظریه مصرف‌کننده و ترجیحات سازگاری داشته و از گروه خاصی از ترجیحات<sup>۳</sup> (PIGLOG) پیروی می‌کند و فرم نهایی تابع تقاضای AIDS به صورت ذیل می‌باشد:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \{X/p\} \quad (۸)$$

در معادله فوق P شاخص قیمت بوده و عبارت است از:

$$\log \{a(p)\} = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (۹)$$

با توجه به غیرخطی بودن معادله (۹)، به پیشنهاد دیتون و مولبایر، از شاخص قیمت استون (۱۹۵۳) استفاده شده و مدل تقریب خطی سیستم تقاضای ایده‌آل به دست آمده است:

$$w_i = a_i + \beta_i (\log X - \log \sum_i W_i \log P_i) + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j \quad (۱۰)$$

همچنین سازگاری معادله فوق با نظریه مصرف‌کننده، به شرط رعایت سه قید ذیل توسط

پارامترهای مدل می‌باشد:

$$\sum_i \beta_i = 0 \quad \sum_i \alpha_i = 1 \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{قید تجمیع}^۴$$

1. Deaton & Muellbauer.
2. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG)
3. Adding-Up Restriction
4. Homogeneity Restriction



$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \text{قید همگنی}^1$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{قید تقارن}^2$$

قیود اشاره شده مربوط به فرض عقلانیت در نظریه تقاضای مصرف کننده است. قید تجمیع به معنای یک شدن مجموع سهم مخارج؛ قید همگنی با ملغی کردن توهم پولی، بیان می کند اگر تابع تقاضا، قیمت ها و میزان درآمد برای اقلام تقاضا شده به یک نسبت تغییر کنند، میزان کالای تقاضا شده بدون تغییر می ماند و در نهایت قید تقارن عنوان می کند با تغییر نسبی در مصرف یک کالا به دلیل تغییر در قیمت کالاهای دیگر (پس از جبران تغییر در درآمد حقیقی)، بایستی همگام با تغییر قیمت کالای اول، برابر تغییر متناسب در تقاضای کالاهای دیگر باشد که در اصطلاح به این نوع تقارن بر اثر جانشینی تغییر قیمت کالاهای تقارن اسلاتسکی<sup>۳</sup> گفته می شود.

کشش های قیمتی و درآمدی از مهم ترین ابزار برای شناخت ترجیحات مصرف کنندگان و مورد استفاده دولت مردان برای اخذ تصمیمات اقتصادی می باشد. در مدل سیستم تقاضای ایده آل، سهم گروه هر کالایی از بودجه خانوار، متغیر وابسته بوده و ملزم به محاسبه کشش می باشد؛ فرمول کشش های قیمتی (مارشالی و هیکسی)، درآمدی و تقاطعی به ترتیب عبارت است از:

$$e_{ii} = -1 + \frac{Y_{ii}}{W_i} - \beta_i \quad (11)$$

$$\hat{e}_{ii} = -1 + \left( \frac{Y_{ii}}{W_i} - w_i \right) \quad (12)$$

$$e_{ix} = 1 + \frac{\beta_i}{W_i} \quad (13)$$

$$e_{ij} = \frac{Y_{ij}}{W_i} - W_j \quad (14)$$

به منظور دستیابی به اهداف این مطالعه، فرض شده است که تابع مطلوبیت برای خانوارها وجود دارد و این تابع مطلوبیت، از نظریه تقاضا پیروی می کند؛ فرآیند تصمیم گیری در خانوارها، مقوله ای مبهم است و افزون بر عوامل اقتصادی، موارد بی شمار دیگری در آن نقش دارند؛ بنابراین متغیرهای جمعیت شناسی شامل اندازه خانوار، جنسیت، سن، وضعیت تأهل، داشتن شغل، تحصیلات و مالکیت مسکن سرپرست خانوار در مدل اضافه می شود. با توجه به طبقه بندی انجام گرفته بر مبنای میزان مصرف ماهانه بینزین توسط خانوار، متغیر دامی، نیز تعریف و در معادله نهایی اضافه می شود:

1. Symmetry Restriction
2. Symmetry Slutsky
3. Zhang et al.

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \{X/p\} + \sum_{k=1}^m \theta_{ik} h_k + \sum_{g=1}^r \mu_{ig} DUM_g + \sum_{j=1}^n \sum_{g=1}^r \theta_{ijg} \log p_j DUM_g + \sum_{g=1}^r \lambda_{ig} \log \{X/p\} DUM_g + \varepsilon_i \quad (15)$$

در این معادله  $W$  بیانگر سهم نه گروه کالایی (خوراکی؛ پوشاک و کفش؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی؛ بهداشت و درمان؛ بنزین؛ حمل و نقل به جز بنزین؛ خدمات فرهنگی و تفریحات؛ غذاهای آماده، هتل و رستوران؛ سایر کالاها و خدمات) می باشد.  $\lambda_{ig}$ ،  $\theta_{ijg}$ ،  $\mu_{ig}$ ،  $\gamma_{ij}$ ،  $\beta_i$ ،  $\theta_{ik}$ ، پارامترهای مدل بوده و  $P_j$  قیمت کالا،  $X/p$  مخارج واقعی با استفاده از شاخص استون،  $P$  شاخص قیمت استون و  $h_k$  شاخص مربوط به ویژگی های جمعیت شناختی خانوارها ( $k=1,2,3,4,5,6,7$ ) و شامل اندازه خانوار، مالک مسکن، جنسیت، سن، تحصیلات، صاحب درآمد و متأهل بودن سرپرست خانوار می باشد.  $DUM_g$  نشان دهنده متغیرهای دائمی است که ( $g=1,2,3$ ) و برای طبقه بندی بنزین در سه طبقه ۶۰ تا ۸۰ لیتر ( $DUM_1$ )، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر ( $DUM_2$ ) و در نهایت بیش از ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه ( $DUM_3$ )، به مدل اضافه شده است.

### ۳- مروری بر مطالعات تجربی

در فرآیند توسعه اقتصادی و شهرنشینی، اثر بازگشت انرژی به مانعی برای تحقق اهداف مورد انتظار سیاست های صرفه جویی، تبدیل شده و مورد توجه تعداد زیادی از اقتصاددانان به ویژه بخش انرژی و محیط زیست قرار گرفته است. مطالعات زیادی به این موضوع پرداخته و دامنه آن به موازات رشد اقتصادی و افزایش فعالیت ها، با سرعت در حال گسترش می باشد. به طور کلی سه نوع اثر بازگشت (مستقیم، غیرمستقیم و گسترده اقتصادی) با به کارگیری دو نوع از داده ها (داده های کلی، بودجه خانوار) در حیطه های مختلف انرژی در سطح خرد و کلان مورد بررسی قرار گرفته است.

در مورد روش های تحقیق، با توجه به حوزه کاربردی، طیف گسترده ای از ابزارهای تحلیل برای ارزیابی اثرات بازگشتی به کار گرفته شده اند (ژانگ و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷). در مطالعاتی چون بروبرگ و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) و یو و کریدنتس<sup>۳</sup> (۲۰۱۵)، که به بررسی اثر بازگشت انرژی در بخش صنعت پرداخته شده، از روش تعادل عمومی محاسباتی<sup>۴</sup> (CGE)، استفاده شده است؛ این روش دارای محاسبات پیچیده و الزامات دقیق در کیفیت داده ها بوده و محاسبه اثر بازگشت

1. Broberg et al.  
2. Yu et al.  
3. Computable General Equilibrium  
4. Orea et al.

انرژی را دشوار می‌کند. ارا و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۵)، برای نخستین بار با به‌کارگیری رویکر SFA به بررسی اثر بازگشتی تقاضای انرژی بخش مسکونی در امریکا پرداخته‌اند. لیورکا و جامسب<sup>۲</sup> (۲۰۱۷)، نیز اثرات بازگشتی را برای حمل و نقل جاده‌ای در ۱۵ کشور اروپایی تجزیه و تحلیل کرده‌اند؛ با اینکه رویکرد SFA می‌تواند اثر بازگشت انرژی و کارایی انرژی را به‌طور همزمان تخمین بزند، اما این مدل فقط برای داده‌های مقطعی و تابلویی کاربرد دارد (جین و کیم<sup>۳</sup>، ۲۰۱۹). سومین مدل مورد استفاده در مطالعات، مدل داده-ستانده<sup>۴</sup> (I-O)، می‌باشد که بادر نظر گرفتن تعامل و تأثیر بین بخش‌های مختلف، برای تجزیه و تحلیل اثرات بازگشتی در مطالعاتی چون لی و لین<sup>۵</sup> (۲۰۱۵) و لی و جیانگ<sup>۶</sup> (۲۰۱۶)، مورد استفاده قرار گرفته است. هم چنین این روش برای برآورد اثر بازگشت انرژی غیرمستقیم خانوارها در مطالعاتی چون توماس و آزواد<sup>۷</sup> (۲۰۱۳) و ون و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۱۸)، به‌کار گرفته شده است؛ با این حال پسماند و در دسترس بودن داده‌های مورد استفاده در این رویکرد، چالش برانگیز می‌باشد. مدل بعدی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل AIDS است و در مطالعاتی از جمله (وانگ و همکاران<sup>۹</sup> ۲۰۱۲)؛ (لین و لیو<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۳)؛ (لی و همکاران، ۲۰۱۸)؛ (ژو و همکاران، ۲۰۲۲)؛ با استفاده از داده‌های بودجه خانوار به بررسی اثر بازگشتی پرداخته شده است. محققان دیگری مانند (لی و همکاران<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۹)، (شائو و همکاران<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۹)؛ برای اندازه‌گیری اثر بازگشت انرژی از تابع تولید بر مبنای پیشرفت تکنولوژی بر اساس ایده باقیمانده سولو، استفاده کرده‌اند. در نهایت سایر روش‌های اقتصادسنجی مانند مدل پانل (ژانگ و پنگ<sup>۱۳</sup>، ۲۰۱۳)؛ رگرسیون چندک (بالاید و همکاران<sup>۱۴</sup>، ۲۰۲۰)؛ نیز برای محاسبه اثر بازگشتی به‌کار رفته‌اند.

1. Stochastic Frontier Approach
2. Jin, & Kim
3. The Input-Output
4. Li & Lin
5. Li & Jiang
6. Thomas & Azevedo
7. Wen et al.
8. Wang et al.
9. Lin & Liu
10. Li et al.
11. Shao et al.
12. Zhang et al.
13. Belaïd et al.
14. Ullah et al.

از سوی دیگر مطالعات موجود در مورد اثر بازگشت انرژی بر اقتصاد کلی (اولا و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۲؛ یان و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۹) و بخش‌های منفرد مانند (تولید (بنتزن<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳)؛ لی و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۹)؛ (لین و تان<sup>۵</sup>، ۲۰۱۷)؛ خانوار (لین و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳)؛ ساختمان‌های مسکونی (دو و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۲۱)؛ برق (ژانگ و پنگ<sup>۸</sup>، ۲۰۱۳)؛ (بلیاد و همکاران<sup>۹</sup>، ۲۰۲۰)؛ (لین و ژو<sup>۱۰</sup>، ۲۰۲۱) و حمل‌ونقل، متمرکز است. مطالعات بخش حمل و نقل نیز از نظر نوع داده‌های مورد استفاده متفاوت عمل می‌کنند برخی مطالعات مانند (وبر و فارسی<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۴)؛ (دی بورگر و همکاران<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۶)؛ (استرن و همکاران، ۲۰۲۲) بر مبنای مسافت پیموده شده به بررسی اثربازگشتی پرداخته و برخی مطالعات دیگر مانند (مشیری و علیو (۲۰۱۷)، چن و همکاران<sup>۱۳</sup> (۲۰۱۹)، ژو و همکاران (۲۰۲۲))؛ با استفاده از داده‌های ریز خانوار، اثر بازگشتی را بررسی کرده‌اند.

در داخل کشور مطالعه‌ای در مورد اثر بازگشتی بنزین بر مبنای رفتار مصرفی خانوار یافت نشده است؛ بر اساس بررسی‌های صورت پذیرفته، خوشکلام (۱۳۹۳)، با به‌کارگیری مدل CGE و ماتریس حسابداری اجتماعی شبیه‌سازی شده، به بررسی اثر بازگشتی زیربخش‌های حمل‌ونقل برای سال ۱۳۸۵ پرداخته و میزان اثر بازگشتی برای بنزین را ۲۷/۴۵ به‌دست آورده است. شرزهای و ابراهیم زادگان (۱۳۹۰)، با استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل و داده‌های سطح خرد برای سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۰، بازگشتی ۹۸ درصدی برای انواع مختلف انرژی مصرفی خانوار را برآورد کرده است. اسماعیل نیا و اختیاری (۱۳۹۱)، نیز اثرات بازگشتی ناشی از بهبود راندمان خودرو را حدود ۹ درصد نشان داده است.

1. Yan et al.
2. Bentzen
3. Li et al.
4. Lin, & Tan
5. Lin et al.
6. Du et al.
7. Zhang & Peng
8. Belaïd et al.
9. Lin & Zhu
10. Weber & Farsi
11. De Borger et al.
12. Chen et al.
13. Wang et al.

#### ۴- مدل سازی تجربی

دستیابی به تخمین دقیق و بدون تورش از کشش قیمتی تقاضا، مشروط به انتخاب فرم تبعی مناسب، تعداد مکفی از داده‌ها، به‌کارگیری روش تخمین و نوع شاخص‌های درست می‌باشد. برای تخمین اثر بازگشتی، از مدل‌های اقتصادسنجی مختلفی می‌توان استفاده کرد. معمولاً اثر بازگشت مستقیم با تخمین کشش‌های قیمت و کارایی مصرف انرژی حاصل می‌شود؛ با توجه به عدم دسترسی به داده‌های مربوط به بازده و مسافت طی شده وسایل نقلیه (وانگ و همکاران<sup>۱</sup>)، برآورد اثر بازگشتی با استفاده از سیستم معادلات تقاضا، راه حل جایگزین است که تنها به داده‌های مربوط به هزینه‌ها و قیمت‌ها برای گروه‌های مختلف کالایی نیاز دارد. افزون بر این، سیستم معادلات تقاضا از توابع مطلوبیت و هزینه مشتق شده است و پایه نظری محکمی از اقتصاد خرد دارد، لذا در مطالعه حاضر از فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی، شاخص استون و معادلات کشش که در بخش‌های قبلی آمده، استفاده شده است و در مطالعات بی‌شماری از جمله چن و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۲)، میا و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۲۲)، لی و همکاران (۲۰۱۸)، ماتووس و سیلوا<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)؛ به‌کار گرفته شده است.

#### ۴-۱. داده‌های مورد استفاده

برای محاسبه اثر بازگشتی از داده‌های کلی یا داده‌های خانوار استفاده می‌شود. اثر بازگشتی اساساً یک پدیده فردی است و استفاده از داده‌های بودجه خانوار، برای ارزیابی رفتار مصرف‌کننده خودرو در برابر تغییرات کارایی، قابل اطمینان است. در این راستا، دست یافتن به هدف مطالعه حاضر، مستلزم حصول دو گروه از داده‌ها شامل: الف) اطلاعات و داده‌های خرد از بودجه خانوار؛ ب) شاخص‌های قیمتی گروه‌های کالایی در مناطق مختلف شهری کشور است که از مرکز آمار ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۹۹ دریافت شده است. در اطلاعات بودجه خانوار «بنزین» زیر گروهی از گروه «حمل‌ونقل» می‌باشد، به همین دلیل گروه «حمل‌ونقل» به دو دسته مجزا با عنوان «بنزین» و «حمل‌ونقل به‌غیر از بنزین» جدا شده است، بنابراین در مجموع نه گروه کالایی شامل خوراکی؛ پوشاک و کفش؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی؛ بهداشت و درمان؛ خدمات فرهنگی و تفریحات؛ غذاهای آماده، هتل و رستوران؛ بنزین؛ حمل و نقل به‌غیر از بنزین؛ سایر کالاها و خدمات (مشمول تمام هزینه‌های خانوار برای سایر گروه‌های کالایی) مورد بررسی قرار گرفته و یک معادله به دلخواه (سایر کالاها و خدمات) جهت برقراری قید تجمیع در تخمین

1. Chen et al.
2. Miao et al.
3. Matos & Silva
4. Zellner

نهایی حذف می‌شود. به منظور ارائه یک تصویر کلی از داده‌های پژوهش حاضر، برخی از شاخص‌های آماری داده‌ها در قالب جدول (۳) ارائه می‌شود.

جدول ۳. آمار توصیفی مخارج گروه‌های مختلف کالایی در طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۹

گروه کالایی	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
خوراک	۰/۲۹۱۹	۰/۲۸۲۰	۰	۰/۸۸۷۶	۰/۱۲۳۵
پوشاک	۰/۰۳۴۳۲	۰/۰۰۲۶	۰	۰/۸۴۵۳	۰/۰۵۹۰
مسکن	۰/۳۰۴۴	۰/۲۷۶۹	۰/۰۰۵۴	۰/۹۸۶۴	۰/۱۵۴۱
بهداشت و درمان	۰/۰۵۷۵	۰/۰۲۰۴	۰	۰/۹۵۹۷	۰/۰۹۲۸
بنزین	۰/۰۱۸۰	۰/۰۱۰۴	۰	۰/۳۸۴۸	۰/۰۲۳۹
حمل و نقل بجز بنزین	۰/۰۵۲۲	۰/۰۲۷۵	۰	۰/۹۴۸۸	۰/۰۹۱۵
فرهنگی و تفریحی	۰/۰۱۱۲	۰/۰۰۱۸	۰	۰/۷۷۱۸	۰/۰۲۶۹
هتل و رستوران	۰/۰۰۷۳	۰	۰	۰/۹۱۹۶	۰/۰۲۳۷
سایر کالاها	۰/۲۲۲۸	۰/۲۰۱۵	۰	۰/۹۵۸۳	۰/۱۲۳۸

منبع: مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری کشور و یافته‌های تحقیق

#### ۴-۲. روش برآورد مدل

برای برآورد مدل خطی AIDS از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبب SURE استفاده می‌شود. از بیشترین موارد به کارگیری این روش به علت وجود همبستگی میان اجزاء اخلاص معادلات سهم مخارج، می‌توان از تخمین سیستم‌های معادلات تقاضا، انگل و نیز توابع هزینه ترانسلوگ نام برد. در این روش برای تخمین پیوسته و مشترک ضرایب موردنظر در یک مجموعه معادلات رگرسیونی خطی از رهیافت مربعات تعمیم یافته، استفاده شده (زلنر<sup>۱</sup>، ۱۹۶۲) و یکی از معادلات تقاضا از دستگاه معادلات کنار گذاشته می‌شود. پارامترهای سایر معادلات، برآورد و پارامترهای معادله حذف شده بر مبنای قید جمع‌پذیری و سایر پارامترها محاسبه می‌شود. آنچه مطرح است، در فرآیند حذف معادله، طبق قید جمع‌پذیری، مجموع سهم‌ها برابر یک می‌باشد، بنابراین تفاوتی در حذف معادلات وجود ندارد.

#### ۴-۳. برآورد سیستم معادلات مقید AIDS

در این قسمت، سیستم معادلات مقید با در نظر گرفتن قیود تقارن و همگنی برآورد و معادله «گروه سایر کالاها و خدمات» نیز با به کار بردن قید جمعی محاسبه شده است؛ تصریح فرم تبعی بعد از اعمال قیود به شرح جدول ۴ می‌باشد:

1. Steren et al.

جدول ۴. برآورد سیستم معادلات تقاضای مصرفی خانوار به تفکیک طبقه‌بندی مصرف بنزین

شرح	خوراک	پوشاک	مسکن	بهداشت و درمان	بنزین	حمل و نقل	فرهنگی و تفریحی	هتل و رستوران
عرض از مبدأ	۱/۲۵۱	-۰/۲۵	۱/۲۸۱	-۰/۴۲۸	۰/۰۱۷	-۰/۴۵۱	-۰/۰۵۷	-۰/۰۶۱
خوراک	۰/۰۷۵	-۰/۰۵۵	-۰/۰۲۵	۰/۰۳۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۵
پوشاک	-۰/۰۵۵	۰/۰۶۱	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۹
مسکن	-۰/۰۲۵	-۰/۰۳۱	۰/۰۹۲	-۰/۰۳۴	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۵
بهداشت و درمان	۰/۰۳۵	۰/۰۰۹	-۰/۰۳۴	-۰/۰۲۰	۰/۰۱۴	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
بنزین	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۴	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۹
حمل و نقل	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	-۰/۰۲۵	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶
فرهنگی و تفریحی	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸
هتل و رستوران	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱
درآمد	-۰/۰۷۴	۰/۰۲۲	-۰/۰۶۵	۰/۰۳۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۳۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵
عرض از مبدأ	۰/۱۵۹	-۰/۱۴۶	-۰/۲۵۲	-۰/۱۴۲	-۰/۴۷۹	-۰/۳۹۳	-۰/۰۲۵	-۰/۰۵۸
خوراک	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	-۰/۰۲۵	-۰/۰۰۶	۰/۰۲۳	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۹
پوشاک	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
مسکن	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۴۱	۰/۰۲۰	۰/۰۱۱	۰/۰۳۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
بهداشت و درمان	-۰/۰۲۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۰	۰/۰۳۵	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۴
بنزین	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴
حمل و نقل	۰/۰۲۳	۰/۰۰۱	۰/۰۳۷	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	-۰/۰۳۷	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۱
فرهنگی و تفریحی	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲
هتل و رستوران	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳
درآمد	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۷	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲

شرح	خوراک	پوشاک	مسکن	بهداشت و درمان	بنزین	حمل و نقل	فرهنگی و تفریحی	هتل و رستوران
عرض از مبدأ	۰/۰۶۶	-۰/۱۷۴	-۰/۲۸۲	-۰/۰۸۲	۰/۰۰۶	-۰/۵۴۰	-۰/۰۳۲	-۰/۰۴۰
خوراک	-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۷	۰/۰۴۱	-۰/۰۷۹	۰/۰۱۱	۰/۰۵۱۳	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۴
پوشاک	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۲۲	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶
مسکن	۰/۰۴۱	۰/۰۰۳	۰/۰۶۹	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۸	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶
بهداشت و درمان	-۰/۰۷۹	۰/۰۲۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۴
بنزین	۰/۰۱۱	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۰۱۱
حمل و نقل	۰/۰۵۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۸	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	-۰/۰۳۱	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۱
فرهنگی و تفریحی	۰/۰۱۲۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲

شرح	خوراک	پوشاک	مسکن	بهداشت و درمان	بنزین	حمل و نقل	فرهنگی و تفریحی	هتل و رستوران
هتل و رستوران	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۴	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸
درآمد	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۴	۰/۰۲۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳
عرض از مبدأ	۰/۰۱۰۰	-۰/۱۰۷	-۰/۳۰۲	-۰/۰۹۴	۰/۷۶۷	-۰/۶۲۶	-۰/۰۶۱	-۰/۰۲۹
خوراک	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۱	۰/۰۳۸۲	-۰/۰۴۰	-۰/۰۲۱	۰/۶۸۳	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۸
پوشاک	-۰/۰۱۱	-۰/۰۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۴۴	۰/۰۰۵	-۰/۰۳۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
مسکن	۰/۰۳۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۸۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵
بهداشت و درمان	-۰/۰۴۰	-۰/۰۴۴	۰/۰۰۲۲	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۰
بنزین	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۶	۰/۰۱۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱
حمل و نقل	۰/۰۶۸	-۰/۰۳۲	۰/۳۱۰	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۴	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۶
فرهنگی و تفریحی	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱
هتل و رستوران	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱
درآمد	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۴۳	۰/۰۳۳	-۰/۰۳۳	۰/۰۰۳
اندازه خانوار	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
سن	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
جنسیت	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۰	-۰/۰۴۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	۰/۰۳۳
تحصیلات	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
شاغل	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
متاهل	۰/۰۲۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۴۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳
مالک	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۴۶	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰

بیشتر از ۱۲۰ لیتر مصرف بنزین

متغیرهای جمعیت شناختی

منبع: یافته‌های تحقیق (\*\*\*، \*\* و \* به ترتیب سطح معناداری ۰،۱ و ۱۰ درصد را نمایش می‌دهند).

جدول (۴)، نتایج تخمین سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل بنزین را برای خانوارهای شهری برمبنای میزان مصرف بنزین نشان می‌دهد که بیانگر خوبی برازش مدل می‌باشد. اکنون با توجه به معادلات مقید برآورد شده، کشش‌های درآمدی و قیمتی گروه‌های کالایی مورد بررسی محاسبه می‌شود.

#### ۴-۴. محاسبه کشش‌های قیمتی، کارایی و اثر بازگشتی

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی در مصرف بنزین برای خانوارهای شهری ایران به وسیله محاسبه کشش‌های قیمتی تقاضای بنزین می‌باشد؛ لذا با به‌کارگیری معادلات نگاشته شده در بخش‌های قبلی، کشش قیمتی، کشش کارایی و اثر بازگشتی طبق جدول (۵) محاسبه شده است.



جدول ۵. برآورد انواع کشش و اثر بازگشتی مستقیم به تفکیک طبقه‌بندی مصرف بنزین (لیتر - ماه)

گروه کالایی	شرح	کم تر از ۶۰	۶۰ الی ۸۰	۸۰ الی ۱۲۰	بیشتر از ۱۲۰
۹ خوراک	میانگین سهم کالاها	۰/۳۰۶۰	۰/۲۷۰۹	۰/۲۵۵۳	۰/۳۴۳۰
	ضریب درآمدی	-۰/۰۷۴۵	-۰/۰۸۱۵	-۰/۰۷۵۲	-۰/۰۷۱۶
	ضریب خودقیمتی	۰/۰۷۵۷	۰/۰۷۴۷	۰/۰۷۳۴	۰/۰۸۹۶
	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۶۷۷۸	-۰/۶۴۲۵	-۰/۶۳۶۹	-۰/۵۵۹۵
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۴۴۶۳	-۰/۴۵۳۲	-۰/۴۵۶۸	-۰/۳۸۸۱
	کشش درآمدی	۰/۷۵۶۴	۰/۶۹۸۹	۰/۷۰۵۱	۰/۷۰۵۱
پوشاک	میانگین سهم کالاها	۰/۰۳۲۰	۰/۰۳۷۴	۰/۰۳۸۴	۰/۰۴۴۷
	ضریب درآمدی	-۰/۰۲۲۴	-۰/۰۲۶۹	-۰/۰۲۸۹	-۰/۰۲۵۰
	ضریب خودقیمتی	۰/۰۶۱۲	۰/۰۵۵۲	۰/۰۵۶۶	۰/۰۹۸۳
	کشش قیمتی مارشالی	۰/۸۸۷۴	۰/۴۴۷۲	۰/۴۴۵۴	۱/۱۷۱۲
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۹۴۱۹	-۰/۵۱۱۵	-۰/۵۱۲۸	-۱/۲۴۱۱
	کشش درآمدی	۱/۶۹۸۳	۱/۷۱۸۰	۱/۷۵۳۵	۱/۵۶۰۱
مسکن	میانگین سهم کالاها	۰/۳۲۴۳	۰/۲۶۳۳	۰/۲۶۳۸	۰/۲۳۶۴
	ضریب درآمدی	-۰/۰۶۵۷	-۰/۰۴۷۸	-۰/۰۴۶۰	-۰/۰۴۶۳
	ضریب خودقیمتی	۰/۰۹۲۰	۰/۱۳۳۱	۰/۱۶۲۰	۰/۱۴۰۲
	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۶۵۰۳	-۰/۴۴۶۴	-۰/۳۴۰۰	-۰/۳۶۰۳
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۳۹۱۷	-۰/۲۳۰۹	-۰/۱۲۲۲	-۰/۱۷۰۲
	کشش درآمدی	۰/۷۹۷۳	۰/۸۱۸۲	۰/۸۲۵۴	۰/۸۰۳۹

گروه کالایی	شرح	کم تر از ۶۰	۶۰ الی ۸۰	۸۰ الی ۱۲۰	بیشتر از ۱۲۰
بهداشت و درمان	میانگین سهم کالاها	۰/۰۶۰۲	۰/۰۴۹۲	۰/۰۴۹۷	۰/۰۵۴۹
	ضریب درآمدی	-۰/۰۳۸۱	-۰/۰۳۵۰	-۰/۰۳۸۶	-۰/۰۳۷۰
	ضریب خودقیمتی	-۰/۰۲۰۰	-۰/۰۱۵۲	-۰/۰۱۱۳	-۰/۰۰۵۸
	کشش قیمتی مارشالی	-۱/۳۷۰۰	-۰/۷۲۵۰	-۱/۲۶۶۸	-۱/۱۴۲۸
	کشش قیمتی هیکسی	-۱/۲۷۱۶	-۰/۶۴۰۸	-۱/۱۷۸۴	-۱/۰۵۰۸
	کشش درآمدی	۱/۶۳۲۶	۱/۷۱۰۹	۱/۷۷۵۹	۱/۶۷۵۱
بنزین	میانگین سهم کالاها	۰/۰۰۷۵	۰/۰۳۲۵	۰/۰۴۲۴	۰/۰۵۹۹
	ضریب درآمدی	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۲۸۴	-۰/۰۳۶۲	-۰/۰۴۴۸
	ضریب خودقیمتی	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۴۰	۰/۰۲۸۶
	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۷۳۰۶	-۰/۹۴۷۹	-۰/۶۳۲۸	-۰/۴۷۶۳
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۷۲۴۳	-۰/۹۴۲۸	-۰/۶۲۶۶	-۰/۴۶۱۲
	کشش درآمدی	۰/۸۳۳۶	۰/۱۲۷۰	۰/۱۴۷۱	۰/۲۵۲۱
حمل و نقل	میانگین سهم کالاها	۰/۰۴۳۰	۰/۰۷۰۳	۰/۰۷۴۴	۰/۰۷۹۹۸
	ضریب درآمدی	۰/۰۳۸۲	۰/۰۵۷۳	۰/۰۶۶۷	۰/۰۷۱۸

گروه کالایی	شرح	کم‌تر از ۶۰	۶۰ الی ۸۰	۸۰ الی ۱۲۰	بیشتر از ۱۲۰
	ضریب خودقیمتی	-۰/۰۰۶۹	-۰/۰۴۴۳	-۰/۰۳۸۶	-۰/۰۵۷۷
	کشش قیمتی مارشالی	-۱/۱۹۸۸	-۱/۶۸۷۳	-۱/۵۸۵۳	-۱/۷۹۳۵
	کشش قیمتی هیکسی	-۱/۱۱۷۵	-۱/۵۵۹۵	-۱/۴۴۴۱	-۱/۶۴۱۶
	کشش درآمدی	۱/۸۸۶۸	۱/۸۱۵۱	۱/۸۹۶۸	۱/۸۹۸۶
فرهنگی و تفریحی	میانگین سهم کالاها	۰/۰۱۰۵	۰/۰۱۲۲	۰/۰۱۲۳	۰/۰۱۵۲
	ضریب درآمدی	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۸۲
	ضریب خودقیمتی	-۰/۰۰۷۲	-۰/۰۰۸۲	-۰/۰۰۶۳	-۰/۰۱۰۴
	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۳۲۱۷	-۰/۳۳۷۸	-۰/۴۹۰۲	-۰/۳۲۴۲
هتل و رستوران	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۳۰۶۳	-۰/۳۲۰۰	-۰/۴۷۱۸	-۰/۳۰۰۷
	کشش درآمدی	۱/۴۶۲۶	۱/۴۵۰۳	۱/۴۸۳۲	۱/۵۳۸۴
	میانگین سهم کالاها	۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۹۲	۰/۰۱۱۷
	ضریب درآمدی	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۸۵	۰/۰۰۸۶
	ضریب خودقیمتی	۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۱۸	-۰/۰۰۶۸	-۰/۰۰۹۶
	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۷۶۳۶	-۱/۲۳۴۸	-۱/۷۵۱۱	-۱/۸۳۱۲
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۷۵۱۸	-۱/۲۱۸۶	-۱/۷۳۳۳	-۱/۸۱۰۸
	کشش درآمدی	۱/۸۲۱۶	۲/۰۱۴۵	۱/۹۲۳۸	۱/۷۳۹۸
سایر کالاها و خدمات	میانگین سهم کالاها	۰/۲۰۹۶	۰/۲۵۵۷	۰/۲۵۴۱	۰/۲۵۳۹
	ضریب درآمدی	۰/۰۳۳۵	۰/۰۲۴۸	۰/۰۰۸۷	۰/۰۱۱۸
	ضریب خودقیمتی	-۰/۲۱۲۹	-۰/۲۴۱۲	-۰/۲۵۵۷	-۰/۲۹۴۱
	کشش قیمتی مارشالی	-۲/۰۴۸۶	-۱/۹۶۸۰	-۲/۰۱۵۲	-۲/۱۷۰۵
	کشش قیمتی هیکسی	-۱/۸۰۶۴	-۱/۶۸۷۴	-۱/۷۵۲۳	-۱/۹۰۴۷
	کشش درآمدی	۱/۱۵۵۴	۱/۰۹۷۲	۱/۰۳۴۵	۱/۰۴۶۷

منبع: یافته‌های تحقیق

کشش‌های به‌دست آمده گروه‌های مختلف کالایی در چهار طبقه مصرفی بنزین، برای برخی از گروه‌های کالایی تقریباً از حساسیت یکسانی برخوردار بوده و نوسان موجود قابل چشم‌پوشی می‌باشد. مطابق با آنچه انتظار می‌رود، نتایج نشان‌دهنده کشش قیمتی منفی تقاضا در گروه‌های کالایی می‌باشد کشش درآمدی برای سه گروه کالایی خوراک؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی؛ و بنزین کم‌تر از یک است و ضروری بودن این سه گروه کالایی را تأیید می‌کند و مابقی گروه‌های کالایی مورد بررسی، لوکس می‌باشند. از آنجا که هدف مطالعه حاضر، برآورد اثر بازگشت برای بنزین می‌باشد، کشش‌های قیمتی، درآمدی، کارایی و اثر بازگشتی به‌صورت مجزا در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶. برآورد انواع کشش و اثر بازگشتی مستقیم به تفکیک طبقه بندی مصرف بنزین (لیتر-ماه)

گروه کالایی	شرح	کمتر از ۶۰	۶۰ الی ۸۰	۸۰ الی ۱۲۰	بیشتر از ۱۲۰
	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۷۳۰۶	-۰/۹۴۷۹	-۰/۶۳۲۸	-۰/۴۷۶۳
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۷۳۴۳	-۰/۹۴۳۸	-۰/۶۲۶۶	-۰/۴۶۱۲
	کشش درآمدی	۰/۸۳۳۶	۰/۱۲۷۰	۰/۱۴۷۱	۰/۲۵۲۱
	کشش کارایی	-۰/۲۶۹۳	-۰/۰۵۲۰	-۰/۳۶۷۱	-۰/۵۲۳۶
	اثر بازگشتی	۰/۷۳۰۶	۰/۹۴۷۹	۰/۶۳۲۸	۰/۴۷۶۳

منبع: یافته‌های تحقیق

کشش قیمتی بنزین برای مصرف بیشتر از میزان سهمیه در ماه، نشان می‌دهد در راستای افزایش مصرف، کشش قیمتی جریان کاهنده‌ای داشته است و در مصارف بالاتر، از میزان حساسیت نسبت به قیمت، کم می‌شود. کشش درآمدی بنزین نیز برای مصرف بیشتر از میزان سهمیه در ماه، به موازات افزایش سقف مصرف بنزین، بیش از میزان سهمیه ماهانه، حساسیت درآمدی کم‌تر می‌شود. جدول (۶)، نشان می‌دهد اثر بازگشتی آشکاری برای بنزین در تمام طبقات مصرفی وجود دارد. اثر بازگشتی برای مصرف بیش از سهمیه، روندی نزولی داشته و مصرف کنندگان مربوط به طبقه ۸۰-۶۰ لیتر مصرف ماهانه، با کسب مقدار بیش از ۹۴ درصد، بیشترین اثر بازگشتی را در بین طبقات مختلف دارند. این بدان معنا است که تنها ۶ درصد از صرفه‌جویی مورد انتظار، پس از بهبود در بهره‌وری حاصل خواهد شد و مابقی از کاهش بالقوه در مصرف بنزین به دلیل وجود اثر بازگشت مستقیم خنثی می‌شود. از سوی دیگر ارتقاء کارایی مصرف بنزین در خانوارهای متعلق به این طبقه، اثرات ذخیره مصرف کم‌تری نسبت به سایر طبقات مصرفی دارا می‌باشد.

