University of Sistan and Baluchestan

Stable Economy Journal

Online ISSN: 2821 - 1049

Iranian Scientific Social Welfare Association

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 Lemso[1] | Yaser sistani badooei [2] | Fatemeh Seyedhashemi[3]

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

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

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 12November2023
Revised in revised form:12 April 2024
Accepted: 21 April 2024Published online:27 June 2024

:**JEL:**
R30, F01,R21

Keywords:
shock,
Housing price index,
Housing transaction volume index,
Iran,
GVAR

ABSTRACT

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, Zanjan, 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, Zanjan, 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, Zanjan, 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 Azarbaijan, 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, Zanjan, 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد باثبات
شاپا الکترونیکی: ۱۰۴۹-۲۸۲۱

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 دریانوردی 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.seyedhashemi@yahoocom

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲۱
تاریخ ویرایش:۱۴۰۳/۱/۲۴
تاریخ پذیرش : ۱۴۰۳/۲/۵
تاریخ انتشار:۱۴۰۳/۴/۷

JEL : R30, F01,R21

واژه‌های کلیدی:
شوک،
شاخص قیمت مسکن،
حجم معاملات مسکن،
ایران،
GVAR

چکیده

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. به‌طوری‌که نتایج نشان می‌دهد بر اساس نمودارهای واکنش شاخص مسکن به شوک‌های شاخص مسکن و حجم معاملات، شاخص قیمت مسکن تمامی استان‌ها به‌جز 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 به‌جز 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 قیمت مسکن تهران می‌باشد. مطابق نمودارهای تجزیه واریانس حجم معاملات مسکن، بیشتر تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن چهارده استان ناشی از تغییرات شاخص حجم معاملات مسکن تهران می‌باشد و بیشتر تغییرات حجم معاملات مسکن سایر استان‌ها ناشی از تغییرات شاخص قیمت مسکن تهران می‌باشد.

استناد: شیرافکن لمسو، مهدی؛ سیستانی بدوئی، یاسر و سیدهاشمی، فاطمه (۱۴۰۳)شوک های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان های ایران رویکرد خود رگرسیونی برداری جهانی(GVAR) . *اقتصاد باثبات*، ۵ (۲)، ۵۵-۹۲.
DOI: 10.22111/sedj.2024.47179.1411

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان
حق‌مؤلف © نویسندگان.

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 به‌صورت متقابل نیز تحت تأثیر بخش‌های دیگر اقتصاد قرار می‌گیرد و ارتباط گسترده و متقابلی با دیگر بخش‌های اقتصادی دارد. تحلیل گران مسیر پلکانی در روند قیمتی بازار مسکن را دوره‌های رونق و رکود می‌نامند به‌طوری‌که 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 اخلال 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 موردبررسی قرار گیرد.(خدادادی ابیازنی، 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). ازاین‌رو 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. ازاین رو این امر افزایش قیمت مسکن را به دنبال خواهد داشت. عوامل مهم دیگری علاوه برافزایش 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 ازاین‌رو سرمایه‌گذاری و رونق در ساخت درنهایت موجب افزایش عرضه در بخش مسکن خواهند شد.

در سال‌های اخیر باوجود 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 علی الخصوص تهران به سایر شهرستان ها حائز اهمیت می باشد. ازاین‌رو 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 شهرستان ها 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 به‌این‌ترتیب 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 تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تحقیق می‌پردازد. درنهایت، 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[1] (۱۹۹۴) اشاره نمودند در طول زمان از دهه ۱۹۶۰، مطالعات از بخش سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی به‌تدریج به سمت قیمت مسکن و نقش مؤسسات مالی و بازار اعتبارات مربوطه معطوف شده است.

