



University of
Sistan and Baluchestan



Investigating the effect of mutual shocks of the housing price index and the volume of housing transactions in the provinces of Iran: with the GVAR approach

Mehdi Shirafkan Lemso¹ | Yaser sistani badooei² | Fatemeh Seyedhashemi³

1. Assistant Professor, Department of Economics, Chabahar University of Maritime and Marine Sciences, Chabahar, Iran. Email: shirafkan@cmu.ac.ir (Correspondence Author).

2. lecturer Academic Member of Economy , Baft Higher Education Center , Shahid Bahonar University of Kerman , Kerman , Iran . E-mail: yaser.economics@gmail.com

3. Ph.D. Economic, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: Fatemeh.seyedhashemi@yahoo.com

Article Info

ABSTRACT

Article type:

Research Article

Article history:

Received:

12 November 2023

Revised in revised

form: 12 April 2024

Accepted: 21 April

2024 Published

online: 27 June 2024

:JEL:

R30, F01, R21

Keywords:

shock,

Housing price index,

Housing transaction

volume index,

Iran,

GVAR

The aim of the current study is the effect of mutual shocks on the housing price index and the volume of results in the provinces of Iran during the years 2018-2019 using the GVAR method. At present, firstly, we will examine the reaction graphs of the housing price index of the provinces and the researches related to the investigation of the housing price indices of the provinces, in relation to the shocks of the housing price index and the volume of Tehran province, and then we will examine the analysis graphs and examine the housing price indices and analyzes volumetric The facility has been paid. The results generally show that according to the graphs showing the reaction of housing to housing index shocks and size, the housing price index in all provinces except seven provinces has increased compared to the housing price indices, compared to the Tehran shocks. Based on the graphs of the reaction of transaction volume to the shocks of transaction volume and housing price index, the volume index of housing transactions of all provinces except eleven provinces have reacted more to the shocks of Tehran's housing price index than to the shocks of the volume of housing transactions in Tehran. According to the variance analysis graphs of the housing price index, most of the changes in the housing price index of thirteen provinces are caused by the changes in the Tehran housing transaction volume index, and most of the changes in the housing price index in other provinces are caused by the changes in the Tehran housing price index. According to the variance analysis diagrams of the volume of housing transactions, most of the changes in the volume of housing transactions in fourteen provinces are caused by the changes in the volume of housing transactions in Tehran, and most of the changes in the volume of housing transactions in other provinces are due to the changes in the housing price index in Tehran.

Cite this article. Shirafkan Lemso, M., sistani badooei, Y., & Seyedhashemi, F., (2024) Investigating the effect of mutual shocks of the housing price index and the volume of housing transactions in the provinces of Iran: with the GVAR approach. *Stable Economy Journal*, 5 (2), 55-92. DOI: 10.22111/sedj.2024.47179.1411



© The Author(s).

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

DOI: 10.22111/sedj.2024.47179.1411

Extended Abstract

Introduction: One of the most important sectors of the economy of any country is the housing sector, and its fluctuations have different effects on different economic sectors. In recent years, despite the ever-increasing growth of prices and inflationary conditions, the ability of consumers to purchase housing has become much longer. Especially if these conditions are accompanied by small credit facilities, exchange rate fluctuations, weakening of the national currency, economic sanctions and low economic growth, the housing purchasing power of households and consumers will decrease further. But on the other hand, people who enter the housing market for speculative purposes fuel the increasing prices. Therefore, stray capitals represent an important part of the imbalance and confusion of housing prices. Therefore, considering the effects of housing price fluctuations on the welfare of households and different sectors of the economy, it is important to investigate housing market shocks. Therefore, the present study investigates the effect of mutual shocks on the housing price index and the volume of housing transactions in the provinces of Iran during the years 1388-1399 using the method GVAR has paid.

Method: The present study investigates the effect of mutual shocks on the housing price index and the volume of housing transactions in the provinces of Iran during the years 2018-2019 using the GVAR method. The required data has been extracted from the statistical center of Iran in the form of documents and a library logarithmically. The model of the present study is adapted based on the experimental study of Cipollini and Parla (2020), which investigated the mutual shocks of the housing price index and the volume of housing transactions in the provinces of Iran.

Results : Based on the results of the study and based on the response graphs of the housing price index of the provinces to the shocks of the housing price index and the volume of Tehran province, it is observed that the housing price index of Ardabil, Isfahan, Alborz, Ilam, East Azerbaijan, West Azerbaijan, Bushehr, Chaharmahal and Bakhtiari provinces. South, Khorasan, Razavi, North, Khuzestan, Zanzan, Fars, Qazvin, Qom, Kurdistan, Kerman, Kermanshah, Lorestan, Hamedan and Yazd react to the housing price indices of Khorasan, Tehran, and Tehran housing volume. Also, the housing price index of the provinces of Semnan, Sistan and Baluchistan, Kohkiloye and Boyer Ahmad, Golestan, Mazandaran, Markazi and Hormozgan have reacted more to the shocks of the volume of housing transactions in Tehran than the shocks of the housing price index of Tehran. Also, based on the response graphs of the housing transaction volume index of the provinces to the shocks of the housing price index and the transaction volume of Tehran province, it can be stated that the housing transaction volume index of the provinces of Isfahan, Alborz, Ilam, East Azerbaijan, West Azerbaijan, Bushehr, Chaharmahal and Bakhtiari, Khorasan South, North Khorasan, Khuzestan, Semnan, Fars, Kurdistan, Kerman, Kohkiloye and Boyer Ahmad, Golestan, Hormozgan, Hamedan and Yazd have reacted more to the shocks of Tehran's housing price index than to the shocks of the volume of Tehran's housing transactions. Also, the transaction volume index of Ardabil, Bushehr, Khorasan Razavi, Zanzan, Sistan and Baluchistan, Qom, Kermanshah, Gilan, Lorestan, Mazandaran and Central provinces have reacted more to the shocks of Tehran's housing transaction volume than to the shocks of Tehran's housing price index. Also, based on the housing price index variance analysis charts, it is possible to get more changes in the housing price index in the provinces of Isfahan, Alborz, Ilam, West Azerbaijan, Bushehr, Chaharmahal and Bakhtiari, South Khorasan, Razavi Khorasan, North Khorasan, Khuzestan, Zanzan, Fars, Qazvin, Qom, Kerman, Kermanshah and Lorestan are caused by changes in Tehran's housing price index. Also, most of the changes in the housing price index in the provinces of Ardabil, East Azerbaijan, Semnan, Sistan and Baluchistan, Kurdistan, Kohkiloye and Boyer Ahmad, Golestan, Gilan, Mazandaran, Markazi, Hormozgan, Hamedan and Yazd are caused by the changes in the volume index of housing transactions in Tehran; And according to the variance analysis charts of the volume of housing transactions, it is possible to find most of the changes in the volume of housing transactions in the provinces of Alborz, Ilam, East Azerbaijan, Chaharmahal and Bakhtiari, South Khorasan, North Khorasan, Khuzestan, Semnan, Fars, Kurdistan, Kerman, Kohkiloye and Boyer Ahmad, Golestan, Lorestan, Hamedan and Yazd are caused by the changes in Tehran housing price index. Also, most of the changes in the volume index of housing transactions in Ardabil, Isfahan, West Azerbaijan, Bushehr, Khorasan Razavi, Zanzan, Sistan and Baluchistan, Qazvin, Qom, Kermanshah, Gilan, Mazandaran, Markazi and Hormozgan provinces are caused by the changes in the volume index of housing transactions in Tehran.

Conclusion:

So that the results show that based on the reaction graphs of the housing index to housing index shocks and transaction volume, the housing price index of all provinces except seven provinces have reacted more to the shocks of Tehran's housing price index than to the shocks of Tehran's housing transaction volume. Based on the graphs of the reaction of transaction volume to the shocks of transaction volume and housing price index, the housing transaction volume index of all provinces, except for eleven provinces, reacted more to the shocks of Tehran's housing price index than to the shocks of Tehran's housing transaction volume. According to the variance analysis charts of the housing price index, most of the changes in the housing price index of thirteen provinces are caused by the changes in the Tehran housing transaction volume index, and most of the changes in the housing price index in other provinces are caused by the changes in the Tehran housing price index. According to the variance analysis diagrams of housing transaction volume, most of the changes in the housing transaction volume index of fourteen provinces are caused by the changes in the Tehran housing transaction volume index, and most of the changes in the housing transaction volume in other provinces are caused by the changes in the Tehran housing price index.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: All ethical considerations have been observed in this article

Conflict of interest: There is no conflict of interest in this article

شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران: با رویکرد GVAR

مهدی شیرافکن لمسو^۱ یاسر سیستانی بدوئی^۲ فاطمه سیدهاشمی^۳

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه دریاوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران. رایانامه: shirafkan@cmu.ac.ir

۲. مربی؛ گروه اقتصاد؛ مجتمع آموزش عالی بافت؛ کرمان، کرمان، ایران؛ رایانامه: yaser.economics@gmail.com

۳. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: Fatemeh.seyedhassemi@yahoo.com

چکیده	اطلاعات مقاله
هدف مطالعه حاضر بررسی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۸ با استفاده از روش GVAR می‌باشد. در پژوهش حاضر ابتدا به بررسی نمودارهای واکنش شاخص قیمت مسکن استان‌ها و نمودارهای واکنش شاخص حجم معاملات مسکن استان‌ها، نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران، پرداخته شد و سپس به بررسی نمودارهای تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن و نمودارهای تجزیه واریانس حجم معاملات مسکن پرداخته شده است. به طوری که نتایج نشان می‌دهد بر اساس نمودارهای واکنش شاخص مسکن به شوک‌های شاخص مسکن و حجم معاملات، شاخص قیمت مسکن تمامی استان‌ها به جز هفت استان نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران داشته‌اند. بر اساس نمودارهای واکنش حجم معاملات نسبت به شوک‌های حجم معاملات و شاخص قیمت مسکن، شاخص حجم معاملات مسکن تمامی استان‌ها به جز یازده استان، نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران داشته‌اند. بر اساس نمودارهای تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن، بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن سیزده استان، ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد و بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن سایر استان‌ها ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد و بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن سایر استان‌ها ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد.	نوع مقاله: مقاله پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲۱ تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۵ تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۴/۱۷ JEL : R30, F01, R21
	واژه‌های کلیدی: شوک، شاخص قیمت مسکن، حجم معاملات مسکن، ایران، GVAR

استناد: شیرافکن لمسو، مهدی؛ سیستانی بدوئی، یاسر و سیدهاشمی، فاطمه (۱۴۰۳) شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در

استان‌های ایران رویکرد خود رگرسیون برداری جهانی (GVAR). *اقتصاد باثبات*، ۵ (۲)، ۵۵-۹۲.

DOI: 10.22111/sedj.2024.47179.1411



۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور بخش مسکن می‌باشد و نوسانات آن تأثیرات متفاوتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی می‌گذارد. اهمیت بخش مسکن را می‌توان از دو جنبه بررسی کرد: از سویی به دلیل جایگاه خاص مسکن در سبد خانوارها و نیازهای اساسی خانوارها به مسکن و گران‌ترین کالای موردنیاز خانوارها، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، بزرگ‌ترین سرمایه‌گذاری در طول زندگی خانوارها محسوب می‌شود. از سوی دیگر، بخش مسکن همواره بر سایر بخش‌های اقتصادی تأثیر گذاشته و به صورت متقابل نیز تحت تأثیر بخش‌های دیگر اقتصاد قرار می‌گیرد و ارتباط گسترده و متقابلی با دیگر بخش‌های اقتصادی دارد. تحلیل گران مسکن پلکانی در روند قیمتی بازار مسکن را دوره‌های رونق و رکود می‌نامند به طوری که در جذب و یا خروج سرمایه‌گذاران در بازار مسکن نقش مهمی ایفا می‌کند. بنابراین یکی از ویژگی‌های مهم بازار مسکن در ایران، تأثیرپذیری از سایر بخش‌های اقتصادی کشور و شکل‌گیری چرخه‌های رونق و رکود می‌باشد. نوسانات قیمت مسکن موجب اخلاص در تأمین مسکن مصرفی خواهد شد. برای شناخت عوامل مؤثر بر شوک‌های قیمت مسکن باید عوامل مؤثر بر هر دو قسمت عرضه و تقاضای بازار مسکن مورد بررسی قرار گیرد. (خدادادی ایبازنی، ۱۳۹۲).