همچنین تمامی طبقات مصرفی بنزین، دارای اثر بازگشت کم‌تر از واحد هستند که نشان می‌دهد مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل تا حدی با بهبود بهره‌وری انرژی کاهش می‌یابد. در حقیقت بهبود بهره‌وری به تنهایی در کاهش مصرف بنزین مؤثر نبوده و طراحی و اجرای اقدامات و سیاست‌های همراه، با هدف کاهش اثر بازگشت، ضروری می‌باشد. با توجه به تفاوت در داده‌های هر مطالعه، میزان اثر بازگشتی متفاوت است (استرن و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۲)؛ در میان مطالعاتی مانند پژوهش حاضر که از داده‌های هزینه خانوار استفاده کرده‌اند، استرن و همکاران (۲۰۲۲) برای فلسطین اشغالی اثر بازگشتی ۶۲ درصد را به دست آورده‌اند، کومبل و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۹)، برای کشور فرانسه بین ۶۸ الی ۷۷ درصد؛ و لی و همکاران (۲۰۱۸)، برای کشور چین

1. Coulombel et al.  
2. Fouquet & Pearson

اثر بازگشتی بیش از ۱۰۰ درصد را محاسبه کرده‌اند، لذا نتایج حاصل شده با پیش‌بینی سورل و دیمیتروپولوس (۲۰۰۷) که عنوان کرده‌اند اثر بازگشت مستقیم بخش حمل‌ونقل در کشورهای در حال توسعه می‌تواند بالاتر از کشورهای توسعه یافته باشد، سازگار است و با دیدگاه برخی از مطالعات که معتقد هستند کشورهای در حال توسعه، اثر بازگشتی جدی‌تری نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند، مطابقت دارد (فوکت و پیرسون<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶)؛ (کیو و لی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶).

همچنین طبق نتایج به‌دست آمده که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، به غیر از متغیر مجازی سن که رابطه معکوس با مصرف بنزین دارد، سایر متغیرهای دموگرافیک شامل (اندازه خانوار، مالک مسکن بودن، جنسیت، تحصیلات، شاغل و صاحب درآمد بودن و متأهل یا مجرد بودن سرپرست خانوار)، رابطه مستقیم و معناداری با مصرف بنزین نشان می‌دهند.

#### ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اساس بنای مطالعات اثر بازگشتی، کاهش مصرف انرژی به‌واسطه افزایش بهره‌وری می‌باشد، که منجر به مهار انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود؛ نگاهی گذرا به مصرف انرژی نشان می‌دهد آنچه در حال رخ دادن است، با اهداف تعیین شده، در تناقض می‌باشد، بنابراین به‌منظور درک عمیق مسئله و ارائه راهکار مناسب، لازم است میزان این تضاد، مشخص و دلایل عدم موفقیت در دستیابی به آن، توضیح داده شود. همگام با رشد شهرنشینی، حرکت در مسیر صنعتی شدن و ورود پدیده موتوری شدن (بردلی و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۵)، حمل و نقل شخصی به‌طور فزاینده، نقش مهمی در زندگی روزمره مردم ایفا می‌کند و به مرور زمان افزایش نیز خواهد یافت. کاهش هزینه‌های بنزین و در نتیجه مصرف بیشتر آن توسط افراد، مصرف بیشتر انرژی در سطح اقتصاد کلان را به دنبال دارد (مونین و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۸). چنین عملکردی با هدررفت فراوان، از میزان اثربخشی سیاست‌های بهره‌وری انرژی می‌کاهد و سبب انتشار بیشتر آلاینده می‌شود.

این مطالعه به بررسی اثر بازگشت بنزین بر مبنای میزان مصرف ماهانه در سطح خانوار شهری کشور با استفاده از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون به ظاهر نامرتب برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۹ می‌پردازد. معادلات سهم مخارج نه گروه کالایی، برآورد و کشش‌های قیمتی، درآمدی، کارایی و اثر بازگشتی بنزین به تفکیک محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد در راستای افزایش مصرف بنزین بیش از مقدار سهمیه ماهانه، میزان

1. Qiao & Li
2. Bradley et al.
3. Munyon et al.
4. Green et al.

اثر بازگشتی خانوار روند نزولی دارد و خانوارهایی که ماهیانه تا بیست لیتر بالای سهمیه مصرف می‌کنند (۶۰ الی ۸۰ لیتر)، بیش‌ترین اثر بازگشتی را داشته و حدود ۹۴ درصد از میزان صرفه‌جویی بالقوه، دوباره توسط این طبقه از مصرف‌کنندگان به چرخه مصرف باز می‌گردد. اثر بازگشتی برای طبقات مصرف بین ۸۰ الی ۱۲۰ و بیش از ۱۲۰ لیتر به ترتیب ۶۳ و ۴۷ درصد شده و نشان می‌دهد که بهبود بهره‌وری صورت پذیرفته، نتوانسته است مصرف انرژی را کاهش دهد و یا حفظ انرژی را تحقق بخشد.

هم‌چنین در این مطالعه، ویژگی‌های دموگرافیک خانوارها مورد بررسی قرار گرفته و از میان هفت متغیر جمعیتی شناختی (اندازه خانوار، جنسیت، سن، وضعیت تأهل، داشتن شغل، تحصیلات و مالکیت مسکن سرپرست خانوار)، فقط متغیر سن رابطه معکوس با مصرف بنزین داشته است.

فراتر از هرگونه صرفه‌جویی، افزایش دوباره مصرف سوخت در بازار خودرو، پارامترهای حیاتی دیگری مانند هزینه‌های تصادف، ازدحام، صدا و آلودگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (گرین و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۰). با توجه به نتایج حاصل شده، لازم است تمهیداتی در جهت بهبود مصرف با در نظر گرفتن دغدغه اثر بازگشتی صورت پذیرد. دلیل اصلی اثر بازگشتی بنزین، قیمت دستوری و بازار محور بودن آن می‌باشد. نقایص موجود در مکانیزم قیمت‌گذاری و عدم انعکاس تغییرات قیمت در بازار بین‌المللی، شهروندان را از آگاهی در خصوص اهمیت حفاظت از انرژی محروم کرده و بر رفتار مصرف‌کنندگان تأثیر مخرب گذاشته است. ضعف ناوگان عمومی و تفسیر استفاده از خودرو شخصی به‌عنوان سطح رفاه، سبب افزایش مصرف بنزین شده است. اگرچه اصلاح و حتی حذف یارانه برای کاهش مصرف بنزین و بهبود کارایی ضرورت دارد، ولی لزوماً کافی نیست و با بسنده کردن به آن، نتیجه دلخواه حاصل نمی‌شود، در این رهیافت، سیاست‌های غیرقیمتی برای تشویق خانوار به منظور کاهش مصرف و افزایش بهره‌وری نقش مکمل سیاست‌های اصلاح یارانه را ایفا خواهد کرد.

## منابع

1. Ang, B.W., Mu, A. R., & Zhou, P. (2010). Accounting Frameworks for Tracking Energy Efficiency Trends. *Energy Econ*, 32, 1209–1219.
2. Bentzen, J. (2004). Estimating the Rebound Effect in US Manufacturing Energy Consumption. *Energy economics*, 26(1), 123-134.
3. Belaïd, F., Youssef, A. B., & Lazaric, N. (2020). Scrutinizing the Direct Rebound Effect for French Households Using Quantile Regression and

- Data from an Original Survey. *Ecological Economics*, 176, 106755.1-46.
4. Berkhout, P.H., Muskens, J. C., & Velthuisen, J.W. (2000). Defining There Bound Effect. *Energy Policy*, 28, 425–432.
  5. Bradley, R., Baumert, K., & Pershing, J. (2005). *Growing in the Greenhouse: Protecting the Climate by Putting Development First*. World Resources Institute, Washington, DC.
  6. Brännlund, R., Ghalwash, T., & Nordström, J. (2007). Increased Energy Efficiency and the Rebound Effect: Effects on Consumption and Emissions. *Energy Econ*, 29, 1–17.
  7. Broberg, T., Berg, C., & Samakovlis, E. (2015). The Economy-Wide Rebound Effect from Improved Energy Efficiency in Swedish Industries—A General Equilibrium Analysis. *Energy policy*, 83, 26-37.
  8. Brookes, L. (1979). *A Low Energy Strategy for the UK*. In A Review and Reply. Edited by Leach G., et al. 269, 3-8.
  9. Brookes, L. (1992). Energy Efficiency and Economic Fallacies: a Reply. *Energy Policy*, 20:390-392.
  10. Cansino, J. M., Ordóñez, M., & Prieto, M. (2022). Decomposition and Measurement of the Rebound Effect: The Case of Energy Efficiency Improvements in Spain. *Applied Energy*, 306, 117961.
  11. Chen, Z., Du, H., Li, J., Southworth, F., & Ma, S. (2019). Achieving Low-Carbon urban Passenger Transport in China: Insights from the Heterogeneous Rebound Effect. *Energy Economics*, 81, 1029-1041.
  12. Chen, Q., Zha, D., & Salman, M. (2022). The Influence of Carbon Tax on CO2 Rebound Effect and Welfare in Chinese Households. *Energy Policy*, 168, 113103.
  13. Coulombel, N., Boutueil, V., Liu, L., Viguie, V., & Yin, B. (2019). Substantial Rebound Effects in urban Ridesharing: Simulating Travel Decisions in Paris, France. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 71, 110-126.
  14. De Borger, B., Mulalic, I., & Rouwendal, J. (2016). Measuring the Rebound Effect with Micro Data: A First Difference Approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 79, 1-17.
  15. Dimitropoulos, A., Oueslati, W., & Sintek, C. (2018). The Rebound Effect in Road Transport: A Meta-Analysis of Empirical Studies. *Energy Economics*, 75, 163-179.
  16. Du, Q., Han, X., Li, Y., Li, Z., Xia, B., & Guo, X. (2021). The Energy Rebound Effect of Residential buildings: Evidence from urban and Rural Areas in China. *Energy Policy*, 153, 112235.
  17. Freire-González, J. (2011). Methods to Empirically Estimate Direct and Indirect Rebound Effect of Energy-Saving Technological Changes in Households. *Ecological Modelling*, 223(1), 32-40.

18. Fouquet, R., & Pearson, P. J. (2006). Seven Centuries of Energy Services: The Price and Use of Light in the United Kingdom (1300-2000). *The energy journal*, 27(1), 139-178.
19. Galvin, R. (2015). The Rebound Effect, Gender and Social Justice: A Case Study in Germany. *Energy Policy*, 86, 759-769.
20. Ghosh, N. K., & Blackhurst, M. F. (2014). Energy Savings and the Rebound Effect with Multiple Energy Services and Efficiency Correlation. *Ecological Economics*, 105, 55-66.
21. Gillingham, K., Kotchen, M. J., Rapson, D. S., & Wagner, G. (2013). The Rebound Effect is Overplayed. *Nature*, 493(7433), 475-476.
22. Greening, L. A., Greene, D.L., Difiglio, C. (2000). Energy Efficiency and Consumption – the Rebound Effect – a Survey. *Energy Policy*, 28, 389-401.
23. Greene, D. L., Kahn, J. R., & Gibson, R.C. (1999). Fuel Economy Rebound Effect for U. S. Household Vehicles. *Energy*. 20(3), 1-31.
24. Greene, D. L., Sims, C. B., & Muratori, M. (2020). Two Trillion Gallons: Fuel Savings from Fuel Economy Improvements to US Light-Duty Vehicles, 1975-2018. *Energy Policy*, 142, 111517.
25. Greene, D. L., Greenwald, J. M., & Ciez, R. E. (2020). US Fuel Economy and Greenhouse Gas Standards: What Have they Achieved and What Have We Learned?. *Energy Policy*, 146, 111783.
26. He, K., Huo, H., Zhang, Q., He, D., An, F., Wang, M., Walsh, M.P., (2005). Oil Consumption and CO2 Emissions in China's Road Transport: Current Status, Future Trends, and Policy Implications. *Energy Policy* 33, 1499-1507.
27. Hymel, K.M., Small, K.A., & Dender, K.V. (2010). Induced Demand and Rebound Effects in Road Transport. *Transp. Res. B* 44 (10), 1220-1241.
28. IsmailNia, Ali Asghar. Ekhtiari Nikjeh, Sara. (2011). Investigating the return effect of improving car efficiency on fuel consumption. *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, 9(34), 213-185. (In Persian).
29. Jevons, W., (1865). *The Coal Question*. 2nd ed. Macmillan, London, 1865.
30. Jin, T., & Kim, J. (2019). A New Approach for Assessing the Macroeconomic Growth Energy Rebound Effect. *Applied Energy*, 239, 192-200.
31. Khoshkalam, Musa. (2014). Reversal effects from improving the efficiency of gasoline and diesel consumption in Iran with an emphasis on the transportation sector: a computable general equilibrium model approach. *Iranian Energy Economy Research Journal*, 11, 131-158. (In Persian).
32. Li, K., & Lin, B. (2015). Heterogeneity in Rebound Effects: Estimated Results and Impact of China's Fossil-Fuel Subsidies. *Applied Energy*, 149, 148-160.

33. Li, G., Sun, J., & Wang, Z. (2019). Exploring the Energy Consumption Rebound Effect of Industrial Enterprises in the Beijing–Tianjin–Hebei Region. *Energy Efficiency*, 12, 1007-1026.
34. Li, K., & Jiang, Z. (2016). The Impacts of Removing Energy Subsidies on Economy-Wide Rebound Effects in China: An Input-Output Analysis. *Energy Policy*, 98, 62-72.
35. Li, K., & Lin, B. (2015). Heterogeneity in Rebound Effects: Estimated Results and Impact of China's Fossil-Fuel Subsidies. *Applied Energy*, 149, 148-160.
36. Li, J., Lin, B. (2017). Rebound Effect by Incorporating Endogenous Energy Efficiency: a Comparison between Heavy Industry and Light Industry. *Appl. Energy*, 200, 347–357. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2017.05.087>.
37. Li, J., Li, A., & Xie, X. (2018). Rebound Effect of Transportation Considering Additional Capital Costs and Input-output Relationships: The Role of Subsistence Consumption and Unmet Demand. *Energy Economics*, 74, 441-455.
38. Lin, B., & Liu, X. (2013). Reform of Refined Oil Product Pricing Mechanism and Energy Rebound Effect for Passenger Transportation in China. *Energy Policy*, 57, 329-337.
39. Lin, B., & Zhu, P. (2021). Measurement of the direct rebound effect of Residential Electricity Consumption: An Empirical Study Based on the China Family Panel Studies. *Applied Energy*, 301, 117409.
40. Lin, B., & Tan, R. (2017). Estimating Energy Conservation Potential in China's Energy Intensive Industries with Rebound Effect. *Journal of Cleaner Production*, 156, 899-910.
41. Lin, B., Yang, F., & Liu, X. (2013). A Study of the Rebound Effect on China's Current Energy Conservation and Emissions Reduction: Measures and Policy Choices. *Energy*, 58, 330-339.
42. Lu, Y., Liu, Y., & Zhou, M. (2017). Rebound Effect of Improved Energy Efficiency for Different Energy Types: A General Equilibrium Analysis for China. *Energy Economics*, 62, 248-256.
43. Llorca, M., & Jamasb, T. (2017). Energy Efficiency and Rebound Effect in European Road Freight Transport. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 101, 98-110.
44. Matos, J.F., & Silva, J.F. (2011). The Rebound Effect on Road Freight Transport: Empirical Evidence from Portugal. *Energy Policy*, 39 (5), 2833–2841.
45. Miao, L., & Zhen, W. (2022). Estimating Long-term and Short-term CO2 Rebound Effects of China's Urban residential Sector: Evidence from a Dynamic Econometric Approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 1-23.



46. Moshiri, S., & Aliyev, K. (2017). Rebound Effect of Efficiency Improvement in Passenger Cars on Gasoline Consumption in Canada. *Ecological Economics*, 131, 330-341.
47. Munyon, V. V., Bowen, W., & Holcombe, J. (2018). Vehicle Fuel Economy and Vehicle Miles Travelled: An Empirical Investigation of Jevons's Paradox. *Energy Research & Social Science*, 38, 19-27.
48. Orea, L., Llorca, M., & Filippini, M. (2015). A new Approach to Measuring the Rebound Effect Associated to Energy Efficiency Improvements: An Application to the US Residential Energy Demand. *Energy Economics*, 49, 599-609.
49. Qiao, H. Li, Y.B. (2014). Rebound effect of energy and transformation of economic development – an empirical analysis based on LMDI method and Chinese data. *Research on Economic Problems*, 8, 30-36
50. Roy, J. (2000). The Rebound Effect: Some Empirical Evidence from India. *Energy Policy*, 28, 433-438.
51. Shao, S., Guo, L., Yu, M., Yang, L., & Guan, D. (2019). Does the Rebound Effect Matter in Energy Import-Dependent Mega-Cities? Evidence from Shanghai (China). *Applied Energy*, 241, 212-228.
52. Sharzei, Gholamali. Ebrahimzadegan, Hezar. 1390. Estimating the return effect of increasing energy efficiency in relation to household consumption and carbon dioxide emissions in Iran. *Energy Economy Studies*, 30(8), 33-62. (In Persian).
53. Steren, A., Rubin, O. D., & Rosenzweig, S. (2016). Assessing the Rebound Effect Using a Natural Experiment Setting: Evidence from the Private Transportation Sector in Israel. *Energy Policy*, 93, 41-49.
54. Steren, A., Rubin, O. D., & Rosenzweig, S. (2022). Energy-Efficiency Policies Targeting Consumers May not Save Energy in the Long Run: A Rebound Effect that Cannot be Ignored. *Energy Research & Social Science*, 90, 102600.
55. Sorrell, S., & Dimitropoulos, J. (2008). The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions. *Ecological Economics*, 65(3), 636-649.
56. Sorrell, S. (2007). The Rebound Effect: An Assessment of the Evidence for Economy-Wide Energy Savings from Improved Energy Efficiency. UK Energy Research Center. 1-123.
57. Su, Q. (2011). Induced Motor Vehicle Travel from Improved Fuel Efficiency and Road Expansion. *Energy Policy*, 39(11), 7257-7264.
58. Thomas, B. A., & Azevedo, I. L. (2013). Estimating Direct and Indirect Rebound Effects for US Households with Input-Output Analysis Part 1: Theoretical Framework. *Ecological Economics*, 86, 199-210.
59. Ullah, S., Mahmood, T., & Khan, M. Z. (2022). An Estimation of Macroeconomic Energy Rebound, Intensity, and Output Effect: An Evidence from Pakistan. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 52, 102170.

60. Wang, H., Zhou, P., Zhou, D. Q. (2012). An Empirical Study of Direct Rebound Effect for Passenger Transport in Urban China. *Energy Econ.* 34, 452-460. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.09.010>
61. Wei, T., Zhou, J., & Zhang, H. (2019). Rebound Effect of Energy Intensity Reduction on Energy Consumption. *Resources, Conservation and Recycling*, 144, 233-239.
62. Wei, Y.M., Liao, H. (2010). China Energy Report (2010). Energy Efficiency Research. China Science Press, Beijing. (in Chinese).
63. Wen, F., Ye, Z., Yang, H., Li, K. (2018). Exploring the Rebound Effect from the Perspective of Household: An Analysis of China's Provincial Level. *Energy Economics* 75, 345-356
64. Weber, S., & Farsi, M. (2014). Travel Distance and Fuel Efficiency: An Estimation of the Rebound Effect Using Micro-Data in Switzerland. In *7th International Workshop on Empirical Methods in Energy Economics, Zurich*.
65. Yan, Z., Ouyang, X., & Du, K. (2019). Economy-Wide estimates of Energy Rebound Effect: Evidence from China's Provinces. *Energy Economics*, 83, 389-401.
66. Yoo, S., Koh, K. W., Yoshida, Y., & Wakamori, N. (2019). Revisiting Jevons's Paradox of Energy Rebound: Policy Implications and Empirical Evidence in Consumer-Oriented. 1-44.
67. Yu, X., Moreno-Cruz, J., & Crittenden, J. C. (2015). Regional Energy Rebound Effect: The Impact of Economy-Wide and Sector Level Energy Efficiency Improvement in Georgia, USA. *Energy policy*, 87, 250-259.
68. Zellner A. (1962). An Efficient Method of Stimating Seemingly Unrelated Regression & Test for Aggregation Bias, *Journal of the Aerican Statistical Association*. 57(298), 348-368
69. Zhang, Y., Peng, H., Su, B. (2017). Energy Rebound Effect in China's Industry: An aggregate and Disaggregate Analysis. *Energy Economics*, 61, 199-208.
70. Zhou, M., Liu, Y., Feng, S., Liu, Y., & Lu, Y. (2018). Decomposition of Rebound Effect: An Energy-Specific, General Equilibrium Analysis in the Context of China. *Applied Energy*, 221, 280-298.
71. Zhou, J., Fang, W., Han, X., Sun, Q., Liu, D., & Liu, S. (2022). Rebound Effect of Carbon Emissions of New Energy vehicle Consumption: A Case Study of Beijing. *International Journal of Environmental Science and Technology*, 1-18.

## طراحی مکانیزم بازار بین بانکی: مطالعه موردی: بازار بین بانکی ایران

علیرضا عرفانی<sup>۱</sup> , آزاده طالب بیدختی<sup>۲</sup> 

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، [aerfani@semnan.ac.ir](mailto:aerfani@semnan.ac.ir)

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران،

[talebbedokhti@semnan.ac.ir](mailto:talebbedokhti@semnan.ac.ir)

### چکیده

### اطلاعات مقاله

#### نوع مقاله:

علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۰

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۳/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۲

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۵/۲۰

#### کلیدواژه‌ها:

بازار بین بانکی، بانک مرکزی،

طراحی مکانیزم، مزایده‌های

نقدینگی

#### طبقه‌بندی JEL:

E44, D44, D02, C63

E58, E52

در این مطالعه، مکانیزم‌های مختلفی معرفی می‌شود که براساس آن، بانک مرکزی می‌تواند تقاضا برای نقدینگی در بازار بین بانکی را پیش بینی کند. نتایج شبیه‌سازی تسهیلات قاعده‌مند بانک مرکزی و درآمد در هریک از مکانیزم‌ها در طی دوره زمانی بیست و سوم مهر ماه ۱۳۹۹ تا سوم مرداد ۱۴۰۱ در اقتصاد ایران نشان می‌دهد هرچه هزینه مبادلاتی در اقتصاد بالاتر باشد، حجم معاملات در بازار بین بانکی کاهش می‌یابد و بیشتر بانک‌ها برای تأمین نقدینگی مورد نیاز خود به تسهیلات قاعده‌مند روی می‌آورند. هم چنین میزان وابستگی متقابل الزامات ذخایر بین بانک‌ها، نااطمینانی بانک‌ها نسبت به الزامات ذخایر خصوصی خود و هزینه‌های معاملاتی در بازار بین بانکی، در انتخاب بهترین و کارآمدترین مکانیزم، نقش مهمی ایفا می‌کنند.

عرفانی، علیرضا و طالب بیدختی، آزاده (۱۴۰۲). طراحی مکانیزم بازار بین بانکی: مطالعه موردی: بازار بین بانکی ایران. تحقیقات اقتصادی،

۱۵۰-۱۲۱، (۱)۵۸

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.



© نویسندگان.

DOI: [10.22059/JTE.2023.93450](https://doi.org/10.22059/JTE.2023.93450)

## ۱- مقدمه

یکی از کارکردهای اصلی بازار بین‌بانکی، رفع مشکلات نقدینگی کوتاه‌مدت بانک‌ها می‌باشد؛ بانک‌های دارای وجوه مازاد نقدینگی، منابع خود را برای بازه زمانی کوتاه‌مدت، در اختیار بانک‌های دارای کسری منابع قرار می‌دهند (حاجیان، ۱۳۹۲). این اقدام، به کاهش ریسک نقدینگی در سیستم بانکی کمک می‌کند. بانک مرکزی به‌عنوان آخرین منبع وام‌دهی به بانک‌ها، نقش مهمی در مدیریت نقدینگی بازار بین‌بانکی ایفا می‌کند (وایتسل<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶). در الگوی متعارف سیاست‌گذاری پولی، مجموعه ابزارهای مالی که در اصطلاح تسهیلات قاعده‌مند<sup>۲</sup> نامیده می‌شوند، امکان قرض‌دهی و قرض‌گیری بسیار کوتاه‌مدت بین بانک مرکزی و بانک‌ها را فراهم می‌کند (میثمی و همکاران، ۱۳۹۵). با این وجود، بانک مرکزی ترجیح می‌دهد بانک‌ها، نیازهای نقدینگی خود را به شکل کارا مدیریت کرده و زمانی به تسهیلات قاعده‌مند رو آورند که نتوانند مشکل خود را از طریق بازار بین‌بانکی حل کنند. استفاده از تسهیلات قاعده‌مند همزمان با عملیات بازار باز، به اصطلاح سیستم کریدور<sup>۳</sup>، نرخ بهره را تشکیل می‌دهد (مئنجاک، ۱۳۹۷).

از منظر عملیاتی، هرچند بازار بین‌بانکی در سال ۱۳۸۷ به‌طور رسمی در اقتصاد ایران شروع به کار کرده، اما به‌طور عمده کارکرد مدیریت نقدینگی داشته است. در سال‌های اخیر و تقریباً از مهرماه ۱۳۹۹، بانک مرکزی، علاوه بر روابط بین‌بانکی، به روابط بین بانک مرکزی و بانک‌ها نیز توجه داشته است. موسویان و میثمی (۱۳۹۶) و میثمی و همکاران (۱۳۹۵)، سازوکار اجرای عملیات بازار باز به همراه استفاده از تسهیلات قاعده‌مند را تشریح کرده‌اند. در این راستا، بانک مرکزی مطابق با شیوه بانکداری متعارف، به پذیرش سپرده از بانک‌های دارای ذخایر مازاد اقدام می‌کند. در مقابل، در شرایط اضطراری، از کانال پنجره تنزیل<sup>۴</sup> تسهیلات به بانک‌ها می‌پردازد. با این وجود، این مطالعات بر این موضوع تأکید دارند که در نظام بانکداری اسلامی، امکان استفاده از ظرفیت تسهیلات قاعده‌مند جهت سیاست‌گذاری در نظام بانکداری بدون ربا وجود ندارد. دلیل این امر آن است که در چارچوب اسلامی، پرداخت هر نوع مازاد در چارچوب قرض، ربا محسوب می‌شود (میثمی و همکاران، ۱۳۹۵، ص ۱۰). به بیان دیگر، بیشتر ابزارهای مورد استفاده در بانکداری مرکزی متعارف برای سامان‌دهی تسهیلات، با چالش ربا مواجه‌اند. بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از ظرفیت عقود اسلامی، شیوه‌هایی منطبق با شریعت، به منظور راه‌اندازی تسهیلات قاعده‌مند طراحی کند (موسویان و میثمی، ۱۳۹۶، ص ۱۹۹-۲۰۰). یکی از مهم‌ترین

1. Standing Facilities
3. Corridor System
4. Discount Window
5. Islamic repurchase agreement (Repo)

این شیوه‌ها، قرارداد رپوی اسلامی<sup>۱</sup> است که برطبق شیوه عملیاتی آن، بانک دارای کسری منابع، مجموعه‌ای از انواع سکوکی که در اختیار دارد (مانند اسناد خزانه اسلامی، اوراق مشارکت دولت، اوراق مشارکت بانک مرکزی) را برای عملیات رپوی اسلامی آماده می‌کند. بانک دارای مازاد ذخایر، این اوراق را به صورت نقدی از بانک دارای کسری می‌خرد و هم‌زمان، اختیار فروش اوراق را برای خود و اختیار خرید را برای بانک دارای کسری ذخایر در نظر می‌گیرد. بانک مرکزی به‌ویژه در سال‌های اخیر تلاش داشته است تا از طریق عملیات بازار باز، به مدیریت نقدینگی در بازار بین‌بانکی پرداخته و به هدف نهایی کنترل تورم در اقتصاد ایران دست یابد. برای این منظور، عملیات بازار باز را به صورت هفتگی، اجرایی و موضع سیاستی خود، یعنی خرید یا فروش با استفاده از ابزارهای موجود را از طریق دعوت به مزایده و انتشار اطلاعیه‌ای در سامانه بازار بین‌بانکی، اعلام و اقدام به سفارش‌پذیری می‌کند. بانک‌ها می‌توانند، مشروط به در اختیار داشتن اوراق مالی استعلامی دولتی و در قالب توافق بازخرید، از اعتبارگیری قاعده‌مند (دریافت اعتبار با وثیقه از بانک مرکزی)، استفاده کنند.<sup>۲</sup>

اگرچه در سال‌های اخیر، بانک مرکزی از قراردادهای توافق بازخرید برای ساماندهی عملیات بازار باز در اقتصاد ایران استفاده کرده است، با این وجود، به دلیل وجود ناطمینانی‌ها در پیش‌بینی وضعیت نقدینگی در بازار بین‌بانکی و اعلام موضع بانک مرکزی، در عمل از مکانیزم‌هایی به منظور پیش‌بینی دقیق نیازها و الزامات نقدینگی در بازار بین‌بانکی استفاده نشده است. به عنوان مثال، بین آخرین مزایده‌ای که بانک مرکزی برای تأمین نیازهای نقدینگی بانک انجام می‌دهد و پایان دوره نگهداری ذخیره بانک‌ها، معمولاً یک وقفه زمانی وجود دارد. از این رو، بانک‌ها نیز در زمان ارائه پیشنهاد، نسبت به نیازها یا الزامات ذخیره‌ای خود نامطمئن هستند. به منظور به حداقل رساندن ناطمینانی در بازار بین‌بانکی، این پرسش مطرح می‌شود که آیا می‌توان مکانیزمی طراحی کرد که براساس آن بانک مرکزی بتواند میزان الزامات ذخیره‌ای و تقاضا برای نقدینگی بانک‌ها در بازار بین‌بانکی را پیش‌بینی کند و تخصیص نقدینگی را به گونه‌ای ارائه دهد که بانک‌های متقاضی در بازار بین‌بانکی، الزامات ذخیره‌ای خود را تا حد امکان از طریق بازار بین‌بانکی تأمین کنند؟ استفاده از این مکانیزم‌ها می‌تواند نقش مؤثرتری در مدیریت نقدینگی در اقتصاد داشته باشد؛ به گونه‌ای که بانک‌ها را تشویق می‌کند تا با استفاده از قرارداد رپوی اسلامی، به برطرف کردن نیازهای نقدینگی خود از طریق بازار بین‌بانکی پرداخته و

۱. گزارش‌های معاملات مربوط به عملیات اجرایی سیاست پولی، اداره عملیات بازار باز، تارنمای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به آدرس: <https://www.cbi.ir/category/20982.aspx>

به استقراض کمتری از بانک مرکزی از طریق دریافت تسهیلات قاعده‌مند بپردازند. علی‌القاعده، توجه مقامات پولی به استفاده از چنین رویکردهایی می‌تواند به کنترل پایه پولی و نقدینگی در اقتصاد ایران کمک کند. تا جایی که بررسی شده است، هیچ یک از مطالعات داخلی بر اثرگذاری مکانیزم‌های تخصیص نقدینگی بر عملکرد بازار بین‌بانکی نپرداخته‌اند، از این رو در مطالعه حاضر تلاش شده است تا این خلأ مطالعاتی پوشش داده شود.

مطالعه حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، به پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. بخش سوم، به معرفی مدل بازار بین‌بانکی و مکانیزم‌های مختلف جهت تخصیص نقدینگی اختصاص یافته است در بخش چهارم، مدل با توجه به داده‌های اقتصاد ایران، شبیه‌سازی شده و سپس، نتایج در بخش پنجم ارائه می‌شود.

## ۲- پیشینه پژوهش

هورویج<sup>۱</sup> (۱۹۶۰)، برای اولین بار مفهوم مکانیزم‌ها را معرفی کرده است. او مکانیزم را به‌عنوان سیستم ارتباطی که شرکت‌کنندگان پیام‌هایی را به یکدیگر و مرکز پیام ارسال می‌کنند، در نظر می‌گیرد سپس، یک قاعده از پیش تعیین شده، برای هر مجموعه پیام‌های دریافتی، نتیجه‌ای را نسبت می‌دهد که همان تخصیص کالا و پرداختی است که باید انجام شود. ناراهاری<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) و ویلجون و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۲۱)، این تعریف از مکانیزم را از هر دو منظر تئوریک و عملی مورد تأکید قرار داده و طراحی مکانیزم را به‌عنوان مهندسی معکوس<sup>۴</sup> بازی‌ها یا هنر طراحی قواعد بازی برای دستیابی به نتیجه دلخواه خاص معرفی کرده‌اند. در این مفهوم، اقتصاددانان ابتدا هدف یا نتیجه‌ای دلخواه همانند حداکثرسازی کارایی، درآمد و یا رفاه اجتماعی را انتخاب می‌کنند. سپس تمرکز طراح این است که با بازگشت از این هدف‌های مشخص به عقب، مجموعه‌ای از قواعد بازار را به‌گونه‌ای تنظیم کند که دستیابی به اهداف مطلوب را ممکن سازند. طراحی مکانیزم زمانی منفی است که طراح، فاقد اطلاعات معتبری باشد که امکان تعیین تخصصی بهینه از قبل را فراهم می‌کند مزایده‌ها به‌عنوان نمونه‌ای رایج از مکانیزم‌ها، به ویژه به‌دلیل توانایی آنها در طراحی پیرامون چنین کمبودهای اطلاعاتی، از زمان‌های بسیار قدیم مورد استفاده عملی قرار گرفته‌اند. از این رو، بخش اول ادبیات، به مطالعاتی اشاره دارد که مزایده‌های رایج در طراحی مکانیزم را معرفی کرده و عملکرد آنها را مقایسه می‌کند.