۲-۱-۱. قیمت مسکن

[1] 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. ازاین‌رو بخش مسکن یکی از بخش‌های مهم اقتصادی به شمار می‌رود (قلیزاده و سجادی، ۱۳۸۹). برمبنای 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 بخش های تولیدی دارد که همین مسئله احتمال تسری سیکل‌های بخش مسکن به سایر بخش ها 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 (*Gasparėnienė &et al,2016*) روند قیمت مسکن می‌تواند بر تقاضای کل و اجزای مهم آن ازجمله پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کل بخش واقعی اقتصاد اثرگذار باشد ازاین‌رو 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. درواقع، نوسانات بخش مسکن درعین‌حال 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 پیش‌بینی کننده بلندمدت قیمت مسکن در یک اقتصاد است. تقاضا برای خرید مسکن را می‌توان به دو بخش تقسیم کرد: ۱-تقاضای مصرفی۲- 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- استقلال‌طلبی 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، ازجمله 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 به‌سوی سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها، ازجمله مسکن می‌شود که درنهایت 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 امربر 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*)

۱-۲ . 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 DSGEو 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 قابل‌توجهی 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 کالن اقتصادی در ایران در طول سال هال ۱۳۸۷-۱۳۹۸ با استفاده از مدل رگرسیونی حداقل مربعات معمولی پرداختند. یافته های پژوهش نشان میدهد متغیرهای پیش بین، توضیح دهندگی بسیار بالای بر رفتار متغیر وابسته دارد. به طوریکه 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 پیش بینی می نماید. 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 پیش بینی می‌نماید. در قیمت مسکن، « ن رخ دلار غیررسمی»، «نرخ تورم» و «میزان نقدینگی» رابطه مستقیم و مثبتی به قیمت مسکن دارند. «نرخ بیکاری»، «قیمت سکه تمام بهارآزادی» و «نرخ سود بانکی» نیز رابطه مستقیم و منفی دارد. همچنین، اثر متغیرهای «شاخص قیمت مصرف کننده»، «نرخ دلار رسمی»، «تعداد واحد مسکونی ساخته شده» و «ارزش معاملات بورس» معنی دار 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 مطالعه ای 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 شهرستان ها 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.

۲-۲. مطالعات خارجی

گرتلر و کیوتاکی (۲۰۱۰)[1]، 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[2] (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

[1] Gertler and Kiotaki
[2] 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[1] (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 قابل‌توجهی بر قیمت مسکن در پاسخ به تغییرات نرخ وام داشته باشد. نتایج پژوهش، افزایش شوک نسبت به انتظارات در مورد توانایی مطابقت مدل باارزش مسکن را بهبود می‌بخشد و این منجر به قطع ارتباط بین اجاره و ارزش ملک می‌گردد و به‌طورکلی شوک‌های مالی می‌توانند هم‌زمان با افزایش قیمت مسکن، اجاره را کاهش دهند.

گت[2] (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 حساب‌جاری ارتباط مستقیم باهم داشته‌اند. نتایج نشان دادند بین پویایی متغیرهای اثرگذار بخش مسکن با حساب‌جاری، 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 ۱۳۹۹-۱۳۸۸ (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 استخراج‌شده است. به طوری که سال پایه داده ها سال ۱۳۹۵ می‌باشد. مدل مطالعه حاضر براساس مطالعه تجربی سیپولینی و پارلا (۲۰۲۰) اقتباس‌شده است که شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران را موردبررسی 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[3]

[1] Garriga et al.
[2] Gete
[3] Dees & et al.

(۲۰۰۷) و پسران و همکاران[1] (۲۰۰۴) تشریح می‌شود. به‌طورمعمول یک مدل GVAR از مجموعه ورهای انفرادی تشکیل می‌شود که با استفاده از ماتریس پیوند و انتخاب یک مقطع به‌عنوان مقطع مرجع یا هسته[2] محاسبه می‌شود. مدل‌های ور انفرادی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$x_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}\mathrm{t} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} x_{it-j} + \sum_{j=1}^{q_i^*} \psi_{ij} x_{it-j}^* + \sum_{j=1}^{g_i} \Gamma_{ij} d_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۳\text{-}۱)$$

برای $t = 1, 2, \dots, T$ جایی که β_{i0} و β_{i1} بردارهای $K * 1$ بابا ضرایب ثابت و ترتیب روند زمانی قطعی با فرض برون‌زا بودن متغیرها می‌باشد. φ_{ij}و ψ_{ij} و Γ_{ij} بردار $K_i * K_i$، $K_i^* * K_i^*$ و $K_i * K_m$ وقفه تأخیری ضرایب مرتبط با متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی می‌باشد. ε_t جمله اخلال 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 محاسبه‌شده 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[3]، شواتز بیزیین[4] و هنان کوئین[5] استفاده می‌شود. لذا براساس رابطه (۲):

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^{N=31} w_{i,j} x_{i,j} \; for \; i,j = 1,2,..N \qquad (۳\text{-}۲)$$

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.