یکی دیگر از بخش‌های مهم اقتصادی در حوزه مسکن، سرمایه‌گذاری می‌باشد. سرمایه‌گذاری یکی از متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد و برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی بالاتر کشور نقش بسزایی می‌تواند ایفا کند. (مظفری و همکاران، ۱۴۰۱). از این رو می‌توان بیان داشت بخش مسکن عملاً قابلیت جذب سرمایه‌های کلان را داراست. با توجه به اینکه مسکن یک کالای بدون جانشین و غیرقابل واردات است، افزایش تقاضای به وجود آمده در بخش مسکن را نمی‌توان با افزایش واردات پاسخ داد. از این رو این امر افزایش قیمت مسکن را به دنبال خواهد داشت. عوامل مهم دیگری علاوه بر افزایش قیمت تمام‌شده مسکن، مانند شکاف عرضه مسکن از تقاضای جامعه، می‌توانند موجب افزایش قیمت مسکن شوند. کمبود عرضه مسکن نیز معمولاً در اثر عدم سرمایه‌گذاری مناسب در این بخش به وجود می‌آید. شکاف عرضه از تقاضا عامل مهم بازدارنده متعادل شدن قیمت مسکن است. نرخ بازدهی بالای بخش مسکن موجب افزایش سرمایه‌گذاری و جذب پول‌های نفتی سرگردان می‌شود. بنابراین دوره‌های رونق با تحریک اولیه قیمت‌ها به وجود می‌آیند و سپس سرمایه‌های سرگردان به امید کسب سود حاصل از افزایش قیمت مسکن و سفته‌بازی وارد بازار مسکن می‌شوند. افزایش ناگهانی در قیمت مسکن موجب افزایش سود ساخت‌وساز و عرضه در بازار مسکن می‌شود. از این رو سرمایه‌گذاری و رونق در ساخت در نهایت موجب افزایش عرضه در بخش مسکن خواهند شد. در سال‌های اخیر با وجود رشد روزافزون قیمت‌ها و شرایط تورمی، توانایی خرید مسکن مصرف‌کننده‌ها بسیار کاهش یافته است. به‌ویژه اگر این شرایط با تسهیلات اعتباری ناچیز، نوسانات

نرخ ارز، تضعیف ارزش پول ملی، تحریم‌های اقتصادی و سطح رشد اقتصادی پایین همراه باشد، توان خرید مسکن خانوارها و مصرف‌کنندگان کاهش بیشتری خواهد داشت. اما در مقابل، افرادی که باهدف سوداگرانه وارد بازار مسکن می‌شوند، افزایش هرچه بیشتر قیمت‌ها را دامن می‌زنند. بنابراین سرمایه‌های سرگردان بخش مهمی از عدم تعادل و به‌هم‌ریختگی قیمت‌های مسکن را رقم می‌زنند. بنابراین با توجه به اثرات نوسانات قیمت مسکن بر حجم معاملات مسکن و افزایش شاخص قیمت مسکن و تاثیر متقابلش بر حجم معاملات مسکن از شهرهای پرجمعیت علی‌الخصوص تهران به سایر شهرستان‌ها حائز اهمیت می‌باشد. از این‌رو هدف مطالعه حاضر بررسی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹ با استفاده از روش *GVAR* پرداخته است.

عمده مطالعات قبلی بر عوامل تأثیرگذار بر بازار مسکن و یا شوک‌های کلان اقتصادی بر این بازار پرداخته‌اند. لذا هیچ مطالعه‌ای به بررسی شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران و همچنین تاثیر متقابل افزایش شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن از تهران به سایر شهرستان‌ها نپرداخته است. از طرفی هیچ مطالعه‌ی داخلی از روش *GVAR* استفاده نکرده است. لذا مطالعه حاضر به بررسی شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران، با استفاده از روش *GVAR* پرداخته است. این مطالعه هم به لحاظ موضوعی و هم روش‌شناسی متفاوت با سایر مطالعات صورت گرفته قبلی می‌باشد.

سازمان‌دهی پژوهش حاضر به این ترتیب است که بعد از مقدمه حاضر، مروری بر ادبیات تحقیق که شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق می‌باشد، مطرح می‌شود. بخش سوم به عنوان روش‌شناسی تحقیق دربرگیرنده مدل تحقیق و داده‌های مورد استفاده می‌باشد. بخش چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق می‌پردازد. در نهایت، در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی پرداخته خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

مرور تاریخی مسکن آن‌گونه که دی پاسکال و ویتون^۱ (۱۹۹۴) اشاره نمودند در طول زمان از دهه ۱۹۶۰، مطالعات از بخش سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی به تدریج به سمت قیمت مسکن و نقش مؤسسات مالی و بازار اعتبارات مربوطه معطوف شده است.

۲-۱-۱. قیمت مسکن

^۱ DiPasquale & Wheaton

افزایش قیمت بخش مسکن و رشد سریع و رونق شتابان قیمت مسکن به دلیل تأثیر شدید آن برافزایش هزینه‌های خانوار و نارضایتی اجتماعی ناشی از آن هیچ‌گاه مطلوب مردم و متولیان سیاست‌گذاری و نظارت بر این بخش نیست زیرا مسکن بخش قابل‌ملاحظه‌ای از ثروت خالص بخش خصوصی را به خود اختصاص داده و همچنین مخارج تأمین مسکن مانند اجاره یا اقساط وام مسکن مهم‌ترین بخش هزینه‌های خانوار را تشکیل می‌دهند و اجاره، مهم‌ترین بخش شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی است و در ارزیابی ریسک و ثبات قیمت‌ها عامل مهمی تلقی می‌شود. از سوی دیگر، رکود این بازار از جهت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در این بخش و کاهش رشد اقتصادی برای سیاست‌گذاران اقتصادی و دولتمردان پدیده‌ای ناخوشایند است. از این رو بخش مسکن یکی از بخش‌های مهم اقتصادی به شمار می‌رود (قلی‌زاده و سجادی، ۱۳۸۹). بر مبنای مطالعه محمودی و همکاران (۱۳۹۸)، شوک ترجیحات مسکن (شوک تقاضای مسکن) بر قیمت حقیقی مسکن، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و غیر مسکن، مصرف حقیقی و تولید ناخالص داخلی حقیقی اثرگذار است.

همچنین، قیمت مسکن تواند به نوعی، نشان دهنده تمایلات و نیازهای بازار باشد و حتی به عنوان پیش‌بینی کننده متغیرهای کلان اقتصادی، نظیر تورم آینده باشد. گستردگی بخش مسکن و تعدد فاکتورهای مؤثر بر عرضه و تقاضای آن موجب شده بازار مسکن با متغیرهای اقتصاد کلانی رابطه ای متقابل و دوسویه داشته باشد. علاوه بر اختصاص بخشی از ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری و اشتغال نیروی کار به بخش مسکن، این بخش پیوندهای پسین و پیشین وسیعی با سایر بخش‌های تولیدی دارد که همین مسئله احتمال تسری سیکل‌های بخش مسکن به سایر بخش‌ها و در نتیجه کل اقتصاد کلان یا روندی بالعکس را تقویت می‌کند (موسوی و درودیان، ۱۳۹۳).

۲-۱-۲. عوامل اثر گذار در قیمت مسکن

تغییرات قیمت و قیمت‌گذاری مسکن می‌تواند با مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصاد کلان و شرایط خاص بازار پیوند قابل‌ملاحظه‌ای داشته باشد. این در حالی است که این عوامل هم در سمت عرضه و هم در طرف تقاضا می‌توانند تأثیر داشته باشند (Gasparéniené & al, 2016). روند قیمت مسکن می‌تواند بر تقاضای کل و اجزای مهم آن از جمله پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کل بخش واقعی اقتصاد اثرگذار باشد از این رو بودجه خانوار و ترازنامه مالی بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد (Granziera & Kozicki, 2016). رابطه میان متغیرهای اقتصاد کلان و بخش مسکن متقابل و پیچیده است. در واقع، نوسانات بخش مسکن در عین حال که بر متغیرهای اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد، از آن‌ها نیز تأثیرپذیر بوده و دوره‌های رکود و رونق را تشدید می‌کند (Granziera & Kozicki, 2018).

جمعیت و تغییرات آن، یکی از عوامل نوسانات قیمت مسکن و تقاضای مصرفی آن است. زیرا عامل جمعیتی، مهم‌ترین عامل پیش‌بینی‌کننده بلندمدت قیمت مسکن در یک اقتصاد است. تقاضا برای خرید مسکن را می‌توان به دو بخش تقسیم کرد: ۱- تقاضای مصرفی ۲- تقاضای سرمایه‌ای. تأثیر عوامل جمعیتی بیش‌تر بر تقاضای مصرفی و در بلندمدت خود را نشان می‌دهد و البته عواملی که بر تقاضای مسکن مؤثر است، عبارت‌اند از ۱- افزایش جمعیت ۲- مهاجرت از اقتصادهای کوچک به بزرگ ۳- هرم سنی جمعیت ۴- تمایل به تشکیل خانواده جدید ۵- میانگین سن ازدواج ۶- استقلال طلبی جوانان برای زندگی مستقل و دور از خانواده. بدیهی است که با افزایش جمعیت، تقاضای بالقوه برای مسکن افزایش می‌یابد و اگر افزایش تقاضای بالقوه بیش از عرضه مسکن باشد، در بلندمدت منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد (پزشک پور و همکاران، ۱۳۹۸)

بخش مسکن از شوک‌های پولی تأثیرپذیر است. شوک‌های پولی بر هزینه فرصت نگهداری کالاهای بادوام، از جمله مسکن، از طریق تغییر نرخ بهره، تأثیرگذار می‌باشند. از دو جنبه می‌توان تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش مسکن را مورد ارزیابی قرارداد: اول اینکه ناپایداری در بازار ارز باعث سرازیر شدن منابع سرمایه‌گذاری شده در بخش ارز به سوی سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها، از جمله مسکن می‌شود که در نهایت می‌تواند موجب افزایش قیمت مسکن شود. دوم اینکه ممکن است تغییر قیمت نهاده‌های تولید مسکن به دنبال تغییرات نرخ ارز به‌طور بالقوه ایجاد شود که این امر بر قیمت آن و همچنین میزان فعالیت در این بخش تأثیرگذار خواهد بود (کاغذیان و همکاران، ۱۳۹۴). علاوه بر متغیرهای اقتصادی که تعیین‌کننده نرخ ارز هستند؛ تضعیف ارزش پول ملی و افزایش نرخ ارز که در هزینه‌های مبادلات بین‌المللی نقش اساسی دارد، دارای پیامدهای تورمی در چشم‌انداز اقتصادی می‌باشد (Kiat & et al., 2015)

۲-۱. مطالعات داخلی

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران، با استفاده از داده‌های ترکیبی، به بررسی تأثیر متغیرهای مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوار، هزینه مالکیت مسکن، تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت بر قیمت مسکن پرداخته است. مناطق شهری مربوط به ۳۰ استان در مطالعه مذکور که براساس داده‌های آماری دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰ کشور صورت گرفته، با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و برآورد شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین اثر مثبت و هزینه مالکیت تأثیر منفی بر قیمت واقعی مسکن داشته‌اند.

محمودی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی اثر نوسانات بازار مسکن بر اقتصاد کلان در ایران بر مبنای داده‌های فصلی ده متغیر اصلی اقتصاد کلان در بازه ۱۳۸۴-۱۳۹۶ پرداخته است. بر مبنای مدل مذکور دو گروه خانوار با عوامل تنزیل متفاوت در نظر گرفته شده که گروه اول خانوارهایی را در برمی‌گیرد که دارای عامل تنزیل بیشتری هستند، پس‌انداز، انباشت سرمایه و تولید را در اقتصاد بر عهده داشته و به خانوارهای گروه دوم که دارای عامل تنزیل کمتری هستند، وام می‌دهند. نتایج حاصل از برآورد مدل مزبور گویای تأثیر مثبت شوک ترجیحات مسکن (شوک تقاضای مسکن) بر قیمت حقیقی مسکن، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و غیر مسکن، مصرف حقیقی و تولید ناخالص داخلی حقیقی است.