2. Narahari

2. Viljoen et al.

4. Reverse Engineering

5. Friedman

فریدمن<sup>۱</sup> (۱۹۶۰)، دو فرم رایج مزایده در طراحی مکانیزم، یعنی مزایده قیمت واحد<sup>۲</sup> (*upa*) و مزایده قیمت تبعیض‌آمیز<sup>۳</sup> (*dpa*) را معرفی کرده است. در مزایده قیمت واحد، برنده مزایده، قیمت تسویه بازار را می‌پردازد. در مقابل، در مزایده قیمت تبعیض‌آمیز، پیشنهاد دهندگان قیمت و مقدار پیشنهادی خود را در پاکت‌های سر بسته ارائه می‌دهند. پیشنهادها بر اساس قیمت و از بالاترین به پایین‌ترین مرتب می‌شوند. برنده مزایده قیمتی که خود پیشنهاد داده است را می‌پردازد. به اعتقاد فریدمن مزایده قیمت تبعیض‌آمیز، شرکت‌کنندگان ناآگاه را از فرآیند مزایده خارج و فقط آن دسته از افرادی را جذب می‌کند که نسبت به شرایط مطلع‌تر باشند. در مقابل مکانیزم قیمت واحد به مشارکت گسترده‌تر منجر می‌شود. از این رو مزایده قیمت تبعیض‌آمیز بیشتر از مزایده قیمت واحد، مستعد تبانی بوده و به درآمد پایین‌تری منجر می‌شود. ویکری<sup>۴</sup> (۱۹۶۱)، مزایده ویکری<sup>۵</sup> (*va*) را معرفی کرده که تا به امروز، همچنان از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. اجرای این مزایده، عوامل را وادار می‌کند تا با بیان ترجیحات واقعی خود، رفتاری از روی صداقت در پیش گیرند و استراتژی‌های فردی خود را با نتیجه بهینه طراح، هماهنگ کنند. شواهد نشان می‌دهد دسته‌ای از مطالعات همسو با استدلال فریدمن (۱۹۶۰)، بر مزایای استفاده از مزایده قیمت واحد نسبت به مزایده قیمت تبعیض‌آمیز تأکید دارند. برای مثال، مک‌افی و مک‌میلان<sup>۶</sup> (۱۹۸۷) و میلگروم<sup>۷</sup> (۱۹۸۹)، استدلال کرده‌اند اجرای مزایده قیمت واحد، به درآمد بالاتری نسبت به مزایده قیمت تبعیض‌آمیز منجر می‌شود. چاری و وبر<sup>۸</sup> (۱۹۹۲)، مطرح کرده‌اند مزایده قیمت واحد قیمت پیشنهادی بالاتری را به همراه دارد و احتمال تبانی در این مزایده، پایین است (منتز<sup>۹</sup> ۱۹۹۵). آبینک و همکاران<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۶)، نشان داده‌اند که اجرای مزایده قیمت واحد، درآمد بیشتری نسبت به مزایده تبعیض‌آمیز به همراه دارد. دامیانوف و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۰)، نشان داده‌اند که پیشنهادها در مزایده قیمت واحد، به‌طور قابل توجهی در سطح بالا می‌باشند که درآمد و سود بیشتری را برای فروشنده در پی دارند. با این وجود، یافته‌های این مطالعات، در

1. Uniform Price Auction
2. Discriminatory Price Auction-
3. Vickrey
4. Vickrey Auction
5. McAfee and McMillan
6. Milgrom
7. Chari and Weber
8. Menezes
9. Abbink, et al.
10. Damianov, et al.
11. Goswami et al.

تناقض با شواهدی است که به برتری مزایده تبعیض‌آمیز نسبت به مزایده قیمت واحد اشاره دارند. برای مثال، گوسوامی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۵)، نشان داده‌اند زمانی که فرصت‌های ارتباطی در دسترس باشد، پیشنهاددهندگان به سمت استراتژی‌های تبانی گرایش پیدا می‌کنند در مزایده‌های تبعیض‌آمیز، استراتژی‌های پیشنهاد دهنده نتیجه تعادلی منحصر به فردی را تقریب می‌زند که نسبت به نتیجه تبانی در مزایده قیمت واحد، مازاد بیشتری برای مزایده‌گر ایجاد می‌کند. از آنجا که در مزایده‌های خزانه‌داری، شرکت‌کنندگان فرصت‌های زیادی برای برقراری ارتباط دارند، به نظر می‌رسد مزایده با قیمت واحد، درآمد کم‌تری را برای خزانه‌داری به همراه خواهد داشت که این نتیجه، سازگار با شواهد سایمون<sup>۲</sup> (۱۹۹۲) است. داریپا<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)، نشان داده است مزایده قیمت تبعیض‌آمیز برخلاف مزایده قیمت واحد، در برابر تغییرات نهادی بسیار مقاوم بوده‌اند و گزینه مطمئن‌تری برای خزانه‌داری محسوب می‌شوند. برنر و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۹)، ادعا کرده‌اند بیشتر دولت‌ها در هنگام انتشار اوراق قرضه دولتی، از مزایده تبعیض‌آمیز استفاده می‌کنند. هورتاچسو و مک‌آدام<sup>۵</sup> (۲۰۱۰)، نشان داده‌اند تغییر از مزایده قیمت تبعیض‌آمیز به مزایده قیمت واحد، درآمد را افزایش نمی‌دهد.

بخش دوم ادبیات، بر مطالعاتی تأکید دارد که بر رفتار بانک‌ها در مزایده‌های بانک مرکزی توجه داشته‌اند. برای مثال، سال و همکاران<sup>۶</sup> (۱۹۹۵)، کاربرد مزایده‌ها به‌عنوان ابزاری برای تخصیص اعتبار بانک مرکزی را مورد بررسی قرار داده‌اند. ناوتز، اوچسلر<sup>۷</sup> (۲۰۰۳)، نشان داده‌اند که مزایده با نرخ ثابت، سیگنال روشنی در مورد نرخ بهره هدف ارائه می‌دهد، ولی اجرای این مزایده‌ها از پیشنهادات بیش‌ازحد رنج می‌برند و با تشویق بانک‌ها به ارائه نادرست تقاضای واقعی خود، دستیابی به تخصیص کارآمد ذخایر بین بانک‌ها را بسیار سخت‌تر می‌کند. لینزرت و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۰۷)، از رفتار پیشنهاد بانک‌ها در مزایده‌های تأمین مالی، پدیده‌ای با عنوان نفرین برنده<sup>۹</sup> را نتیجه‌گیری کرده‌اند این پدیده بدان معناست که بانک‌ها به‌دلیل نگرانی از بیش‌برآورد ارزش واقعی نقدینگی بانک مرکزی، قیمت را با شدت کم‌تری پیشنهاد می‌دهند. کریگ و فکت<sup>۱</sup>

1. Simon
2. Daripa
3. Brenner et al.
4. Hortaçsu & McAdams
5. Saal et al.
6. Nautz & Oechssler
7. Linzert et al.
8. Winner's Curse
9. Craig & Fecht



فکت<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، نشان داده‌اند که استراتژی متداول بانک‌های تجاری کوچک‌تر و وام‌گیرندگان در بازار بین بانکی این است که در صورت بالا بودن قیمت فعلی نقدینگی، قیمت پیشنهادی خود در مزایده را کاهش می‌دهند. با این وجود، بانک‌های بزرگ‌تر نیاز به نقدینگی ثابتی دارند و از مزایده بیشتری استفاده می‌کنند. بیندسیل و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، بیان کرده‌اند. اگر پیشنهاددهندگان، پس از انجام مزایده از اطلاعات خصوصی در مورد نرخ‌های بین بانکی برخوردار باشند، افزایش نوسانات نرخ بین بانکی، پیشنهاد در مزایده را تهاجمی‌تر نمی‌کند. هم چنین، بانک‌های بزرگ نسبت به بانک‌های کوچک دسترسی بهتری به بازار بین بانکی دارند. کریگ و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۵)، نشان داده‌اند که بانک‌هایی با ساختار وام‌گیری متنوع‌تر در بازار بین بانکی، پیشنهادات خود را با شدت کم‌تری ارائه داده و قیمت پایین‌تری را می‌پردازند.

برخی مطالعات بر نقش بانک مرکزی در مدیریت نقدینگی تأکید دارند. برای مثال، آلن و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۹)، مطرح کرده‌اند زمانی که بانک‌ها فرصت‌های لازم برای پوشش شوک‌های نقدینگی ندارند، بازار بین بانکی با نوسان بیش از حد قیمت، مشخص‌نمایی می‌شود. در این شرایط، بانک مرکزی با استفاده از عملیات بازار باز می‌تواند ناکارآمدی را برطرف کند. اولیککا و توکاینن<sup>۵</sup> (۲۰۱۳)، ضمن بررسی اهمیت طراحی مکانیزم در مزایده‌های نقدینگی بانک مرکزی اروپا، مکانیزم‌های مختلف برای فروش نقدینگی را مورد مقایسه قرار داده‌اند نتایج نشان می‌دهد مزایده قیمت تبعیض‌آمیز بهینه است و بیشترین درآمد را به همراه دارد. هاگ و نیر<sup>۶</sup> (۲۰۱۴)، نشان داده‌اند با وجود هزینه‌های مشارکت پایین در بازار بین بانکی، بانک برای متعادل کردن نیازهای نقدینگی خود از بازار بین بانکی استفاده کرده و تسهیلات قاعده‌مند بلااستفاده خواهد ماند خوانساری (۲۰۱۴)، بر طراحی مکانیزمی در اقتصاد ایران تأکید کرده است که با محدود کردن اضافه برداشت بانک‌ها از بانک مرکزی، انگیزه برای تأمین نقدینگی از بازار بین بانکی را بیشتر کند. میثمی و همکاران (۲۰۱۶)، موضع سیاست‌گذاری پولی در ایران را ارزیابی و ابزارهای اسلامی جهت راه‌اندازی کریدور نرخ سود در بازار بین بانکی را پیشنهاد کرده‌اند. وولمر و ویز<sup>۷</sup> (۲۰۱۶)، نشان داده‌اند که در شرایط وجود تسهیلات قاعده‌مند، کاهش نرخ اعتبارگیری، احتمال

1. Bindseil et al.
2. Craig et al.
3. Allen et al.
4. Ollikka and Tukiainen
5. Hauck and Neyer
6. Vollmer & Wiese
7. Näther

وام بین بانکی را کاهش می‌دهد. ناتر<sup>۱</sup> (۲۰۱۹)، مطرح کرده است بانک مرکزی می‌تواند از طریق نرخ سیاستی بر میزان جذابیت تسهیلات قاعده‌مند در مقایسه با بازار بین بانکی و نیز بر احتمال وقوع وام‌دهی بین بانکی تأثیر گذار باشد. اگر بانک‌ها انتظار داشته باشند، وام‌دهی در بازار بین بانکی سودآور باشد، انتقال نقدینگی روان در بازار بین بانکی تضمین می‌شود. فکت و وبر<sup>۲</sup> (۲۰۲۱)، نشان داده‌اند هرچه بانک در عملیات تأمین مالی تهاجمی‌تر پیشنهاد دهد، تمایل بیشتری به استفاده از تسهیلات وام‌دهی از خود نشان می‌دهد. ماتسوکا<sup>۳</sup> (۲۰۲۲)، با تمرکز بر تسهیلات قاعده‌مند بیان کرده است که بانک مرکزی سیاست پولی را با تغییر تفاوت بین نرخ اعتبارگیری و سود سپرده و بدون تغییر نرخ سیاستی هدف، اجرا می‌کند.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

مدل تحت مطالعه از اولیککا و توکاینن (۲۰۱۳)، الهام گرفته شده است. با این وجود، از آنجا که در نظام بانک‌داری اقتصاد ایران، قرض‌دهی و قرض‌گیری بین بانک مرکزی و بانک‌ها، مصداق بارز ربا می‌باشد؛ تلاش شده است با استفاده از ظرفیت عقود اسلامی، چارچوب عملیاتی سیستم کریدور مدل‌سازی شود. سپس، تعامل بازار بین بانکی با استراتژی‌های پیشنهاد مزایده در مکانیزم‌های مختلف تخصیص نقدینگی مورد بحث قرار می‌گیرد.

#### ۳-۱- مدل‌سازی سیستم کریدور مبتنی بر ابزار شریعت

فرض می‌شود بازار بین بانکی متشکل از  $n$  بانک است. گروهی از بانک‌ها (نماینده سمت تقاضا در بازار بین بانکی)، با کمبود نقدینگی  $q^{ID}$  مواجه می‌باشند و گروهی دیگر نماینده سمت عرضه بوده و بعد از انجام فرآیند مزایده، به میزان  $q^{IS}$  بیش از الزامات ذخیره خود، نقدینگی در اختیار دارند. بانک‌های متقاضی می‌کوشند کمبود نقدینگی خود را از طریق بانک‌های سمت عرضه در بازار بین بانکی تأمین کنند. اما چنانچه به هر دلیل، قادر به دریافت وام از بانک‌های دیگر نباشد، می‌تواند از اعتبارگیری قاعده‌مند استفاده کند (کوبهام<sup>۴</sup>، ۲۰۱۲). بانک مرکزی در قالب قرارداد رپوی اسلامی، تسهیلاتی را به بانک‌های متقاضی ارائه می‌کند. تسهیلات دریافتی بانک‌ها، تسهیلات وام‌دهی<sup>۵</sup> (LF) نامیده می‌شود. نرخ اعتبارگیری بانک مرکزی بابت ارائه این تسهیلات  $(\bar{p})$ ، سقف کریدور را تشکیل می‌دهد؛ بانک مایل نیست با نرخ بیشتر از نرخ اعتبارگیری، از

1. Fecht & Weber  
2. Matsuoka  
3. Cobham  
4. Lending Facility  
5. Deposit Facility

بانک‌های دیگر وام دریافت کند. این رویه عملیاتی، بانک‌ها را ملزم می‌کند تا تنها در شرایط اضطراری به منابع بانک مرکزی مراجعه کنند. افزون بر این، چنانچه بانک‌های نماینده سمت عرضه نتوانند منابع مازاد خود را در اختیار بازار بین بانکی قرار دهند، در قالب تسهیلات سپرده‌گذاری<sup>۱</sup> (DF)، می‌توانند وجوهی را در حساب سپرده نزد بانک مرکزی، سپرده‌گذاری کنند. نرخ سود پرداختی ( $\underline{p}$ )، کف کریدور را شکل می‌دهد و به این واقعیت اشاره دارد که بانک با نرخی پایین‌تر از این نرخ، مایل به اعطای وام به بانک‌های دیگر نمی‌باشد، بنابراین در این چارچوب، کریدوری برای نوسانات نرخ بین بانکی ایجاد می‌شود. نرخ هدف بانک مرکزی ( $p^0$ )، معمولاً در میانه کریدور قرار دارد:  $p^0 = \frac{1}{2}(\bar{p} + \underline{p})$ .

معامله در بازار بین بانکی مستلزم هزینه‌هایی نظیر هزینه‌های جستجو برای یافتن تعداد و شرکای مناسب و نیاز وام‌دهندگان به دریافت وثیقه است که در ادامه، از آن‌ها به عنوان هزینه مبادلاتی در بازار بین بانکی یاد می‌شود (والیمکی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸؛ اورهارت و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰). هزینه نهایی مبادله در دو سمت بازار به صورت زیر می‌باشد:

$$MTC(\Delta q) = \eta \Delta q \quad (1)$$

که در آن،  $\Delta q$  حجم معاملات بازار بین بانکی و  $\eta$ ، ضریب هزینه مبادلاتی است. هرچه هزینه مبادلاتی بیشتر باشد، بانک‌های کم‌تری مایل به معامله در بازار بین بانکی هستند و تعداد بیشتری مجبور می‌شوند از تسهیلات قاعده‌مند استفاده کنند. برطبق فرض، تعداد بانک‌ها در سمت عرضه و تقاضا در بازار بین بانکی به ترتیب با  $n^{IS}$  و  $n^{ID}$  نشان داده می‌شود. از این رو، تقاضا و عرضه کل در بازار بین بانکی، به ترتیب  $Q^{ID,k} = \sum_{i=1}^n q_i^{ID,k}$  و  $Q^{IS,k} = \sum_{i=1}^n q_i^{IS,k}$  می‌باشد. نرخ بین بانکی از طریق نقطه تلاقی تقاضا و عرضه بازار بین بانکی و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p^{IB} = \begin{cases} \max \left\{ p^0, \bar{p} - \eta \frac{Q^{IS}}{n^{ID}} \right\}, & \text{if } Q^{IS} < Q^{ID} \\ p^0 & \text{if } Q^{IS} = Q^{ID} \\ \min \left\{ p^0, \underline{p} + \eta \frac{Q^{ID}}{n^{IS}} \right\}, & \text{if } Q^{IS} > Q^{ID} \end{cases} \quad (2)$$

برطبق رابطه (۲)، اگر تقاضای کل بالاتر از تخصیص نقدینگی در بازار بین بانکی باشد، بانک‌هایی که قادر به تأمین کمبود نقدینگی خود از این بازار نمی‌باشند، می‌توانند با نرخ

1. Välimäki  
2. Ewerhart et al.

۳. بالانوش k به نوع مکانیزم اشاره دارد که به آن پرداخته خواهد شد.

اعتبارگیری  $\bar{p}$ ، از تسهیلات وام‌دهی استفاده کنند. در مقابل، چنانچه تخصیص نقدینگی بالاتر از میزان تقاضای کل در بازار بین‌بانکی باشد، بانک‌ها می‌توانند ذخایر اضافی خود را در حساب سپرده، سپرده‌گذاری کرده و نرخ سود  $\underline{p}$  دریافت کنند. با وجود هزینه معاملاتی  $\eta$ ، بانک‌های دارای کمبود ذخایر، نرخ بالاتری پرداخت می‌کنند و از این‌رو انگیزه آنها برای دریافت نقدینگی کاهش می‌یابد؛ در مقابل، بانک‌های دارای ذخایر مازاد، نرخ سود بالاتری مطالبه می‌کنند که به موجب آن میزان الزامات ذخایر بانک‌ها افزایش می‌یابد. در شبیه‌سازی، اگر بانک  $i$  نماینده سمت تقاضای بازار بین‌بانکی باشد، حجم معاملات بازار بین‌بانکی بانک  $i$  را می‌توان به صورت زیر تعیین کرد:

$$\Delta q_i^k = \begin{cases} q_i^{ID,k} & \text{if } q_i^{ID,k} \leq \frac{1}{\eta}(\bar{p} - p^{IB,k}) \\ \frac{1}{\eta}(\bar{p} - p^{IB,k}) & \text{if } q_i^{ID,k} > \frac{1}{\eta}(\bar{p} - p^{IB,k}) \end{cases} \quad (۳)$$

در این حالت بانک به میزان  $q_i^{LF,k} = q_i^{ID,k} - \Delta q_i^k$  از تسهیلات وام‌دهی استفاده می‌کند. به‌طور مشابه، اگر بانک  $i$  در سمت عرضه بازار بین‌بانکی باشد، رابطه زیر برقرار است:

$$\Delta q_i^k = \begin{cases} q_i^{IS,k} & \text{if } q_i^{IS,k} \leq \frac{1}{\eta}(p^{IB,k} - \underline{p}) \\ \frac{1}{\eta}(p^{IB,k} - \underline{p}) & \text{if } q_i^{IS,k} > \frac{1}{\eta}(p^{IB,k} - \underline{p}) \end{cases} \quad (۴)$$

در این حالت، بانک  $i$ ،  $q_i^{DF,k} = q_i^{IS,k} - \Delta q_i^k$  را نزد بانک مرکزی سپرده‌گذاری می‌کند. در مجموع، کل استفاده از تسهیلات قاعده‌مند، به صورت  $Q^{F,k} = \sum_{i=1}^n (q_i^{LF,k} + q_i^{DF,k})$  محاسبه می‌شود. بانک مرکزی برای دستیابی به اهداف سیاستی خود بایستی تلاش کند تا حجم معاملات را با تقاضا و عرضه کل در بازار بین‌بانکی، برابر و تخصیص نقدینگی در عملیات تأمین مالی را به الزامات ذخیره بانک‌ها نزدیک کند برای این منظور، می‌توان مکانیزم‌های مختلفی را طراحی و تقاضا در بازار بین‌بانکی با  $k$  مکانیزم را استخراج کرد. در بخش بعد، به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری مکانیزم‌های مختلف فروش نقدینگی بر اهداف سیاستی بانک مرکزی، ابتدا ساختار اطلاعات بازی مزایده معرفی می‌شود که در بردارنده‌ی اطلاعات دمورد الزامات ذخایر بانک‌ها می‌باشد (واپوز<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰؛ ۲۰۱۱). سپس، ارزش نهایی انتظاری پول در مزایده‌های بانک مرکزی استخراج می‌شود.

## ۳-۲. ساختار اطلاعات مزایده

یکی از ویژگی‌های نهادهای که بر نیازهای نقدینگی بانک‌ها تأثیر می‌گذارد، الزامات ذخیره‌ای بانک‌ها می‌باشد. الزامات ذخیره‌ای به مبالغی از وجوه گفته می‌شود که بانک‌ها در حساب‌هایی نزد بانک مرکزی نگهداری می‌کنند تا در مواقع برداشت ناگهانی سپرده‌گذاران، قادر به پرداخت تعهدات خود باشند. اطلاعات درخصوص الزامات ذخایر بانک‌ها مبتنی بر این فرض است که بانک‌ها نسبت به الزامات ذخیره خود  $r_i$ ، به‌طور دقیق اطمینان ندارند؛ بلکه در عوض هر بانک سیگنال  $s_i = r_i + \varepsilon_i$  دریافت می‌کند که در آن،  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ، نویز مستقل می‌باشد. هم‌چنین، بین الزامات ذخایر بانک‌ها همبستگی وجود دارد:  $cov[r_i, r_j] = \rho \sigma_r^2$ . متوسط سیگنال،  $\bar{s} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s_i$  و متوسط الزامات ذخیره  $\bar{r} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i$  دارای امید انتظاری  $E[\bar{s}] = E[\bar{r}] = \bar{r}$  و واریانس‌های  $var[\bar{s}] = cov[s_i, \bar{s}] = \frac{1}{n}(\sigma_\varepsilon^2 + (1 + (n-1)\rho)\sigma_r^2)$  و  $var[\bar{r}] = \frac{1}{n}(1 + (n-1)\rho)\sigma_r^2$  هستند. در این صورت، در ساختار ارزش‌گذاری خصوصی، بانک‌ها براساس اطلاعات و سیگنالی که در اختیار دارند، باورهای خود درخصوص الزامات ذخیره را به روزرسانی می‌کنند امید انتظاری  $r_i$  مشروط به سیگنال  $s_i$ ، به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$E[r_i | s_i] = \bar{r} + \left( \frac{\sigma_r^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_r^2} \right) (s_i - \bar{r}) \quad (5)$$

در این حالت، امید انتظاری الزامات ذخایر بانک، به درجه همبستگی بین الزامات ذخیره بانکی و سیگنال خصوصی بانک،  $\sigma_r^2$ ، نیز درجه نااطمینانی بانک نسبت به الزامات ذخیره خود،  $\sigma_\varepsilon^2$ ، بستگی دارد. در بخش شبیه‌سازی، از مقادیر متفاوتی برای  $\sigma_\varepsilon^2$  استفاده می‌شود؛ هرچه درجه نااطمینانی بانک نسبت به الزامات ذخیره خود،  $\sigma_\varepsilon^2$ ، پایین‌تر باشد، به مفهوم آن است که بانک‌ها درخصوص الزامات ذخایر خود نسبتاً مطمئن هستند و سیگنال خصوصی، برآورد نسبتاً دقیقی از الزامات ذخایر بانک‌ها ارائه می‌دهد و بالعکس.

حال، ساختار اطلاعات به‌گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که وابستگی متقابل اطلاعاتی در بین بانک‌ها وجود داشته باشد. این حالت، در شرایطی تحقق می‌یابد که بانک  $i$  علاوه بر اطلاعات و سیگنال خصوصی خود  $s_i$ ، از سیگنال متوسط سایر بانک‌ها  $\bar{s}$  (متوسط اطلاعات کل در بازار بین‌بانکی) نیز مطلع باشد. در این صورت، بانک قادر است باورهای خود را بیشتر به روز نماید و امید انتظاری  $r_i$  مشروط به سیگنال  $s_i$  و متوسط سیگنال  $\bar{s}$ ، به‌صورت زیر تعیین خواهد شد:

$$E[r_i | s_i, \bar{s}] = A\bar{r} + Bs_i + Cn\bar{s} \quad (6)$$

که در آن:

$$A = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + (1 + (n - 1)\rho)\sigma_r^2} \quad (۷)$$

$$B = \frac{(1 - \rho)\sigma_r^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + (1 - \rho)\sigma_r^2} \quad (۸)$$

$$C = \frac{\rho \sigma_r^2 \sigma_{\varepsilon}^2}{(\sigma_{\varepsilon}^2 + (1 + (n - 1)\rho)\sigma_r^2)(\sigma_{\varepsilon}^2 + (1 - \rho)\sigma_r^2)} \quad (۹)$$

در این حالت ارزش گذاری وابسته به یکدیگر، سه پارامتر درجه همبستگی بین الزامات ذخیره بانکی و سیگنال خصوصی،  $\sigma_r^2$ ، درجه نااطمینانی بانک نسبت به الزامات ذخیره خود،  $\sigma_{\varepsilon}^2$ ، و ضریب همبستگی  $\rho$ ؛ در تعیین باور هر بانک نسبت به الزامات ذخیره‌ای خود، نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا می‌کنند. در بخش کالیبراسیون، از مقادیر متفاوتی برای پارامتر  $\rho$  استفاده می‌شود. هرچه ضریب همبستگی  $\rho$  بالاتر باشد؛ به مفهوم آن است که ارزش گذاری‌ها وابسته به یکدیگر هستند و همبستگی بالایی بین الزامات ذخایر بانک‌ها وجود دارد. به بیان دقیق‌تر،  $\rho$  بالاتر بیانگر آن است که هر بانک در تعیین باور خود نسبت به الزامات ذخایر بانکی، به باور سایر بانک‌ها و اطلاعات کل در بازار بین‌بانکی، وزن نسبتاً بالایی را اختصاص می‌دهد و بالعکس.

با این وجود، با به روز رسانی باورهای بانک با توجه به سیگنال‌های دریافتی، مقداری نااطمینانی باقی می‌ماند که با  $\varepsilon_i^S = r_i - E[r_i | s_i, \tilde{s}]$  نشان داده می‌شود. تابع توزیع تجمعی این نااطمینانی  $G_{\varepsilon}(\varepsilon_i^S)$  توزیع نرمال با پارامترهای  $G_{\varepsilon}(\varepsilon_i^S) \sim N(0, (B + C)\sigma_{\varepsilon}^2)$  دارد. افزون بر این، تابع توزیع تجمعی کل نااطمینانی باقیمانده،  $n\tilde{\varepsilon}^S = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^S$  با  $\tilde{G}_{\varepsilon}(n\tilde{\varepsilon}^S)$  نشان داده می‌شود و دارای توزیع نرمال  $n\tilde{\varepsilon}^S \sim N(0, (1 - A)n\sigma_{\varepsilon}^2)$  می‌باشد هم چنین، از جمع سیگنال بانک‌ها  $s_i$ ، اطلاعات کل بازار به دست می‌آید:  $I = \sum_{i=1}^n s_i = n\tilde{s}$ . در سطح معین و داده شده‌ای از سیگنال  $s_i$ ، توزیع  $I$ ، دارای تابع توزیع تجمعی  $G(I|s_i)$  بوده، که امید انتظاری و واریانس آن، به ترتیب مطابق با روابط (۱۰) و (۱۱) می‌باشد:

$$E[I|s_i] = n E[\tilde{s}] + \frac{n \cdot \text{cov}[\tilde{s}, s_i]}{\text{var}[s_i]} (s_i - E[s_i]) \quad (۱۰)$$

$$\text{var}[I|s_i] = n^2 \text{var}[\tilde{s}] - \frac{(n \cdot \text{cov}[\tilde{s}, s_i])^2}{\text{var}[s_i]} \quad (۱۱)$$

به منظور کاهش بار محاسباتی در شبیه‌سازی، دو حالت برای عملکرد بازار بین‌بانکی فرض می‌شود؛ در حالت اول، بازار بین‌بانکی با هیچ هزینه مبادلاتی از جمله هزینه‌هایی نظیر جستجو برای یافتن تعداد و شرکای مناسب و نیاز وام‌دهندگان به دریافت وثیقه، مواجه نمی‌باشد. در مقابل، فرض می‌شود هزینه‌های معاملاتی بسیار بالا و بازار بین‌بانکی رو به نابودی باشد.

سطح معینی از سیگنال الزامات ذخیره بانکها  $s = (s_1, \dots, s_n)$  و  $\eta$ : ارزشی که بانک  $i$  برای دریافت یک واحد پول اضافی قائل است، تابعی از حجم نقدینگی دریافتی بانک می باشد:  $v_i(q_i | s, \eta)$ . بدون وجود هزینه های مبادلاتی  $\eta_0 = 0$  بانک سمت عرضه، با احتمال یک، شریک تجاری خود را پیدا می کند و مازاد نقدینگی را به فروش می رساند. از این رو، ارزش گذاری نهایی پول به نقدینگی هر بانک بستگی ندارد و تابع کمبود یا مازاد نقدینگی در بازار بین بانکی می باشد. در سطح معینی از متوسط سیگنال  $\bar{s}$ ، احتمال اینکه بازار بین بانکی با کمبود پول مواجه باشد، با  $\bar{G}_\varepsilon(n\bar{r} - nE[\bar{r} | \bar{s}])$  نشان داده می شود و ارزش نهایی پول مشروط به  $\eta_0$  ثابت و به صورت رابطه زیر است:

$$v_i(q_i | s, \eta_0) = \bar{p} - \bar{G}_\varepsilon(n\bar{r} - nE[\bar{r} | \bar{s}]) (\bar{p} - p) \quad (12)$$

با هزینه های معاملاتی بسیار بالا،  $\eta_H \rightarrow \infty$ ، بانک  $i$  با احتمال صفر، موفق به مبادله  $q_i$  واحد نقدینگی در بازار بین بانکی می شود و تقریباً همه بانکها برای تأمین ذخایر مورد نیاز خود، به تسهیلات قاعده مند روی می آورند. بنابراین، ارزش گذاری نهایی پول به وضعیت نقدینگی کل بازار بستگی ندارد، بلکه تابعی از کمبود یا مازاد نقدینگی هر بانک است. احتمال اینکه بانک  $i$  دچار کمبود پول باشد، با  $G_\varepsilon(q_i - E[r_i | s_i, \bar{s}])$  نشان داده می شود و هزینه فرصت پول در بازار بین بانکی به صورت رابطه زیر می باشد:

$$v_i(q_i | s, \eta_H) = \bar{p} - G_\varepsilon(q_i - E[r_i | s_i, \bar{s}]) (\bar{p} - p) \quad (13)$$

در حالت میانی  $\eta_0 < \eta < \eta_H$  ارزش نهایی پول از ترکیب دو احتمال فوق به دست می آید:

$$v_i(q_i | s) = v_i(q_i | s, \eta_H) + [v_i(q_i | s, \eta_0) - v_i(q_i | s, \eta_H)] e^{-b\eta} \quad (14)$$

$$= \bar{p} - e^{-b\eta} \bar{G}_\varepsilon(n\bar{r} - nE[\bar{r} | \bar{s}]) (\bar{p} - p) - (1 - e^{-b\eta}) G_\varepsilon(q_i - E[r_i | s_i, \bar{s}]) (\bar{p} - p)$$

که در آن،  $b$  پارامتر مقیاس است. از این حالت میانی (۱۴)، برای استخراج تقاضا برای نقدینگی تحت مکانیزم های مختلف استفاده می شود.

### ۳-۲-۱. تخصیص نقدینگی و استخراج مقدار تقاضا برای نقدینگی

در این بخش، مکانیزم های مختلف برای فروش نقدینگی معرفی می شود که براساس آنها، بانک مرکزی سعی می کند تقاضا برای نقدینگی در بازار بین بانکی را پیش بینی کند. نحوه تصمیم گیری بانک مرکزی در مورد میزان نقدینگی فروخته شده در مزایده و نوع اطلاعاتی که افشا می شود، یکی از ویژگی های مهم نهادی است که در طراحی سازوکار بازار بین بانکی بایستی به آن توجه شود. در این راستا، بانک مرکزی با انجام مزایده های بین بانکی می تواند نیازهای نقدینگی بانکها

را براساس مجموع عوامل مستقل مورد انتظار (از قبیل اسکناس و سپرده‌های دولتی) و نیز الزامات ذخیره‌ای بانک‌ها برآورد کند. سپس، مکانیزم تخصیص نقدینگی را به گونه‌ای طراحی کند که بانک‌های متقاضی در بازار بین‌بانکی، الزامات ذخیره‌ای خود را تا حد امکان از طریق بازار بین‌بانکی تأمین کرده و به استقراض کمتر از بانک مرکزی و دریافت تسهیلات قاعده‌مند روی آورند. توجه مقامات پولی به اتخاذ مکانیزم‌های مختلف نقدینگی، علاوه بر آنکه می‌تواند نقش مؤثری در مدیریت نقدینگی و کنترل پایه پولی داشته باشد، به انتخاب کارآمدترین مکانیزم در شرایط مختلف وابستگی متقابل بین بانک‌ها و هزینه‌های مختلف مبادلاتی در بازار بین‌بانکی کمک می‌کند.

### مکانیزم قیمت اعلام شده<sup>۱</sup> (PP)

در مکانیزم قیمت اعلام شده، بانک مرکزی نرخ سیاستی  $P^0$  را تعیین می‌کند و هر بانک حق دارد خرید نقدینگی با آن نرخ را بپذیرد یا رد کند. هم چنین، نرخ بین‌بانکی در سطح از پیش تعیین شده  $P^0$ ، ثابت است و لذا قیمت، اطلاعاتی در مورد سیگنال سایر بانک‌ها افشا نمی‌کند. در این مکانیزم، هر بانک باور خود در مورد میزان الزامات ذخیره را تنها بر اساس ارزش‌گذاری خصوصی و سیگنال شخصی خود، به روز رسانی می‌کند از این‌رو، تقاضا برای نقدینگی در این مکانیزم،  $q_i^{PP}(s_i) = E[r_i | s_i]$ ، مشابه با رابطه (۵) تعیین می‌شود.

### مکانیزم‌های مزایده

بانک مرکزی براساس سه مکانیزم مزایده و بکری  $va$ ، مزایده قیمت واحد  $upa$  و مزایده قیمت تبعیض‌آمیز  $dpa$ ، می‌تواند به تخصیص نقدینگی در بازار بین‌بانکی بپردازد. در مکانیزم مزایده، بانک‌ها تقاضا برای نقدینگی  $D_i(p; s_i)$  را به بانک مرکزی پیشنهاد می‌دهند. بانک مرکزی با جمع‌آوری مبالغ پیشنهادی، تقاضای کل را تعیین می‌کند؛  $D(p; s) = \sum_{i=1}^n D_i(p; s_i)$ . عرضه یا تخصیص پایه‌ای بانک مرکزی از حاصل ضرب تعداد بانک‌ها در میانگین الزامات ذخیره بانک‌ها به دست می‌آید:  $Q = n\bar{r}$ . از برابری عرضه و تقاضا، قیمت تسویه  $p$  حاصل می‌شود. براساس نوع مزایده، پرداختی بانک‌ها  $T_i^k$  متفاوت است. هدف بانک ارائه پیشنهادی است که سود انتظاری‌اش حداکثر باشد.