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1} + B_i z_{it-1} + \Gamma_{i,0} d_t + \Gamma_{i,l} d_{t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۳\text{-}۳)$$

جایی که $z_{i,t} = x_{i,t}^{`}, x_{i,t}^{*`}$برای هر مقطع، $A_i = (I - \psi_{i0})$ و $\beta_i = (\varphi_i, \psi_{i1})$ A_i و β_i ماتریس $K_i * (K_i + K_i^*)$ 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.

---

[1] Pesaran & et al.

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

[3] AIC

[4] SIC

[5] HQ

$$z_{i,t} = w_i x_t \; for \; \forall_i = 0,1,\dots,31 \qquad (۳-۴)$$

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

$$A_i w_i x_{it} = a_{i0} + a_{i1} + B_i w\, x_{i-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۳-۵)$$

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.

$$G_0 x_t = a_0 + a_{1t} + H x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳-۶)$$

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

$$x_t = G^{-1} a_0 + G^{-1} a_{1t} + G^{-1} H x_{t-1} + G^{-1} \varepsilon_t \qquad (۳-۷)$$

فرم کاهش‌یافته رابطه بالا:

$$x_t = b_0 + b_{1t} + f x_{t-1} + u_t \qquad (۳-۸)$$

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.

$$x_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} \mathrm{t} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} x_{it-j} + \sum_{j=1}^{q_i^*} \psi_{ij} x_{it-j}^* + \sum_{j=1}^{g_i} \Gamma_{ij} d_{t-j} + \qquad (۳-۹)$$
$$\pi_i(L, u_i) + \varepsilon_u$$

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

$$\omega_t = \mu_0 + \mu_{1t} + \varphi_1 \omega_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳-۱۰)$$

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

$$\omega_t = \sum_{l=1}^{p_\omega} \varphi_{\omega l} \omega_{t-l1} + \sum_{l=1}^{p_w} \psi_{\omega l} x_{i,t-l}^* + \eta_{\omega t} \qquad (۳-۱۱)$$

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

$$x_{it} = [y_{it}, rer_{it}, sr_{it}, ca_{it}, nfa_{it}]^i and x_{it} = \qquad (۳-۱۲)$$
$$[y_{it}^*, sr_{it}^*, rer_{it}^*, ca_{it}^*, nfa_{it}^*]^{'}$$

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 i بر شوک‌های کشور و یا مقطع j: 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[1] 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.

به‌طورکلی، رهیافت GVAR از دو مرحله اصلی تشکیل‌شده 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 مورداستفاده در این مقاله پرداخته‌شده 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

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

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 ۱۳۹۹-۱۳۸۸ 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 به‌طور 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. به‌طور متوسط نیز استان خراسان جنوبی در شاخص قیمت مسکن از وضعیت بهتری برخوردار بوده و استان آذربایجان شرقی به‌طور متوسط دارای کمترین سطح شاخص قیمت مسکن بوده است.

در این بخش از مطالعه، مدل تجربی تحقیق تخمین و نتایج مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته است.

آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1]:

متداول‌ترین روش برای آزمون پایایی یک متغیر، آزمون ریشه واحد دیکی فولر می‌باشد.

در انجام برآورد مدل رگرسیون و تخمین‌های سری‌های زمانی بررسی ایستایی و مانایی متغیرها می‌باشد. نظریه هم جمعی در اقتصادسنجی بیان می‌کند که برای رهایی از مشکل رگرسیون کاذب در تحلیل رگرسیون، ابتدا باید مانایی متغیرها موردبررسی قرارگرفته و نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. ازاین‌رو، آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) جهت مورد آزمون قرار دادن متغیرهای موردبررسی در این پژوهش استفاده می‌شوند و درنتیجه با مشخص شدن درجه انباشتگی آن‌ها، نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه‌شده است. ازاین‌رو در مطالعه حاضر با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و همچنین **آزمون ریشه واحد** WS-*ADF* ، پایایی متغیرها موردبررسی قرار می‌گیرد با توجه به نتایج جدول (۱) مشاهده می‌شود.