ملک و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود به بررسی آثار شوک‌های اقتصادی با لحاظ تأمین مالی مسکن در یک مدل DSGE پرداختند. برای برآورد پارامترها از داده‌های متغیرهای اقتصاد کلان طی دوره ۱۳۷۷ لغایت ۱۳۹۷ استفاده شد و آثار شوک‌های اقتصادی با رویکرد تعیین نقش تأمین مالی مسکن مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج پژوهش گویای آن است که مدل‌سازی اقتصاد ایران با رویکرد DSGE و با در نظر گرفتن نقش تأمین مالی مسکن، قابلیت تبیین ادوار تجاری ایران را در برداشته است. همچنین بر مبنای یافته‌های پژوهش، لحاظ تأمین مالی مسکن به‌عنوان یک متغیر بااهمیت در اقتصاد ایران سبب تشدید آثار شوک‌های اقتصادی شده و می‌تواند تأثیر قابل توجهی از طریق بازار مسکن در چرخه‌های تجاری و پویایی‌های اقتصاد ایجاد نماید.

نعمتی و تیموری (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثرپذیری قیمت و اجاره بهای مسکن از متغیرهای کلان اقتصادی در ایران در طول سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۸ با استفاده از مدل رگرسیونی حداقل مربعات معمولی پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای پیش‌بین، توضیح دهندگی بسیار بالای رفتار متغیر وابسته دارد. به طوری که در قیمت مسکن، معادله رگرسیون معنی داری با ضریب تعیین ۰/۹۸ و ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۹۷۵ به دست آمد. براین اساس، این مدل ۹۷/۵ درصد از واریانس متغیر قیمت مسکن را پیش‌بینی می‌نماید. در اجاره بها مسکن نیز، معادله رگرسیون معنی‌داری با ضریب تعیین ۰/۹۸۶ و ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۹۸۲ به دست آمد؛ در واقع، این مدل ۹۸/۲ درصد از واریانس متغیر اجاره بها مسکن را پیش‌بینی می‌نماید. در قیمت مسکن، «نرخ دلار غیررسمی»، «نرخ تورم» و «میزان نقدینگی» رابطه مستقیم و مثبتی به قیمت مسکن دارند. «نرخ بیکاری»، «قیمت سکه تمام بهار آزادی» و «نرخ سود بانکی» نیز رابطه مستقیم و منفی دارد. همچنین، اثر متغیرهای «شاخص قیمت مصرف‌کننده»، «نرخ دلار رسمی»، «تعداد واحد مسکونی ساخته شده» و «ارزش معاملات بورس» معنی‌دار نمی‌باشد. در اجاره بها مسکن، «نرخ دلار غیررسمی» و «نرخ تورم» رابطه مستقیم و مثبتی با اجاره بها مسکن دارند. قیمت سکه

تمام بهارآزادی، نرخ سود بانکی و نرخ بیکاری نیز رابطه مستقیم و منفی دارد. همچنین، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ دلار رسمی، تعداد واحد مسکونی ساخته شده، ارزش معاملات بورس و میزان نقدینگی معنی دار نمی‌باشد.

مظفری و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بر رشد اقتصادی استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری در مسکن تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌های ایران دارد. همچنین سایر نتایج مطالعه حاکی از آن است که وقفه متغیر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی استان‌های ایران دارد. متغیرهای سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و شاخص صنعتی شدن تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای اندازه دولت و شهرنشینی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی استان‌های ایران دارند.

عمده مطالعات قبلی بر عوامل تأثیرگذار بر بازار مسکن و یا شوک‌های کلان اقتصادی بر این بازار پرداخته‌اند. لذا هیچ مطالعه‌ای به بررسی شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران و همچنین تأثیر متقابل افزایش شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن از تهران به سایر شهرستان‌ها پرداخته است. از طرفی هیچ مطالعه‌ی داخلی از روش GVAR استفاده نکرده است. لذا مطالعه حاضر به بررسی شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران، با استفاده از روش GVAR پرداخته است. این مطالعه هم به لحاظ موضوعی و هم روش‌شناسی متفاوت با سایر مطالعات صورت گرفته قبلی می‌باشد.

۲-۲. مطالعات خارجی

گرتلر و کیوتاکي (۲۰۱۰)^۱، رابطه بین بخش مسکن و ادوار تجاری را با لحاظ بخش بانکی در یک مدل DSGE در نظر گرفته است. نتایج پژوهش مذکور گویای آن است که تمامی یافته‌ها به‌طور کیفی با شواهد تجربی سازگار هستند و نشان می‌دهند که شوک‌های مالی بر پویایی قیمت مسکن و سایر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر قابل‌توجهی دارند.

گلین و همکاران^۲ (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین قیمت مسکن، گسترش اعتبارات بانکی و نوسانات اقتصادی با استفاده از یک مدل DSGE پرداختند. بر مبنای یافته‌های پژوهش مذکور، یک محدودیت اعتباری مؤثرترین ابزار برای مقابله با نوسانات بیش‌ازحد در اقتصاد بوده و

^۱ Gertler and Kiotaki

^۲ Gelain et al.

درحالی‌که پاسخ نرخ بهره به رشد قیمت خانه یا گسترش اعتبارات می‌تواند برخی از متغیرهای اقتصادی را تثبیت نماید، سبب نوسانات دیگر متغیرها، به‌ویژه تورم می‌گردد.

گاریگا و همکاران^۱ (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان مدل کلان نوسانات قیمت در بازار مسکن، نشان دادند که یک مدل کلان اقتصادی با بازارهای مالی اقتصادی می‌تواند اثر قابل توجهی بر قیمت مسکن در پاسخ به تغییرات نرخ وام داشته باشد. نتایج پژوهش، افزایش شوک نسبت به انتظارات در مورد توانایی مطابقت مدل با ارزش مسکن را بهبود می‌بخشد و این منجر به قطع ارتباط بین اجاره و ارزش ملک می‌گردد و به‌طور کلی شوک‌های مالی می‌توانند هم‌زمان با افزایش قیمت مسکن، اجاره را کاهش دهند.

گت^۲ (۲۰۲۰) انتظارات رکود و رونق مسکن را برای یک اقتصاد باز در کشور اسپانیا بررسی کرد. برای بررسی این موضوع، از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده کرد و توضیح داد که قبل و بعد از رکود بزرگ، پویایی مسکن و حساب جاری ارتباط مستقیم باهم داشته‌اند. نتایج نشان دادند بین پویایی متغیرهای اثرگذار بخش مسکن با حساب جاری، رابطه وجود دارد.

۳. تصریح مدل

مطالعه حاضر به بررسی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹ (براساس دسترسی به داده‌های تفکیک استانی) پرداخته است و از روش GVAR استفاده شده است. داده‌های موردنیاز با لحاظ لگاریتم به‌صورت اسنادی و کتابخانه‌ای از مرکز آمار ایران استخراج شده است. به طوری که سال پایه داده‌ها سال ۱۳۹۵ می‌باشد. مدل مطالعه حاضر براساس مطالعه تجربی سیپولینی و پارلا (۲۰۲۰) اقتباس شده است که شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران را مورد بررسی قرار داده است.

۳-۱. مدل GVAR

روش GVAR رهیافت نسبتاً ساده اما مؤثر برای مدل‌سازی پیوند بین کشورها و یا مقاطع مختلف ارائه می‌نماید (Pesaran & Chudik, 2016). مدل GVAR در تحلیل‌های بین مقاطع یکی از مناسب‌ترین روش‌ها به شمار می‌رود چراکه وابستگی‌های متقابل و سرریز شوک‌ها بین مناطق در اقتصاد جهانی را با مرتبط کردن متغیرهای داخلی هر کشور در نظر می‌گیرد. در این مطالعه نیز تهران به عنوان پایتخت کشور بر روی سایر استان‌ها تأثیر گذاشته و به همین علت استان هسته در نظر گرفته شده است. در ادامه به‌اختصار این روش اقتصادسنجی براساس مطالعات دیز و همکاران^۳

¹ Garriga et al.

² Gete

³ Dees & et al.

(۲۰۰۷) و پسران و همکاران^۱ (۲۰۰۴) تشریح می‌شود. به‌طور معمول یک مدل GVAR از مجموعه ورهای انفرادی تشکیل می‌شود که با استفاده از ماتریس پیوند و انتخاب یک مقطع به‌عنوان مقطع مرجع یا هسته^۲ محاسبه می‌شود. مدل‌های ور انفرادی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$x_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}t + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij}x_{it-j} + \sum_{j=1}^{q_i^*} \psi_{ij}x_{it-j}^* + \sum_{j=1}^{g_i} \Gamma_{ij}d_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

برای $t = 1, 2, \dots, T$ جایی که β_{i0} و β_{i1} بردارهای $K \times 1$ با ضرایب ثابت و ترتیب روند زمانی قطعی با فرض برون‌زا بودن متغیرها می‌باشد. φ_{ij} و ψ_{ij} و Γ_{ij} بردار $K_i \times K_i$ ، $K_i^* \times K_i^*$ و $K_i \times K_m$ وقفه تأخیری ضرایب مرتبط با متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی می‌باشد. ε_t جمله اخلاص با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس غیر منفرد می‌باشد. در این مدل به ازای هر مقطع مجموعه‌ای از متغیرهای خارجی به‌عنوان میانگین وزنی تعریف می‌شود که در این مطالعه شاخص قیمت مسکن به‌عنوان ماتریس وزنی تعریف و محاسبه شده است. در این الگو ابتدا هر متغیر درون‌زا در یک مجموعه معادلات به روش حداقل مربعات معمولی بر روی وقفه‌های خود و وقفه‌های سایر متغیرهای درون‌زا تخمین زده می‌شود. معمولاً برای تعیین میزان وقفه بهینه از معیارهای مختلفی همچون آکائیک^۳، شواتز بیزی^۴ و هنان کوئین^۵ استفاده می‌شود. لذا براساس رابطه (۲):

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^{N=31} w_{i,j} x_{i,j} \text{ for } i, j = 1, 2, \dots, N \quad (3-2)$$

رابطه (۲) شاخص قیمت مسکن در استان‌های مورد بررسی طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۸ را نشان می‌دهد. در قدم نهایی تمام متغیرهای داخلی و خارجی کنار هم لحاظ می‌شود تا پویایی برآورد در نظر گرفته شود. لذا مدل به صوت زیر بازنویسی می‌شود.

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1} + B_i z_{it-1} + \Gamma_{i,0} d_t + \Gamma_{i,l} d_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3-3)$$

جایی که $z_{i,t} = (x_{i,t}, x_{i,t}^*)'$ برای هر مقطع، $A_i = (I - \psi_{i0})$ و $\beta_i = (\varphi_i, \psi_{i1})$ و A_i و β_i ماتریس $(K_i + K_i^*) \times K_i$ و A_i رتبه ردیف کامل داشته و رتبه A_i برابر K_i می‌باشد. قدم بعدی ترکیب مدل‌های هر مقطع برای به دست آوردن مدل جهانی می‌باشد.

^۱ Pesaran & et al.

^۲ با توجه به موقعیت پایتختی تهران بنظر می‌رسد شاخص قیمت‌های این استان بیشترین تاثیر را بر سایر استان‌ها داشته باشد، لذا استان تهران به عنوان استان مرجع یا هسته انتخاب شده است.