## - مزایده ویکری (VA)

در مزایده ویکری، بانک‌های متقاضی، قیمت و مقدار نقدینگی مورد نیاز خود را به صورت محرمانه و در پاکت‌های دربسته، به بانک مرکزی ارائه می‌دهند. بانکی که بالاترین قیمت پیشنهادی را ارائه داده باشد، موفق به دریافت نقدینگی می‌شود اما این بانک مبلغ پیشنهادی خود را پرداخت نمی‌کند بلکه بالاترین مبلغ پیشنهادی بعد از خود، یعنی پیشنهاد دوم<sup>۱</sup> را می‌پردازد. این نوع مزایده به متقاضیان نقدینگی انگیزه می‌دهد تا قیمت پیشنهادی آنها دقیقاً معادل ارزشی باشد که برای دریافت نقدینگی قائل هستند. سود مورد انتظار بانک تحت مزایده ویکری به صورت معادله ۱۵ است.

$$E[\pi_i^{va} | s_i] = \int_{p^0}^{\bar{p}} \left\{ \int_0^{D_i(p; s_i)} v_i(x; s) dx - T_i^{va} \right\} dH(p, D_i(p; s_i)) \quad (15)$$

که در آن، توزیع احتمال قیمت تسویه  $H(p, D_i(p; s_i))$ ، بر احتمال پذیرش پیشنهاداتی از سوی بانک مرکزی دلالت دارد که در آن، قیمت پیشنهادی هر بانک برای  $q_i$  واحد نقدینگی، بالاتر یا برابر با قیمت تسویه  $p$  باشد:  $\Pr(P_i(q_i) \geq p)$ . از سوی دیگر، تخصیص باقیمانده برای بانک  $i$ ،  $RS_i(p)$ ، از مابه‌التفاوت تخصیص پایه‌ای و تقاضای کل بانک‌ها به جز بانک  $i$ ،  $D_{-i}(p; s_{-i})$ ، به دست می‌آید:  $RS_i(p) = Q - D_{-i}(P_i(q_i; s_i); s_{-i})$ . توزیع احتمال قیمت تسویه، همچنین بر این احتمال دلالت دارد که تقاضای نقدینگی هر بانک کمتر یا برابر با تخصیصی باشد که برای آن بانک باقی می‌ماند:  $\Pr(q_i \leq RS_i(p))$ . در مزایده ویکری، هر بانک برای پیشنهادهای پذیرش شده خود، قیمت تسویه را نمی‌پردازد بلکه قانون‌گذار سهم بازپرداخت هر بانک را به صورت زیر تعیین می‌کند:

$$\alpha_i = 1 - \frac{\int_0^{q_i} RS_i^{-1}(x) dx}{RS_i^{-1}(q_i) q_i} \quad (16)$$

بنابراین قاعده پرداخت  $T_i^{va}$ ، از طریق آن بخش از تخصیص کل که برای بانک  $i$  باقی می‌ماند، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$T_i^{va} = p q_i (1 - \alpha_i) = \int_0^{D_i(p; s_i)} RS_i^{-1}(x) dx \quad (17)$$

لازم به ذکر است که تابع بازپرداخت نهایی هر بانک  $i$ ،  $RS_i^{-1}(q_i)$ ، از طریق استراتژی‌های همه بانک‌ها به جز بانک  $i$  تعیین می‌شود. از حداکثرسازی سود انتظاری هر بانک مشروط به قاعده پرداخت، شرط مرتبه اول معادله ۱۸ به دست می‌آید:

$$VA: \quad u_i(q_i; s) = p \quad (18)$$

به بیان دیگر، استراتژی بهینه بانک در مزایده ویکری این است که قیمتی را پیشنهاد دهد که دقیقاً معادل ارزشی است که برای دریافت نقدینگی قائل می‌باشد. از این جهت، این مزایده روشی کارآمد جهت تخصیص نقدینگی است. به علاوه، با پیروی از آسوبل و کرامتون<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، تابع پیشنهاد ارزش نهایی (۱۴)، دربردارنده‌ی مشخصه‌هایی است که مزایده ویکری را کارآمد می‌سازد؛ با توجه به قاعده تخصیص و مکانیزم پرداخت، برای هر بانک بهینه است تا در صورت ارائه پیشنهاد صادقانه از سوی بانک‌های دیگر، پیشنهادی از روی صداقت ارائه دهد. از این رو به مزایده ویکری، استراتژی پیشنهاد رقابتی گفته می‌شود و همه بانک‌ها در مزایده، قیمت‌پذیر هستند. تعادل مزایده رقابتی از نوع متقارن می‌باشد و هر بانک بعد از فرآیند مزایده، با احتمال یکسانی با کمبود نقدینگی مواجه است. با این تعریف از تعادل مزایده رقابتی، چنانچه  $q_i^c(s_i, \tilde{s})$  بیانگر مقدار تخصیص یافته در تعادل مزایده رقابتی باشد، رابطه زیر برقرار است:

$$G_\varepsilon(q_i^c(s_i, \tilde{s}) - E[r_i | s_i, \tilde{s}]) = G_\varepsilon(q_j^c(s_j, \tilde{s}) - E[r_j | s_j, \tilde{s}]) \quad (19)$$

که در آن،  $q_i^c(s_i, \tilde{s}) - E[r_i | s_i, \tilde{s}]$ ، تقاضای نقدینگی مورد انتظار بانک بعد از انجام مزایده رقابتی است. با تعریف رابطه (۱۹)، برای مقایسه بانک  $i$  و بانک متوسط، تخصیص تعادل رقابتی برای بانک  $i$  به صورت زیر به دست می‌آید:

$$q_i^c(s_i, \tilde{s}) = \bar{r} + E[r_i | s_i, \tilde{s}] - E[\tilde{r} | \tilde{s}] = \bar{r} + B(s_i - \tilde{s}) \quad (20)$$

اکنون با توجه به رابطه (۱۴)، قیمت تعادلی در مزایده رقابتی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$p^c(\tilde{s}) = v_i(q_i^c(s_i, \tilde{s}) | s, \eta_H) \quad (21)$$

$$+ [v_i(q_i | s, \eta_0) - v_i(q_i^c(s_i, \tilde{s}) | s, \eta_H)] e^{-b\eta}$$

چنانچه سیگنال متوسط برابر یا بالاتر از متوسط الزامات ذخیره بانک‌ها باشد،  $\tilde{s} \geq \bar{r}$ ؛ تقاضا برای نقدینگی بالاتر از تخصیص پایه‌ای بانک مرکزی است. بدلیل محدودیت عرضه کل از سوی بانک مرکزی، در این شرایط انتظار می‌رود بازار بین‌بانکی با کمبود پول مواجه باشد و بانک‌ها برای تأمین کمبود نقدینگی خود، احتمالاً به تسهیلات قاعده‌مند روی می‌آورند. در این صورت، تابع پیشنهاد بانک  $i$  در مزایده ویکری معادل حالت رقابتی  $P^c(\tilde{s})$  می‌باشد. عکس این حالت برای  $\tilde{s} < \bar{r}$  صادق است. در این صورت، مزایده با نرخ سیاست هدف تسویه می‌شود و  $P_i(\hat{q}_i; s_i) = p^0$  بوده که در آن،  $\hat{q}_i = E[r_i | s_i, \bar{r}]$  می‌باشد. در مجموع، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P_i^{va}(q_i^{va}(s_i, \tilde{s}); s_i) = P^{va}(\tilde{s}) = \begin{cases} P^c(\tilde{s}), & \text{if } \tilde{s} \geq \bar{r} \\ p^0, & \text{if } \tilde{s} < \bar{r} \end{cases} \quad (22)$$

که در آن، مقدار تعادلی به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$q_i^{va}(s_i, \tilde{s}) = \begin{cases} q_i^c(s_i, \tilde{s}), & \text{if } \tilde{s} \geq \bar{r} \\ \hat{q}_i, & \text{if } \tilde{s} < \bar{r} \end{cases} \quad (23)$$

مزایده‌گر باید رانت اطلاعاتی به بانک‌ها بپردازد و آنها را وادار کند ارزشی که واقعاً برای نقدینگی قائل هستند را افشا کنند؛ بنابراین، درآمد مزایده‌گر به میزان سهم پرداخت رانت اطلاعاتی کاهش می‌یابد و کل عایدی در مزایده ویکری به صورت زیر است:

$$R^{va} = \sum_{i=1}^n \int_0^{q_i^{va}(s_i, \tilde{s})} RS_i^{-1}(x) dx \quad (24)$$

در ادامه، دو مکانیزم‌های پیشنهاد غیررقابتی، یعنی مکانیزم‌های قیمت واحد و قیمت تبعیض‌آمیز جهت تخصیص نقدینگی معرفی می‌شود؛ اما قبل از آن، توجه به این نکته ضروری است که حالت پایه‌ای تعادل رقابتی، به تعریف استراتژی‌های تعادلی و استخراج آنها در این مکانیزم‌های غیررقابتی کمک می‌کند. برای این منظور از تقریب خطی مرتبه اول تابع ارزش نهایی بانک  $i$  پیرامون تعادل مزایده رقابتی  $(q_i^c(s_i, \tilde{s}), p^c(\tilde{s}))$  استفاده شده که بر طبق رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{v}_i(q_i|s) = p^c(\tilde{s}) + \beta(\tilde{s})(\bar{r} + B(s_i - \tilde{s}) - q_i) \quad (25)$$

که در آن،  $\beta(\tilde{s})$  شیب تابع ارزش نهایی برحسب تخصیص رقابتی  $q_i^c$  ارزیابی شده است:

$$\beta(\tilde{s}) = - \frac{dv_i(q_i|s)}{dq_i} \Big|_{q_i^c} = (1 - e^{-bn})g_\varepsilon(\bar{r} - E[\tilde{r}|\tilde{s}])(\bar{p} - \underline{p}) \quad (26)$$

#### – مزایده قیمت واحد یا مزایده با قیمت ثابت (UPA)

در مزایده قیمت واحد، مزایده‌گر (بانک مرکزی) جهت تخصیص نقدینگی به بانک‌های متقاضی، مبلغ ثابتی معادل قیمت تسویه بازار را در نظر می‌گیرد. شیوه عملیاتی در این نوع مزایده به این صورت است که بانک‌های متقاضی، قیمت و مقدار نقدینگی پیشنهادی خود را به بانک مرکزی ارائه می‌کنند. بانک مرکزی پیشنهادها را براساس قیمت و به ترتیب کاهشی رتبه‌بندی کرده و از همه بانک‌هایی که موفق به دریافت نقدینگی می‌شوند، قیمت ثابت مطالبه می‌کند. به عبارت دیگر، در این مزایده، قیمت دریافتی از هریک از بانک‌های متقاضی نقدینگی، مستقل از مبلغ پیشنهادی آنها است. سود مورد انتظار بانک  $i$  در مزایده قیمت واحد به صورت زیر می‌باشد:

$$E[\pi_i^{upa}|s_i] = \int_{\underline{p}}^{\bar{p}} \left\{ \int_0^{D_i(p, s_i)} v_i(x; s) dx \right\} - p D_i(p; s_i) dH(p, D_i(p; s_i)) \quad (27)$$

که در آن، همانند مزایده ویکری،  $H(p, D_i(p; s_i))$  توزیع احتمال قیمت تسویه می‌باشد. در این روش، بانک‌ها برای همه مبالغ نقدینگی که در مزایده برنده می‌شوند، قیمت تسویه را می‌پردازند و از این‌رو، طرح پرداخت برای بانک  $i$  به صورت ذیل است:

$$T_i^{upa} = pD_i(p; s_i) \quad (28)$$

بانک‌ها مقدار پیشنهادی خود را به‌گونه‌ای تعیین می‌کنند که سود انتظاری هر بانک حداکثرسازی شود. با استفاده از ساختار اطلاعات، شرط مرتبه اول به‌صورت زیر می‌باشد:

$$u_i(q_i; s) = p - q_i \frac{1}{D'_{-i}(p; s_{-i})} \quad (29)$$

با استفاده از میانگین استراتژی‌ها، مسئله بهینه‌سازی از سیستمی با  $n$  معادله دیفرانسیل، به سیستمی با دو معادله کاهش می‌یابد و از این طریق، تعادل مزایده قیمت واحد برای بانک‌هایی غیر از بانک  $i$  و مشروط به اطلاعاتی که بانک  $i$  در اختیار دارد، تصریح می‌شود. در هر قیمت معین، تقاضای کل تقریباً از حاصل ضرب مقدار تقاضایی که انتظار می‌رود متوسط بانک داشته باشد، در تعداد بانک‌هایی که در فرآیند مزایده شرکت می‌کنند، به دست می‌آید. اندیس  $m$  بر این دلالت دارد که بانک، متوسط سیگنال  $s_m = \bar{s}$  را دریافت می‌کند، بنابراین برای قیمت‌های  $p^0 \leq p \leq \bar{p}$  می‌توان نوشت:

$$D_m(p; s_m) = q_m = \frac{Q}{n} = \bar{r} \quad (30)$$

مدل تقریبی در مزایده قیمت واحد به‌صورت دو معادله زیر تعیین می‌شود:

$$u_m(q_m; s) = p_m(q_m) - \left(\frac{1}{n-1}\right) P'_m(q_m) q_m \quad (31)$$

$$u_i(q_i; s) = p_m(q_m) - \left(\frac{1}{n-1}\right) P'_m(q_m) q_i \quad (32)$$

در ادامه، طرفین شرط مرتبه اول بانک متوسط، رابطه (۳۱)، در  $-\frac{n-1}{q_m}$  ضرب می‌شود. سپس با انتگرال‌گیری از طرفین رابطه به دست آمده و به‌کارگیری رابطه (۳۰)، و نیز تقریب خطی تابع ارزش (۲۵): قیمت تعادلی انتظاری  $p^{upa}(\bar{s})$  به دست می‌آید:

$$p^{upa}(\bar{s}) = \left(\frac{\bar{r}}{\hat{q}_m}\right)^{n-1} p^0 - (\bar{r})^{n-1} \frac{B}{n} \int_{n\bar{r}}^{n\bar{s}} \left( \frac{\beta \left(\frac{1}{n}\right)}{\left(q_m \left(s_m, \frac{1}{n}\right)\right)^{n-1}} \right) dI \quad (33)$$

از این رو، فرم خلاصه‌شده قیمت در مزایده قیمت واحد به‌صورت  $p^{upa}(\bar{s}) = p^c(\bar{s}) -$

$w^{upa}(\bar{s})$  توصیف می‌شود که در آن،  $p^c(\bar{s}) = \left(\frac{\bar{r}}{\hat{q}_m}\right)^{n-1} p^0$  بوده، و آخرین عبارت، تابع قیمت

پیشنهادی سایه‌دار برای پیشنهاددهنده است که به‌صورت معادله ۳۴ نوشته می‌شود:

$$w^{upa}(\bar{s}) = (\bar{r})^{n-1} \frac{B}{n} \int_{n\bar{r}}^{n\bar{s}} \left( \frac{\beta\left(\frac{l}{n}\right)}{\left(q_m\left(s_m, \frac{l}{n}\right)\right)^{n-1}} \right) dl \quad (34)$$

در ادامه، به منظور استخراج مقدار پیشنهاد بانک  $i$  در مزایده قیمت واحد، دوباره از تابع ارزش مربوط به بانک متوسط (۳۱)، استفاده، مشتق تابع پیشنهاد مربوط به متوسط بانک در نقطه تعادل تعیین می‌شود. سپس، با جای گذاری رابطه به دست آمده و رابطه (۳۳)، در معادله (۳۲)، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$u_i(q_i; s) = p^c(\bar{s}) - w^{upa}(\bar{s}) - \left(\frac{1}{n-1}\right) \left(-\frac{(n-1)}{\bar{r}} w^{upa}(\bar{s})\right) q_i \quad (35)$$

از برابری رابطه (۳۵) و تقریب تابع ارزش نهایی خطی شده پیرامون تعادل رقابتی (۲۵) و با انجام برخی ساده‌سازی، در نهایت رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$q_i = \bar{r} + B(s_i - \bar{s}) - \left[ \frac{w^{upa}(\bar{s})}{\bar{r}\beta(\bar{s}) + w^{upa}(\bar{s})} \right] B(s_i - \bar{s}) \quad (36)$$

که در آن،  $\bar{r} + B(s_i - \bar{s}) = q_i^c(s_i, \bar{s})$  می‌باشد. در مجموع، با به دست آوردن قیمت و مقدار در مزایده قیمت واحد، استراتژی تعادل در این مزایده مطابق با روابط زیر است:

$$q_i^{upa}(s_i, \bar{s}) = \begin{cases} q_i^c(s_i, \bar{s}) - \left(\frac{W^{upa}(\bar{s})}{\bar{r}\beta(\bar{s}) + W^{upa}(\bar{s})}\right) B(s_i - \bar{s}) & \text{if } \bar{s} \geq \bar{r} \\ \hat{q}_i & \text{if } \bar{s} < \bar{r} \end{cases} \quad (37)$$

$$p^{upa}(\bar{s}) = \begin{cases} p^c(\bar{s}) - w^{upa}(\bar{s}) & \text{if } \bar{s} \geq \bar{r} \\ p^0 & \text{if } \bar{s} < \bar{r} \end{cases} \quad (38)$$

در این مزایده، چنانچه بانک پیشنهاددهنده  $i$ ، سیگنالی بالاتر از سیگنال بانک متوسط دریافت کند  $s'_i > \bar{s}$ ؛ بانک در مقایسه با حالت رقابتی  $q_i^c(s_i, \bar{s})$ ، تعداد واحدهای کمتری را در مزایده قیمت واحد دریافت می‌کند:  $q_i^{upa}(s'_i, \bar{s}) < q_i^c(s'_i, \bar{s})$ . دلیل این امر آن است که برای  $\bar{s} \geq \bar{r}$  و  $\beta(\bar{s}) > 0$  و  $w^{upa}(\bar{s}) > 0$  بوده و از این رو،  $\frac{w^{upa}(\bar{s})}{\bar{r}\beta(\bar{s}) + w^{upa}(\bar{s})} \geq 0$  می‌باشد عکس این موارد برای  $s'_i < \bar{s}$  صادق است. افزون بر این، درآمد مزایده قیمت واحد به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$R^{upa} = p^{upa}(\bar{s}) \sum_{i=1}^n q_i^{upa}(s_i, \bar{s}) \quad (39)$$

– مزایده قیمت تبعیض آمیز (DPA) یا مزایده پرداخت براساس پیشنهاد

شیوه عملیاتی مزایده قیمت تبعیض آمیز به این صورت است که هر بانک میزان نقدینگی مورد نیاز خود و قیمتی که حاضر است برای هر واحد نقدینگی بپردازد را تعیین کرده و آن را در پاکت‌های سربسته به بانک مرکزی ارائه می‌کند. قیمت پیشنهادی هر بانک متناسب با نیازهای خاص آن، شرایط اعتباری و توانایی مالی هر بانک بوده و می‌تواند با قیمت پیشنهادی بانک‌های دیگر متفاوت باشد. بانک مرکزی پیشنهادها را بر اساس قیمت و از بالاترین به پایین‌ترین مرتب می‌کند. بانکی که موفق به دریافت نقدینگی می‌شود (برنده مزایده)، قیمتی که خود پیشنهاد داده است را می‌پردازد. مسئله حداکثرسازی مزایده قیمت تبعیض آمیز برای پیشنهاددهنده  $i$ ، به صورت زیر می‌باشد:

$$E[\pi_i^{dpa} | s_i] = \int_{p^0}^{\bar{p}} \left\{ \int_0^{D_i(p, s_i)} v_i(x; s) - P_i(x; s_i) dx \right\} dH(p, D_i(p; s_i)) \quad (40)$$

از آنجا که بانک‌ها برای پیشنهادهای پذیرش شده، قیمت پیشنهادی خود را می‌پردازند، طرح پرداخت در این مزایده به صورت معادله (۴۱) است.

$$T_i^{dpa} = \int_0^{D_i(p; s_i)} P_i(x; s_i) dx \quad (41)$$

بانک‌ها تلاش می‌کنند با حدس قیمت تعادلی، قیمت پیشنهادی را ارائه دهند. با استفاده از ساختار اطلاعات، شرط مرتبه اول برای مسئله حداکثرسازی به صورت زیر می‌باشد:

$$v_i(q_i; s) = p + \frac{1}{D'_{-i}(p; s_{-i})} \frac{G(I|s_i) dq_i}{g(I|s_i) dI} \quad (42)$$

که در آن،  $\frac{G(I|s_i)}{g(I|s_i)}$ ، معکوس نرخ مخاطره<sup>۱</sup> اطلاعات کل مشروط به سیگنال  $s_i$  است که با  $\lambda(I|s_i)$  نشان داده می‌شود. به‌طور مشابه با مزایده قیمت واحد، هر بانک باید برای هر  $I$ ، سیستمی متشکل از دو معادله دیفرانسیلی زیر را حل کند:

$$v_m(q_m; s) = P_m(q_m) + \left(\frac{1}{n-1}\right) P'_m(q_m) \frac{G(I|\bar{s}) dq_m}{g(I|\bar{s}) dI} \quad (43)$$

$$v_i(q_i; s) = P_m(q_m) + \left(\frac{1}{n-1}\right) P'_m(q_m) \frac{G(I|s_i) dq_i}{g(I|s_i) dI} \quad (44)$$

۱. فضاهای پارامتر در نرم‌افزار اکسل، با استفاده از ابزار تجزیه و تحلیل ایجاد متغیر تصادفی با توزیع نرمال ایجاد می‌شود.

که در آن،  $G(I|\tilde{s})$ ، توزیع احتمال اطلاعات کل بانک متوسط است که سیگنال  $\tilde{s}$  را دریافت می کند. به منظور استخراج قیمت تعادلی، طرفین رابطه (۴۳)، در  $(n-1)g(I|\tilde{s})G(I|\tilde{s})^{n-2}$  ضرب می شود. سپس، با انتگرال گیری از طرفین رابطه حاصل و بعد از انجام تعدیلات لازم، می توان نشان داد که در نهایت رابطه زیر به دست می آید:

$$p^{dpa}(\tilde{s}) = p^c(\tilde{s}) - \frac{B \int_{n\tilde{s}}^{n\bar{r}} \beta \left(\frac{I}{n}\right) [G(I|\tilde{s})]^{n-1} dI}{n [G(n\tilde{s}|\tilde{s})]^{n-1}} \quad (45)$$

از این رو، تابع پیشنهاد سایه دار برای بانک متوسط به صورت زیر می باشد:

$$w^{dpa}(\tilde{s}) = \frac{B \int_{n\tilde{s}}^{n\bar{r}} \beta \left(\frac{I}{n}\right) [G(I|\tilde{s})]^{n-1} dI}{n [G(n\tilde{s}|\tilde{s})]^{n-1}} \quad (46)$$

و در حالت کلی، قیمت تعادلی در مزایده قیمت تبعیض آمیز به صورت زیر نوشته می شود:

$$p^{dpa}(\tilde{s}) = P_m(q_m) = p^c(\tilde{s}) - w^{dpa}(\tilde{s}) \quad (47)$$

در مرحله بعد، به منظور استخراج مقدار پیشنهاد تقریبی بانک  $i$  در مزایده قیمت تبعیض آمیز، ابتدا شیب تابع پیشنهاد بانک متوسط محاسبه شده و رابطه حاصل و نیز قیمت تعادلی (۴۷)، در تابع ارزش مربوط به بانک  $i$  (۴۴)، جای گذاری می شود. سپس، از برابری رابطه به دست آمده با تابع ارزش نهایی پیرامون تعادل رقابتی (۲۵) و انجام برخی تعدیلات، مقدار تعادلی به صورت زیر حاصل می شود:

$$q_i^{dpa}(s_i; \tilde{s}) = \bar{r} + B(s_i - \tilde{s}) + \left[ 1 - \frac{\lambda(n\tilde{s}|s_i)}{\lambda(n\tilde{s}|\tilde{s})} \right] \frac{W^{dpa}(\tilde{s})}{\beta(\tilde{s})} \quad (48)$$

که در آن،  $\bar{r} + B(s_i - \tilde{s})$ ، مقدار تعادل در حالت رقابتی،  $q_i^c(s_i; \tilde{s})$  می باشد. بنابراین، فرم خلاصه شده استراتژی در مزایده قیمت تبعیض آمیز به صورت زیر است:

$$P_i^{dpa}(q_i^{dpa}(s_i, \tilde{s}); s_i) = p^{dpa}(\tilde{s}) = \begin{cases} p^c(\tilde{s}) - W^{dpa}(\tilde{s}) & \text{if } \tilde{s} \geq \bar{r} \\ p^0 & \text{if } \tilde{s} < \bar{r} \end{cases} \quad (49)$$

$$q_i^{dpa}(s_i, \tilde{s}) = \begin{cases} q_i^c(s_i, \tilde{s}) + \left( \frac{W^{dpa}(\tilde{s})}{\beta(\tilde{s})} \right) \left[ 1 - \frac{\lambda(n\tilde{s}|s_i)}{\lambda(n\tilde{s}|\tilde{s})} \right] & \text{if } \tilde{s} \geq \bar{r} \\ \hat{q}_i & \text{if } \tilde{s} < \bar{r} \end{cases} \quad (50)$$

اگر بانکها سیگنال بالاتر از سیگنال متوسط دریافت کنند،  $s_i'' > \frac{I}{n}$ ، تقاضا برای نقدینگی بالاتر از تخصیص پایه ای است. به دلیل محدود بودن عرضه کل نقدینگی، بانکها با کمبود نقدینگی مواجه می شوند و احتمال خطر افزایش می یابد، که به موجب آن،  $\lambda(I|s_i'') < \lambda(I|\tilde{s})$  است. از این رو برحسب انتظار در این شرایط، بانک واحدهای بیشتری را در مزایده قیمت تبعیض آمیز نسبت به حالت رقابتی دریافت می کنند  $q_i^{dpa}(s_i'', \tilde{s}) > q_i^c(s_i'', \tilde{s})$ . تحلیلی مشابه

برای عکس این حالت، صادق است. در مجموع در هر دو مزایده غیررقابتی قیمت واحد و قیمت تبعیض‌آمیز، بانک‌های استراتژیک قیمت پیشنهادی خود را سایه‌دار می‌کنند؛ پیشنهاددهنده، قیمتی پایین‌تر از ارزش واقعی پیشنهاد می‌دهد. در این حالت، قیمت تسویه لزوماً نمی‌تواند ارزش‌های نهایی بانک‌ها در حالت تعادل را افشا کند. هم‌چنین، درآمد از حاصل ضرب درآمد بانک متوسط در تعداد بانک‌ها  $n$  به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$R^{dpa} \approx n \int_0^{\bar{F}} p^{dpa} \left( \frac{I(x, s_m)}{n} \right) dx \quad (51)$$

درآمد کل بانک مرکزی ناشی از تسهیلات قاعده‌مند و مزایده به صورت زیر به دست می‌آید:

$$TR^k = R^k + \bar{p}Q^{LF,k} - \underline{p}Q^{DF,k} \quad (52)$$

که در آن،  $R^k$ ، درآمد مزایده در مکانیزم‌های تحت بررسی،  $\bar{p}Q^{LF,k}$  تسهیلات وام‌دهی و  $\underline{p}Q^{DF,k}$  سود نقدینگی سپرده‌گذاری شده در تسهیلات سپرده می‌باشد.

### ۳- یافته‌های پژوهش

#### ۳-۱. شبیه‌سازی و مقایسه مکانیزم‌ها

بازار بین‌بانکی با توجه به دو بعد، شبیه‌سازی می‌شود. ابتدا حالتی بررسی می‌شود که عملکرد بازار بین‌بانکی با سطوح مختلف هزینه مبادلاتی تغییر می‌کند. سپس، به تفاوت‌ها در ساختار اطلاعات پرداخته می‌شود؛ از یک سو، به حالت ارزش‌گذاری خصوصی پرداخته می‌شود که بانک‌ها نسبت به الزامات ذخایر خود نسبتاً اطمینان دارند و همبستگی بین الزامات ذخایر بانک‌ها پایین است. از سوی دیگر، سه حالت در نظر گرفته می‌شود که در آن، بانک‌ها یا درخصوص الزامات ذخایر خصوصی خود بسیار نامطمئن هستند، یا همبستگی بالایی بین الزامات ذخایر بانک‌ها وجود دارد، یا هر دو (ارزش‌های وابسته به یکدیگر). بانک‌ها به منظور مدیریت نقدینگی خود و براساس اطلاعات موجود در سامانه بازار بین‌بانکی، ارزش سفارش‌های خود را تا مهلت تعیین شده در این سامانه ارسال می‌کنند. موضع عملیاتی بانک مرکزی، توافق بازخرید می‌باشد و بعد از پایان مدت مزایده، بانک مرکزی ارزش سفارش‌های پذیرفته شده را مشخص می‌کند. بانک‌ها می‌توانند در بازه زمانی شنبه تا چهارشنبه و با اختیار داشتن اوراق مالی اسلامی، نسبت به رفع آن از طریق تسهیلات قاعده‌مند اقدام کنند. براین اساس و با توجه به گزارش‌های هفتگی اداره عملیات بانک مرکزی در دوره زمانی بیست‌وسوم مهرماه ۱۳۹۹ تا سوم مرداد ۱۴۰۱، ارزش توافق بازخرید و ارزش اعتبارگیری به دست آمده است. از مجموع این دو ارزش، به‌عنوان جایگزینی برای پیش‌بینی الزامات ذخیره بانک‌ها استفاده شده است. پارامترها به شرح جدول ۱ می‌باشد.



جدول ۱. مقادیر پارامتر

مقدار	متغیرها
۰/۱	پارامتر مقیاس در تابع ارزش نهایی ( $b$ )
۳۹۳/۰۳۸۵	الزامات ذخیره مورد انتظار ( $\bar{z}$ )
۳۲۵/۰۴۴۶	انحراف استاندارد الزامات ذخیره ( $\sigma_z$ )
۱۴۰۴	تعداد بانکها ( $n$ )
۲۲	نرخ اعتبارگیری قاعده‌مند ( $\bar{p}$ )
۱۴	نرخ تسهیلات سپرده‌گذاری ( $p$ )
۱۸	نرخ سیاست هدف ( $p^0$ )

منبع: یافته‌های تحقیق

سپس، ساختار اطلاعات با توجه به فضای نمونه با ۹۴ مشاهده، تنظیم و سیگنال نویزی  $\varepsilon_i$  با تعداد ۹۴ برداشت ایجاد می‌شود. برطبق جدول ۲، تنظیم انحراف استاندارد سیگنال، سیگنال بانک  $s_i$  به دست می‌آید. بخش دیگر ساختار اطلاعات، به همبستگی بین الزامات ذخیره بانکها اشاره دارد که از دو مقدار پایین و نسبتاً بالا استفاده شده است.<sup>۱</sup>

جدول ۲. ساختارهای اطلاعات

IV	III	II	I	متغیرها
۲۰	۲۰	۵	۵	انحراف استاندارد سیگنال نویزی ( $\sigma_\varepsilon$ )
۰/۶	۰/۲	۰/۶	۰/۲	ضریب همبستگی ( $\rho$ )

منبع: یافته‌های تحقیق

در دو ساختار I و II، سیگنالها برآوردهای نسبتاً دقیقی از الزامات ذخایر بانکها ارائه می‌دهند؛ با این تفاوت که در ساختار I، همبستگی بین ارزش‌گذاری بانکها نسبتاً پایین‌تر است. در دو ساختار III و IV، سیگنالها نسبت به ساختارهای I و II نویزی‌تر هستند. با این حال، در مقایسه با ساختار III، همبستگی بین الزامات ذخیره در ساختار IV که برای توصیف بحران مالی مناسب است، نسبتاً زیاد می‌باشد. افزون بر این، از طریق مقادیر مختلفی از هزینه مبادلاتی در جدول ۳، عملکرد بازار بین‌بانکی بررسی می‌شود. مقدار اولیه این ضریب،  $\eta_1 = 0.0434$ ، باتوجه به داده‌های اقتصاد ایران کالیبره شده است. سپس در شبیه‌سازی، این ضریب به  $\eta_2 = 1$  و  $\eta_3 = 1.5$  تغییر داده می‌شود.

\* پژوهش حاضر برگرفته از رساله دکتری اوین خضری به راهنمایی دکتر میرحسین موسوی و مشاوره دکتر حسین راغفر و کبری سنگری مهذب در دانشگاه الزهراء است.