جدول ۱. نتیجه آزمون ریشه واحد WS-*ADF* و دیکی فولر(منبع: یافته‌های تحقیق)

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

[1] . Augmented Dicey Fuller

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

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

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

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

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 موردمطالعه 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)

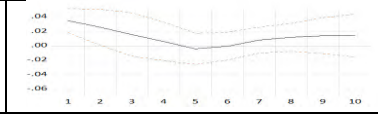
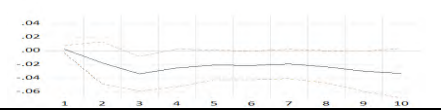
معادله	وقفه بهینه	SC	معادله	وقفه بهینه	SC
البرز	سوم	۸/۹۰۷۵	کرمان	سوم	-۴/۶۲۶۸
اردبیل	سوم	-۴/۷۹۴۶	کرمانشاه	سوم	-۵/۶۳۳۷
آذربایجان غربی	دوم	-۳/۳۰۰۳	خراسان جنوبی	سوم	-۰/۹۱۴۴

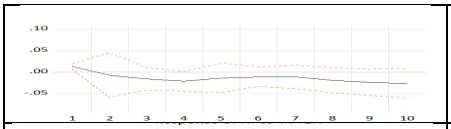
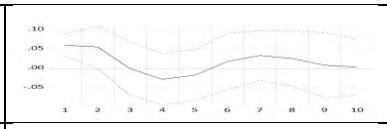
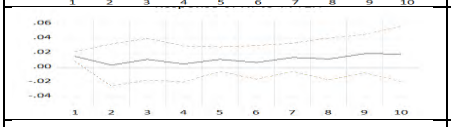
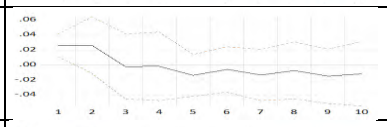
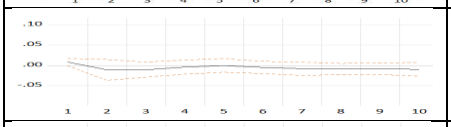
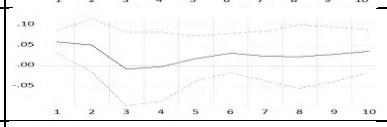
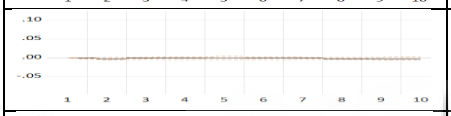
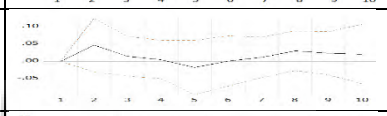
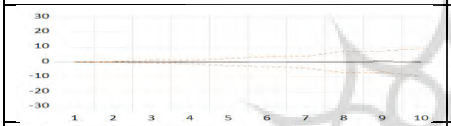
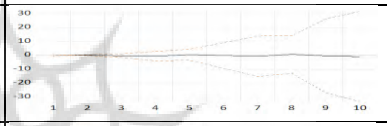
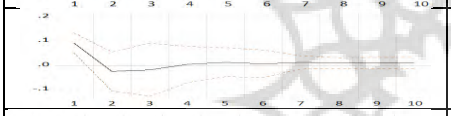
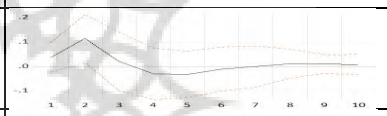
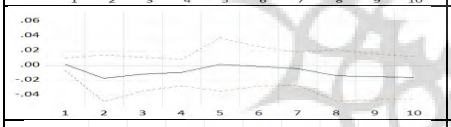
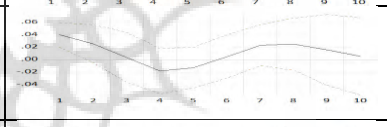
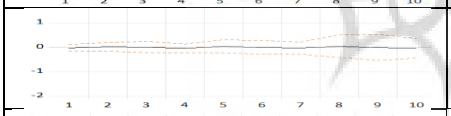
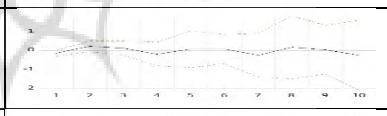
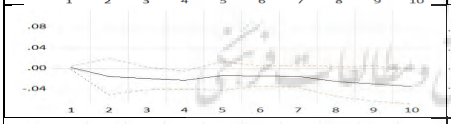
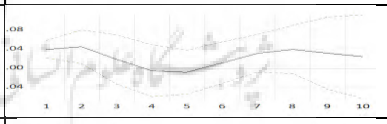
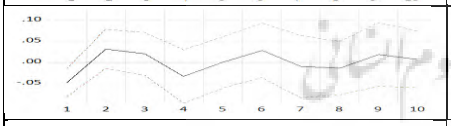
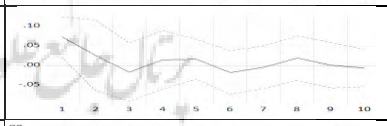
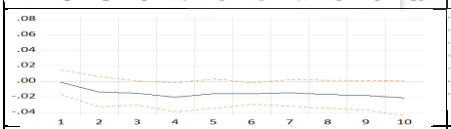
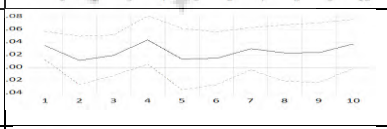
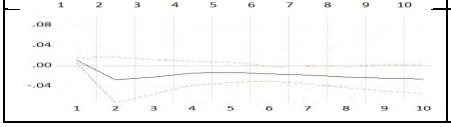
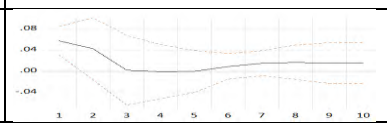
آذربایجان شرقی	سوم	-۶/۹۱۴۶	خراسان رضوی	سوم	-۰/۷۰۶۷
بوشهر	سوم	۰/۱۴۰۳	خراسان شمالی	سوم	-۴/۳۷۱۸
چهارمحال و بختیاری	سوم	-۱۳/۹۴۱۳	خوزستان	سوم	-۹/۶۳۴۲
فارس	سوم	-۳/۲۴۱۷	کهلیلویه و بویراحمد	سوم	-۱۰/۳۴۵۰
قزوین	سوم	-۱۲/۵۴۴۰	کردستان	سوم	-۶/۲۳۸۴
قم	سوم	-۱۰/۰۲۹۵	لرستان	دوم	-۴/۸۱۳۴
گیلان	سوم	-۸/۵۹۷۱	مرکزی	سوم	-۴/۷۸۴۷
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