^۳ AIC

^۴ SIC

^۵ HQ

$$z_{i,t} = w_i x_t \text{ for } \forall i = 0, 1, \dots, 31 \quad (3-4)$$

جایی که w_i ماتریس وزنی کشورها $K_i * (K_i + K_i^*)$ رابطه زیر استخراج می‌شود.

$$A_i w_i x_{it} = a_{i0} + a_{i1} + B_i w_i x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3-5)$$

جایی که $A_i w_i$ و $B_i w_i$ ماتریس $(k_i + k)$ می‌باشد. $A_i w_i$ و $B_i w_i$ ماتریس تمام کشورها می‌باشد که در مدل GVAR استفاده می‌شود.

$$G_0 x_t = a_0 + a_{1t} + H x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

جایی که (a_0, \dots, a_{N0}) , $G = ((A_0 W_0), \dots, (A_N W_N))$, $H = a_0 = (a_{00}, \dots, a_{N0})$, (a_{01}, \dots, a_{N1}) , $(B_0 W_0), \dots, (B_N W_N)$ مدل خود رگرسیون برداری به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$x_t = G^{-1} a_0 + G^{-1} a_{1t} + G^{-1} H x_{t-1} + G^{-1} \varepsilon_t \quad (3-7)$$

فرم کاهش‌یافته رابطه بالا:

$$x_t = b_0 + b_{1t} + f x_{t-1} + u_t \quad (3-8)$$

f ماتریس $K * K$ ، تابع واکنش با ماتریس کوواریانس $\sum \mu = E(U_i, U_t^i)$ با در نظر گرفتن پایه‌های نظری، به لحاظ تجربی مدل GVAR مدل نهایی VEC را برآورد می‌کند و میان مقاطع مختلف ارتباط ایجاد می‌نماید.

$$x_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} t + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} x_{it-j} + \sum_{j=1}^{q_i^*} \psi_{ij} x_{it-j}^* + \sum_{j=1}^{g_i} \Gamma_{ij} d_{t-j} + \quad (3-9)$$

$$\pi_i(L, u_i) + \varepsilon_{it}$$

جایی که $\pi_i(L, u_i)$ برابر $\sum_{i=0}^{u_i} \pi_i L^i$ ماتریس چند جمله‌ای از ضرایب مرتبط با متغیرهای جهانی می‌باشد.

$$\omega_t = \mu_0 + \mu_{1t} + \varphi_1 \omega_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-10)$$

جاییکه ω_t یک بردار $1 * k_i$ می‌باشد. و بخش میانگین بین مقاطع به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\omega_t = \sum_{l=1}^{p_\omega} \varphi_{\omega l} \omega_{t-l} + \sum_{l=1}^{p_w} \psi_{\omega l} x_{i,t-l}^* + \eta_{\omega t} \quad (3-11)$$

لذا دو معادله GVAR محاسبه می‌شود x_{it} معادله مختص هر مقطع، بردار متغیرهای خارجی مربوط به کشور خاص.

$$x_{it} = [y_{it}, rer_{it}, sr_{it}, ca_{it}, nfa_{it}]^i \text{ and } x_{it} = \quad (3-12)$$

$$[y_{it}^*, sr_{it}^*, rer_{it}^*, ca_{it}^*, nfa_{it}^*]^i$$

بنابراین مدل GVAR تعاملات میان اقتصادهای مختلف را از طریق سه کانال متمایز در نظر می‌گیرد: ۱- وابستگی متقابل متغیرهای داخلی، X_{it} به متغیرهای خاص خارجی، X_{it}^* و وقفه‌های آن‌ها، ۲- وابستگی متقابل متغیرهای داخلی بر متغیرهای برون‌زای (ضعیف) جهانی، dt ، همانند

قیمت نفت خام و ۳- وابستگی هم‌زمان شوک‌های کشور و یا مقطع ۱ بر شوک‌های کشور و یا مقطع ۱: بر اساس کوواریانس‌های بین کشوری (Dees, Mauro & Pesaran, 2007). روش GVAR رهیافت نسبتاً ساده اما مؤثر برای مدل‌سازی پیوند بین کشورها و یا مقاطع مختلف ارائه می‌نماید (Pesaran & Chudik, 2016). مدل GVAR^۱ در تحلیل‌های بین مقاطع یکی از مناسب‌ترین روش‌ها به شمار می‌رود چراکه وابستگی‌های متقابل و سرریز شوک‌ها بین مناطق در اقتصاد جهانی را با مرتبط کردن متغیرهای داخلی هر کشور در نظر می‌گیرد. به‌طور کلی، رهیافت GVAR از دو مرحله اصلی تشکیل شده است. در مرحله اول، مدل‌های سری زمانی جداگانه‌ای برای هر کشور (مدل‌های خاص هر کشور) یا مقطع تخمین زده می‌شود و در مرحله دوم، مدل‌های برآوردی مرحله اول جهت ارائه یک مدل جهانی، با یکدیگر ترکیب می‌شوند.

۴. برآورد مدل

در این بخش پیش از ارائه نتایج برآورد، در جدول (۱) به آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این مقاله پرداخته شده است. (متغیرهای مدل مطالعه حاضر شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن می‌باشند و دوره زمانی مطالعه ۱۳۸۸-۱۳۹۹ می‌باشد).

جدول (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای مهم طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹

استان	حجم معاملات مسکن			شاخص قیمت مسکن		
	پایین‌ترین	بالاترین	متوسط	پایین‌ترین	بالاترین	متوسط
آذربایجان شرقی	۱۹۴۲۷۲۳۲	۸۰۴۲۷۵۲۸	۴۵۹۵۶۶۸۸/۸	۳۸/۱	۱۶۶/۴	۹۳/۵۷
آذربایجان غربی	۱۶۱۸۸۰۷۹	۶۰۴۱۰۱۴۹	۳۱۹۸۲۱۲۶/۲	۴۵/۹	۱۳۵/۵	۸۴/۶۶
اردبیل	۵۲۰۴۷۸۰	۱۹۶۹۸۴۵۵	۱۱۶۳۶۹۵۱/۷	۵۵/۲	۱۷۴/۵	۱۰۰/۲۶
اصفهان	۳۶۵۷۰۵۲۳	۱۸۵۱۴۳۰۳۷	۹۹۶۷۰۵۰۵/۳	۴۶/۸	۱۶۳/۸	۹۵/۴۷
البرز	۳۶۰۷۹۵۹۸	۱۳۲۹۷۶۰۷۶	۷۸۵۶۳۱۷۱/۶	۴۵/۲	۱۸۹/۳	۱۰۱/۷۳
ایلام	۱۸۴۳۱۲۰	۷۹۹۰۲۵۸	۴۴۸۴۲۰۶/۲	۶۸/۵	۲۰۰/۶	۱۰۹/۵
بوشهر	۶۱۳۰۲۱۷	۲۴۰۳۸۰۶۵/۹	۱۳۴۲۲۲۹۵/۶	۳۸/۴	۲۳۶	۱۰۲/۹
تهران	۲۹۱۱۱۹۲۶۲	۱۱۲۵۳۱۶۷۰۷	۶۴۸۹۷۳۴۰۱/۳	۴۸/۵	۲۳۱/۳	۱۱۱/۲
چهارمحال و بختیاری	۴۰۰۵۷۲۰	۱۵۸۵۲۱۰۷	۸۱۳۰۷۲۶/۳	۵۸/۳	۲۱۹/۲	۱۰۹/۳

¹ Global Vector Autoregression

۱۱۵/۱۱	۱۷۲/۹	۶۵/۱	۵۲۰۹۲۴۳/۳	۸۹۱۹۶۴۷	۲۴۷۷۹۵۱	خراسان جنوبی
۹۸/۸	۱۵۳/۱	۵۵/۱	۱۱۵۹۲۱۶۶۵/۴	۲۰۴۹۳۳۸۱۲/۳	۴۹۸۵۶۳۷۷/۹	خراسان رضوی
۱۳۰/۱	۳۲۷/۴۲	۴۶/۱	۶۴۶۹۳۲۶/۸	۵۰۵۷۶۴۷	۳۵۵۰۱۶۸/۹	خراسان شمالی
۱۰۶/۲	۱۷۲/۴	۶۶/۴	۵۵۵۳۶۱۳۲/۱	۹۶۴۳۲۶۴۶	۲۴۸۳۷۷۷۱	خوزستان
۹۹/۶	۱۶۸/۱	۵۴/۹	۹۷۶۳۵۵۰/۷۵	۱۶۳۷۴۴۱۰	۴۶۹۷۶۲۴	زنجان
۱۰۱/۸	۱۸۰/۸	۵۴/۵	۸۵۰۲۲۲۳/۷	۱۴۷۹۱۱۲۷	۵۱۴۱۹۶۵	سمنان
۹۹/۲	۱۶۴/۶	۵۱/۵	۱۴۶۳۹۸۵۹/۵	۲۵۴۶۰۰۳۵	۶۴۱۸۳۰۰	سیستان و بلوچستان
۹۹/۳	۱۶۳	۵۲/۶	۸۸۷۳۱۴۷۵	۱۶۰۵۷۵۹۷۲	۴۰۳۱۳۹۰۵	فارس
۱۰۰/۸	۱۶۴/۹	۶۳	۲۰۲۷۸۵۴۷/۵	۳۳۸۳۲۰۰۳	۹۸۸۹۸۱۷	قزوین
۹۵/۷	۱۷۸/۷	۳۷/۲	۲۵۲۸۳۳۰/۳	۴۷۰۵۳۵۰۵	۱۰۳۴۴۵۳۷	قم
۱۰۱/۸	۱۶۳/۲	۵۸/۶	۱۸۴۱۴۱۳۶/۳	۳۲۸۳۱۱۹	۸۸۱۲۳۴۰	کردستان
۹۹/۷	۱۶۵/۶	۵۴/۹	۲۷۰۸۰۱۲۵	۴۷۵۵۴۰۰۰	۱۳۲۶۳۰۰۰	کرمان
۱۰۴/۰۱	۱۹۴/۶	۵۴/۱	۲۸۳۷۸۶۲۵	۴۹۹۲۳۰۰۰	۱۳۹۳۸۰۰۰	کرمانشاه
۱۰۰/۵۸	۱۸۲/۲	۵۴/۱	۹۰۵۲۸۶۰	۱۶۸۵۴۹۰۱	۳۳۷۵۱۵۲	کهگیلویه و بویراحمد
۱۰۱/۷	۱۸۲/۴	۵۱/۱	۱۹۱۷۸۵۷۲/۵	۳۲۷۹۹۵۰۸	۸۳۸۳۸۴۶	گلستان
۹۴/۶	۱۷۴/۲	۴۷/۲	۴۵۰۱۲۲۰۷/۵	۷۸۳۱۷۹۲۳	۱۷۳۷۱۶۹۴	گیلان
۱۰۹/۷	۲۴۰/۵	۳۹/۷	۱۸۲۰۵۳۱۲/۵	۳۵۱۵۵۲۴۵	۷۹۴۶۸۹۸	لرستان
۹۹/۳۱	۱۶۰/۴	۵۸/۸	۶۱۲۱۸۶۸۱/۲	۱۱۰۷۳۰۸۸۷	۲۴۳۹۹۷۳۳	مازندران
۹۸/۹	۱۶۷/۴	۵۰/۷	۲۰۳۴۶۳۲۷/۸	۳۱۵۴۷۷۵۲	۱۰۱۴۳۶۳۵	مرکزی
۹۶/۵	۱۶۹/۹	۴۷/۱	۱۸۷۲۲۱۵۷/۳	۳۵۲۹۲۷۸۵	۸۳۷۲۱۶۷	هرمزگان
۱۰۵/۸	۱۹۷	۴۶	۲۲۳۲۸۰۶۵/۶	۳۸۴۲۰۷۵۵	۱۱۳۰۶۲۹۰	همدان
۹۴/۰۸	۱۶۷/۲	۴۴/۷	۱۶۳۹۷۷۶۸/۸	۳۱۳۴۸۴۱۲	۶۱۵۵۴۰۱	یزد

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱) خلاصه‌ای از آمارهای توصیفی حجم معاملات و شاخص قیمت مسکن را نشان می‌دهد که شامل بالاترین، پایین‌ترین و متوسط شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹ می‌باشد. با توجه به اطلاعات جدول، بالاترین سطح شاخص حجم معاملات مسکن در استان تهران و کم‌ترین سطح شاخص حجم معاملات مسکن در استان ایلام بوده است. به‌طور متوسط

در طی دوره موردبررسی نیز استان تهران از شاخص حجم معاملات بهتری برخوردار بوده و استان ایلام به طور متوسط دارای کمترین سطح شاخص حجم معاملات بوده است. با توجه به اطلاعات جدول مذکور، بالاترین سطح شاخص قیمت مسکن در استان خراسان شمالی، کمترین سطح شاخص قیمت مسکن در استان قم بوده است. به طور متوسط نیز استان خراسان جنوبی در شاخص قیمت مسکن از وضعیت بهتری برخوردار بوده و استان آذربایجان شرقی به طور متوسط دارای کمترین سطح شاخص قیمت مسکن بوده است.

در این بخش از مطالعه، مدل تجربی تحقیق تخمین و نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته^۱:

متداول ترین روش برای آزمون پایایی یک متغیر، آزمون ریشه واحد دیکی فولر می باشد. در انجام برآورد مدل رگرسیون و تخمین های سری های زمانی بررسی ایستایی و مانایی متغیرها می باشد. نظریه هم جمعی در اقتصادسنجی بیان می کند که برای رهایی از مشکل رگرسیون کاذب در تحلیل رگرسیون، ابتدا باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته و نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. از این رو، آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) جهت مورد آزمون قرار دادن متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش استفاده می شوند و در نتیجه با مشخص شدن درجه انباشتگی آنها، نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است. از این رو در مطالعه حاضر با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و همچنین آزمون ریشه واحد $WS-ADF$ ، پایایی متغیرها مورد بررسی قرار می گیرد با توجه به نتایج جدول (۱) مشاهده می شود.