جدول ۳. عملکرد بازار بین بانکی

متغیر	$\eta_1$	$\eta_2$	$\eta_3$
ضریب هزینه مبادلاتی ( $\eta$ )	۰/۰۴۳۴	۱	۱/۵

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه، مقدار تعادلی برطبق روابط (۵)، (۲۳)، (۳۷) و (۵۰) حاصل می‌شود. هم چنین، قیمت تعادلی از معادلات (۲۲)، (۳۸) و (۴۹) و درآمد مزایده با استفاده از معادلات (۲۴)، (۳۹) و (۵۱) محاسبه می‌شود. حجم معامله بین بانکی در دو سمت تقاضا و عرضه در بازار بین بانکی، به ترتیب برطبق معادلات (۳) و (۴)، مشخص و براساس آن، تسهیلات وام‌دهی و سپرده‌گذاری به دست می‌آید. هم چنین از جمع این دو، تسهیلات قاعده‌مند حاصل می‌شود. نتایج شبیه‌سازی تسهیلات قاعده‌مند، در جدول ۴، ارائه شده است:

جدول ۴. شبیه‌سازی تسهیلات قاعده‌مند

$\eta_3 = 1.5$		$\eta_2 = 1$		$\eta_1 = 0.0434$			
انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین		
۶۴۸/۹۶۴	۷۸۰/۸۷۷	۶۴۸/۸۷۸	۷۷۸/۲۸۱	۶۲۷/۷۱۹	۶۲۱/۸۷۴	VA	ساختار اطلاعات I
۶۴۸/۸۵۳	۷۸۰/۸۷۵	۶۴۸/۷۶۹	۷۷۸/۲۷۸	۶۲۷/۶۳۴	۶۲۱/۸۴۶	UPA	$\sigma_\varepsilon = 5$
۶۴۹/۰۱۲	۷۸۰/۸۷۹	۶۴۸/۹۲۶	۷۷۸/۲۸۳	۶۲۷/۷۵۴	۶۲۱/۸۸۹	DPA	$\rho = 0.2$
۶۴۸/۹۸۵	۷۸۱/۰۱۷	۶۴۸/۹۰۰	۷۷۸/۴۲۱	۶۲۷/۷۶۷	۶۲۱/۹۸۸	PP	
۶۴۸/۸۷۱	۷۸۰/۸۷۶	۶۴۸/۷۸۶	۷۷۸/۲۷۹	۶۲۷/۶۴۸	۶۲۱/۸۵۱	VA	ساختار اطلاعات II
۶۴۸/۷۵۹	۷۸۰/۸۷۴	۶۴۸/۶۷۶	۷۷۸/۲۷۶	۶۲۷/۵۶۳	۶۲۱/۸۲۲	UPA	$\sigma_\varepsilon = 5$
۶۴۸/۹۸۸	۷۸۰/۸۴۹	۶۴۸/۹۰۲	۷۷۸/۲۵۴	۶۲۷/۷۱۱	۶۲۱/۸۷۶	DPA	$\rho = 0.6$
۶۴۸/۹۸۵	۷۸۱/۰۱۷	۶۴۸/۹۰۰	۷۷۸/۴۲۱	۶۲۷/۷۶۷	۶۲۱/۹۸۸	PP	
۶۴۶/۹۹۵	۷۸۰/۸۲۱	۶۴۶/۹۱۵	۷۷۸/۲۲۰	۶۲۵/۵۴۳	۶۲۱/۹۴۰	VA	ساختار اطلاعات III
۶۴۶/۱۶۸	۷۸۰/۸۱۰	۶۴۶/۰۹۹	۷۷۸/۲۰۰	۶۲۴/۹۰۴	۶۲۱/۷۴۲	UPA	$\sigma_\varepsilon = 20$
۶۴۷/۴۹۴	۷۸۰/۸۳۳	۶۴۷/۴۰۸	۷۷۸/۲۳۶	۶۲۵/۸۹۷	۶۲۲/۰۹۲	DPA	$\rho = 0.2$
۶۴۷/۲۹۷	۷۸۲/۲۶۱	۶۴۷/۲۲۸	۷۷۹/۶۵۱	۶۲۶/۰۷۹	۶۲۳/۱۴۴	PP	
۶۴۵/۵۸۷	۷۸۰/۸۰۳	۶۴۵/۵۱۸	۷۷۸/۱۹۳	۶۲۴/۴۵۱	۶۲۱/۶۰۶	VA	ساختار اطلاعات IV
۶۴۴/۷۵۴	۷۸۰/۸۰۲	۶۴۴/۶۹۸	۷۷۸/۱۸۲	۶۲۳/۸۱۳	۶۲۱/۴۱۴	UPA	$\sigma_\varepsilon = 20$
۶۴۶/۸۰۵	۷۸۰/۵۱۷	۶۴۶/۷۱۹	۷۷۷/۹۲۲	۶۱۵/۰۴۱	۶۳۲/۲۹۶	DPA	$\rho = 0.6$
۶۴۷/۲۹۷	۷۸۲/۲۶۱	۶۴۷/۲۲۸	۷۷۹/۶۵۱	۶۲۶/۰۷۹	۶۲۳/۱۴۴	PP	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۴، نشان می‌دهد که در سطح معینی از نااطمینانی بانک‌ها ( $\sigma_\varepsilon$ ) و همبستگی بین الزامات ذخایر بانک‌ها ( $\rho$ ); با افزایش هزینه‌های مبادلاتی  $\eta$ ، میزان استفاده از تسهیلات

قاعده‌مند، افزایش و حجم معاملات در بازار بین بانکی کاهش می‌یابد. افزون بر این، مقایسه نیاز بانک‌ها به تسهیلات قاعده‌مند در ساختار I و III نشان می‌دهد که با همبستگی پایین بین الزامات ذخایر بانک‌ها ( $\rho = 0.2$ ) و هر سطحی از نااطمینانی بانک‌ها، مزایده قیمت واحد بهترین عملکرد و مکانیزم قیمت اعلام‌شده بدترین عملکرد را نشان می‌دهند. به همین ترتیب، مزایده ویکری و مزایده قیمت تبعیض‌آمیز در مراتب دوم و سوم قرار دارند. همچنین، مقایسه نیاز بانک‌ها به تسهیلات قاعده‌مند در ساختار II و IV نشان می‌دهد که در سطح بالای همبستگی بین الزامات ذخایر بانک‌ها ( $\rho = 0.6$ ) و هر سطحی از نااطمینانی بانک‌ها، مزایده قیمت واحد زمانی بهترین عملکرد را دارد که هزینه مبادلاتی پایین باشد. در مقابل، مزایده قیمت تبعیض‌آمیز در شرایطی بهترین عملکرد را دارد که هزینه مبادلاتی متوسط به بالا باشد و در این شرایط، مزایده قیمت واحد، مزایده ویکری و مکانیزم قیمت اعلام شده به ترتیب در مراتب دوم تا چهارم قرار دارند. در مکانیزم قیمت اعلام‌شده، قیمت سیگنال سایر بانک‌ها را افشا نمی‌کند و مقدار پیشنهاد هر بانک تنها به اطلاعات و سیگنال‌های خصوصی آنها مشروط می‌باشد. در مجموع، در شرایط وابستگی متقابل پایین بین بانک‌ها، بانک مرکزی با به‌کارگیری مزایده قیمت واحد می‌تواند عملکرد بهتری در تخصیص نقدینگی داشته باشد و موجب شود بانک‌های کم‌تری برای تأمین ذخایر مورد نیاز خود به تسهیلات قاعده‌مند مراجعه کنند. در مقابل، تحت وابستگی متقابل بالا بین بانک‌ها و هزینه‌های مبادلاتی متوسط به بالا در بازار بین بانکی، استفاده از مزایده قیمت تبعیض‌آمیز به نیاز کم‌تر بانک‌ها در دریافت تسهیلات قاعده‌مند منجر می‌شود. در ادامه، درآمد مزایده و تسهیلات قاعده‌مند، برطبق رابطه (۵۲)، برای هر یک از فرم‌های مزایده محاسبه می‌شود که در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. شبیه‌سازی درآمد ناشی از مزایده و تسهیلات قاعده‌مند

$\eta_3 = 1.5$		$\eta_2 = 1$		$\eta_1 = 0.0434$			
انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین		
۸۸۱۴/۲۷	۱۰۶۸۴/۸۹	۸۷۷۶/۴۵	۱۰۶۲۸/۴۳	۸۶۱۰/۳۷	۹۹۰۸/۳۷	VA	ساختار اطلاعات I
۸۴۰۴/۷۶	۱۰۱۹۳/۶۶	۸۴۰۶/۰۱	۱۰۱۸۴/۵۱	۸۳۲۰/۹۰	۹۵۶۱/۳۴	UPA	$\sigma_\varepsilon = 5$
۸۸۱۲/۲۱	۱۰۶۷۹/۹۶	۸۷۷۵/۶۷	۱۰۶۲۵/۰۸	۸۶۱۱/۹۴	۹۹۰۸/۵۵	DPA	$\rho = 0.2$
۸۴۱۴/۰۰	۱۰۲۰۴/۱۵	۸۴۱۳/۹۹	۱۰۱۹۳/۴۸	۸۳۲۶/۳۱	۹۵۶۷/۱۶	PP	
۸۸۱۰/۳۸	۱۰۶۸۴/۸۶	۸۷۷۲/۶۰	۱۰۶۲۸/۳۸	۸۶۰۷/۰۳	۹۹۰۷/۸۵	VA	ساختار اطلاعات II
۸۴۰۰/۹۸	۱۰۱۹۳/۶۳	۸۴۰۲/۲۶	۱۰۱۸۴/۴۶	۸۳۱۷/۶۴	۹۵۶۰/۸۲	UPA	$\sigma_\varepsilon = 5$
۸۸۱۱/۲۹	۱۰۶۷۸/۶۹	۸۷۷۴/۷۶	۱۰۶۲۳/۸۱	۸۶۱۰/۶۳	۹۹۰۷/۶۳	DPA	$\rho = 0.6$
۸۴۱۴/۰۰	۱۰۲۰۴/۱۵	۸۴۱۳/۹۹	۱۰۱۹۳/۴۸	۸۳۲۶/۳۱	۹۵۶۷/۱۶	PP	
۹۱۰۴/۲۹	۱۱۱۱۰/۲۸	۹۰۸۴/۴۵	۱۱۰۷۵/۳۱	۸۹۴۸/۲۳	۱۰۴۰۲/۳۰	VA	ساختار اطلاعات III

$\eta_3 = 1.5$		$\eta_2 = 1$		$\eta_1 = 0.0434$			
انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین		
۸۳۱۵/۰۳	۱۰۱۸۷/۸۲	۸۳۱۷/۷۵	۱۰۱۷۹/۷۹	۸۳۳۱/۶۷	۹۵۵۸/۹۱	UPA	$\sigma_\varepsilon = 20$
۹۱۱۵/۰۶	۱۱۰۹۷/۵۱	۹۰۹۸/۴۲	۱۱۰۶۶/۶۶	۸۹۶۵/۸۶	۱۰۴۰۵/۱۰	DPA	$\rho = 0.2$
۸۳۶۷/۷۱	۱۰۲۵۵/۰۷	۸۳۶۸/۰۴	۱۰۲۴۴/۱۲	۸۳۷۸/۱۷	۹۶۱۶/۱۸	PP	
۹۰۴۴/۲۶	۱۱۱۰۹/۹۲	۹۰۲۴/۷۵	۱۱۰۷۴/۶۵	۸۸۹۵/۹۰	۱۰۳۹۴/۸۹	VA	ساختار اطلاعات IV
۸۲۵۸/۳۸	۱۰۱۸۷/۶۸	۸۲۶۱/۳۶	۱۰۱۷۹/۴۱	۸۱۸۲/۵۲	۹۵۵۱/۷۱	UPA	$\sigma_\varepsilon = 20$
۹۰۸۶/۸۶	۱۱۰۸۳/۷۵	۹۰۷۰/۲۵	۱۱۰۵۲/۹۰	۸۳۷۷/۳۵	۸۵۷۷/۵۳	DPA	$\rho = 0.6$
۸۳۶۷/۷۱	۱۰۲۵۵/۰۷	۸۳۶۸/۰۴	۱۰۲۴۴/۱۲	۸۳۷۸/۱۷	۹۶۱۶/۱۸	PP	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۵، نشان می‌دهد چنانچه هزینه‌های مبادلاتی متوسط به بالا باشد؛ تحت همه ساختارهای اطلاعات، مکانیزم ویکری کارآمد بوده و به بیشترین درآمد منجر می‌شود. به همین ترتیب، مزایه قیمت تبعیض‌آمیز، مکانیزم قیمت اعلام‌شده و مزایه قیمت واحد از نظر کارایی در مراتب دوم تا چهارم قرار دارند. در مقابل، شبیه‌سازی درآمد کل با سطح پایین هزینه مبادلاتی در بازار بین‌بانکی به شرح زیر است؛ با مقایسه ساختار II و IV، چنانچه وابستگی متقابل بین بانک‌ها بالا باشد، مزایه ویکری همچنان کارآمدترین است. به همین ترتیب، با سطح بالایی از نااطمینانی بانک‌ها، مکانیزم قیمت اعلام‌شده و با سطح پایینی از نااطمینانی بانک‌ها، مزایه قیمت تبعیض‌آمیز بیشترین درآمد را بعد از مکانیزم ویکری، به همراه دارند. افزون بر این، مقایسه ساختار I و III، نشان می‌دهد با سطح پایینی از وابستگی متقابل بین بانک‌ها؛ این‌بار مزایه قیمت تبعیض‌آمیز بیشترین درآمد را ارائه می‌دهد و مزایه ویکری دومین، بالاترین درآمد را به همراه دارد.

با این وجود، مقایسه دو به‌دو میانگین در ساختارهای اطلاعات نشان می‌دهد عملکرد مزایه‌ها تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند که براین واقعیت اشاره دارد که بانک مرکزی، در عمل از چنین مکانیزم‌هایی استفاده نکرده است. از این‌رو، توجه مقام پولی به رویکردهای نوین مبتنی بر نظام شریعت، جهت مدیریت نقدینگی در بازار بین‌بانکی پیشنهاد می‌شود.

#### ۴- بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی مطالعه، شبیه‌سازی درآمد حاصل از اجرای هریک از مکانیزم‌های پیشنهادی جهت پیش‌بینی تقاضا برای نقدینگی و تسهیلات قاعده‌مند، در سطوح مختلف هزینه‌های مبادلاتی، نااطمینانی بانک‌ها درمورد الزامات ذخایر خصوصی خود و یا همبستگی بین الزامات ذخایر بانک‌ها در بازار بین‌بانکی است. در این راستا، با توجه به داده‌های هفتگی در طی دوره زمانی

بیست و سوم مهرماه ۱۳۹۹ تا سوم مرداد ۱۴۰۱، مقدار و قیمت پیشنهادی، درآمدهای حاصل از مزایده، حجم معامله بین‌بانکی و میزان استفاده از تسهیلات قاعده‌مند در هر مکانیزم محاسبه می‌شود. شبیه‌سازی تسهیلات قاعده‌مند نشان داده است در شرایط وابستگی متقابل پایین بین بانک‌ها، بانک مرکزی با به‌کارگیری مزایده قیمت واحد می‌تواند عملکرد بهتری در تخصیص نقدینگی داشته باشد و موجب شود بانک‌های کم‌تری برای تأمین ذخایر مورد نیاز خود به تسهیلات قاعده‌مند مراجعه کنند. در مقابل، تحت شرایط وابستگی متقابل بالا بین بانک‌ها و هزینه‌های مبادلاتی متوسط به بالا در بازار بین بانکی، استفاده از مزایده قیمت تبعیض‌آمیز به نیاز کم‌تر بانک‌ها در دریافت تسهیلات قاعده‌مند منجر می‌شود. هم‌چنین شبیه‌سازی درآمد کل نشان داده است که چنان‌چه هزینه‌های مبادلاتی در بازار بین‌بانکی، متوسط به بالا باشد، اجرای مکانیزم ویکری به بیشترین درآمد منجر می‌شود. هم‌چنین، چنان‌چه سطح هزینه مبادلاتی پایین و وابستگی متقابل بین بانک‌ها بالا باشد، مزایده ویکری هم‌چنان کارآمدترین مکانیزم می‌باشد. در این راستا، تحت سطح بالایی از نااطمینانی بانک‌ها، اجرای مکانیزم قیمت اعلام‌شده و تحت سطح پایینی از نااطمینانی بانک‌ها، اجرای مزایده قیمت تبعیض‌آمیز، بیشترین درآمد را بعد از اجرای مکانیزم ویکری به همراه دارند. در مقابل، با سطح پایینی از وابستگی متقابل بین بانک‌ها؛ این‌بار مزایده قیمت تبعیض‌آمیز بیشترین درآمد را ارائه می‌دهد و مزایده ویکری دومین بالاترین درآمد را به همراه دارد. با این‌وجود، نتایج نشان داده است که بانک مرکزی ایران از چنان مکانیزم‌هایی استفاده نکرده است و توجه مقام پولی به رویکردهای نوین مدیریت نقدینگی مبتنی بر نظام شریعت، پیشنهاد می‌شود.

## منابع

۱. حاجیان، محمدرضا (۱۳۹۲). بازار بین‌بانکی ریالی. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
۲. خوانساری، رسول (۱۳۹۳). آسیب‌شناسی بازار بین بانکی ریالی در ایران با تأکید بر ابعاد فقهی. پژوهشکده پولی و بانکی، ۹۳۰۰۲، ۱-۱۳.
۳. موسویان، سید عباس و میثمی، حسین (۱۳۹۶). بانکداری اسلامی (۲): بانکداری مرکزی اسلامی و سیاست‌گذاری پولی و ارزی. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
۴. مثنجاک، تاماراک (۱۳۹۷). بانکداری مرکزی (ثبات پولی و مالی: نظریه و عمل). ترجمه احمد عزیزی و فاطمه نوربخش. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
۵. میثمی، حسین؛ ندری، کامران و توکلیان، حسین (۱۳۹۵). ارائه تسهیلات قاعده‌مند بانک مرکزی با استفاده از ابزارهای اسلامی؛ چارچوبی نوین جهت سیاست‌گذاری در کریدور نرخ سود بازار بین‌بانکی. *جستارهای اقتصادی ایران*. ۱۳ (۲۶)، ۳۱-۹.

6. Abbink, K., Brandts, J., & Pezanis-Christou, P. (2006). Auctions for Government Securities: A Laboratory Comparison of Uniform, Discriminatory and Spanish Designs. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 61, 284–303.
7. Allen, F., Carletti, E., & Gale, D. (2009). Interbank Market Liquidity and Central Bank Intervention. *Journal of Monetary Economics*, 56, 639–652.
8. Ausubel, L. M., & Cramton, P. (2004). Vickrey Auctions with Reserve Pricing. *Economic Theory*, 23, 493–505.
9. Bindseil, U., Nyborg, K., & Strebulaev, I.A. (2009). Repo Auctions and the Market for Liquidity. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(7), 1391- 1421.
10. Brenner, M., Galai, D., & Sade, O. (2009). Sovereign Debt Auctions: Uniform or discriminatory? *Journal of Monetary Economics*, 56, 267–274.
11. Chari, V., & Weber, R.J. (1992). How the U.S. Treasury should auction its debt. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 16, 3-12.
12. Cobham, D. (2012). The Past, Present, and Future of Central Banking. *Oxford Review of Economic Policy*, 28(4), 729-749.
13. Craig, B.R., Fecht, F., & Tümer-Alkan, G. (2015). The Role of Interbank Relationships and Liquidity Needs. *Journal of Banking & Finance*, 53, 99–111.
14. Craig, B., & Fecht, F. (2007). The Eurosystem Money Market Auctions: A Banking Perspective. *Journal of Banking & Finance*, 31, 2925–2944.
15. Damianov, D., Oechssler, J., & Becker, J.G. (2010). Uniform vs. Discriminatory Auctions with Variable Supply– Experimental Evidence. *Games and Economic Behavior*, 68, 60–76.
16. Daripa, A. (2001). A Theory of Treasury Auctions. *Journal of International Money and Finance*, 20, 743–767.
17. Ewerhart, C., Cassola, N., & Valla, N. (2010). Declining Valuations and Equilibrium Bidding in Central Bank Refinancing Operations. *International Journal of Industrial Organization*, 28, 30-43.
18. Fecht, F., & Weber, P. (2021). Private Value of Central Bank Liquidity and Banks' Bidding Behavior in Variable Rate Tender Auctions. *Journal of Banking and Finance*, 136, 106221.
19. Friedman, M. (1960). *A Program for Monetary Stability*. New York: Fordham University Press.

20. Goswami, G., Noe, T., & Rebello, M. (1995). Collusion in Uniform-Price Auctions: Experimental Evidence and Implications for Treasury Auctions. Working Paper, 95-5, 1-46.
21. Hajian, M.R. (2013). Rial Interbank Market. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. (In Persian).
22. Hauck, A., & Neyer, U. (2014). A Model of the Eurosystem's Operational Framework and the Euro Overnight Interbank Market. *European Journal of Political Economy*, 34, S65–S82.
23. Hortaçsu, A., & McAdams, D. (2010). Mechanism Choice and Strategic Bidding in Divisible Good Auctions: An Empirical Analysis of the Turkish Treasury Auction Market. *Journal of Political Economy*, 118(5), 833-865.
24. Hurwicz, L. (1960). Optimality and Informational Efficiency in Resource Allocation Processes. Stanford University Press, 65, 8-40.
25. Khansari, R. (2014). Pathology of Rial Interbank Market in Iran with an Emphasis on Jurisprudential Aspects. Monetary and Banking Research Institute. MBRI- PP- 93002, 1-13. (In Persian).
26. Linzert, T., Nautz, D., & Bindseil, U. (2007). Bidding Behavior in the longer term Refinancing Operations of the European Central Bank: Evidence from a Panel Sample Selection Model. *Journal of Banking and Finance*, 31(5), 1521–1543.
27. Matsuoka, T. (2022). Asset Prices and Standing Facilities in a Monetary Economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 135, 104303.
28. McAfee, R.P., & McMillan, J. (1987). Auctions and Bidding. *Journal of Economic Literature*, 25(2), 699-738.
29. Meisami, H., Nadri, K., & Tavakolian, H. (2016). Providing Standing Facilities of Central Bank by Using Islamic Financial Instruments: A Modern Framework for Monetary Policy Making in the Interbank Return Rate Corridor. *Journal of Iran's Economic Essays*, 13(26), 9-32. (In Persian).
30. Menezes, F.M. (1995). On the Optimality of Treasury Bill Auctions. *Economics Letters*, 49, 273-279.
31. Milgrom, P. (1989). Auctions and Bidding: A Primer. *Journal of Economic Perspectives*, 3, 3-22.
32. Moenjak, T. (2014). Central Banking: Theory and Practice in Sustaining Monetary and Financial Stability. Translators: Ahmad Azizi, Fateme Nurbaks, Tehran: Monetary and Banking Research Institute. (In Persian).

33. Musawian, S.A., & Meysami, H. (2017). Islamic Banking (2): Islamic Central Banking and Monetary and Exchange Rate Policy-Making. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. (In Persian).
34. Narahari, Y. (2014). Game Theory and Mechanism Design (Vol. 4). IISc Lecture Notes Series: World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.
35. Näther, M. (2019). The Effect of the Central Bank's Standing Facilities on Interbank Lending and Bank Liquidity Holding. *Economic Theory*, 68, 537-577.
36. Nautz, D., & Oechssler, J. (2003). The Repo Auctions of the European Central Bank and the Vanishing Quota Puzzle. *The Scandinavian Journal of Economics*, 105(2), 207-220.
37. Ollikka, K., & Tukiainen, J. (2013). Central Bank Liquidity Auction Mechanism Design and the Interbank Market. *Bank of Finland Research Discussion Papers*, No. 21/2013, 1-47.
38. Saal, M.I., Zamalloa, L.M., & Saal, M.I. (1995). Use of Central Bank Credit Auctions in Economies in Transition. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 42(1), 202-224.
39. Simon, D.P. (1994). The Treasury's Experiment with Single-Price Auctions in the mid1970s: Winner's or Taxpayer's curse? *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 76(4), 754-760.
40. Välimäki, T. (2008). Why the Effective Price for Money Exceeds the Policy Rate in the ECB Tenders? *European Central Bank Working Paper Series*, 981, 1-38.
41. Vickrey, W. (1961). Counterspeculation, Auctions, and Competitive Sealed Tenders. *The Journal of Finance*, 16(1), 8-37.
42. Viljoen, S., Goldenfein, J., & McGuigan, L. (2021). Design Choices: Mechanism Design and Platform Capitalism. *Big Data & Society*, 8(2), 1-13.
43. Vives, X. (2010). Asset Auctions, Information, and Liquidity. *Journal of the European Economic Association*, 8(2-3), 467-477.
44. Vives, X. (2011). Strategic Supply Function Competition with Private Information. *Econometrica*, 79(6), 1919-1966.
45. Vollmer, U., & Wiese, H. (2016). Central Bank Standing Facilities, Counterparty Risk, and OTC-Interbank Lending. *North American Journal of Economics and Finance*, 36, 101-122.
46. Whitesell, W. (2006). Interest rate Corridors and Reserves. *Journal of Monetary Economics*, 53(6), 1177-1195.



## شبیه سازی قیمت مسکن شهر تهران با رویکرد مبتنی بر عامل فضایی\*

میر حسین موسوی<sup>۱</sup>؛ اوین خضری<sup>۲</sup>؛ حسین راغفر<sup>۳</sup>؛ کبری سنگری مهذب<sup>۴</sup>

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، ایران، [hmousavi@alzahra.ac.ir](mailto:hmousavi@alzahra.ac.ir)

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، ایران، [Khezri@alzahra.ac.ir](mailto:Khezri@alzahra.ac.ir)

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، ایران، [raghfara@alzahra.ac.ir](mailto:raghfara@alzahra.ac.ir)

۴. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، ایران، [k.sangari@alzahra.ac.ir](mailto:k.sangari@alzahra.ac.ir)

### اطلاعات مقاله چکیده

#### نوع مقاله:

علمی پژوهشی

#### تاریخ دریافت:

۱۴۰۱/۰۵/۳۱

#### تاریخ بازنگری:

۱۴۰۲/۰۳/۲۹

#### تاریخ پذیرش:

۱۴۰۲/۰۵/۰۲

#### تاریخ انتشار:

۱۴۰۲/۰۵/۲۰

#### کلیدواژه‌ها:

شهر تهران، قیمت مسکن،

مدل‌های مبتنی بر عامل

فضایی

#### طبقه‌بندی JEL:

C25, C61, R31

بخش مسکن همواره نقش مهمی در اقتصاد ایفا کرده است و نوسانات آن اثرات قابل توجهی بر اقتصادهای مختلف داشته است. قبل از بحران مالی ۲۰۰۷، معمولاً از مدل‌های استاندارد برای توضیح تغییرات قیمت استفاده می‌شد. این مدل‌ها فرض می‌کردند که عوامل منطقی و آگاه هستند و عواملی مانند غیرمنطقی بودن و ناهمگنی افراد را که می‌توانند در چنین بحران‌هایی نقش داشته باشند، نادیده می‌گیرند. با این حال، مدل‌های عامل محور دیدگاه متفاوتی را ارائه می‌دهند، اقتصاد را به عنوان یک سیستم پیچیده با عوامل ناهمگن دارای اطلاعات محدود، و در تعامل با یکدیگر می‌دانند. در نتیجه، هدف این مطالعه ارزیابی یک مدل مبتنی بر عامل فضایی است که به‌طور خاص برای تحلیل بازار مسکن در تهران توسعه یافته است. نتایج شبیه سازی در یک دوره یازده ساله نشان داد که تقاضای رو به رشد خانوارهای جوان با پس انداز محدود برای واحدهای مسکونی زیر ۱۰۰ متر مربع به‌طور قابل توجهی قیمت این واحدهای خاص را افزایش داد و از سایر املاک مسکونی پیشی گرفت. علاوه بر این، یافته‌ها حاکی از افزایش قابل توجه قیمت مسکن در مناطق مرکزی شهر بود که عمدتاً ناشی از هجوم خانواده‌های جوان به این مناطق است که به دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری هستند.

میر حسین موسوی؛ اوین خضری؛ حسین راغفر و کبری سنگری مهذب (۱۴۰۲). شبیه‌سازی قیمت مسکن شهر تهران با رویکرد مبتنی بر عامل فضایی. تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۱)، ۱۵۱-۱۸۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.



© نویسندگان.

DOI: 10.22059/JTE.2023.93460

\* پژوهش حاضر برگرفته از رساله دکتری اوین خضری به راهنمایی دکتر میرحسین موسوی و مشاوره دکتر حسین راغفر و کبری سنگری مهذب در دانشگاه الزهراء است.

## ۱- مقدمه

بخش مسکن همواره یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی بوده است، به طوری که نوسانات آن، اثرات بسیار مهمی بر اقتصادهای مختلف داشته است. درحقیقت، نوسان‌های این بخش در عین حال که از چرخه‌های اقتصادی متأثر می‌شوند، بر آن‌ها نیز تأثیر گذاشته و دوره‌های رونق و رکود را تشدید می‌کنند. مسکن، هم به‌عنوان کالای سرمایه‌ای برای سرمایه‌گذاری بلندمدت و هم کالایی مصرفی که رفاهی قابل‌توجه برای خانوار فراهم می‌کند، نقشی مهم در عملکرد اقتصادها دارد. افزایش قیمت مسکن به انفعال خریداران القوه‌ای که قصد خرید خانه دارند و یا کاهش درآمد خانوار ناشی از افزایش هزینه اقساط وام‌های رهنی و اجاره‌بها - منجر می‌شود. نتیجه این روند، افت رشد اقتصاد و کاهش فروش و سوددهی کسب‌وکارها خواهد بود. خانوارها همچنین بخش قابل توجهی از پول خود را صرف خدمات مسکن می‌کنند. درنهایت، در بسیاری از کشورها بخش بزرگی از دارایی بانک‌ها مربوط به وام‌های مسکن است، بنابراین تغییرات قیمت مسکن اثرات قابل‌توجهی بر کیفیت سرمایه و سوددهی بخش بانکی دارد.

به دنبال عدم موفقیت مدل‌های سنتی اقتصاد کلان در پیش‌بینی بحران‌های اقتصادی، رویکرد پیچیدگی مورد توجه قرار گرفته است که اقتصاد را به‌صورت یک نظام پیچیده از عامل‌های ناهمگنی که در حال کنش با یکدیگر هستند، در نظر می‌گیرد؛ به طوری که اطلاعات محدود و عقلانیت کران دار دارند. در این نگرش "بحران" یک پدیده قابل‌مشاهده است که به‌طور خودجوش از کنش‌های متقابل بسیار کوچک بروز می‌کند. مدل‌سازی مبتنی بر عامل، یک رویکرد خرد است که در آن عامل‌های ناهمگن با قواعد رفتاری معین در یک برنامه کامپیوتری شبیه‌سازی شده‌اند و دارای قابلیت انعطاف هستند که در بیشتر مدل‌های فعلی وجود ندارد (ماکال و نورس<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰). بازارهای مسکن به دلایلی حوزه‌ای را تشکیل می‌دهند که مدل‌سازی کمی مبتنی بر عامل می‌تواند امیدوارکننده باشد. بازارهای مسکن تعاملات پیچیده‌ای را بین تعدادی از تصمیمات مختلف اتخاذ شده توسط خانوارها و بانک‌ها از جمله انتخاب خرید یا اجاره، انتخاب مبلغ و نوع وام، سرمایه‌گذاری در مسکن، مبلغ اجاره و نحوه تأمین مالی دوباره را در برمی‌گیرد از آنجا که مدل‌های متعارف نمی‌توانند ناهمگنی و نقشی که دنباله (دم) توزیع بازی می‌کند را به‌دقت کالبره کنند. پاسخ قطعی به سؤالات بالا فقط توسط یک مدل مبتنی بر عامل ارائه می‌شود به‌عبارت دیگر، الگویی که در آن تلاش شده تا رفتار همه خانوارهای اقتصاد به‌طور کامل شبیه‌سازی شود.

با توجه به اینکه بخش خانوار متشکل از صدها میلیون نفر با ناهمگنی فوق‌العاده و تعداد محدود معاملات در هر ماه است، یک مدل مبتنی بر عامل بازار مسکن متناسب با شرایط کلان‌شهر تهران ارائه می‌شود. بر اساس داده‌های تاریخی شهر تهران، این مدل فضایی است و شامل مناطق مختلف پایتخت می‌باشد. با توجه به الزامات محاسباتی، مدل، نسخه کوچک مقیاسی از شهر تهران با حدود ۵۰۰۰ عامل شبیه‌سازی می‌شود. سهم علمی مهم این کار در ادبیات مربوط به مدل‌های عامل بنیان بازار مسکن، فرایندهای معامله بازار است، جایی که یک فرایند مناقصه برای تسویه بازار اعمال می‌شود. ابتدا مدل مبتنی بر عامل مطابق با شرایط شهر تهران در سال شروع شبیه‌سازی (۱۳۸۹) تعریف شده و با پارامترهای مناسب برای دوره موردنظر اجرا می‌شود. تحولات قیمت مسکن که نتیجه تعامل هزاران عامل است در برابر مقیاس تجربی آن بررسی شده تا اطمینان حاصل شود که مدل نتایج معقولی ارائه می‌دهد. پس از ارزیابی مدل، تحلیل حساسیت مدل به منظور چگونگی عکس‌العمل مدل به فروض مختلف صورت خواهد گرفت. در ادامه مقاله به شرح زیر سازمان دهی شده است: در بخش دوم مختصری در مورد حقایق آشکار شده بازار مسکن تهران بحث شده است. بخش سوم به میانی نظری مدل‌های عامل بنیان بازار مسکن و مطالعات تجربی خارجی و داخلی صورت گرفته در این حوزه اختصاص داده شده است. بخش چهارم مدل پژوهش را مورد بحث قرار می‌دهد. در بخش بعدی نتایج شبیه‌سازی قیمت مسکن ارائه می‌شود. در نهایت یک جمع بندی کلی صورت می‌گیرد.

## ۲- تحولات بازار مسکن مناطق ۲۲ گانه تهران

بازار مسکن تهران از سال ۱۳۷۲ پیوسته با معضل صعود ناگهانی و کوتاه‌مدت قیمت و توقف و ثبات نسبی قیمت‌های اسمی توأم با رکود مواجه بوده است. این بازار در هر منطقه افزون بر اثر پذیری از فاکتورهای ملی، به‌طور گسترده‌ای تحت تأثیر عوامل محلی نیز قرار می‌گیرد و این امر تحلیل عملکرد بازار مسکن در سطح منطقه‌ای را موجه‌تر می‌کند (اویکارینن<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷). همواره و در شرایط معمول نوعی رابطه متعارف قیمتی (نسبت متعارف قیمتی) بین دو گروه مناطق شمالی و جنوبی پایتخت وجود داشته است، اما با وقوع رونق بازار در برخی مناطق پایتخت، این فاصله دست خوش تغییر می‌شود. در حالی که متوسط قیمت مسکن در مناطق شمالی تهران (مناطق یک تا ۵) که حجم قابل توجهی از معاملات مسکن اعم از معاملات سرمایه‌ای و مصرفی در آن انجام می‌شود، در سال قبل از جهش (سال ۹۶) معادل ۲/۵ برابر میانگین قیمت مسکن در مناطق جنوبی (مناطق ۹ تا ۲۰) پایتخت بوده است، از آنجا که جهش از مناطق شمالی و میانی

شهر تهران آغاز و با فاصله به مناطق جنوبی می‌رسد، این فاصله در سال ۹۹ که سال سوم جهش و سال قبل از ورود بازار مسکن به دوره گذار بوده به  $2/8$  برابر افزایش یافته است. این فاصله نامتعارف‌ترین شکاف یا فاصله بین قیمت مسکن در شمال و جنوب تهران بوده است. علت این وضعیت، ثبت تورم بالاتر در بازار مسکن مناطق شمالی نسبت به تورم مسکن جنوب تهران از ابتدای جهش (سال ۹۷) تا این دوره زمانی می‌باشد، به طوری که در سال ۹۹ در بین مناطق ۲۲ گانه تهران متوسط قیمت هر مترمربع واحد مسکونی در منطقه یک به ۶۸ میلیون و ۷۲۰ هزار تومان رسیده است که در مقایسه با ماه مشابه سال قبل از آن  $104/7$  درصد افزایش را نشان می‌دهد کم‌ترین متوسط قیمت مسکن نیز با رشد  $58/6$  درصدی نسبت به اسفندماه سال ۹۸ به قیمت ۱۲ میلیون و ۱۳۰ هزار تومان مربوط به منطقه ۱۸ بوده است. اختلاف منطقه‌ای سرعت رشد قیمت سبب به هم خوردن رابطه متعارف بین ارزش فروش واحدهای مسکونی در شمال و جنوب شهر شده است (گزارش تحولات بازار مسکن شهر تهران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی).

### ۳- ادبیات و پیشینه پژوهش

#### ۳-۱. مبانی نظری

در این قسمت به منظور تبیین مبانی نظری شکل‌گیری قیمت‌ها در بازار مسکن، ابتدا اشاره‌ای به خصوصیات مسکن و بازار آن می‌شود. هدف از این بررسی نشان دادن نقش خصوصیات و ویژگی‌های ذاتی مسکن در نوسانهای قیمت مسکن است.

#### خصوصیات مسکن

۱. مسکن کالایی بادوام است؛ به این معنی که می‌توان آن را برای مدت طولانی قبل از نیاز به تعویض، مورد استفاده قرار داد. این ویژگی با تغییر نرخ ساخت واحدهای مسکونی جدید و نرخ فروش واحدهای موجود بر عرضه و تقاضای مسکن تأثیر می‌گذارد (گلیزر و گیورکو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳).  
 ۲. مسکن کالایی ناهمگن است یعنی از نظر اندازه، مکان و امکانات متفاوت است و به راحتی نمیتوان آنها را جایگزین یکدیگر کرد. با توجه به این که خریداران مختلف ترجیحات متفاوتی دارند و مایل به پرداخت قیمت‌های متفاوت برای انواع مختلف واحدهای مسکونی هستند، این ناهمگونی، تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کیس و شیلر<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳).

1. Glaeser and Gyourko  
 2. Case and Shiller

۳. مسکن تنها یک کالای فیزیکی نیست، بلکه شامل مجموعه‌ای از خدمات مانند امنیت، آسایش و موقعیت اجتماعی نیز می‌شود. این خدمات برای خریداران مهم است و می‌تواند بر تقاضای مسکن تأثیر بگذارد (روزن<sup>۱</sup>، ۱۹۷۴).