جدول ۱. نتیجه آزمون ریشه واحد $WS-ADF$ و دیکی فولر (منبع: یافته های تحقیق)

نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی- فولر		نتیجه آزمون ریشه واحد $WS-ADF$			متغیرها	استان ها	
درجه انباشتگی	سطح معناداری	آماره آزمون	درجه انباشتگی	سطح معناداری	آماره آزمون	متغیرها	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۲۸	-۲/۳۱۵	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۶/۳۱۰۳	حجم معاملات	البرز
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۰/۷۱۵	ایستا در سطح	۰/۰۰۶۱	-۳/۰۳۶	شاخص مسکن	

^۱ . Augmented Dicey Fuller

ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۱	-۳/۸۲	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۵/۵۳۳	حجم معاملات	اردبیل
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۲/۷۲	ایستا در سطح	۰/۰۰۲۶	-۳/۴۶۴	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۳/۶۷	-۹/۰۸	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۹/۵۹	حجم معاملات	آذربایجان غربی
ایستا در سطح	۰/۰۰۰	۱/۲۴	ایستا در سطح	۰/۰۵۵۸	-۱/۱۲۷	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۳۱	-۳/۶۷۵	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۰	-۸/۷۱۴	حجم معاملات	آذربایجان شرقی
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۸	-۱/۷۱۹	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۶۹۰	-۱/۸۰۷۸	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۱	-۳/۹۶	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۲۵۰	-۲/۳۴۳۴	حجم معاملات	بوشهر
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۶	-۰/۲۳	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۵۵	-۳/۱۲۲۸	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۵/۵۷	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۵/۹۲	حجم معاملات	چهارمحال و بختیاری
ایستا در سطح	۰/۰۱۳	-۲/۶۲	ایستا در سطح	۰/۰۲۷۴	-۲/۲۸	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۵/۲۸۸	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۹/۶۸۲۳	حجم معاملات	فارس
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۴۶	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۵	-۴/۴۶	شاخص مسکن	

ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۳	-۰/۴۳	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۲	-۵/۴۰۵۰	حجم معاملات	قزوین
ایستا در سطح	۰/۰۳۷	-۲/۱۴	ایستا در سطح	۰/۰۱۵۴	-۲/۵۷۴۷	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۴۴	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۷۴	-۳/۰۰۷۲	حجم معاملات	قم
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۳	-۲/۲۷	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۷۴	-۳/۰۰۷۲	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰	-۳/۷	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۴	-۴/۶۶۲۵	حجم معاملات	گیلان
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۶	-۱/۸۳	ایستا در سطح	۰/۰۶۱۲	-۱/۸۶۹۸	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۶/۵۱	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۲۹۳	-۲/۲۶۴۱	حجم معاملات	گلستان
ایستا در سطح	۰/۰۳۸	-۲/۱۱	ایستا در سطح	۰/۰۱۸۰	-۲/۴۹۹۲	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۲۱	-۲/۴۸	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۶/۳۶۰۱	حجم معاملات	همدان
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۱۵	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۱۱	-۳/۹۸۶۲	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۹/۳	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۰	-۷/۸۰۲۴	حجم معاملات	هرمزگان
ایستا در سطح	۰/۰۰۰	-۱/۵۵	ایستا در سطح	۰/۰۱۰۱	-۲/۷۸۶۵	شاخص مسکن	

ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۵	-۳/۲۵	ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۵/۹۱۴۰	حجم معاملات	ایلام
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۱۵	ایستایا در سطح	۰/۰۲۳۴	-۲/۳۶۵۹	شاخص مسکن	
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۵	-۱/۹۹	ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۰	-۶/۶۵۳۵	حجم معاملات	اصفهان
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۰/۸۲	ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۴۵	-۳/۲۳۵۸	شاخص مسکن	
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۵۶	ایستایا در سطح	۰/۰۱۲۵	-۲/۶۷	حجم معاملات	کرمان
ایستایا در سطح	۰/۰۱۲	-۲/۶۷	ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۳۶۰	-۲/۱۵	شاخص مسکن	
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۵/۱۹	ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۷/۱۱	حجم معاملات	کرمانشاه
ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۱۱	-۲/۷۴	ایستایا در سطح	۰/۰۰۸۲	-۲/۸۹	شاخص مسکن	
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۱	-۳/۷۸	ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۱۳۰	-۲/۶۷	حجم معاملات	خراسان جنوبی
ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۲۲	ایستایا در سطح	۰/۰۷۸۸	-۱/۷۳	شاخص مسکن	
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۱	-۳/۸۵	ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۹۷۰	-۱/۶۱	حجم معاملات	خراسان رضوی
ایستایا در سطح	۰/۰۶۳	-۱/۸۵	ایستایا در سطح	۰/۰۰۷۱	-۲/۹۶	شاخص مسکن	
ایستایا دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۷/۱۲	ایستایا یکبار تفاضل گیری	۰/۰۱۶۰	-۲/۵۷	حجم معاملات	خراسان شمالی

ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۲	-۳/۵۴	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۰	-۶/۹۷	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۱	-۳/۹۷	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۰	-۹/۳۲	حجم معاملات	خوزستان
ایستا در سطح	۰/۰۰۰	-۴/۰۱۳	ایستا در سطح	۰/۰۰۰۷	-۴/۱۵	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۴/۶۸	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۴	-۴/۶۸	حجم معاملات	کهگیلویه و بویراحمد
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۱۴	-۲/۶۳	ایستا در سطح	۰/۰۰۳۴	-۳/۳۳	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰	-۵/۴۱	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۱	-۱۰/۶۸	حجم معاملات	کردستان
ایستا در سطح	۰/۰۱۰	-۲/۷۸	ایستا در سطح	۰/۰۰۱۲	-۳/۸۸	شاخص مسکن	
ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۲	-۳/۶	ایستا با دوبار تفاضل گیری	۰/۰۰۰۰	-۸/۱۳	حجم معاملات	لرستان
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۲۱	-۲/۴۳	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۱۲۷	-۲/۶۹	شاخص مسکن	
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۲۴	-۲/۳۵	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۲۶۴	-۲/۳۱	حجم معاملات	مرکزی
ایستا در سطح	۰/۰۹۸	-۱/۶۱	ایستا در سطح	۰/۰۵۳۵	-۱/۹۴	شاخص مسکن	
ایستا در سطح	۰/۰۰۷	-۲/۹۲	ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۱۳۴	-۲/۶۶	حجم معاملات	مازندران
ایستا با یکبار تفاضل گیری	۰/۰۳۵	-۲/۱۹	ایستا در سطح	۰/۰۱۲۱	-۲/۶۹	شاخص مسکن	

سمنان	حجم معاملات	-۵/۲۲	۰/۰۰۰۲	ایستا با دوبار تفاضل گیری	-۵/۰۶	۰/۰۰۰	ایستا با دوبار تفاضل گیری
	شاخص مسکن	-۲/۳۹	۰/۰۲۲۰	ایستا در سطح	-۲/۴۴	۰/۰۲۰	ایستا در سطح
سیستان و بلوچستان	حجم معاملات	-۳/۳۸	۰/۰۰۳۸	ایستا با دوبار تفاضل گیری	-۳/۴۲	۰/۰۰۳	ایستا با دوبار تفاضل گیری
	شاخص مسکن	-۵/۷۴	۰/۰۰۰۱	ایستا در سطح	-۳/۶۲	۰/۰۰۱	ایستا در سطح
تهران	حجم معاملات	-۳/۳۹	۰/۰۰۳۷	ایستا با دوبار تفاضل گیری	-۳/۳۸	۰/۰۰۳	ایستا با دوبار تفاضل گیری
	شاخص مسکن	-۲/۵۵	۰/۰۱۶۰	ایستا در سطح	-۳/۲۱	۰/۰۰۴	ایستا در سطح
یزد	حجم معاملات	-۵/۴۰	۰/۰۰۰۲	ایستا با دوبار تفاضل گیری	-۴/۲۸	۰/۰۰۰	ایستا با دوبار تفاضل گیری
	شاخص مسکن	-۲/۲۰	۰/۰۳۲۰	ایستا در سطح	-۲/۱۷	۰/۰۳۵	ایستا با یکبار تفاضل گیری
زنجان	حجم معاملات	-۱/۸۲	۰/۰۶۶	ایستا با یکبار تفاضل گیری	-۲/۵۶	۰/۰۱۵	ایستا در سطح
	شاخص مسکن	-۳/۴۹	۰/۰۰۲	ایستا در سطح	-۴/۵۶	۰/۰۰۰	ایستا در سطح

سپس به تعیین وقفه بهینه با توجه به معیارهای تعیین وقفه‌های بهینه پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه بازه زمانی مورد مطالعه ۱۰ سال است، لذا تعیین وقفه بهینه با معیار شوارتز انجام می‌گیرد. نتایج تعیین وقفه‌ها در جدول (۲) برای تمام استان‌ها گزارش می‌شود.

جدول (۲): نتایج بهینه یابی وقفه‌ها (منبع: یافته‌های تحقیق)

معادله	وقفه بهینه	SC	معادله	وقفه بهینه	SC
البرز	سوم	۸/۹۰۷۵	کرمان	سوم	-۴/۶۲۶۸
اردبیل	سوم	-۴/۷۹۴۶	کرمانشاه	سوم	-۵/۶۳۳۷
آذربایجان غربی	دوم	-۳/۳۰۰۳	خراسان جنوبی	سوم	-۰/۹۱۴۴

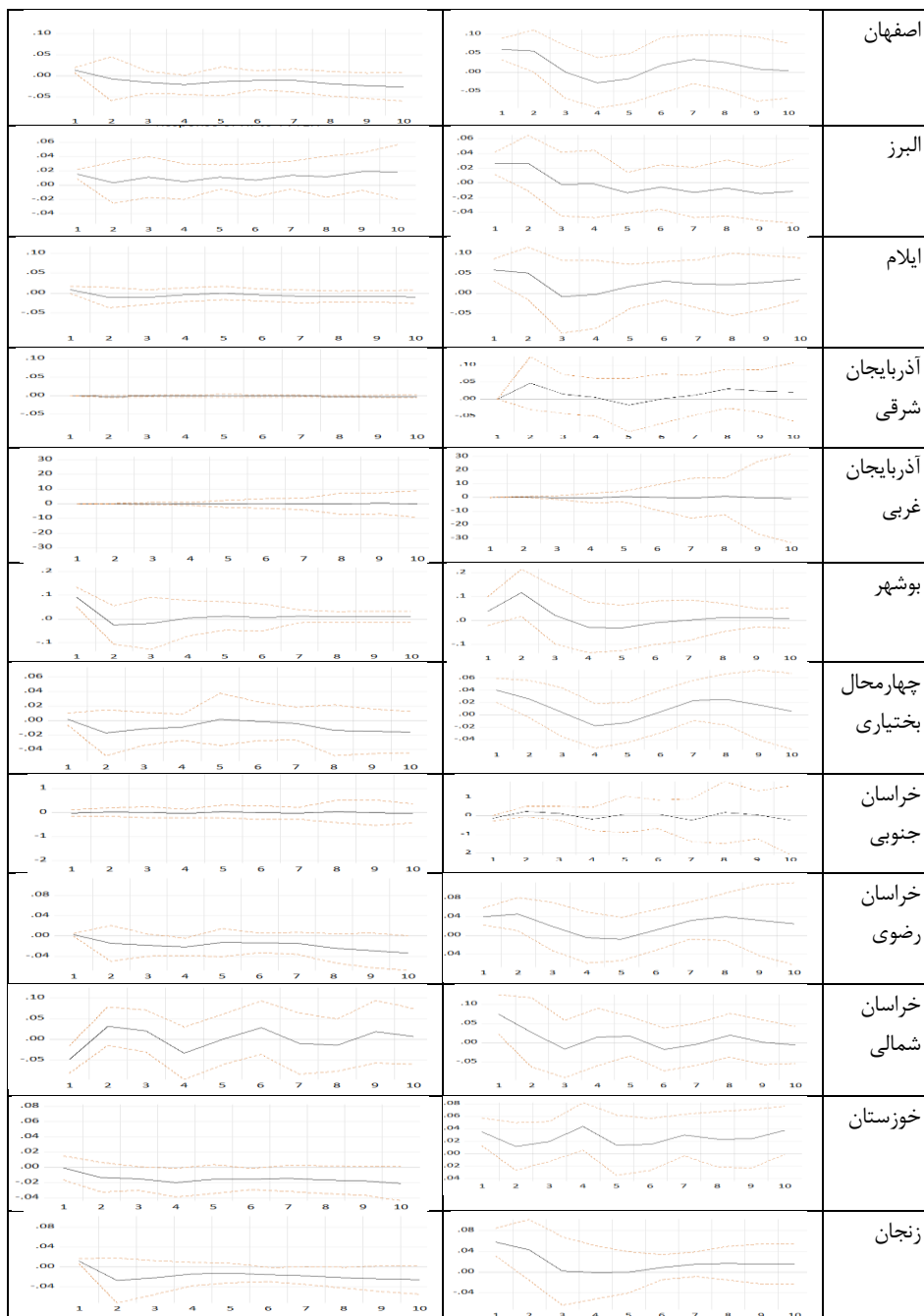
آذربایجان شرقی	سوم	-۶/۹۱۴۶	خراسان رضوی	سوم	-۰/۷۰۶۷
بوشهر	سوم	۰/۱۴۰۳	خراسان شمالی	سوم	-۴/۳۷۱۸
چهارمحال و بختیاری	سوم	-۱۳/۹۴۱۳	خوزستان	سوم	-۹/۶۳۴۲
فارس	سوم	-۳/۲۴۱۷	کهگیلویه و بویراحمد	سوم	-۱۰/۳۴۵۰
قزوین	سوم	-۱۲/۵۴۴۰	کردستان	سوم	-۶/۲۳۸۴
قم	سوم	-۱۰/۰۲۹۵	لرستان	دوم	-۴/۸۱۳۴
گیلان	سوم	-۸/۵۹۷۱	مرکزی	سوم	-۴/۷۸۴۷
گلستان	سوم	-۴/۵۴۲۷	مازندران	سوم	-۹/۴۳۲۵
همدان	اول	-۵/۳۰۲۳	سمنان	سوم	-۶/۱۹۱۸
هرمزگان	سوم	-۱۳/۸۴۵۴	سیستان و بلوچستان	سوم	-۷/۶۴۹۷
ایلام	سوم	-۶/۴۹۰۶	تهران	سوم	-۷/۰۳۴۷
اصفهان	سوم	۱۱/۳۷۷۶	یزد	سوم	-۶/۴۱۱۲

در این بخش به گزارش نتایج تجربی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹ با استفاده از الگوی GVAR، به گزارش نمودارهای واکنش پرداخته می‌شود.

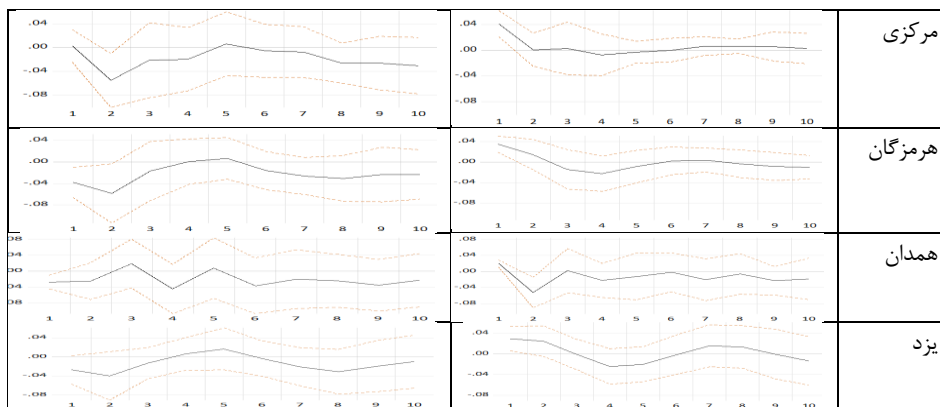
جدول (۳) نمودارهای واکنش شاخص قیمت مسکن استان‌ها را نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران نشان می‌دهد. با توجه به این نمودارها مشاهده می‌شود شاخص قیمت مسکن استان‌های اردبیل، اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، لرستان، همدان و یزد نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران داشته‌اند. همچنین شاخص قیمت مسکن استان‌های سمنان، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، مازندران، مرکزی و هرمزگان نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران داشته‌اند.

جدول (۳) واکنش شاخص مسکن به شوک‌های شاخص مسکن و حجم معاملات (منبع: یافته‌های تحقیق)

استان	شاخص قیمت مسکن به شاخص قیمت مسکن تهران	شاخص قیمت مسکن به حجم معاملات مسکن تهران
اردبیل		



		سمنان
		سیستان و بلوچستان
		فارس
		قزوین
		قم
		کردستان
		کرمان
		کرمانشاه
		کهگیلویه و بویراحمد
		گلستان
		گیلان
		لرستان
		مازندران

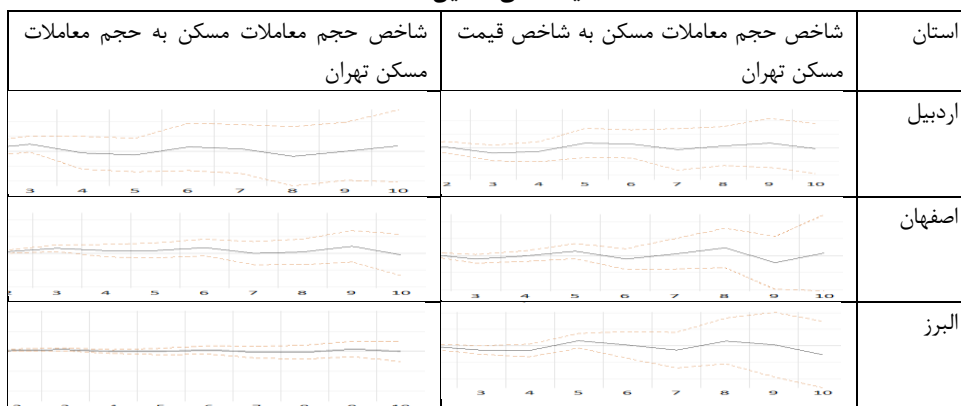


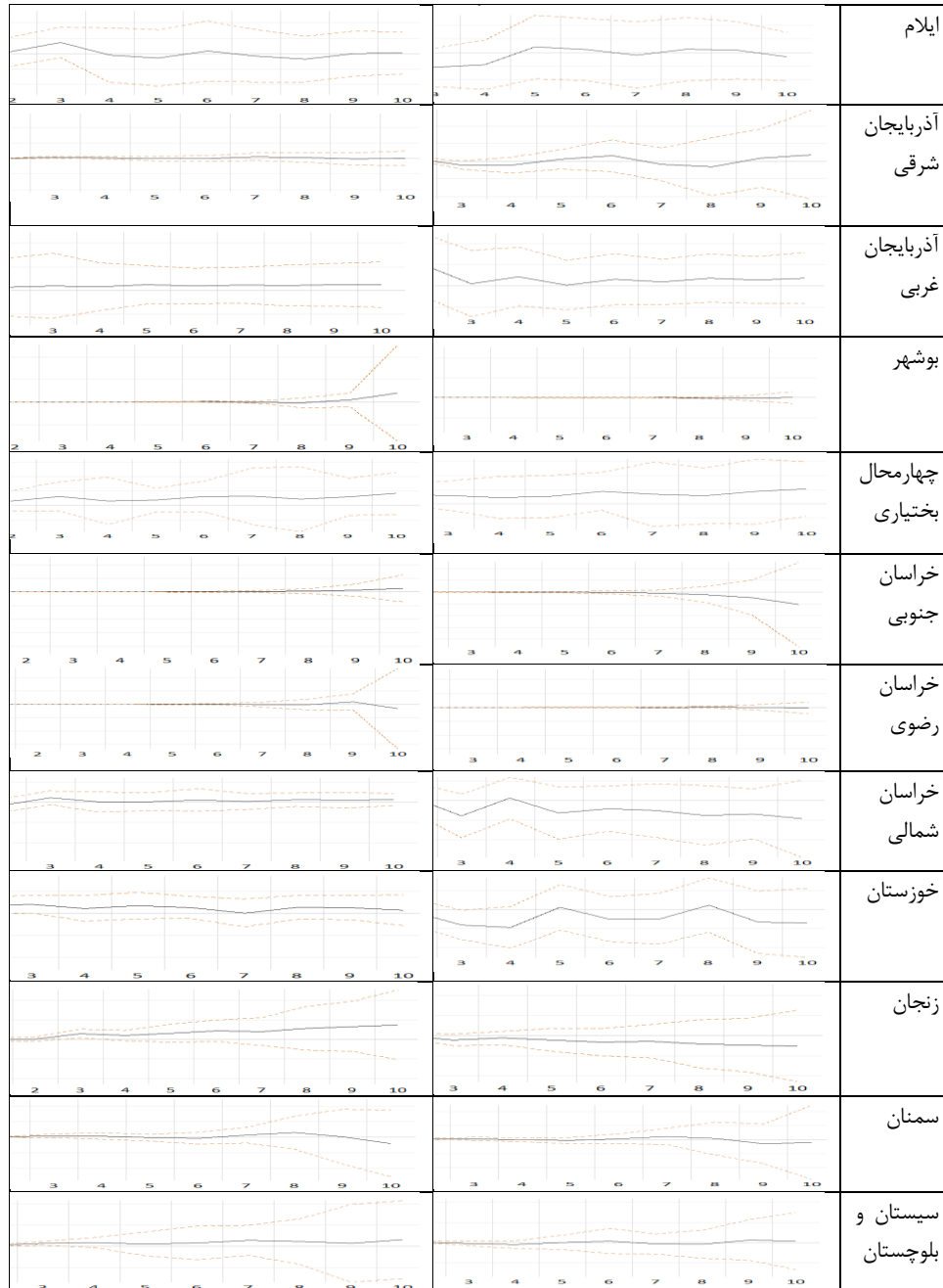
منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نمودارهای واکنش شاخص حجم معاملات مسکن استان‌ها را نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران نشان می‌دهد. با توجه به این نمودارها مشاهده می‌شود شاخص حجم معاملات مسکن استان‌های اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، فارس، کردستان، کرمان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، هرمزگان، همدان و یزد نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران داشته‌اند. همچنین شاخص حجم معاملات استان‌های اردبیل، بوشهر، خراسان رضوی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قم، کرمانشاه، گیلان، لرستان، مازندران و مرکزی نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران داشته‌اند.