۴. ارزش یک واحد مسکونی می‌تواند تحت تأثیر عوامل خارجی مانند کیفیت مدارس در منطقه، در دسترس بودن وسایل حمل و نقل عمومی و میزان جرم و جنایت قرار گیرد این عوامل خارجی می‌توانند بر عرضه و تقاضای مسکن تأثیر بگذارند و منجر به ناکارآمدی بازار شوند (آرنوت و استیگلitz<sup>۲</sup>، ۱۹۷۹).

۵. بازار مسکن با تعداد زیادی خریدار و فروشنده مشخص می‌شود، اما موانع زیادی هم چون هزینه‌های بالای معاملات و اطلاعات محدود برای ورود فروشندگان و خریداران جدید وجود دارد. این نواقص بر عملکرد بازار تأثیر می‌گذارد و می‌تواند منجر به ناکارآمدی بازار شود (گلایزر و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸).

با توجه به ویژگی‌های منحصر به فرد مسکن، بازار مسکن یک سیستم پیچیده است. این ویژگی‌ها می‌تواند پیامدهای مهمی برای عملکرد بازار مسکن و همچنین رفتار فعالان بازار داشته باشد. برخی از ویژگی‌های کلیدی بازار مسکن که در ادبیات شناسایی شده‌اند، در زیر آورده شده است.

۱. هزینه‌های معاملاتی بالا: هزینه‌های معاملاتی مربوط به خرید و فروش مسکن به‌طور کلی در مقایسه با سایر کالاها بالایی باشد این امر تا حدی به دلیل ناهمگنی و ارزش بالای واحدهای مسکونی است که می‌تواند فرآیند تطابق را پیچیده و معاملات را پرهزینه‌تر کند. هزینه‌های بالای مبادلات مرتبط با کالاهای مسکن نیز می‌تواند بر رفتار فعالان بازار تأثیر بگذارد، زیرا خریداران و فروشندگان ممکن است برای ورود به بازار تردید بیشتری داشته باشند یا ممکن است برای جبران این هزینه‌ها نیاز به بازگشت سرمایه بالاتری داشته باشند.

۲. سرمایه‌گذاری بلندمدت: مسکن بیشتر به‌عنوان یک سرمایه‌گذاری بلندمدت تلقی می‌شود، زیرا خریداران معمولاً انتظار دارند که واحد مسکونی خود را برای سال‌های طولانی نگه دارند. این می‌تواند پیامدهای مهمی برای رفتار فعالان بازار داشته باشد، زیرا خریداران ممکن است در تصمیم‌گیری‌های خرید خود محتاط‌تر باشند و ممکن است بیشتر به عواملی مانند ارزش گذاری بلندمدت و درآمد بالقوه اجاره توجه داشته باشند. افق سرمایه‌گذاری بلندمدت کالای

1. Rosen  
2. Arnott and Stiglitz  
3. Glaeser et al.

مسکن می‌تواند بر قیمت‌گذاری واحدهای مسکونی نیز تأثیر گذار باشد، زیرا قیمت‌ها ممکن است منعکس کننده انتظارات از شرایط عرضه و تقاضا در آینده باشد (هندرشات<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴).

۳. محدودیت تأمین مالی: محدودیت‌های تأمین مالی اغلب یکی از ویژگی‌های کلیدی بازار مسکن است، زیرا خریداران معمولاً برای تأمین مالی خرید خود به اعتبار نیاز دارند. این می‌تواند فرآیند خرید را پیچیده کند، زیرا ممکن است خریداران ملزم به رعایت معیارهای سختگیرانه وام باشند و ممکن است در برخی موارد برای تأمین مالی با مشکل مواجه شوند. همچنین این محدودیت‌ها می‌تواند بر قیمت‌گذاری واحدهای مسکونی تأثیر بگذارد، زیرا قیمت‌ها ممکن است منعکس کننده دسترس پذیری و هزینه اعتبار باشند (گودمن و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵).

### دیدگاه‌های نظری در خصوص عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن

عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن موضوع کلیدی تحقیق در ادبیات در طول سال‌ها بوده است. مطالعات گوناگون عوامل مختلفی را شناسایی کرده‌اند که بر قیمت مسکن تأثیر می‌گذارند. نظریه‌های مختلفی برای تعیین قیمت و تحلیل و توضیح نوسان و تغییرات قیمت مسکن ارائه شده است: دسته اول این نظریات، بر عوامل بنیادین تأکید دارند. این نظریه‌ها با بهره‌گیری از نیروهای عرضه و تقاضا به دنبال توضیح و تبیین الگوی تغییرات قیمت مسکن هستند. بر اساس این رویکرد، ساختار بازار و شرایط عرضه و تقاضای مسکن، قیمت مسکن را دستخوش تغییر می‌کند (بک و کیل<sup>۳</sup>، ۲۰۱۷). مدل‌های عرضه و تقاضا بر رابطه بین عرضه واحدهای مسکونی و تقاضای مسکن تمرکز دارند. فرض اصلی این است که وقتی تقاضا برای مسکن زیاد و عرضه محدود باشد، قیمت‌ها افزایش می‌یابد و بالعکس. این مدل‌ها طیفی از عوامل تأثیر گذار بر عرضه و تقاضا مانند روندهای جمعیتی، شرایط اقتصادی و سیاست‌های دولت را در نظر می‌گیرند

دسته دوم که با عنوان مدل‌های قیمت‌گذاری هدانیک شناخته می‌شوند بر عوامل تعیین‌کننده ارزش یک واحد مسکونی همانند مکان، اندازه و امکانات رفاهی، تمرکز دارند. ایده اصلی این است که قیمت یک واحد مسکونی را می‌توان به ویژگی‌های تشکیل‌دهنده آن تقسیم کرد که هر کدام از آنها ارزشی در بازار دارند. در حقیقت تابع هدانیک قیمت، مسکن را به‌عنوان کالایی چند بعدی در نظر گرفته و به اندازه‌گیری اثر هر یک از ویژگی‌ها بر قیمت مسکن می‌پردازد (مالپزی<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳). مدل‌های قیمت‌گذاری هدانیک در بیشتر موارد برای تخمین

1. Hendershott
2. Goodman et al.
3. Belke and Keil
4. Malpezzi

قیمت‌های ضمنی ویژگی‌ها و امکانات مسکن خاص استفاده می‌شوند. روزن (۱۹۷۴)، برای اولین بار این مدل را پیشنهاد کرده و از آن زمان به‌طور گسترده در ادبیات برای درک تقاضای مسکن استفاده شده است. به بیان دیگر در این روش فرض می‌شود که تفاوت‌ها در قیمت املاک به علت اختلاف خصوصیات املاک است. بر این اساس قیمت مسکن نشانگر حداکثر پولی است که مردم تمایل دارند برای کیفیت بهتر میزان خاصی از امکانات داخلی، وضعیت ساختمان و میزان دسترسی به امکانات و خدمات شهری بپردازند (کارلیک و اولگاک<sup>۱</sup>، ۲۰۱۱).

دسته سوم، نظریه جغرافی‌دان‌ها است که در آن مکان و موقعیت جغرافیایی، عنصر کلیدی تعیین قیمت مسکن می‌باشد. مکان به‌عنوان مهم‌ترین ویژگی ذخیره مسکن اصلی‌ترین عامل ناهمگنی مسکن به شمار می‌رود. از نظر جغرافی‌دان‌ها، ارزش مکانی به فاصله از مرکز شهر ارتباط دارد و متغیر اساسی که الگوی تغییرات قیمت مسکن در سطح محله و مناطق را توضیح می‌دهد هزینه‌های ایاب و ذهاب می‌باشد، بنابراین واحدهای مسکونی که در مرکز شهر واقع شده‌اند هزینه ایاب و ذهاب کم‌تری پرداخت می‌کنند و لذا قیمت مسکن در این نقاط گران است. درحقیقت مدل‌های منطقه‌ای عواملی مانند شرایط اقتصادی، جمعیت‌شناسی و سیاست‌های دولت که بر تقاضای مسکن در مناطق مختلف تأثیرگذار هستند را در نظر می‌گیرند (پلاسمن و تایدمن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۱).

در دسته چهارم اعتقاد بر این است که در برخی اجزای بازار دارایی‌ها مثل بازار سهام و مسکن، دخالت عوامل غیربنیادین سبب می‌شود که قیمت مسکن از رفتار حبابی شکل تبعیت کند، به‌طوری که قیمت با رسیدن به اوج، منفجر می‌شود و سپس کاهش می‌یابد (قلی‌زاده، ۱۳۸۷). چارلز کیندرلبرگ حباب را اینگونه تعریف می‌کند: افزایش سریع در قیمت یک یا طیفی از دارایی‌ها در یک فرایند پیوسته که افزایش قیمت اولیه، انتظار قیمت آتی را ایجاد کرده، سبب جذب خریداران جدید به بازار می‌شود سوداگران معمولاً از سود حاصل از خرید و فروش استفاده می‌کنند تا از مصرف کالا. افزایش قیمت با معکوس شدن انتظارات سقوط کرده و معمولاً سبب بروز بحران می‌شود (فلاح شمس و همکاران، ۱۳۹۱). تشکیل حباب قیمت مسکن دو شرط دارد: نخست این که عوامل اساسی و زیر بنایی عرضه و تقاضای مسکن، توجیهی برای آن نداشته باشند و دوم اینکه کارگزاران اعتقاد داشته باشند که قیمت آینده بالاتر از قیمت فعلی مسکن خواهد بود (قاسمی و همکاران، ۱۳۹۲).

به‌طور کلی، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: نخست عوامل بنیادی که توسط نیروهای عرضه و تقاضای بازار تعیین می‌شوند و دسته دوم عوامل غیربنیادی

که مربوط به عملکرد اقتصادی مسکن نیستند، بلکه شامل نیروهایی می‌باشند که خارج از عملکرد بخش مسکن بر قیمت آن تأثیر گذارند. از عوامل بنیادی در مقیاس کلان می‌توان به عواملی همچون سیاست‌های پولی و نرخ بهره بازده سپرده‌های بانکی اشاره کرد و در مقیاس خرد، عواملی هم چون تراکم ساختمانی، بر الگوی مسکن تأثیرگذار هستند (عزیزی، ۱۳۸۳).

### ۳-۲. پیشینه تحقیق

#### ۳-۲-۱. مطالعات خارجی

به دلیل اهمیت بخش مسکن در اقتصاد کشورها محققان تلاش کرده‌اند تا در مطالعات نظری و تجربی علل وقوع رونق و رکود و نوسان‌های قیمتی در این بازار را تبیین نمایند. محققانی که رکود و رونق در بازار مسکن را به تغییر در عوامل بنیادین نسبت می‌دهند، بیشتر از مدل‌های استاندارد و رهیافت اقتصاد متعارف برای مدل‌سازی این بازار استفاده می‌کنند. به‌عنوان مثال چو<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، با تأیید بر وجود حباب در بازار مسکن آمریکا در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ و با بهره‌گیری از رهیافت تعادل عمومی پویا نشان داده است که تغییرات مربوط به درآمد خانوارها و میزان پیش پرداخت برای خرید مسکن می‌تواند افزایش قیمت‌ها و تغییرات قیمت مسکن به اجاره بها که یکی از معیارهای شناسایی حباب است را توضیح دهد.

خو و تانگ<sup>۲</sup> (۲۰۱۴)، عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در بریتانیا را با استفاده از رویکرد همگرایی و مدل تصحیح خطا مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتیجه آزمون هم انباشتگی نشان می‌دهد که هزینه ساخت، اعتبار، تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و نرخ بیکاری دارای همبستگی مثبت و درآمد قابل تصرف و عرضه پول، همبستگی منفی با قیمت مسکن داشته است. رشد قیمت مسکن متأثر از رشد هزینه ساخت، اعتبار، نرخ بهره و درآمد قابل تصرف در کوتاه‌مدت بوده است. بک و کیل (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد پانل تعیین‌کننده‌های بنیادین قیمت مسکن در چند شهر آلمان را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها چندین عامل از جمله فعالیت ساخت و ساز و موجودی مسکن را در سمت عرضه و اجاره آپارتمان، اندازه بازار، ساختار سنی، زیرساخت‌های محلی و قیمت‌های اجاره را به‌عنوان عوامل سمت تقاضا شناسایی و پیشنهاد کرده‌اند از این عوامل برای تشخیص ناهماهنگی‌های بازار استفاده شود.

کالابیسکا و هلاوک<sup>۳</sup> (۲۰۲۲)، با استفاده از رویکرد پانل پویا، رفتار قیمت‌های مسکن و تعیین‌کننده‌های آن را در جمهوری چک از سال ۲۰۰ تا ۲۰۱۹ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج

1. Cho

2. Xu and Tang

3. Kalabiska and Hlavacek



نشان می‌دهد که قیمت مسکن به‌طور عمده توسط دستمزد، نرخ بیکاری و مهاجرت تعیین می‌شود. هم‌چنین نتایج تأیید کننده اثر بیشتر عوامل نیروی کار (دستمزد و ساختار سنی) بر قیمت مسکن در مناطق دارای سطح درآمد پایین‌تر بوده است.

کرجا و جانبای<sup>۱</sup> (۲۰۲۲)، تعیین‌کننده‌های تورم مسکن در ترکیه را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج آزمون علیت گرنجر، روابط علیت از تغییرات نرخ بهره مصرف‌کننده و نرخ ارز به تورم مسکن وجود داشته، اما بین عرضه مسکن و تورم مسکن رابطه علیتی مشاهده نشده است.

گروه دیگری از محققان تغییر در عوامل غیربنیادی مانند تغییر انتظارات خریداران و فروشندگان، روانشناسی بازار و روح حیوانی را دلیل اصلی نوسان‌های قیمت و حباب‌های موجود در بخش مسکن می‌دانند. به‌عنوان مثال، شیلر<sup>۲</sup> (۲۰۰۷)، رونق بازار مسکن آمریکا در انتهای دهه ۱۹۹۰ را یک حباب سوداگرانه دانسته و دلیل اصلی آن را انتظارات شدید برای افزایش قیمت‌های آتی در نظر می‌گیرد. وی اینگونه استدلال می‌کند که حباب موجود در نهایت، ترکیده و موجب ایجاد بحران شده است. در مطالعات مشابه دیگر، شیلر (۲۰۰۸ و ۲۰۰۵) و کیس و شیلر<sup>۳</sup> (۲۰۰۶ و ۲۰۰۳) بر این موضوع تأکید شده است. یکی از پیشرفته‌ترین تلاش‌ها برای شبیه‌سازی بازار مسکن به‌صورت رویکرد عامل بنیان، مطالعه گیناکوپلس و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۲) با جزئیات مدل ارائه‌شده توسط اکستل و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۴) می‌باشد، آن‌ها از داده‌های خرد ۲/۲ میلیون خانوار در منطقه واشنگتن D.C استفاده کرده‌اند تا مدلی را ارائه دهند که به دنبال توضیح رونق و رکود طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۷ باشد. گیناکوپلس و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از مدل توصیف شده، شواهدی را اثبات کرده‌اند که نشان می‌دهد آنچه موجب رونق و رکود مسکن می‌شود اهرم بالا می‌باشد و نرخ بهره در این میان نقشی ندارد. نتایج مشابهی توسط جی<sup>۶</sup> (۲۰۱۷، ۲۰۱۳) به دست آمده که حباب مسکن اخیر ایالات متحده را با استفاده از

1. Kirca and Canbay
2. Shiller
3. Case & hiller
4. Geanakoplos et al.
5. Axtell et al.

۶. در طی بحران مالی ۲۰۰۷، نوآوری‌های مالی در بازار وام‌های رهنی موجب عدم شفافیت میزان واقعی ریسک در این بازار شده و لذا بانک‌ها و مؤسسات مالی حاضر شده‌اند حجم وام‌های اعطایی به وام‌گیرندگان پر خطر را افزایش دهند. با کاهش قیمت، وام‌گیرندگان با وام‌های مسکن با نرخ قابل تنظیم، نمی‌توانستند برای اجتناب از پرداخت‌های بالاتر مرتبط با افزایش نرخ بهره، ریفاینانس کنند و شروع به عدم پرداخت کردند، بنابراین بدهی‌های معوق بانکی افزایش پیدا کرده و بسیاری از شرکت‌ها و بانک‌های بزرگ دچار بحران شدند.

7. Ge

مدل عامل بنیان بررسی کرده است. ارلینگسون و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) مدلی ارائه کرده‌اند که بازارهای مختلفی از جمله بازار کار، اعتبار و مسکن را در برمی‌گیرد. در مقاله بعدی مبتنی بر همان مدل، ارلینگسون و همکاران (۲۰۱۴) نشان داده‌اند از آنجا که اهرم بالاتر منجر به اقتصاد ناپایدارتر می‌شود، این رونق به راحتی می‌تواند با رکود دنبال شود. عسکری و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۸)، با اصلاح الگوی آدام و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۱)، مدل تعادل جزئی پویا از بازار مسکن ارائه داده‌اند که در آن پویائی‌های قیمت خانه توسط تعامل بین چارتریست‌ها و بنیادگراها تعیین شده است. کمپسی و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۸)، یک مدل بازار مسکن را معرفی کرده‌اند. مدل آن‌ها از یک متغیر وقفه زمانی در سمت عرضه استفاده می‌کند. افزون بر این، ناهمگنی مدل اصلی را با در نظر گرفتن انتظارات ساده‌لوحانه و هم چنین ترکیبی از انتظارات ساده‌لوحانه و عقلانی گسترش می‌دهد. این مطالعه همانند مطالعات قبل از خود نشان داده که رقابت بین استراتژی‌های مشخص بازار ممکن است منجر به پویائی‌های پیچیده‌ی قیمت شود.

هیچ توافق واحدی در ادبیات در مورد مجموعه‌ای از شاخص‌های کلان اقتصادی در مورد پیش‌بینی مدل‌های قیمت خانه وجود ندارد (گالین<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶). تعیین قیمت مسکن به شرایط و سیاست‌های اقتصادی یک کشور حساس هستند و باید در یک زمینه خاص کلان اقتصادی بررسی شوند.

### ۳-۲-۲. مطالعات داخلی

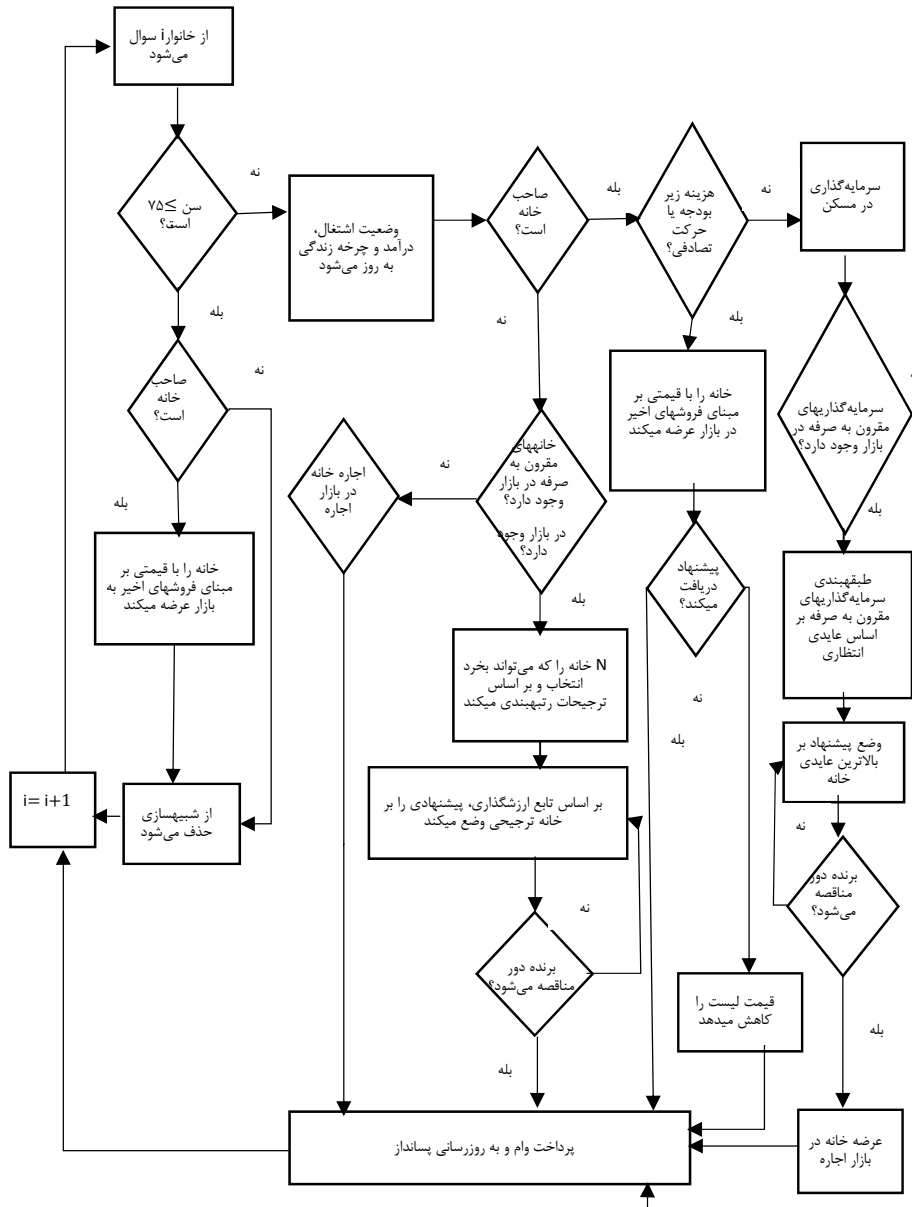
مطالعات مربوط به بازار مسکن در داخل کشور تلاش کرده‌اند تا با به‌کارگیری مدل‌های اقتصادسنجی و توجه ویژه به عوامل بنیادی، نوسان‌های بازار مسکن را توضیح دهند. شاهمنجذب و همکاران (۱۴۰۱)، با بهره‌گیری از رهیافت اقتصادسنجی فضایی، درجه سفته‌بازی مسکن در استان‌های منتخب ایران را مورد محاسبه قرار داده‌اند. نتایج نشان داده است که اجاره‌بها و قیمت زمین اثر مثبت و تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر قیمت مسکن داشته‌اند. شکاف قیمت مسکن برای تمامی استان‌ها معنادار بوده است. افزون بر این، اثرات فضایی و مجاورتی استان‌ها بر همسایگان خود مشخص می‌باشد. امجدی و همکاران (۱۴۰۱)، در مقاله‌ای اثر نرخ ارز و نا اطمینانی آن و هم چنین گسترش آبی شیوع ویروس کرونا بر قیمت مسکن شهر تهران را مورد آزمون قرار داده‌اند براساس نتایج، اثر نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن، مثبت و معنی‌دار بوده است بنابر این، هر اقدامی که نااطمینانی در وضعیت آتی

1. Erlingsson et al.
2. Ascari et al.
3. Adam et al.
4. Campisi et al.
5. Gallin

بازار ارز را کاهش دهد، می‌تواند بر کاهش اثرات منفی در عرضه و تقاضای مسکن مؤثر باشد. همچنین نتایج برآورد الگو نشان داده است که شیوع ویروس کرونا همانند یک شوک عمل کرده و سبب افزایش قیمت مسکن در شهر تهران شده است. نعمتی و همکاران (۱۴۰۰)، با استفاده از رگرسیون بیزی اثر ساختار سنی و متغیرهای جمعیتی بر قیمت مسکن در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان داده است که قیمت مسکن به‌طور معنادار و مثبتی تحت تأثیر هزینه واقعی یک متر بنا، رشد جمعیت شهری، وقفه نقدینگی واقعی، وقفه تورم، درآمد واقعی خانوارها و نسبت سرمایه‌گذاری مسکونی قرار می‌گیرد و تأثیر نسبت وابستگی (کل، سالمندی و کودکان) منفی و معنی‌دار بوده است. همچنین در بررسی گروه‌های مختلف سنی، افزایش جمعیت نسبی در سنین تا ۵۴ سال، موجب افزایش قیمت مسکن شده است. شمعی و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر قیمت مسکن را در محله پارک لاله تهران مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که عوامل فیزیکی مسکن تأثیر بیشتری نسبت به عوامل دسترسی در قیمت مسکن محله داشته است. پناهی و دیگران (۱۳۹۷) با بهره‌گیری از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، شامل بخش‌های خانوار، مسکن، بانک، بنگاه‌های تولید، دولت و بانک مرکزی، اثر شوک سیاست پولی انقباضی در قالب افزایش نرخ بهره بر قیمت و عرضه مسکن را مورد بررسی قرار داده‌اند. موسوی و درودیان (۱۳۹۴)، تلاش کرده‌اند با بهره‌گیری از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم کالمن فیلتر ارتباط قیمت مسکن و عوامل بنیادین تعیین‌کننده آن را مورد توجه قرار داده و کیفیت اثرگذاری هر یک از این عوامل بر قیمت‌های مسکن را بررسی کنند. بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد که بیشتر مطالعات تلاش کرده‌اند تا نوسان‌های قیمت مسکن ایران و تهران را به‌وسیله عوامل و متغیرهای بنیادی مانند نرخ بهره حقیقی، قیمت سهام و حجم نقدینگی توضیح دهند و تمام آن‌ها با تأیید وجود حباب در بازار مسکن ایران و تهران، آن را ناشی از تغییرات عوامل بنیادی می‌دانند. بهرامی و مروت (۱۳۹۲)، با استفاده از رهیافت اقتصاد مبتنی بر عوامل و با فرض ناهمگن بودن انتظارات عوامل در مورد تغییرات آتی قیمت‌ها و وجود پویائی‌های اجتماعی نحوه شکل‌گیری حباب و فروپاشی آن در قیمت مسکن تهران را مدل‌سازی کرده‌اند.

#### ۴- مدل تحقیق

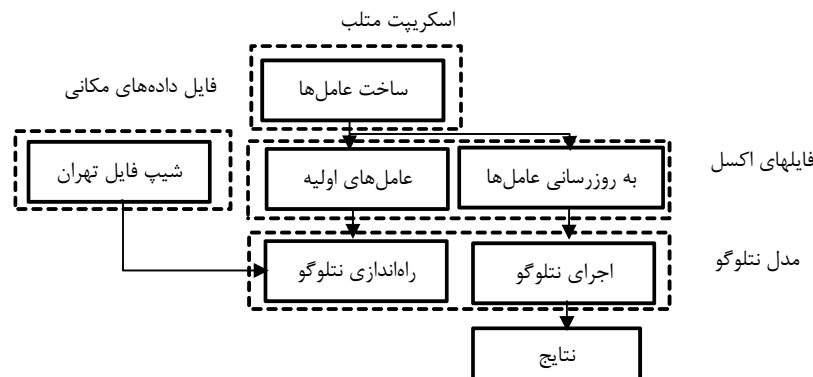
درحالی‌که نمونه‌های گوناگونی از مدل‌های عامل بنیان در بازارهای مالی وجود دارد، اما تعداد کمی از آن‌ها در ساخت یک مدل مبتنی بر عامل در بازار مسکن فعالیت دارند. از آنجاکه این بازار با مجموعه گسترده‌ای از عامل‌های ناهمگن شناخته می‌شود که با اطلاعات محدودی در مورد یکدیگر فعالیت می‌کنند، به‌کارگیری این رویکرد منطقی به نظر می‌رسد. مدل عامل بنیان مورد استفاده در این مطالعه برای شبیه‌سازی قیمت مسکن مربوط به شهر تهران می‌باشد.



شکل ۱. رفتار خانوار در مدل

در حالت ایده‌آل، یک خانوار در مدل باید یک خانوار واقعی در تهران را نشان دهد. با این حال، شبیه‌سازی با مدلی از این اندازه (نزدیک به ۳ میلیون خانوار) زمان‌بر خواهد بود. در عوض، یک نسخه در مقیاس کوچک‌تر از شهر با ۵۰۰۰ عامل مدل‌سازی خواهد شد. در شکل (۱)، شکلی از این فرآیند برای یک خانوار نشان داده شده است. هنگام اجرای مدل، به‌جای انجام یک دور کامل از اقدامات برای هر خانوار، هر مرحله از شکل توسط تمام خانوارها قبل از حرکت هر خانوار به مرحله بعدی، انجام می‌شود.

با توجه به قابلیت نرم افزار نتلوگو در ترکیب با داده‌های مکانی، در این مقاله از این نرم افزار استفاده می‌شود. در حالی که مدل عامل بنیان در محیط نتلوگو راه‌اندازی می‌شود، به‌دلیل محاسبات ماتریسی کارآمد در نرم افزار متلب، عامل‌های اولیه در این نرم افزار ساخته می‌شوند. در شکل (۲)، یک نمای کلی از سازمان‌دهی فایل و جریان بین آنها نشان داده شده است.



شکل ۲. جریان بین فایل‌ها هنگام اجرای مدل

#### ۴-۱. عامل‌ها و آجکت‌های مدل

عامل‌های اصلی و آجکت‌های موجود در مدل عامل بنیان، خانوارها، بانک، خانه‌ها و وام هستند. **خانوارها:** از آنجا که تصمیمات مربوط به مسکن به‌طور عمده توسط خانوار به‌عنوان یک واحد اتخاذ می‌شود، خانوارها به‌جای افراد به‌عنوان عامل‌های اصلی مدل عمل می‌کنند. ویژگی‌های خانوار شامل سن مسن‌ترین عضو خانوار و نوع خانوار است و مشخص می‌کند که آیا خانوار فرزندی دارد یا خیر. در هر دوره زمانی، خانوارها طبق قواعد تعیین شده عمل کرده و ویژگی‌های درونی خود را به‌روز می‌کنند. بنابراین، هیچ‌یک از خصوصیات خانوار در کل شبیه‌سازی ثابت نیست.

**خانه‌ها:** خانه‌های مسکونی می‌توانند متعلق به خانواری باشد که در آن زندگی می‌کند و یا به خانوارهایی که توانایی خرید خانه را ندارند، اجاره داده شود. وقتی یک‌خانه وارد مدل شود تا پایان شبیه‌سازی باقی می‌ماند. از این‌رو، خانه مستهلک نشده و فرض می‌شود که دارای کیفیت ثابت است. افزون بر این، اندازه خانه هنگام محاسبه قیمت لیست آن، عامل مهمی است. ABM مورد استفاده در این مطالعه فضایی است، به این معنی که خانه در یک شبکه ۲ بعدی در سراسر شبیه‌سازی دارای یک موقعیت مختص خود است.

**وام‌ها:** وام‌ها آبجکت‌هایی با ویژگی‌هایی از جمله اصل وام، تاریخ صدور و سررسید آن هستند. آن‌ها هم با خانوارها و هم خانه‌ها مرتبط‌اند و می‌توانند تنها به یک خانه مرتبط و یا به یک خانوار متعلق باشند. با این حال، اگر خانوارها در خانه‌های اضافی سرمایه‌گذاری کرده باشند، می‌توانند چندین وام مسکن داشته باشند. وام تنها وقتی از مدل خارج می‌شود که یک خانوار خانه‌ای که با آن وام خرید شده است را بفروشد و از عواید آن برای پرداخت کل وام استفاده کند و یا از طریق اقساط ماهانه پرداخت شود.

#### ۴-۲. ویژگی خانوارها

برای مدل‌سازی دقیق خانوارها از اطلاعات سالانه مربوط به جمعیت‌شناختی، درآمد، ثروت و پس‌انداز خانوار برای مدل‌سازی چرخه زندگی، فرایند درآمد و ویژگی خانه‌های خانوار استفاده می‌شود. در مدل خانوارها در دو گروه قرار می‌گیرند، خانوارهایی که دارای فرزند و آن‌هایی که بدون فرزند هستند. افزون بر این، هر خانوار دارای یک ویژگی "سنی" است که نشان‌دهنده سن مسن‌ترین عضو خانوار است. خانوارها با یک سن و طبقه وارد مدل می‌شوند، به طوری که توزیع سن و تعداد خانوارهای دارای فرزند در مدل با توزیع واقعی در تهران در سال شروع شبیه‌سازی (۸۹) مطابقت داشته باشد.

جدول ۱. نرخ تولد برحسب سن

سن	P <sub>age</sub> <sup>C</sup>
۱۵-۱۹	۰/۰۳۲
۲۰-۲۴	۰/۰۸۳
۲۵-۲۹	۰/۱۰۰
۳۰-۳۴	۰/۰۸۳
۳۵-۳۹	۰/۰۴۳
≥۴۰	۰/۰۱۴

منبع: عباسی شوازی و حسینی چاوشی (۱۳۹۲)

در هر دوره زمانی نسبت معینی از خانوارهای بدون فرزند، به خانوارهای دارای فرزند تبدیل می‌شوند. به همین ترتیب، با فرض اینکه مسن‌ترین فرزند به بیرون نقل مکان کرده و خانوارهای دارای فرزند می‌توانند به خانوارهای بدون فرزند تبدیل شوند. در جدول ۱، میزان باروری گروه‌های سنی (تعداد فرزندان به ازای هر زن در هر گروه سنی) در سال ۱۳۸۹ در ایران نشان داده شده است.<sup>۱</sup> مطابق انتظار میزان باروری در حدود ۳۰ سالگی به اوج خود رسیده و سپس روند کاهشی داشته است. بر این اساس، بالاترین میزان باروری مربوط به گروه سنی ۲۹-۲۵ سال است. در طرف مقابل، زنان در گروه سنی ۴۰ ساله و بالاتر کم‌ترین تعداد موالید را به ثبت رسانده‌اند. سن کم‌ترین فرزند یک خانوار در هر سال افزایش می‌یابد و فرض می‌شود فرزند در سن ۲۵ سالگی از خانوار خارج می‌شود.<sup>۲</sup> در واقعیت، یک فرد بالغ جوان وقتی از والدین خود جدا می‌شود خانوار جدید تشکیل می‌دهد و این به‌طور ضمنی از طریق رشد جمعیت و مهاجرت در مدل اعمال می‌شود. هر ساله تعدادی خانوار جدید وارد مدل می‌شوند به‌گونه‌ای که رشد سالانه جمعیت برابر با رشد تاریخی پایتخت کشور شود. یک خانوار تنها وقتی سنش به ۷۵ سالگی برسد، از مدل خارج می‌شود.

درآمد خانوار در یک نرخ ثابت رشد می‌کند، اما در معرض اختلال‌های<sup>۳</sup> موقت و هم‌چنین اختلال‌هایی با اثرات ماندگار قرار می‌گیرد. برای سادگی، توزیع لگ نرمال<sup>۴</sup> برای شروع نمونه‌سازی خانوارها در مدل اعمال می‌شود. به‌منظور تخصیص درآمدهای خانوارها که مناسب طبقه و سن آن‌ها باشد، درآمد خانوار نمی‌تواند بدون توجه به توزیع درآمد کل جمعیت به دست آید. در عوض،  $N$  درآمد از توزیع گرفته می‌شود و به خانوارهای ساخته‌شده اختصاص می‌یابد.<sup>۵</sup>

۱. این آمار برگرفته از گزارش تحولات باروری در ایران در چهار دهه اخیر نوشته عباسی شوازی و حسینی چاوشی در سال ۱۳۹۲ منتشر شده توسط پژوهشکده آمار است، درحالی‌که این ارقام با گذشت زمان اندکی تغییر می‌کنند، فرض بر این است که برای کل دوره شبیه‌سازی مقادیر سال ۸۹ در نظر گرفته می‌شود.  
 ۲. مطالعه عباسی شوازی و بگی (۱۳۹۸) نشان می‌دهد که متوسط سن خروج فرزندان از خانه والدین برای پسران و دختران به‌ترتیب ۲۷ و ۲۲ سال می‌باشد، لذا در این مطالعه میانگین دو سن به عنوان میانگین سن خروج از خانه والدین و تشکیل خانوار جدید در نظر گرفته می‌شود.