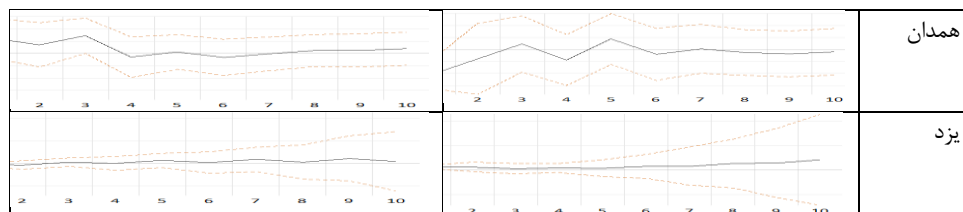
جدول (۴) واکنش حجم معاملات نسبت به شوک‌های حجم معاملات و شاخص قیمت مسکن (منبع:

یافته‌های تحقیق)





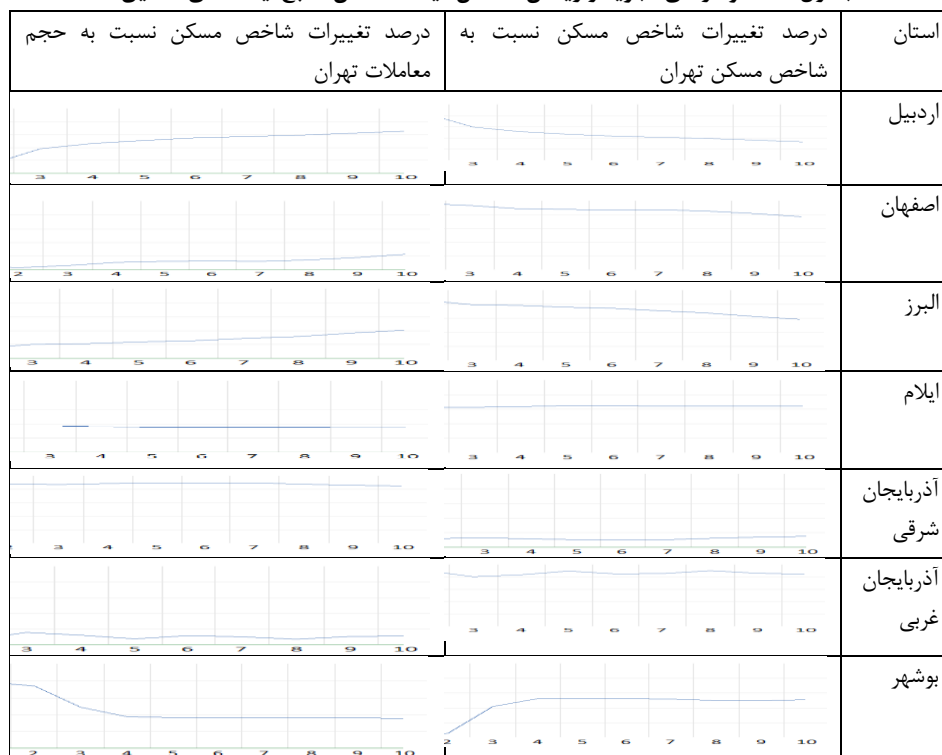




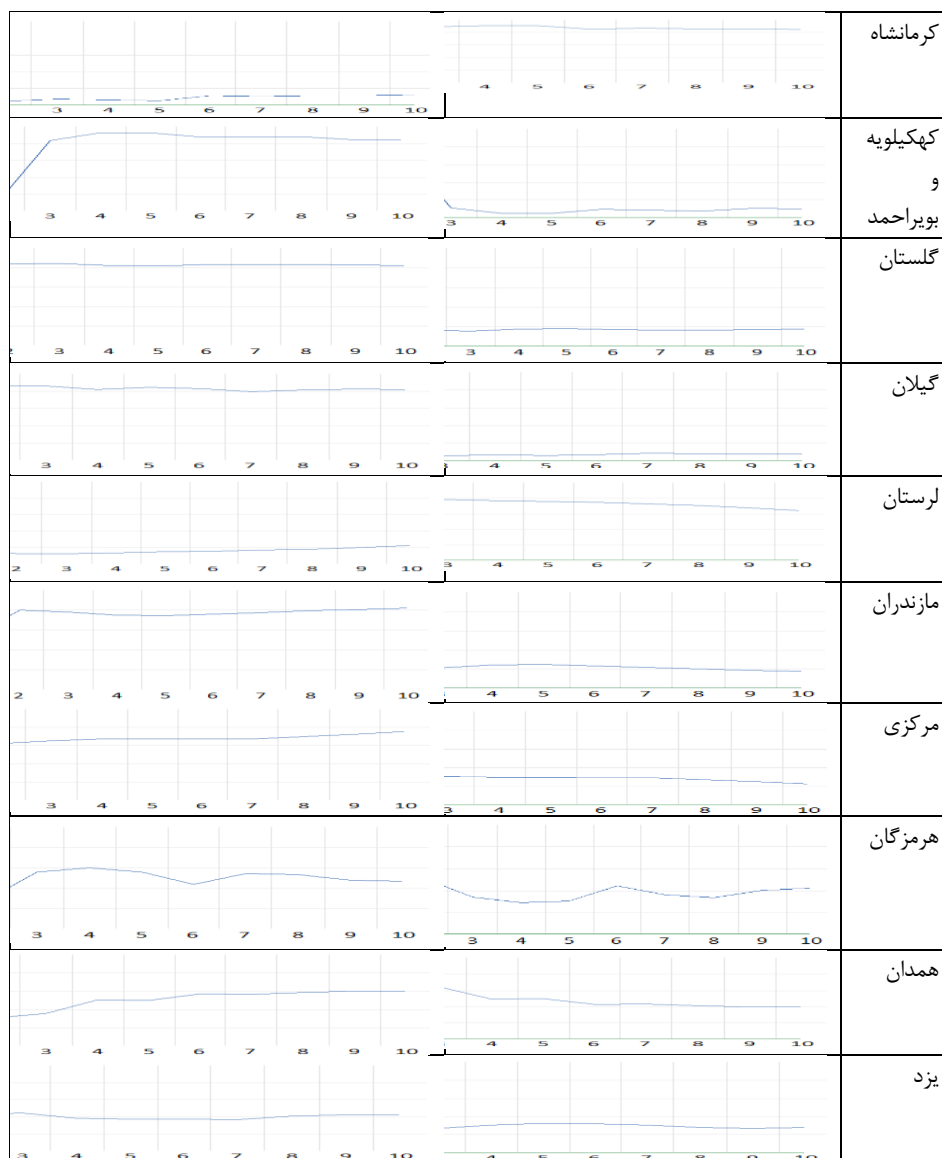
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۵) که نمودارهای تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن را نشان می‌دهد، می‌توان دریافت بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن استان‌های اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، قم، کرمان، کرمانشاه و لرستان ناشی از تغییرات شاخص قیمت مسکن تهران هست. همچنین بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن استان‌های اردبیل، آذربایجان شرقی، سمنان، سیستان و بلوچستان، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد، ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد.

جدول (۵) نمودارهای تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن (منبع: یافته‌های تحقیق)



		چهارمحال بختیاری
		خراسان جنوبی
		خراسان رضوی
		خراسان شمالی
		خوزستان
		زنجان
		سمنان
		سیستان و بلوچستان
		فارس
		قزوین
		قم
		کردستان
		کرمان

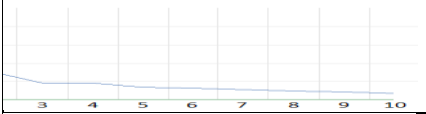
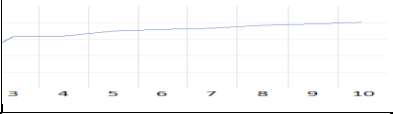
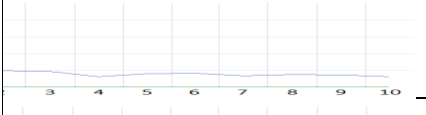


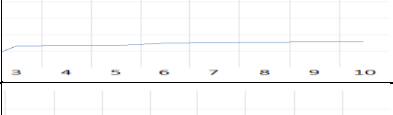
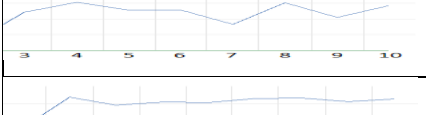
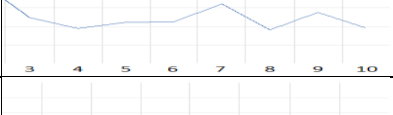
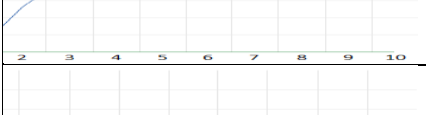
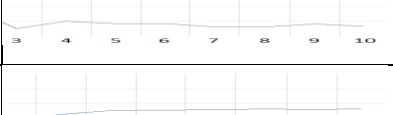
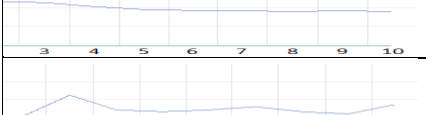
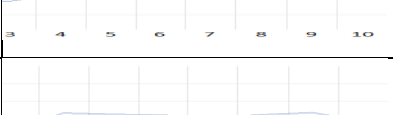
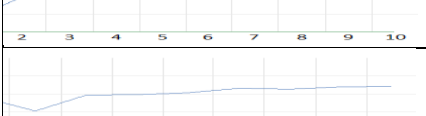
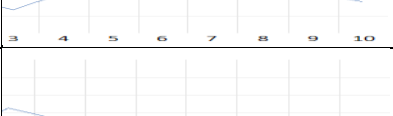


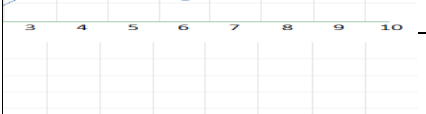
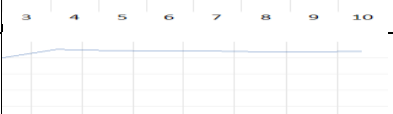
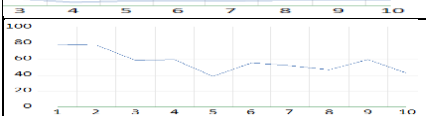
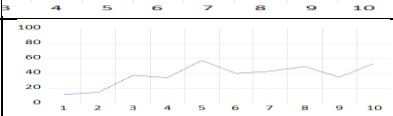
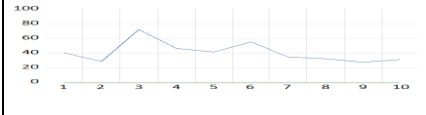
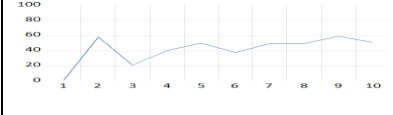




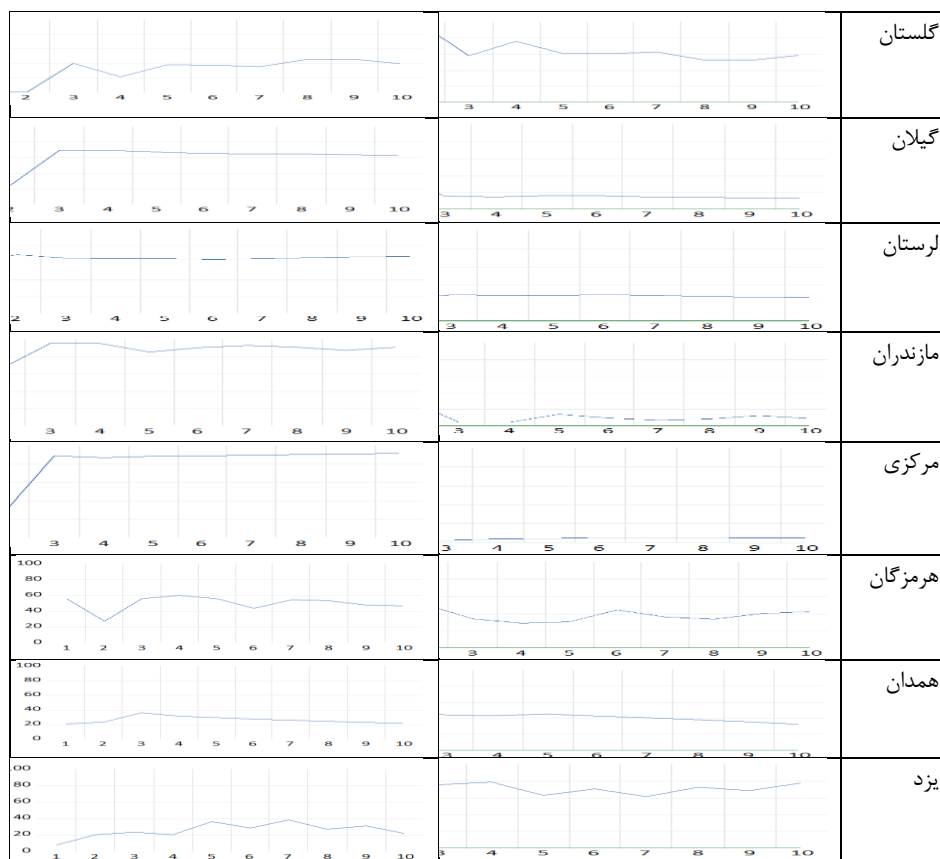
با توجه به جدول (۶) که نمودارهای تجزیه واریانس حجم معاملات مسکن را نشان می‌دهد، می‌توان دریافت بیشتر تغییرات حجم معاملات مسکن استان‌های البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، فارس، کردستان، کرمان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، لرستان، همدان و یزد ناشی از تغییرات شاخص قیمت مسکن تهران هست.

همچنین بیشتر تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن استان‌های اردبیل، اصفهان، آذربایجان غربی، بوشهر، خراسان رضوی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قزوین، قم، کرمانشاه، گیلان، مازندران، مرکزی و هرمزگان ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد.

جدول (۶) نمودارهای تجزیه واریانس حجم معاملات مسکن (منبع: یافته‌های تحقیق)

استان	درصد تغییرات حجم معاملات نسبت به شاخص مسکن تهران	درصد تغییرات حجم معاملات نسبت به حجم معاملات تهران
اردبیل		
اصفهان		
البرز		
ایلام		
آذربایجان شرقی		
آذربایجان غربی		
بوشهر		
چهارمحال بختیاری		
خراسان جنوبی		
خراسان رضوی		

		خراسان شمالی
		خوزستان
		زنجان
		سمنان
		سیستان و بلوچستان
		فارس
		قزوین
		قم
		کردستان
		کرمان
		کرمانشاه
		کهگیلویه و بویراحمد



۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی

بخش مسکن یکی از بخش‌های اقتصادی است و شاخص قیمت مسکن نیز تأثیر قابل توجهی در حجم معاملات مسکن در شهرستان‌های ایران دارد. همچنین ثبات اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌های اقتصادی می‌باشد به طوری که شوک‌ها و نوسانات برای ثبات تأثیر منفی خواهند گذاشت. از این رو برای درک و مقابله با تأثیرات شوک‌ها و نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، مطالعه و اعمال سیاست‌های کلان در بخش مسکن ضروری بوده و از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

از این رو این مطالعه به بررسی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹ با استفاده از روش $GVAR$ پرداخته است. براساس نتایج مطالعه و مطابق نمودارهای واکنش شاخص قیمت مسکن استان‌ها نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران، مشاهده می‌شود شاخص قیمت مسکن استان‌های

اردبیل، اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، لرستان، همدان و یزد نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران داشته‌اند. همچنین شاخص قیمت مسکن استان‌های سمنان، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، مازندران، مرکزی و هرمزگان نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران داشته‌اند. همچنین بر اساس نمودارهای واکنش شاخص حجم معاملات مسکن استان‌ها نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران، می‌توان بیان کرد که شاخص حجم معاملات مسکن استان‌های اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، فارس، کردستان، کرمان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، هرمزگان، همدان و یزد نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران داشته‌اند. همچنین شاخص حجم معاملات استان‌های اردبیل، بوشهر، خراسان رضوی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قم، کرمانشاه، گیلان، لرستان، مازندران و مرکزی نسبت به شوک‌های حجم معاملات مسکن تهران واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن تهران داشته‌اند. همچنین بر اساس نمودارهای تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن، می‌توان دریافت بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن استان‌های اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، قم، کرمان، کرمانشاه و لرستان ناشی از تغییرات شاخص قیمت مسکن تهران می‌باشد. همچنین تغییرات شاخص قیمت مسکن استان‌های اردبیل، آذربایجان شرقی، سمنان، سیستان و بلوچستان، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد، ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد؛ و مطابق نمودارهای تجزیه واریانس حجم معاملات مسکن نیز می‌توان دریافت بیشتر تغییرات حجم معاملات مسکن استان‌های البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، فارس، کردستان، کرمان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، لرستان، همدان و یزد ناشی از تغییرات شاخص قیمت مسکن تهران می‌باشد. همچنین بیشتر تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن استان‌های اردبیل، اصفهان، آذربایجان غربی، بوشهر، خراسان رضوی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قزوین، قم، کرمانشاه، گیلان، مازندران، مرکزی و هرمزگان ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد.

با توجه به نتایج مطالعه و وابستگی قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن، به بیانی دیگر؛ تأثیر متقابل قیمت مسکن بر حجم معاملات مسکن و فراگیر بودن و انتقال این شوکها بخصوص از تهران به سایر شهرستانها، و با توجه به نیاز اساسی مردم به مسکن، پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران نسبت به کاهش شوکها که در گرو عدم افزایش قیمت مسکن می‌باشد سیاستگذاری‌های مناسب را انجام داده و از افزایش قیمت مسکن جلوگیری کرده و در نتیجه موجب شوند توانایی مردم در خرید مسکن و حجم معاملات مسکن که تأثیر متقابل با کاهش قیمت مسکن دارند، افزایش یابد. همچنین با عنایت به اینکه مسکن یک کالای ضروری و بدون جانشین است و تقاضای آن همواره در حال افزایش است. زیرا از یک طرف به دلیل افزایش جمعیت، نیاز به مسکن افزایش می‌یابد و از طرف دیگر به دلیل پدیده مهاجرت به شهرهای بزرگ، تقاضا در این شهرها با افزایش بیش‌تری مواجه می‌شود. در این خصوص، افرادی هم که باهدف سوداگرانه وارد بازار مسکن می‌شوند، افزایش هرچه بیشتر قیمت‌ها را دامن می‌زنند؛ بنابراین سرمایه‌های سرگردان بخش مهمی از عدم تعادل و به‌هم‌ریختگی قیمت‌های مسکن را رقم می‌زنند که توصیه می‌شود با سیاست‌های اقتصادی مرتبط کاهش یابند. همچنین وابستگی بخش مسکن به نهاده‌های داخلی سبب انتقال همسوی نوسانات قیمت و تغییرات نرخ رشد این بخش به سایر بخش‌های اقتصاد کلان می‌شود. بنابراین، کنترل شوک‌های مؤثر بر بازار مسکن لازم و ضروری است. بعلاوه، سیاست‌گذاری برای تعدیل شوک‌های قیمتی بازار مسکن و حفظ ثبات بازار مسکن نقش مهمی در تخصیص بهینه منابع در میان بخش‌های اقتصادی مختلف (تولیدی، خدماتی و بازار مالی) دارد. چراکه بازدهی‌های نرمال و متعادل در میان همه بازارها موجب تخصیص بهینه منابع در میان همه بخش‌ها از جمله بخش مسکن می‌گردد. همچنین شناخت عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و کنترل آن در راستای اتخاذ راهکارهای صحیح برای جلوگیری از بروز شوک قیمت‌ها حائز اهمیت است.

References

- Abiazani Khodadadi's god, hadisth. (2013) Analysis of housing market dynamics in Tehran Province. Thesis. Master in the field of industrial engineering with a focus on economic and social systems. Industrial Engineering Group, Ivanki non-governmental non-profit higher education institute. [In Persian].
- Borsch-Supan, A., Heiss, F. & M. Seko (2001), "Housing Demand in Germany and Japan", Journal of Housing Economics, Vol. 10, PP. 229-252.
- Chen, S., Wei, W., & Huang, P. (2019). The impact of monetary policy on housing prices in China. Available at SSRN 3355856.
- Christou, C., Gupta, R., & Nyakabawo, W. (2019). Time-varying impact of uncertainty shocks on the US housing market. Economics Letters, 180, 15-20.

- Chudik, A., Pesaran, M., 2013. Econometric analysis of high dimensional VARs featuring a dominant unit. *Economy. Rev.* 32 (5–6), 592–649.
- Chudik, A., Pesaran, M., 2016. Theory and practice of GVAR modeling. *J. Econ. Surv.* 30 (1), 165–197
- Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M., Smith, L., 2007. Exploring the international linkages of the Euro Area: a global VAR analysis. *J. Appl. Econom.* 22, 1–38.
- DiPasquale, D. & W. Wheaton (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, PP. 1-27
- Gallin, J. (2006), "The Long-Run Relationship Between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets", *Real State Economics*, Vol. 34, No. 3, PP. 417-438.
- Garriga, C., Manuelli, R., & Peralta -Alva, A. (2019). A macroeconomic model of price swings in the housing market. *American Economic Review*, 109(6), 2036 -72.
- Gasparėnienė, L., Remeikienė, R., & Skuka, A. (2016). Assessment of the impact of macroeconomic factors on housing price level: Lithuanian case. *Intellectual Economics*, 10(2), 122-127.
- Gelain P., Lansing K.J. and C. Mendicino (2013). "House Prices, Credit Growth, and Excess Volatility: Implications for Monetary and Macroprudential Policy". Forthcoming, *International Journal of Central Banking*. pp. 219-276.
- Gertler M.N. Kiyotaki (2010). "Financial Intermediation ac Credit Policy in Business Cycle Analysis, in Preparation for the Handbook of Monetary Economics.
- Gete, P. (2020). Expectations and the Housing Boom and Bust. *An Open Economy View. Journal of Housing Economics*, 101690.
- Goodman, A. & T. Thibodeau (2008), "Where Are the Speculative Bubbles in US Housing Market?", *Journal of Housing Economics*, Vol 17, PP. 117-137.
- Granziera, E., & Kozicki, S. (2015). House price dynamics: Fundamentals and expectations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 60, 152-165.
- Hadi Zenouz, Behrouz (2018). Analysis of Iran's international sanctions in the framework of political economy, Ekhtaz Farda publication.[In Persian].
- Iacoviello M. and S. Neri (2010). "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated dsge Model". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), pp.125-164.
- Kagaziyan, Sohaila; Naqdi, Yazdan; Pashaei, Hossein. (2014). Investigating the impact of exchange rate fluctuations on housing sector investment in Iran, *Ezhariyat Eghanim Journal*, 3(12), 181-196.[In Persian].
- Khalili Iraqi, Seyyed Mansour; Mehrara, Mohsen and Seyedreza Azimi (2011). Investigating factors affecting housing prices in Iran using combined data, *Economic Research and Policy Quarterly* 20 (63), pp. 33-50.[In Persian].

- Khoshe ghol ghrosi, Masoumeh; Afshari, Zahra; (2018). The impact of macroeconomic shocks on investment in the housing sector in Iran using the Bayesian vector autoregression method, *Scientific Quarterly of Economics and Urban Management*, 8, pp. 51-65.[In Persian].
- Kohlscheen, E., Mehrotra, A. N., & Mihaljek, D. (2018). Residential investment and economic activity: evidence from the past five decades.
- Kothari, Mohammad; (2012). Explaining a long-term structural model for Iran's housing market, master's thesis of social economic systems, Higher Institute of Education and Research of Management and Planning.[In Persian].
- Luciani, M. (2015). Monetary policy and the housing market: A structural factor analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 30(2), 199 -218.
- Mahmoudi, the goddess; Nasralhi, Zahra and Kazem Yavari; (2018). Investigating the effect of housing market fluctuations on macroeconomics in Iran, *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, No. 1, pp. 278-249.[In Persian].
- Malik, Homan; Delevingan, Sohrab; Almasi, Mojtabi; (2019). Investigating the effects of economic shocks in terms of housing financing in a DSGE model, *Economic Research and Policy Quarterly*, No. 94, pp. 289-331.[In Persian].
- Mankiw, G. & D. Weil (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, PP. 235–258
- Meen, G. (2002), "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?", *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, PP. 1-23.
- Meen, G. (2003), *Housing Random Walks Complexity and the Macroeconomy*, in *Housing Economics and Public Policy* edited by T. O'Sullivan and K. Gibb, Blackwell Publishing, PP. 90-109.
- Mousavi, Mirhossein and Drodian, Hossein. (2001). Analysis of factors affecting housing prices in Tehran. *Modeling scientific-research quarterly Economic*, period, 3 issues, 91 pp. 149-172.[In Persian].
- Mozafari, Zana; Farazmand, Hassan; Omid, Zahra. (2022). The effect of investment in the housing sector on the economic growth of Iran's provinces, volume 29, number 23, pages 86-54.[In Persian].
- Mozafari, Zana; Farazmand, Hassan; Omid, Zahra (2022). The effect of investment in the housing sector on the economic growth of Iran's provinces, economy, and regional development. Pages 54-86.[In Persian].
- Nemati, Mohammad; Timuri, Iraj (2022). The impact of housing price and rent on macroeconomic variables in Iran, *Journal of Urban Planning and Regional Development*, Year 1, Number 1, Pages 27-41. [In Persian].
- Pesaran, M., Schuermann, T., Weiner, S., 2004. Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macro econometricmacro-econometricmodel.*J.Bus.Econ.Stat.*22 (2), 129–162.

- Qolizadeh, Ali Akbar; Sajjadi, Hassan; (2010). Estimation of housing investment function in urban areas of Iran with Tobin-Q approach. *Journal of Economic Policy*, 2(3), 71-105.[In Persian].
- Salo, S. (1994), "Modelling the Finnish Housing Market", *Economic Modelling*, Vol. 11, No. 2, PP. 250-265.
- Topel, R. & S Rosen (1988), Housing Investment in the United States, *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 4, PP. 718-740.
- Wheaton, W. (1985), "Life Cycle Theory Inflation and the Demand for Housing, *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, PP. 161-179.