### 3. Innovations

#### 4. Log-normal Distribution

۵. دو دیدگاه اصلی در مورد چگونگی مدل‌سازی فرایند درآمد وجود دارد. گوونن<sup>۵</sup> (۲۰۰۹) آن‌ها را فرآیند "نمایه‌های درآمد مقید" (RIP $\delta$ ) و "نمایه‌های درآمد ناهمگن" ( $\delta$ HIP) نامیده است. درحالی‌که در فرایند RIP، درآمد توسط یک مؤلفه شوک پایدار و یک جزء چرخه زندگی مشخص می‌شود، در فرایند HIP، درآمد دارای شوک‌هایی با پایداری کمتر بوده و افراد نمایه‌های درآمدی مختص به خود را دارند.

در حالی که تعداد قابل توجهی از محققان از فرآیند HIP حمایت کرده‌اند<sup>۱</sup>، از آنجاکه فرایند RIP در مدل‌سازی فرایندهای درآمد در مدل‌های اقتصادی رایج‌تر است و متناسب با داده‌های هزینه درآمد کشور می‌باشد، در این مطالعه از این فرایند استفاده می‌شود.

$I_{h,t}$  به‌عنوان درآمد خانوار  $h$  در دوره  $t$ ،  $\epsilon_t$  به‌عنوان یک شوک گذرا،  $Z_{h,t+1}$  به‌عنوان اختلال مداوم در درآمد متناظر با پیشرفت‌های لحظه‌ای<sup>۲</sup>،  $G_{h,t}$  به‌عنوان نرخ رشد ثابت تعیین‌شده توسط سن خانوار در آن دوره زمانی و  $\eta_t$  یک شوک مداوم در درآمد را نشان می‌دهد.

$$I_{h,t} = Z_{h,t} + \epsilon_t$$

$$Z_{h,t+1} = Z_{h,t} * (G_{h,t} + N_t) + \eta_{t+1}$$

جایی که  $G_{h,t}$ ، نرخ رشد درآمد چرخه زندگی است، که به سن خانوار در دوره  $t$  بستگی دارد. معمولاً یک خانوار جوان رشد درآمدی بالایی را تجربه می‌کند، در حالی که خانوارهای مسن‌تر رشد درآمدی پایین‌تری دارند. وقتی خانوارها به سن بازنشستگی رسیدند، حقوق دریافتی در سن ۶۵ سالگی را دارند.  $N_t$  متوسط رشد اسمی ثبت‌شده در دوره  $t$  است. در هر دوره زمانی، احتمال بیکار شدن یک خانوار وجود دارد، به طوری که نسبت بیکاران در این مدل با نسبت مشاهده شده در شهر تهران مطابقت داشته باشد. خانوارهای بیکار، درآمدی برابر با درآمد دهک اول درآمد در مدل را دریافت می‌کنند. خانوارها برای یک سال بیکار می‌مانند سپس درآمد قبل از دوره بیکاری را دریافت می‌کنند.

با توجه به نرخ مالکیت در ایران، بخش قابل توجهی از ثروت خانوار به بازار مسکن گره‌خورده است. برآورد توزیع واقعی ثروت خانوارهای موردنیاز برای شروع مدل عامل بنیان، دشوار است. برای ایجاد یک توزیع مناسب، از ضریب جینی استفاده می‌شود (جینی<sup>۳</sup>، ۱۹۱۲). با فرض اینکه ثروت، مانند درآمد، از توزیع لگ نرمال پیروی کند، لازم است که پارامتر مقیاس  $\sigma$  و پارامتر مکان  $\mu$  تعیین شوند. فرض کنید  $G$  ضریب جینی و  $v$  میانگین ثروت باشد، می‌توان پارامترهای توزیع لگ نرمال مرتبط را به صورت زیر بیان کرد (سلاج و راج<sup>۴</sup>، ۲۰۱۲):

$$\sigma = \sqrt{2} \phi^{-1} \left[ \frac{G+1}{2} \right]$$

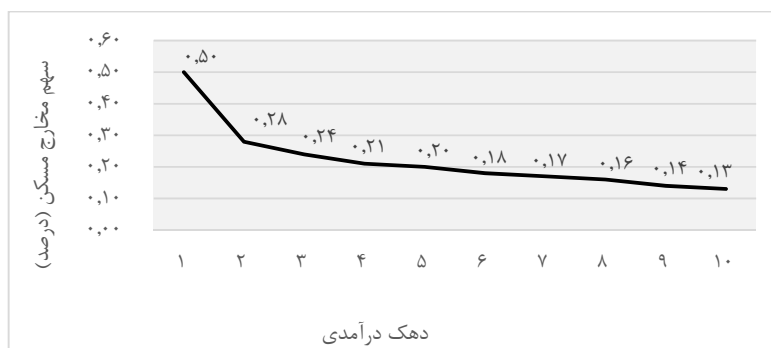
$$\mu = \ln v - \frac{1}{2} \sigma^2$$

۱. به عنوان مثال به هایدن (۲۰۰۱)، بیکر (۱۹۹۷) و گوونن (۲۰۰۹) مراجعه کنید.

2. instance promotions  
3. Gini  
4. Slottje and Raj



جایی که  $\Phi$  توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. میانگین ثروت استفاده شده برای شروع مدل، از مجموع میانگین ثروت خالص موجود در مسکن و ارزش خالص ثبت‌شده دارایی‌های نامشهود به دست می‌آید. خانوارها با یک ثروت اولیه سیال از توزیع حاصل وارد مدل می‌شوند، می‌توانند از آن برای ورود به بازار مسکن استفاده کنند. این ثروت بسته به تصمیمات سرمایه‌گذاری خانوار و رفتار پس‌انداز، در طول شبیه‌سازی توسعه می‌یابد. رفتار پس‌انداز بسته به سن و طبقه خانوار و مبتنی بر نرخ‌های پس‌انداز تاریخ ثبت شده کشور است. خانوارها تمایل دارند مبلغ مشخصی از درآمد خود را صرف مسکن کنند. این میزان به عواملی مانند درآمد مطلق، سن و ترکیب خانوار بستگی دارد. در شکل (۳)، سهم درآمدی صرف شده برای مسکن به تفکیک دهک‌های درآمدی را نشان می‌دهد. روشن است که با افزایش درآمد، این نسبت به‌طور قابل‌توجهی کاهش می‌یابد، درحالی‌که خانوارهای اولین دهک درآمدی تقریباً ۵۰ درصد بودجه مصرفی خود را به مسکن اختصاص می‌دهند، سهم مخارج مسکن دهک دهم حدود ۱۳ درصد است. از آنجاکه مخارج موجود در دهک‌های درآمدی در طی دوره شبیه‌سازی اندکی تغییر می‌کند، بنابراین فرض می‌شود که ثابت هستند.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۳. سهم درآمد صرف شده برای مسکن در برابر دهک درآمدی<sup>۱</sup>

خانوارها پس از اختصاص بخشی از درآمد به پس‌انداز، مقدار باقی‌مانده را بین خدمات مسکن و سایر کالاهای مصرفی تخصیص می‌دهند. درحالی‌که دهک درآمدی یک خانوار سهم ترجیحی از درآمد صرف شده روی مسکن را تعیین می‌کند، تابع مطلوبیت هر خانوار به ترجیحات

۱. براساس نتایج آمارگیری مرکز آمار ایران از هزینه و درآمد خانوارها در سال ۱۳۸۹.

آن‌ها در مورد برخی خصوصیات مسکن بستگی دارد. در مدل تنها دو ویژگی فاصله تا مرکز شهر (d) و طبقه مسکن (c) به‌عنوان خصوصیات مسکن در نظر گرفته شده است. تابع مطلوبیت، با الهام از پالمکوئیست<sup>۱</sup> (۱۹۸۴)، می‌تواند به‌صورت ذیل بیان شود:

$$U = U(d, c, v)$$

جایی که  $v$  بردار خصوصیات یک خانوار (سن و طبقه) تعیین‌کننده مطلوبیت بر اساس این دو ویژگی مسکن است. برای هر خانوار، تابع مطلوبیت با توجه به محدودیت بودجه زیر حداکثر می‌شود:

$$y = x + P(d, c)$$

در اینجا  $y$  درآمد خانوار،  $P(d, c)$  قیمت خانه که تابعی از فاصله تا مرکز  $d$  و طبقه مسکن  $c$  است، درحالی‌که  $x$  مبلغی است که برای مصرف غیرمسکن اختصاص داده می‌شود. فرض بر این است که مخارج مسکن بر اساس دهک درآمدی خانوار تعیین می‌شود. فرض بر این است که تفاوت در ترجیحات خانوار، ناشی از تفاوت در هر دو سن و طبقه خانوار است. اگرچه رویکرد به‌کاررفته در این مطالعه تقریب حدسی است، اما برخی محرک‌های اصلی برای تفاوت در ترجیحات مسکن را دارد. ترجیحات ناهمگن خانوارها با تخصیص لیست اولویتهای مختلف ویژگی‌های مسکن برای انواع مختلف خانوارها مدل‌سازی می‌شود<sup>۲</sup>. مسافت، یک متغیر پیوسته برای اندازه‌گیری فاصله تا مرکز شهر است. تجزیه و تحلیل کیفی نشان می‌دهد که اکثریت خانوارهای دارای فرزند ترجیح می‌دهند در خانه‌های بزرگ‌تر زندگی کنند، درحالی‌که خانوارهای مسن‌تر خانه‌های کوچک‌تر را ترجیح می‌دهند. افزون بر این، خانوارهای بدون فرزند که سالخورده نیستند، هنگام ورود به بازار مسکن بیشتر نگران فاصله از مرکز شهر هستند.

جدول ۲. ترجیحات مسکن

		طبقه خانوار	
		دارای فرزند	بدون فرزند
سن	۶۰-۲۰	$\langle c^+, d^- \rangle$	$\langle d^-, c^+ \rangle$
	۷۵-۶۰	-	$\langle c^-, d^- \rangle$

### 1. Palmquist

۲. چهار نوع مسکن مختلف وجود دارد. "خانه‌های کمتر از ۱۰۰ متر مربع"، "۱۰۰ تا ۱۵۰ متر مربع"، "۱۵۰ تا ۳۵۰" و "بالتر از ۳۵۰ متر مربع".

بر اساس این دلالت‌ها، توالی ترجیح خانوار در جدول (۲) آورده شده است. خانوارهای بدون فرزند بین ۲۰ تا ۶۰ سال از توالی ترجیحی  $\langle d^-, c^+ \rangle$  برخوردار هستند، بنابراین اهمیت بیشتری به فاصله تا مرکز می‌دهند و مسکن‌های بزرگ‌تر ( $c^+$ ) و مسافت کوچک‌تر ( $d^-$ ) را ترجیح می‌دهند.

#### ۴-۳. الگوهای تعامل عامل‌ها

در هر دوره زمانی، عامل‌های مدل با پیروی از قواعد رفتاری درونی با یکدیگر در تعامل‌اند.

##### مذاکره وام رهنی

در ایران نظام اعتبارسنجی وجود ندارد و شرایط بازپرداخت تسهیلات خرید مسکن برای تمام گروه‌های درآمدی یکسان تعریف شده است. از مشخصه‌های سیستم تأمین مالی ایران، پایین بودن نسبت مبلغ وام (تسهیلات) به ارزش واحد مسکونی (LTV) است، درحالی‌که این نسبت در کشورهای توسعه‌یافته به گونه‌ای می‌باشد که همواره بخش بزرگی از قیمت کل مسکن را پوشش می‌دهد. اگر خانوار  $h$  تصمیم بگیرد وارد بازار مسکن شود، بر اساس دهک درآمدی فعلی مبلغ موردنظر برای صرف هزینه مسکن یعنی  $\alpha_{h,t}$  را برای هر دوره مشخص می‌کند.  $\alpha_{h,t}$  نسبت بودجه مصرفی صرف شده یک خانوار جهت خدمات مسکن است. از این‌رو، درخواست اولیه مبلغ وام مسکن خانوار در دوره زمانی  $t$ ، یعنی  $M_{h,t}$  به صورت زیر می‌باشد:

$$M_{h,t} = \frac{\alpha_{h,t} * (I_{h,t} - I_{h,t} * S_{h,t})}{r_t}$$

در اینجا  $S_{h,t}$  نرخ پس‌اندازهای خانوار در دوره زمانی مربوطه است. هنگامی‌که بانک درخواست وام  $M_{h,t}$  را از خانواری دریافت می‌کند، از این قوانین برای رسیدگی به درخواست استفاده می‌کند:

۱- اگر  $M_{h,t} > LTV_{max}$  باشد، مقدار درخواست را به  $LTV_{max}$  کاهش می‌دهد.

۲- پرداخت‌های دوره‌ای وام مسکن سالانه با اصل وام  $M_{h,t}$ ، به مدت ۱۲ سال و نرخ بهره  $r_t$  (نرخ بهره ماهانه برون‌زا در دوره  $t$ ) را محاسبه می‌کند.

مقدار پرداخت‌های دوره‌ای برای وام‌های سالانه،  $L_{h,t}$  به صورت زیر به دست می‌آید:

$$L_{h,t} = \frac{M_{h,t} * r_t}{1 - (1 + r_t)^{-n}}$$

#### ۴-۴. بازار مسکن

در بازار مسکن، خانوارها خانه‌هایی را که می‌توانند با پس‌انداز، درآمد فعلی خود و اعتبار صادرشده خریداری کنند، در نظر می‌گیرند.

#### خانه‌های فهرست شده در بازار

در هر دوره زمانی، یک خانوار که صاحب‌خانه‌ای است و در آن زندگی می‌کند، می‌تواند به یکی از دو دلیل زیر تصمیم بگیرد خانه خود را در بازار مسکن عرضه (فهرست) کند: اگر هزینه وام مسکن ماهانه بیش از حداقل بودجه مصرفی باشد، خانوار مایل خواهد بود مسکن خود را با خانه‌ای که برایش مقرون به‌صرفه است، تعویض کند. در هر دوره زمانی یک احتمال ثابت ( $P_d^M$ ) مرتبط با سن خانوار وجود دارد که یک خانوار تمایل به جابه‌جایی خواهد داشت. احتمال جابه‌جایی بر اساس جابه‌جایی تاریخی سالانه در داخل حوزه شهری به دست می‌آید. اگر یک خانوار تصمیم بگیرد مسکن خود را در بازار لیست کند، بر اساس قیمت‌های فروش نهایی ( $\tilde{P}_d$ ) مجموعه خانه‌هایی با موقعیت مکانی و طبقه مسکن مشابه ( $N_{I,c}$ ) در سه ماه اخیر، مطابق فرمول زیر یک قیمت اولیه  $P_{d,t}$  را تنظیم می‌کند:

$$P_{d,t} = \frac{1}{|N_{I,c}|} \sum_{k \in N_{I,c}} \tilde{P}_d$$

در هر دوره زمانی که خانه به فروش نرود، خانوار یک درصد قیمت اعلام شده را کاهش می‌دهد.

#### مزایده خانه<sup>۱</sup>

ارزش‌گذاری‌های پیشنهاد دهندگان از کالای فروخته‌شده در مزایده را می‌توان از چند طریق مدل‌سازی کرد. دو بیان رایج، الگوی ارزش خصوصی که ارزش‌گذاری صورت گرفته توسط پیشنهاددهنده تابعی از نوع خودش است و مدل ارزش مشترک، که همه پیشنهاد دهنده‌ها ارزش‌گذاری ناشناخته یکسانی دارند. به‌عنوان یک کالای سرمایه‌گذاری، با فرض اینکه خانوارها پروفایل‌های ریسک یکسانی دارند، همه باید ارزش مشترکی در مورد یک مسکن داشته باشند<sup>۲</sup>.

#### ۱. House Auctioning

۲. تئوری برابری درآمد بیان می‌کند که وقتی پیشنهاددهندگان ریسک خنثی هستند و ارزش‌گذاری‌های خصوصی مستقلی دارند، هر چهار نوع مزایده انگلیسی، هلندی (مزایده نزولی)، مزایده مخفی با قیمت اول و مزایده مخفی با قیمت دوم (مزایده ویکری) میزان درآمد انتظاری یکسانی ایجاد می‌کنند (برای مطالعه بیشتر به

با این حال، به‌عنوان یک کالای مصرفی، ارزش یک‌خانه مستقل‌تر است و بر اساس ترجیحات خانوار متفاوت می‌باشد. فرض می‌شود توزیع ارزش‌های خصوصی حول قیمت لیست اولیه خانه قرار می‌گیرد. از آنجایی که این قیمت براساس فروش‌های اخیر خانه‌های مشابه است، بنابراین می‌بایست تصویر خوبی از ارزیابی دیگران برای مسکن موردنظر باشد. برای مدل‌سازی ارزش‌گذاری‌های خانوارها از یک توزیع یکنواخت متغیر در بازه‌ای حول قیمت اولیه لیست شده استفاده می‌شود<sup>۱</sup>. با فرض این که  $v_{h,d,t}$  ارزش‌گذاری صورت گرفته توسط خانوار  $h$  از مسکن  $d$  در دوره  $t$  و  $b^{dis}$  عرض توزیع ارزش‌گذاری‌ها باشد، خواهیم داشت:

$$v_{h,d,t} \sim U\left(\left(1 - b^{dis}\right)P_{d,t}, \left(1 + b^{dis}\right)P_{d,t}\right)$$

وقتی که ارزش‌گذاری‌های پیشنهاددهنده از یک توزیع یکنواخت متغیر از  $L$  تا  $U$  پیروی کند، سود مورد انتظار،  $\pi$ ، از مزایده به‌صورت زیر است:

$$E[\pi] = \frac{n-1}{n+1} * (U - L) + L$$

بر اساس این رابطه، عایدی مورد انتظار فروشنده در مزایده با افزایش تعداد داوطلبان شرکت‌کننده کاهش می‌یابد. در هر دوره زمانی، پس‌ازاینکه خانه‌های جدید مطابق قوانینی که قبلاً توضیح داده شد در بازار لیست شده‌اند هر خانوار بدون خانه در آن زمان اقدامات زیر را انجام می‌دهد:

۱. تعداد  $N^{Search}$  از گران‌ترین خانه‌های موجود در بازار با قیمت فهرست شده زیر بودجه خودش را انتخاب می‌کند.
  ۲. بر اساس قواعد ترجیحی توضیح داده‌شده، خانه‌های منتخب را رتبه‌بندی می‌کند.
  ۳. یک پیشنهاد را بر بالاترین مسکن رتبه‌بندی شده وضع می‌کند، یک مقدار از توزیع ارزش‌گذاری‌ها را اتخاذ می‌کند.
  ۴. اگر دور مناقصه را از دست دهد خانه را از لیست رتبه‌بندی شده حذف کرده و به مرحله ۳ برمی‌گردد.
- در هر دوره زمانی، یک خانوار به‌طور بالقوه می‌تواند تعداد  $N^{Search}$  دوره پیشنهاد را از دست بدهد و در پایا دوره، بدون خانه جدید باشد. سپس خانوار به دنبال ورود به بازار اجاره که به شرح زیر است، می‌رود.

منیز و مونتیرو (۲۰۰۵) مراجعه کنید). بنابراین، به‌جای شبیه‌سازی یک مزایده انگلیسی، یک مکانیسم مزایده مخفی قیمت دوم برای هر معامله خانه در مدل استفاده خواهد شد.

۱. در ABM فرض بر این است که پیشنهاددهنده‌ها ریسک خنثی بوده و دارای ارزیابی‌های مستقل خصوصی از هر مسکن هستند. این فرض مدل‌سازی را ساده‌تر می‌کند.

**۴-۵. بازار اجاره**

در مدل عامل بنیان، فرض بر این است که همه خانوارها می‌خواهند وارد بازار مسکن شوند و تنها در صورت نبود بودجه کافی برای خرید، به بازار اجاره مراجعه می‌کنند. مسکن موجود در بازار اجاره متعلق به خانوارهایی است که صاحب‌خانه‌های سرمایه‌گذاری هستند. اجاره یک‌خانه در یک بازه زمانی معین ( $R_{d,t}$ ) توسط قیمت‌های فروش مسکن مشابه و نرخ سود تعیین می‌شود:

$$R_{d,t} = \frac{1}{|N_{l,c}|} \sum_{k \in N_{l,c}} \tilde{P}_k * r_t$$

**۴-۶. خانه‌های سرمایه‌گذاری**

اولین خانه‌ای که در مدل توسط یک خانوار به دست می‌آید، به‌طور خودکار به خانه خانوار تبدیل می‌شود. با این حال، اگر خانواری دارای نقدینگی کافی و مناسب باشد، می‌تواند باهدف سرمایه‌گذاری، خانه‌های اضافی خریداری کند. تصمیم در مورد خرید یک خانه سرمایه‌گذاری براساس عایدی مورد انتظار سال اول مسکن، یعنی  $E[Yield_{d,t}]$ ، می‌باشد که به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$E[Yield_{d,t}] = \frac{Rent + E[Appreciation] - Interest}{(1 - LTV) * P_{d,t}}$$

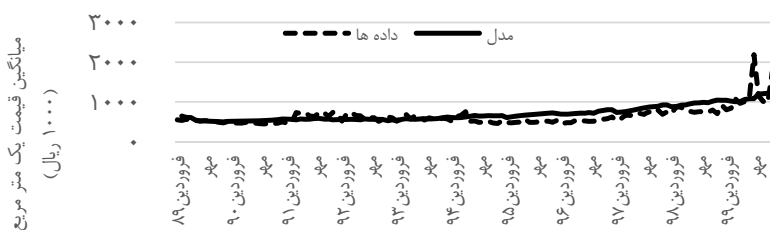
در صورت اجاره مسکن به قیمت عرضه‌شده  $R_{d,t}$  میزان اجاره، اجاره اخذ شده در سال آتی است.  $E[Appreciation]$  افزایش بهای انتظاری مسکن در سال آتی است، که از طریق قیاس (برون یابی) متوسط افزایش قیمت مسکن در سال گذشته برآورد شده است. پرداخت‌های بهره بر اساس وام رهنی لازم برای پوشش قیمت لیست شده وام محاسبه می‌شود. به‌طور مشابه،  $LTV$  وام به ارزش مرتبط با خرید است، بنابراین  $(1 - LTV) * P_{d,t}$  پیش قسط پرداخت‌شده توسط خانوار در صورت خرید خانه است. به گفته بروگمن و فیشر<sup>(۲۰۰۸)</sup>، بازده انتظاری و ریسک سرمایه‌گذاری‌های املاک و مستغلات معمولاً بین سهام و اوراق می‌باشد، بااین وجود مقایسه ریسک و بازده املاک و مستغلات با سایر سرمایه‌گذاری‌ها در ایران نشان می‌دهد که زمین و مسکن بیشترین بازده فصلی را داشته‌اند و ریسک سرمایه‌گذاری بیشتر به سهام شبیه است تا به اوراق (محمودی و همکاران، ۱۳۹۵). یک شاخص ترکیبی از دارایی‌های جایگزین مسکن (بازار ارز، سهام، طلا و سپرده‌های بانکی) که از طریق تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست می‌آید، مشخص می‌کند که آیا خانوار در مسکن سرمایه‌گذاری می‌کند یا خیر. اگر عایدی انتظاری بیش از بازده بازارهای جایگزین باشد، خانوار پیشنهاد خرید خانه را ارائه می‌دهد:

$$E[Yield_{d,t}] \geq r^{index}$$

خانوار پس از خرید خانه سرمایه‌ای، آن را در بازار اجاره با اجاره  $R_{d,t}$  قرار می‌دهد.

## ۵- اجرای مدل

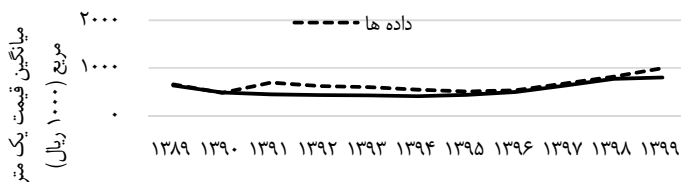
در هر دوره زمانی، همه خانوارها از قواعد رفتاری توصیف‌شده در بخش‌های قبلی پیروی می‌کنند. عامل‌ها به‌طور ماهانه در شبیه‌سازی عمل می‌کنند. مدل در سال ۸۹ شروع شده است، بنابراین در مجموع ۱۱ سال شبیه‌سازی برای رسیدن به تاریخ فعلی وجود دارد.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۴. رشد قیمت مسکن مدل شبیه‌سازی شده و داده‌های تاریخی

رشد قیمت مسکن یکی از مهم‌ترین متغیرهای شبیه‌سازی می‌باشد. در شکل (۴) میانگین قیمت هر متر مربع واحد مسکونی در مدل شبیه‌سازی شده با مقادیر تاریخی نشان داده شده است. از آنجا که رشد کوتاه مدت قیمت ممکن است به تغییرات در خانه‌های خاص فروخته شده در یک دوره زمانی حساس باشد، از میانگین متحرک ساده استفاده شده است. با توجه به شکل می‌توان گفت که این مدل قادر است هم شکل کلی و هم اندازه رشد قیمت مسکن را در دوره شبیه‌سازی پیش‌بینی کند. با این حال، رشد تجربی قیمت‌ها در سال ۹۱ و پاییز ۹۹ که ناشی از تحولات در فضای سیاست خارجی و تحریم‌ها بوده، به‌طور کامل توسط این مدل ضبط نشده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۵. شاخص سالانه قیمت مسکن مدل شبیه‌سازی شده و داده‌های تاریخی

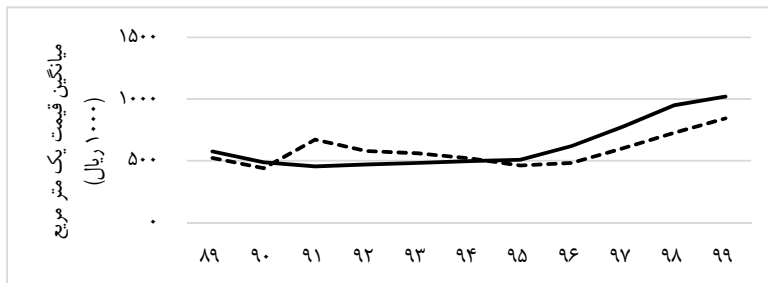
با تحلیل و بررسی نمودار قیمت مسکن در شکل (۴) و (۵) مشاهده می‌شود که بازار مسکن دو بار جهش بالای قیمت را تجربه کرده است. اولین جهش قیمت مسکن در سال ۱۳۹۱ همزمان با دوره سخت تحریم‌ها و کاهش ارزش پول ملی اتفاق افتاده است در سال‌های ۹۳ تا ۹۶ برای نخستین بار نرخ سود حقیقی به‌طور مداوم مثبت بوده است. از این‌رو در این سال‌ها بانک‌ها درصد قابل توجهی از نقدینگی را جذب کرده‌اند؛ در نتیجه قیمت مسکن در این دوره باثبات بوده است. با منفی شدن نرخ سود حقیقی بانکی، دومین دوره صعود بالای ۱۰۰ درصدی قیمت مسکن در سال ۱۳۹۷ رقم خورده که مانند دوره قبل، با افزایش قیمت‌ها در بازار ارز و طلا همزمان شده و به شکل پیوسته تا پاییز سال ۱۳۹۹ ادامه داشته است. در پاییز به خصوص در آبان ماه، همراه با افزایش برخی خوش‌بینی‌ها در مورد حل مشکلات فضای سیاست خارجی با برگزاری انتخابات آمریکا، نرخ تورم در مسکن همسو با دیگر بازارها کاهش یافته، به‌طوری‌که حتی در آذرماه بازار مسکن نرخ تورم منفی را تجربه کرده است، با این وجود در زمستان بار دیگر قیمت مسکن در مسیر افزایش قرار گرفته است.

محرک‌هایی که منجر به توسعه قیمت مشاهده شده می‌شوند عبارتند از مهاجرت بالا در مقایسه با فعالیت‌های ساختمانی، کاهش نرخ بهره و سیاست وام‌دهی آزاد توسط بانک. افزون بر این، ثروت به‌طور نابرابر در جمعیت توزیع می‌شود و بخش کوچکی از اکثریت ثروت را در اختیار دارد با توجه به ارزش کلی مسکن و مزایای سرمایه‌گذاری در بازار مسکن، خانوارهای ثروتمند انگیزه‌هایی برای ورود به بازار برای خرید مسکن دوم و سوم داشته‌اند. این خریداران اضافی در بازار به افزایش بیشتر تقاضا و افزایش قیمت‌ها کمک کرده‌اند.

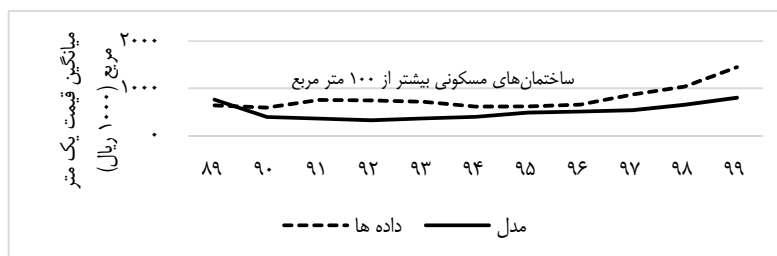
با توجه به ماهیت سطح خرد مدل مبتنی بر عامل، امکان تجزیه و تحلیل رشد قیمت برای مناطق مختلف جغرافیایی و انواع مختلف مسکن وجود دارد. در این مدل، چهار طبقه مسکن مختلف شامل «خانه‌های کم‌تر از ۱۰۰ متر مربع» تا «خانه‌های بیشتر از ۳۵۰ متر مربع» وجود دارد، درحالی‌که آپارتمان‌ها اغلب در نزدیکی مرکز شهر قرار دارند و از نظر اندازه کوچک‌اند، خانه‌های متراژ بالا را می‌توان به‌طور عمده در مناطق حاشیه‌ای شهر پیدا کرد.

در شکل (۶) میانگین قیمت هر مترمربع مسکن بر اساس طبقه‌بندی مسکن نشان داده شده است. در مدل، قیمت واحدهای مسکونی کم‌تر از ۱۰۰ متر مربع رشد قابل توجهی نسبت به سایر واحدهای مسکونی داشته است. این امر قابل انتظار است، زیرا مهاجرت خالص به‌طور عمده شامل خانوارهای جوان با درآمد و پس‌انداز کم می‌باشد. هم‌چنین، از آنجا که به‌طور کلی آپارتمان‌ها ارزان‌تر از واحدهای متراژ بالا هستند، هدف آسان‌تری برای سرمایه‌گذاران به شمار می‌روند. افزون بر این، بیشتر افراد به سمت خرید واحدهای مسکونی ارزان با متراژ پایین تمایل دارند. این مزاد تقاضا منجر به دوره‌های مناقصه با خریداران بالقوه بیشتر شده که در نهایت به قیمت فروش بالاتر برای این دسته از واحدهای مسکونی منتهی می‌شود.





ساختمان‌های مسکونی کمتر از ۱۰۰ متر مربع



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۶. رشد قیمت بر حسب نوع مسکن

چگونگی رشد قیمت‌ها در مناطق مختلف جغرافیایی در مدل نیز حائز اهمیت می‌باشد. از آنجایی که مدل فضایی است، تمام واحدهای مسکونی موجود در بازار در یک شبکه دویعدی در محدوده شهری قرار دارند. با تعیین رنگهای تیره‌تر برای واحدهای مسکونی با قیمت بالاتر و مقایسه واحدهای مسکونی قبل و بعد از شبیه‌سازی، می‌توان به تغییرات رشد قیمت در مناطق مختلف پی برد. با توجه به شکل (۷) که رشد قیمت‌ها قبل و بعد از شبیه‌سازی را نشان می‌دهد، مناطق مرکزی به وضوح نسبت به مناطق حومه شهر پرجمعیت‌تر هستند. اگرچه اعداد و ارقام حاکی از افزایش قیمت مسکن در تمامی مناطق می‌باشد، اما روشن است که قیمت مسکن در مناطق نزدیک به مرکز شهر نسبت به مناطق حاشیه‌ای رشد بیشتری داشته است. چرا که آپارتمان‌ها یا واحدهای مسکونی با متراژ کم به‌طور عمده در نزدیکی مرکز شهر قرار دارند و تقاضا برای این دسته از واحدهای مسکونی است که قیمت‌ها را افزایش داده و موقعیت مکانی آنها. در این میان نقشی نداشته است.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۷. رشد قیمت مناطق جغرافیایی تهران

از دیگر محرک‌های مهم می‌توان به نقش توابع ترجیحی خانوار اشاره کرد. از آنجا که با توجه به توزیع سنی خانوارها، مدل دارای نسبت بالایی از خانوارهای جوان است که ترجیح می‌دهند در مرکز شهر زندگی کنند، تقاضای این خانوارها برای واحدهای مسکونی واقع در مرکز شهر منجر به افزایش قیمت‌ها در این مناطق می‌شود. با توجه به رنگ تیره‌تر واحدهای مسکونی واقع در مناطق ۳ و ۲ در شکل، می‌توان گفت این مناطق جزو گران‌ترین مناطق تهران بوده‌اند. همچنین مناطق واقع در نیمه غربی شهر به ویژه منطقه ۲۲ رشد قیمت قابل ملاحظه‌ای داشته‌اند. دلیل رشد قیمت این مناطق را می‌توان به افزایش سرمایه‌گذاری‌ها در این مناطق به علت افزایش ساخت‌وساز مسکن نسبت داد، در حالی که حجم معاملات انجام گرفته در برخی مناطق واقع در نیمه جنوبی شهر از جمله مناطق ۱۹ و ۲۰ نسبت به بقیه مناطق جنوبی کم بوده، اما جزء گرانترین مناطق جنوب شهر هستند. دلیل رشد قیمت این مناطق در مدل را می‌توان به کاهش قدرت خرید خانوار و افزایش تقاضا برای مناطق واقع در نیمه جنوبی نسبت داد.

#### ۵-۲. تحلیل حساسیت

به منظور ارزیابی حساسیت مدل به انتخاب پارامترها، از ضریب نابرابری تایل<sup>۱</sup> استفاده شده است. این معیار که برای تجزیه و تحلیل حساسیت مدل مبتنی بر عامل توسط هلبنگ<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) پیشنهاد شده است، یک ارزیابی کننده پیش‌بینی آماری می‌باشد. فرض کنید  $A_t$  نشان‌دهنده

1. Theil's inequality coefficient

2. Helbing

مشاهدات واقعی و  $P_t$  پیش بینی‌های متناظر با آن باشد، این ضریب توسط رابطه زیر به دست می‌آید:

$$UI = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (A_t - P_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (A_t)^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (P_t)^2}}$$

وقتی UI صفر باشد، تطابق کاملی بین مشاهدات واقعی و پیش بینی‌های مدل وجود دارد. با اجرای شبیه‌سازی‌ها برای گزینه‌های مختلف پارامتر، ضریب نابرابری تاویل برای سری زمانی میانگین قیمت هر متر مربع محاسبه می‌شود. سپس می‌توان قدرت پیش‌بینی مدل را مورد ارزیابی قرار داد. اگرچه پارامترهای گوناگونی در مدل وجود دارد، تجزیه و تحلیل حساسیت تنها برای پارامترهایی انجام می‌شود که دارای شواهد تجربی ضعیف هستند. متغیرهای انتخاب شده برای تحلیل حساسیت عبارتند از:  $N^{search}$  یا تعداد خانه‌هایی که یک خانوار برای خرید در هر بازه زمانی در نظر می‌گیرد و  $b^{dist}$  یا عرض توزیع پیرامون قیمت فهرست شده مسکن تعیین‌کننده ارزش گذاری خانوار. با توجه به محدود بودن داده‌های موجود برای تخمین پارامترها، ارزیابی تأثیر آنها بر مدل حائز اهمیت می‌باشد نتایج تجزیه و تحلیل حساسیت در جدول (۳) نشان داده شده است. در مدل پایه، در هر دوره زمانی خانوارها می‌توانند حداکثر ۱۰ خانه را پیشنهاد دهند، ارزش گذاری خانه‌های آنها در ۵ درصد قیمت فهرست شده است. از آنجا که یکی از فروض مهم برای ساخت این مدل، رویکرد پایین به بالا است، پارامترها فقط روی مقادیری تنظیم می‌شوند که بر اساس رفتار مشاهده شده خانوارها معقول تلقی شود. از این رو، ضرایب نابرابری ممکن است برای مقادیر جایگزین پارامترهای آزمون شده در تحلیل حساسیت، کم‌تر باشد.

جدول ۳. تحلیل حساسیت

	$N^{search}$	$b^{dist}$	UIprice
مدل پایه	۱۰	۰/۰۵	۰/۱۱
مدل ۱	۵	۰/۰۵	۰/۰۹
مدل ۲	۱۵	۰/۰۵	۰/۲۷
مدل ۳	۱۰	۰/۰۵	۰/۲۴
مدل ۴	۱۰	۰/۰۵	۰/۲۶
مدل ۵	۱۰	۰/۰۳	۰/۸۶
مدل ۶	۱۰	۰/۰۷	۰/۴۰

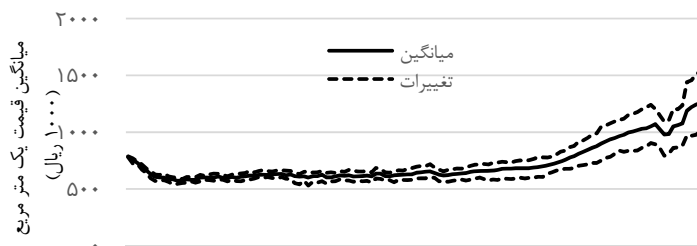
منبع: یافته‌های تحقیق

هنگام تغییر پارامتر  $N^{search}$ ، تحلیل حساسیت برای تعداد خانه‌های تنظیم شده روی ۵ و ۱۵ مورد آزمون قرار می‌گیرد ارزیابی نمونه‌ها نشان می‌دهد که اجازه دادن به خانوارها برای خرید مسکن، کم‌تر از تعداد مدل مینا به ضریب نابرابری پایین‌تر منجر می‌شود. پیش‌بینی هنگام افزایش  $N^{search}$  بهتر از مدل پایه عمل نمی‌کند که این نشان می‌دهد تنظیم این پارامتر روی ۱۰ می‌تواند مقدار انتخاب زیادی باشد. افزون بر این، واریانس ضریب نابرابری برای این متغیر نسبتاً کم است. بنابراین، می‌توان استنباط کرد که مدل پیش‌بینی ثابتی برای این متغیر ارائه می‌دهد و به تنظیمات این پارامتر حساسیت زیادی ندارد.

پارامتری دیگری که مورد آزمون قرار می‌گیرد، پهنای توزیع ارزش گذاری می‌باشد و برای آن سطح ۳ و ۷ درصد در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی که پیشنهاد خانوارها در هر دور مناقصه بر مبنای ارزش گذاریشان است، این پارامتر فاصله پیشنهادات احتمالی را تعیین می‌کند. نتیجه آزمون حساسیت نشان می‌دهد که مدل نسبت به تغییرات این پارامتر بسیار حساس‌تر است، در حالی که مقدار کم‌تر برای آن فقط به خانه‌ها اجازه می‌دهد تا با قیمت کمی بالاتر از قیمت فهرست خود فروخته شوند، مقدار بالاتر منجر به رشد قیمت می‌شود، در حالی که ارزش پایین‌تر آن فقط به خانه‌ها اجازه می‌دهد تا با قیمت کمی بالاتر از قیمت فهرست خود فروخته شوند، مقدار بالاتر منجر به رشد قیمت می‌شود.

### ۵-۳. اثر پارامترهای تصادفی

نتایج ارائه شده در بخش قبلی خروجی‌های حاصل از یک بار اجرای شبیه‌سازی هستند. از آنجا که بسیاری از اجزای مدل از طریق برداشتهایی از توزیع احتمال توسعه می‌یابند، خروجی مدل برای شبیه‌سازی‌های مکرر، یکسان نخواهد بود. به‌عنوان مثال، تطابق اولیه خانوارها و خانه‌ها توسط یک تابع تصادفی کنترل می‌شود. به‌طور مشابه، درآمد خانوار از یک فرآیند تصادفی پیروی می‌کند که به‌طور حتم مقادیر متفاوتی را برای یک خانوار خاص در هر شبیه‌سازی ارائه می‌دهد. این یک ویژگی مشترک مدل‌های مبتنی بر عامل است، زیرا مدل‌سازی قطعی رفتار و ویژگی‌های عامل‌ها در سطح خرد دشوار می‌باشد. با وجود تصادفی بودن ذاتی مدل، امید است که پدیده‌های نوظهور مشاهده شده، مستقل از هر بار شبیه‌سازی باشند و نتایج حاصل از یک بار شبیه‌سازی مدل بتواند معرف خوبی باشد. برای آزمون این فرضیه، مدل معیار ۳۰ بار اجرا شده و سری زمانی میانگین قیمت هر متر مربع ثبت می‌شود. پس از آن، مقدار میانگین برای هر دوره زمانی محاسبه شده و همراه با کرانه‌های بالا و پایین، که حداکثر و حداقل مقدار شبیه‌سازی‌ها را نشان می‌دهند، ترسیم می‌شود.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۸. نتایج شبهه‌سازی‌های مختلف میانگین قیمت هر متر مربع مسکن در تهران

همان‌طور که در شکل (۸) نشان داده شده است، باندها باریک هستند، که نشان می‌دهد روند قیمت هر متر مربع مسکن در هر شبهه‌سازی کمی متفاوت است. هم‌چنین، میانگین زمانی حاصل از یک بار اجرای مدل می‌تواند به‌عنوان نماینده عمل کند. از آنجا که تغییرات اولیه‌ی کوچک در طول شبهه‌سازی منتشر می‌شود، تغییرات حول میانگین به‌طور طبیعی در انتهای سری زمانی، بزرگ‌تر هستند.

## ۶- نتیجه‌گیری

مطالعات موجود در ارتباط با مدل‌های مبتنی بر عامل بازار مسکن محدود است و در حال حاضر مدل‌های اقتصادی استاندارد مانند مدل‌های پیش‌بینی تجربی و مدل‌های DSGE، بر ادبیات غالب هستند. در مدل‌های نظری، از توابع عرضه و تقاضا برای انجام تحلیل تعادلی استفاده می‌شود. مدل‌های اقتصاد کلان، که بیشتر بر پایه نظری ساخته می‌شوند، معمولاً مدل‌های رگرسیون بازار را تخمین می‌زنند در نهایت و مدل‌های DSGE رویکردی مبتنی بر خرد دارند که بیشتر مطابق با مدل‌های مبتنی بر عامل می‌باشد با این حال، بر خلاف مدل‌های مبتنی بر عامل، مدل‌های DSGE تعادلی را فرض می‌کنند که نتیجه تجمیع اقدامات همه عامل‌ها است، اما سال‌هاست که رویکرد پیچیدگی مورد توجه قرار گرفته است که اقتصاد را به‌صورت یک نظام پیچیده از عامل‌های ناهمگنی که در حال کنش با یکدیگر هستند، در نظر می‌گیرد؛ به‌طوری‌که اطلاعات محدود و عقلانیت کران‌دار دارند، بنابر این به‌منظور پرداختن به نقاط ضعف مدل‌های استاندارد، تکنیک‌های مدل‌سازی جایگزین ارائه شده است. مدل‌سازی مبتنی بر عامل، یک رویکرد خرد است که در آن عامل‌های ناهمگن با قواعد رفتاری معین در یک برنامه کامپیوتری شبهه‌سازی شده‌اند و دارای قابلیت انعطاف است که در بیشتر مدل‌های فعلی وجود ندارد، بنابراین هدف مهم این مطالعه ارزیابی مدل‌های مبتنی بر عامل فضایی در بازار مسکن از طریق

شبیه‌سازی قیمت است. از آنجا که تحولات قیمت مسکن در ایران به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای منطقه‌ای صورت می‌گیرد مدل ارائه‌شده را می‌توان نسخه کوچکی برای کل کشور در نظر گرفت. به‌عنوان مثال، درحالی‌که قیمت مسکن در شهر تهران در پاییز سال ۱۳۹۸ نوسان جزئی حدود یک درصدی داشته، قیمت مسکن در سایر شهرها به‌جز پایتخت ۴۴ درصد افزایش یافته است، به‌گونه‌ای که در استان‌هایی که بازار معاملات مسکن در آن‌ها رونق داشته، متوسط قیمت‌ها، کم‌تر از میانگین تورم کشوری، رشد، مشاهده می‌شود، بنابراین در یک مدل مبتنی بر عامل که نماینده کل بازار مسکن کشور است، این تفاوت‌های منطقه‌ای نیاز به مدل‌سازی دارد. از آنجا که تمرکز ما در این مطالعه روی این موضوع نیست، بهتر است با در نظر گرفتن مناطق مختلف پایتخت، یک جزء کوچک‌تر از بازار در نظر گرفته شود. مدل مبتنی بر عامل مورد استفاده متناسب با شرایط محلی بازار مسکن شهر تهران توسعه یافته است و شامل خانوارهای ناهمگنی می‌باشد که از طریق خرید خانه و خانه‌های سرمایه‌ای در بازار، تعامل دارند و بانکی که مسئول صدور وام مسکن است. از آنجا که مدل فضایی است، بنابراین عامل‌ها در یک دنیای دو بعدی که شهر را در طول شبیه‌سازی نشان می‌دهد، در تعامل هستند.

نتایج حاصل از شبیه‌سازی و تحلیل حساسیت قیمت مسکن برای یازده سال نشان داده که مدل خروجی، مشابه داده‌های تاریخی داشته است و با رشد منطقی قیمت‌ها در مدل می‌توان از پارامترها و قواعد حاکم در مدل مطمئن شد، لذا می‌توان از این مدل برای بررسی تأثیر طیف گسترده‌ای از سیاست‌های مختلف بر بازار مسکن کشور از جمله سیاست‌های وام دهی، مالیات‌بندی و شوک‌های نرخ بهره استفاده کرد.

تقاضای بیشتر خانوارهای جوان با پس انداز کم برای واحدهای مسکونی متراژ پایین، رشد قیمتی بیشتر این واحدهای مسکونی را در پی داشته است. از سوئی با افزایش قیمت مسکن و کاهش قدرت خرید متقاضیان، همه شهروندان بر خلاف الگوهای ترجیحی خود نسبت به متراژ، به خانه‌های کوچک‌تر روی آورده و بیشتر به سمت خانه‌های کم متراژ گرایش پیدا کرده‌اند. به موجب این امر، قیمت این واحدها رشد قابل توجهی نسبت به سایر واحدهای مسکونی داشته است. از آنجا که این واحدها بیشتر در مناطق مرکزی شهر قرار دارند، رشد بیشتر قیمت مسکن در مناطق مرکزی قابل توجیه است. از جنبه سرمایه‌گذاری نیز با توجه به اینکه واحدهای مسکونی کوچک، هدف مناسب‌تری برای سرمایه‌گذاری هستند، تقاضای سوداگری برای این واحدها زمینه رشد بیشتر قیمت آنها و مناطق مرکزی شهر را فراهم کرده است. بنابراین، الگوی تغییرات قیمت نواحی شمالی و جنوبی شهر حاکی از آن است که مناطق واقع در نیمه شمالی به اشباع قیمت رسیده‌اند، اما مناطق جنوبی هنوز ظرفیت افزایش قیمت را دارند.

## منابع

۱. امجدی، محمد حسین؛ شکیبایی، علیرضا و جلالی، سید عبدالمجید (۱۴۰۱). تأثیر نرخ ارز، و نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۲۱۳-۲۴۱.
۲. بهرامی، جاوید و حبیب، مروت (۱۳۹۲). مدل‌سازی رونق و رکود بازار مسکن تهران با در نظر گرفتن پویایی‌های اجتماعی، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱ (۶۶)، ۱۴۳-۱۶۸.
۳. پناهی، حسین، بهبودی، داود، اصغر پور، حسین و کشتکاران، نجمه (۱۳۹۷). بررسی آثار تکانه‌های سیاست پولی بر بخش مسکن در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، *اقتصاد شهری*، ۳ (۲)، ۱۸-۱.
۴. ساقی، فرزاد؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ میرزاپور باباجان، اکبر و اکبری مقدم، بیت‌الله (۱۳۹۷). اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد غیرخطی MS-VAR، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲ (۳)، ۷۵-۱۰۲.
۵. سید نورانی، سید محمدرضا (۱۳۹۳). بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴ (۵۲)، ۴۹-۶۸.
۶. عزیزی، محمد مهدی (۱۳۸۳). جایگاه شاخص‌های مسکن در فرایند برنامه‌ریزی مسکن، *نشریه هنرهای زیبا*، (۱۷)، ۳۱-۴۲.
۷. فلاح شمس، میرفیض، شریعت‌زاده، ایرج و گلزار میرزاوند (۱۳۹۱). بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران با استفاده از تکنیک ADL، *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۴ (۱۳)، ۳۵-۵۰.
۸. قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰)، *اقتصاد شهری*، ۱ (۱)، ۷۵-۵۵.
۹. قاسمی، محمد رضا؛ اربابیان، شیرین و جعفری، الناز (۱۳۹۲). اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن در ایران و تأثیر سیاست پولی بر آن، *پژوهش پولی و بانکی*، ۶ (۱۸)، ۲۱-۱.
۱۰. قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۸۷). نظریه قیمت مسکن در ایران، انتشارات نور علم، همدان.
۱۱. منجذب، محمد رضا؛ خندان، عباس و شاه بهرامی، حمید (۱۴۰۱). اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن (مسکونی) مناطق شهری استان‌های منتخب ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۷ (۱)، ۱۸۸-۱۵۷.
۱۲. موسوی، میرحسین و درودیان، حسین (۱۳۹۴). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران، *مدل‌سازی اقتصادی*، ۹ (۳)، ۱۲۷-۱۰۳.

۱۳. نعمتی، غلامرضا؛ علیزاده، محمد و فطرس، محمد حسن (۱۴۰۰). تأثیر عوامل جمعیتی و ساختار سنی جمعیت بر قیمت مسکن ایران با تأکید بر سالخوردگی جمعیت: رویکرد بیزی، *اقتصاد و مدیریت شهری*، ۹ (۳۵)، ۳۷-۶۳.
14. Guvenen, F. (2009). An empirical investigation of labor income processes, *Review of Economic dynamics*, 12 (1), 58-79
  15. Arnott, R., & Stiglitz, J. E. (1979). Aggregate land rents, excess demand, and the distribution of benefits from public goods. *The Quarterly Journal of Economics*, 94(4), 725-749.
  16. Ascari, G., Pecora, N., & Spelta, A. (2018). Booms and busts in a housing market with heterogeneous agents. *Macroeconomic Dynamics*, 22 (7), 1808-1824.
  17. Axtell, R., Farmer, D., Geanakoplos, J., Howitt, P., Carrella, E., Conlee, B., & Palmer, N. (2014). An agent-based model of the housing market bubble in metropolitan Washington, dc. In Whitepaper for Deutsche Bundesbank's Spring Conference on "Housing markets and the macroeconomy: Challenges for monetary policy and financial stability.
  18. Belke, A., & Keil, J. (2018). Fundamental determinants of real estate prices: A panel study of German regions. *International Advances in Economic Research*, 24, 25-45.
  19. Campisi, G., Naimzada, A. K., & Tramontana, F. (2018). Local and global analysis of a speculative housing market with production lag. *Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science*, 28 (5), 055901
  20. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2), 299-362.
  21. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003 (2), 299-362.
  22. Erlingsson, E. J., Raberto, M., Stefánsson, H., & Sturluson, J. T. (2012). Integrating the housing market into an agent-based economic model, *Managing Market Complexity*.
  23. Erlingsson, E. J., Teglio, A., Cincotti, S., Stefánsson, H., Sturluson, J. T., & Raberto, M. (2014). Housing market bubbles and business cycles in an agent-based credit economy, *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 8 (2014-8), 1- 42.
  24. Ge, J. (2013). Endogenous rise and collapse of housing prices.
  25. Ge, J. (2017). Endogenous rise and collapse of housing price: an agent-based model of the housing market. *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 182-198.
  26. Geanakoplos, J., Axtell, R., Farmer, J. D., Howitt, P., Conlee, B., Goldstein, J., ... & Yang, C. Y. (2012). Getting at systemic risk via an agent-based model of the housing market. *American Economic Review*, 102 (3), 53-58.



27. Glaeser, E. L., & Gyourko, J. (2003). The impact of building restrictions on housing affordability. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 9 (2), 21-39.
28. Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2008). Why have housing prices gone up? *The American Economic Review*, 98 (2), 303-307.
29. Goodman, A. C., Ittner, C. D., & Myers, C. A. (2015). Housing market dynamics: On the contribution of income shocks and credit constraints. *Journal of Monetary Economics*, 76, S94-S109.
30. Hendershott, P. H. (2004). The components of value and real estate returns. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29 (2), 127-145.
31. Kalabiska, R., & Hlavacek, M. (2022). Regional Determinants of Housing Prices in the Czech Republic. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 72 (1).
32. Karlik, B., & Olgac, A. V. (2011). Performance analysis of various activation functions in generalized MLP architectures of neural networks. *International Journal of Artificial Intelligence and Expert Systems*, 1(4), 111-122.
33. Kirca, M., & Canbay, Ş. (2022). Determinants of housing inflation in Turkey: a conditional frequency domain causality. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 15 (2), 478-499.
34. Lucas, R. E. (1976, January). Econometric policy evaluation: A critique. *In Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 1(1), 19-46.
35. Macal, C. M., & North, M. J. (2010). "Tutorial on Agent-based Modelling and Simulation." *Journal of Simulation*, 4 (3), 151-162.
36. Malpezzi, S. (2003). Hedonic pricing models: a selective and applied review. *Housing economics and public policy*, 1, 67-89.
37. Oikarinen, E. (2006). The Diffusion of Housing Price Movements from Centre to Surrounding Areas, *Journal of Housing Research*, 15 (1).
38. Plassmann, F., & Tideman, T. N. (2001). Regional housing supply and demand. *Journal of Housing Economics*, 10 (3), 278-294.
39. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *The Journal of Political Economy*, 82 (1), 34-55.
40. Shiller, R. J. (2007). Understanding recent trends in house prices and home ownership.
41. Xu, L., & Tang, B. (2014). On the determinants of UK house prices. *International Journal of Economics and Research*, 5 (2), 57-64.





University of Tehran Press

## The Simulation of Housing price in Tehran: An Spatial Agent Based Approach

Mir Hossein Mousavi<sup>1</sup> , Avin Khezri<sup>2</sup> , Hossein Raghfar<sup>3</sup>, Kobra Sangri Mohazab<sup>4</sup>

1. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Alzahra, Tehran, Iran, [hmousavi@alzahra.ac.ir](mailto:hmousavi@alzahra.ac.ir)
2. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Alzahra, Tehran, Iran, [Khezri@alzahra.ac.ir](mailto:Khezri@alzahra.ac.ir)
3. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Alzahra, Tehran, Iran, [raghfar@alzahra.ac.ir](mailto:raghfar@alzahra.ac.ir)
4. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Alzahra, Tehran, Iran, [k.sangari@alzahra.ac.ir](mailto:k.sangari@alzahra.ac.ir)

### Article Info

### ABSTRACT

**Article type:**  
Research Article

**Article history:**  
2022-08-22

**Received in revised:**  
2023-06-19

**Accepted:**  
2023-07-25

**Published online:**  
2023-08-11

**Keywords:**  
Housing price, spatial  
Agent based models,  
Tehran

**JEL Classification:**  
R31 .C61 .C25

The housing sector has always played a crucial role in the economy, with its fluctuations exerting significant effects on various economies. Prior to the 2007 financial crisis, standard models were commonly employed to explain price changes. These models assumed that agents were rational and well-informed, disregarding factors like irrationality and the heterogeneity of individuals that could contribute to such crises. However, agent-based models offer a different perspective, viewing the economy as a complex system with heterogeneous agents possessing limited information, engaging in interactions with each other. As a result, this study aims to evaluate a spatial agent-based model, specifically developed to analyze the housing market in Tehran. The simulation's results over an eleven-year period revealed that the growing demand from young households with limited savings for residential units under 100 square meters significantly drove up the prices of these particular units, outpacing other residential properties. Moreover, the findings indicated the higher growth of housing prices in the central areas of the city, primarily triggered by the influx of young households into these regions, seeking investment opportunities.

Mousavi, M.H., Khezri, A., Raghfar, H., & Sangri Mohazab, K. (2023). The Simulation of Housing price in Tehran: An Spatial Agent Based Approach. *Journal Economic Research*, 58 (1), 151-185.



© The Author(s).

**Publisher:** University of Tehran Press.

[DOI: 10.22059/JTE.2023.93460](https://doi.org/10.22059/JTE.2023.93460)



University of Tehran Press

## Interbank Market Mechanism Design: Case Study a Case Study of Iran's Interbank Market

Alireza Erfani<sup>1</sup> , Azadeh Talebbeydokhti<sup>2</sup> 

1. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, University of Semnan, Semnan, Iran, [aerfani@semnan.ac.ir](mailto:aerfani@semnan.ac.ir)
2. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, University of Semnan, Semnan, Iran, [talebbeydokhti@semnan.ac.ir](mailto:talebbeydokhti@semnan.ac.ir)

---

---

### Article Info

### ABSTRACT

**Article type:**  
Research Article

**Article history:**  
2022-12-10

**Received in revised:**  
2023-06-05

**Accepted:**  
2023-06-02

**Published online:**  
2023-08-11

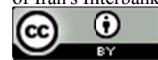
**Keywords:**  
Central Bank, Interbank  
Market, Liquidity Auctions,  
Mechanism Design

**JEL Classification:**  
C63, D02, D44, E44, E52,  
E58

In this study, we introduced various mechanisms that the central bank can use to predict the demand for liquidity in the interbank market. Simulating standing facilities and revenue in each mechanism from the 14th of October 2020 to the 25th of October 2022 in Iran showed that the higher the trading cost, the lower the volume of transactions in the interbank market, and most banks turn to standing facilities to meet their liquidity needs. The degree of interdependence of reserve requirements between banks, the uncertainty of banks regarding their private reserve requirements, and trading costs in the interbank market play a key role in choosing the best and most efficient mechanism.

---

Erfani, A., & Talebbeydokhti, A. (2023). Interbank Market Mechanism Design: Case Study a Case Study of Iran's Interbank Market. *Journal Economic Research*, 58 (1), 121-150.





© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press.

[DOI: 10.22059/JTE.2023.93450](https://doi.org/10.22059/JTE.2023.93450)

---

## The Direct Rebound Effect of Improving the Efficiency of Passenger Cars on Gasoline Consumption in Iran

Ali Asghar Salem<sup>1</sup> , Siab Mamipour<sup>2</sup>, Masoumeh Azizkhani<sup>3</sup> 

Department of Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran, Salem@atu.ac.ir

Department of Energy and Resource Economics, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, S.mamipour@khu.ac.ir

Department of Energy Economics, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, Masoumeh.azizkhani1986@gmail.com

### Article Info

### ABSTRACT

**Article type:**  
Research Article

**Article history:**  
2022-12-03

**Received in revised:**  
2023-02-15

**Accepted:**  
2023-02-27

**Published online:**  
2023-03-16

**Keywords:**  
Almost Ideal Demand System, Direct Rebound Effect, Energy Consumption, Gasoline Consumption Efficiency, Transportation

**JEL Classification:**  
K32, C32, H20, D61

In addition to intensified nonoptimal consumption, the accelerated rise of fuel consumption in the transportation sector is also followed by other hazards in domains such as the environment and national energy security and supply. Therefore, policymakers are particularly interested in improving the productivity of energy consumption with the intention of fuel saving. Such an approach, however, is faced with the rebounded effect in reality, and its positive impacts on reducing energy consumption are counteracted to a large extent.

Aiming to estimate the direct rebound effect of improving gasoline consumption efficiency among urban households in four classes of consumption (less than 60 L, 60 to 80 L, 80 to 120 L, and more than 120 L) from 2017 to 2020, the present study applies the almost ideal demand system (AIDS) model and the seemingly unrelated regression (SUR) method.

The results indicate that the direct rebound effect of improving gasoline consumption efficiency in four classes of consumption, i.e., less than 60 L, 60 to 80 L, 80 to 120 L, and more than 120 L is 0.73, 0.94, 0.63, and 0.47, respectively. These findings imply that the higher the non-rationed gasoline consumption, the more the saving. In fact, the gasoline pricing mechanism, which has been subject to ongoing criticism, is a significant factor in the extent of the rebound effect, and further amendments are required in this regard.

Asghar Salem, A., Mamipour, S., & Azizkhani, M. (2023). The Direct Rebound Effect of Improving the Efficiency of Passenger Cars on Gasoline Consumption in Iran. *Journal Economic Research*, 58 (1), 95-120.



© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press.

[DOI:10.22059/JTE.2023.351978.1008757](https://doi.org/10.22059/JTE.2023.351978.1008757)



University of Tehran Press

## Instability in Iran's informal Foreign exchange market: structural breaks and jumps or long memory in volatility?

Mojtaba Rostami<sup>1</sup> , Moslem Nilchi<sup>2</sup> , Mohammad Mehdi Momenzadeh<sup>3</sup> 

1. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, University of Yazd, Yazd, Iran, [Mojtabarostami1364@yahoo.com](mailto:Mojtabarostami1364@yahoo.com)

2. Department of Finance and Accounting, Faculty of Economics, Management and Accounting, University of Yazd, Yazd, Iran, [Moslem.nilchi@gmail.com](mailto:Moslem.nilchi@gmail.com)

3. Department of Accounting, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran, [Momenzadeh2000@yahoo.com](mailto:Momenzadeh2000@yahoo.com)

### Article Info

### ABSTRACT

#### Article type:

Research Article

#### Article history:

2023-04-12

#### Received in revised:

2023-06-06

#### Accepted:

2023-06-20

#### Published online:

2023-08-11

#### Keywords:

Economic Sanctions, Exchange Rate, Jump, Sudden Changes, Volatility

#### JEL Classification:

C63, D02, D44, E44, E52, E58

It seems that heavy economic sanctions have been the source of the instability of the unofficial foreign exchange market in the last two decades. This instability can be the result of the high resistance of turbulent shocks in the direction of damping towards the long-term average of the exchange rate, which shows the high persistence of the process. Such stability in unofficial foreign exchange market fluctuations can be caused by large changes in long-term variance due to structural breaks or the existence of long memory in exchange rate returns volatility. This paper seeks to provide a perspective of these two modes and their different aspects on the volatility of the unofficial exchange rate. For this purpose, the persistence of unofficial exchange rate volatility in three cases; We examined original data, original data with structural breaks and refined data from mass jumps and with structural break in combination with exponential (GARCH and IGARCH) and hyperbolic (FIGARCH models) autocorrelation functions. The results of this research show that the unofficial foreign exchange market is affected by collective jumps and sudden changes in the variance of returns. Also, based on the information criteria, the model compatible with the data is the FIGARCH(1,d,1) model with the original data and exposed to double structural failures in the variance, which indicates the extreme instability of the unofficial foreign exchange market and the impact of structural failures caused by sanctions mainly. It refers to long-term volatility or unconditional volatility. This model clearly shows the unilateral withdrawal of the United States from the JCPOA and the return of unilateral sanctions after 2018. The uncertainty in Iran's unofficial foreign exchange market is more severe than in 2011.

Rostami, M., Nilchi, M., & Momenzadeh, M.M. (2023). Instability in Iran's informal Foreign exchange market: structural breaks and jumps or long memory in volatility?. *Journal Economic Research*, 58 (1), 61-94.



© The Author(s).

DOI: [10.22059/jte.2023.93459](https://doi.org/10.22059/jte.2023.93459)

Publisher: University of Tehran Press.



University of Tehran Press

## Evaluating the Impact of Logistics Hub Formation in Isfahan Province on Regional Economy Based on Two-Regional Computable General Equilibrium Model

Azam Jalaei<sup>1</sup>✉, Nematollah Akbari<sup>2</sup> , Babak Saffari<sup>3</sup> 

1. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, [Jalaei.azam@gmail.com](mailto:Jalaei.azam@gmail.com)
2. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, [n\\_akbari@ase.ui.ac.ir](mailto:n_akbari@ase.ui.ac.ir)
3. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, [b\\_saffari@ase.ui.ac.ir](mailto:b_saffari@ase.ui.ac.ir)

---

---

### Article Info

### ABSTRACT

**Article type:**  
Research Article

**Article history:**  
2023-01-22

**Received in revised:**  
2023-06-17

**Accepted:**  
2023-07-02

**Published online:**  
2023-08-11

**Keywords:**  
Logistics Hub,  
Logistics, Theory of  
New Economic  
Geography, Two-  
Regional CGE Model

**JEL Classification:**  
D58 .E60 .O18 .R13

The present study has evaluated the impact of logistics hub formation in Isfahan province on this province.

In this regard, by designing and developing a two regional Computable General Equilibrium (CGE) model (Isfahan province and other national economies), the economic effects resulting from the reduction of transportation cost (logistics cost) as a result of applying this logistics policy on this province has been evaluated. In this model, which is widely based on the theory of New Economic Geography (NEG), there are 3 basic assumptions including: 1- Iceberg-type transportation cost; 2- the utility function of Dixit-Stiglitz (1977) type and 3- the production function of the industrial sector with increasing returns technology has been taken into account. The main database used in the estimation of this model is the two-regional Social Accounting Matrix (SAM) obtained by adjusting the two-regional input-output table calculated by the researchers with the new mixed CHARM-RAS method.

The findings revealed that the establishment of a logistics hub in this province leads to industrial agglomeration, increase in employment, total gross production and labor productivity. Therefore, the application of this logistics policy has a positive economic effect on the region - without considering the environmental effects of such agglomeration.

---

Azam Jalaei, A., Akbari, N., & Saffari, B. (2023). Evaluating the Impact of Logistics Hub Formation in Isfahan Province on Regional Economy Based on Two-Regional Computable General Equilibrium Model. *Journal Economic Research*, 58 (1), 25-59.



© The Author(s).

[DOI: 10.22059/JTE.2023.93449](https://doi.org/10.22059/JTE.2023.93449)

**Publisher:** University of Tehran Press.

---



University of Tehran Press

## Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran

Esmail Abounoori<sup>1</sup> , Anahita Roozitalab<sup>2</sup> 

1. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Semnan, Semnan, Iran, [abounoori@semnan.ac.ir](mailto:abounoori@semnan.ac.ir)

2. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Semnan, Semnan, Iran, [Ana.roozitalab@semnan.ac.ir](mailto:Ana.roozitalab@semnan.ac.ir)

---

---

### Article Info

### ABSTRACT

**Article type:**  
Research Article

**Article history:**  
2023-02-23

**Received in revised:**  
2023-06-06

**Accepted:**  
2023-06-16

**Published online:**  
2023-08-11

**Keywords:**  
Iran, Multidimensional  
Gini Coefficient,  
Multidimensional  
Inequality, One-  
Dimensional Inequality

Unidimensional inequality has been estimated many times; but individual well-being is a multi-dimensional concept that depends not only on income but also on other benefits such as education, health, and housing. The main aim in this research has been to evaluate the inequality concerning commodity groups in the household basket and compare the multi-dimensional inequality with that of one-dimensional (total expenditure) inequality for urban, and rural areas as well as the country as a whole. Therefore, the multidimensional Gini coefficient is estimated according to Kumar Banerjee (2010) during the period 1984-2021. Doing so, we have used the household income-expenditure microdata collected in the 9 commodity groups of food, clothing, housing, services, health, recreation and entertainment, education, transportation and communication, and others by Statistical Center of Iran. The results indicate that the multi-dimensional inequality trend have been increasing for urban and rural so the country as a whole, while the one-dimensional expenditure (unidimensional) inequality shows a decreasing trend and the gap between trends were also increasing. The multidimensional inequality headways been more than that of unidimensional inequality level as has been expected, which more corresponds with real evidence in Iran.

**JEL Classification:**  
D3, I14, I24, I3

---

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2023). Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran. *Journal Economic Research*, 58 (1), 1-24.



© The Author(s).

[DOI:10.22059/jte.2023.93458](https://doi.org/10.22059/jte.2023.93458)

**Publisher:** University of Tehran Press.



*In the Name of God*

ABSTRACT OF ARTICLES



## **Economic Research**

### **Editor**

Ebadi, Jafar

Associate Professor, University of Tehran-Iran

### **Editorial Board**

Abbasi Nejad, Hossein

Professor, University of Tehran-Iran

Abrishami, Hamid

Professor, University of Tehran-Iran

Komijani, Akbar

Professor, University of Tehran-Iran

Mirakhor, Abbas

Professor, Executive Director. IMF-U.S.A

Sharzeie, Gholamali

Associate Professor, University of Tehran-Iran

Sobhani, Hassan

Professor, University of Tehran-Iran

Hadi Salehi Esfahani

Professor, University of Illinois at Urbana - Champaign-U.S.A

Farkhondeh Jabalameli

Associate Professor, University of Tehran-Iran

Gholamreza Keshavarz

Associate Professor Sharif University of Technology-Iran

### **Referees:**

Meysam Amiri (Ph.D), Sajad Barkhordari (Ph.D), Mehdi Darabi (Ph.D), Ali Akbar Gholizadeh (Ph.D), Maryam Hematy (Ph.D), Behrooz Maleki (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Mir Hossein Mousavi (Ph.D), Kamran Nadir (Ph.D), Soheila Parvin (Ph.D), Ali Souri (Ph.D), Fathollah Tari (Ph.D)

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



University of Tehran Press

# Economic Research

Online ISSN: 2588-6118

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

Vol. 58, No. 1, Spring 2023

ISSN 0039-8969

**Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran** / Esmael Abounoori, Anahita Roozitalab..... 1

**Evaluating the Impact of Logistics Hub Formation in Isfahan Province on Regional Economy Based on Two-Regional Computable General Equilibrium Model** / Azam Jalaei, Nematollah Akbari, Babak Saffari ..... 2

**Instability in Iran's informal Foreign exchange market: structural breaks and jumps or long memory in volatility?** / Mojtaba Rostami, Moslem Nilchi, Mohammad Mehdi Momenzadeh ..... 3

**The Direct Rebound Effect of Improving the Efficiency of Passenger Cars on Gasoline Consumption in Iran/** Ali Asghar Salem, Siab Mamipour, Masoumeh Azizkhani ..... 4

**Interbank Market Mechanism Design: Case Study a Case Study of Iran's Interbank Market** / Alireza Erfani, Azadeh Talebbeydokhti ..... 5

**The Simulation of Housing price in Tehran: An Spatial Agent Based Approach** / Mir Hossein Mousavi, Avin Khezri, Hossein Raghfar, Kobra Sangri ..... 6

---

**Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445**