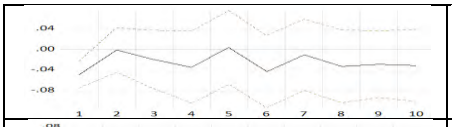
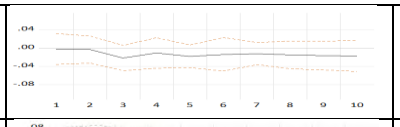
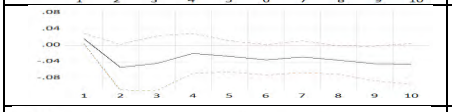
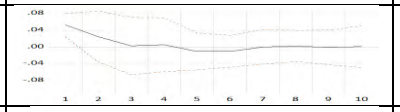
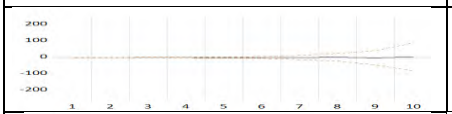
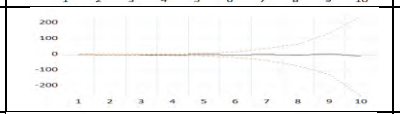
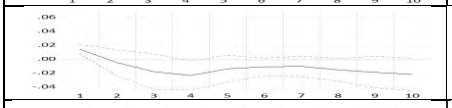
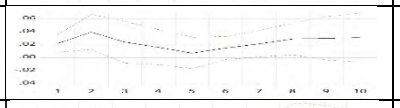
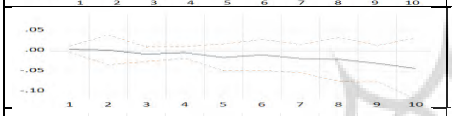
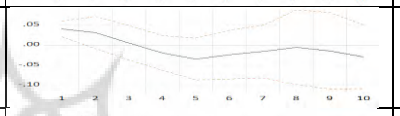
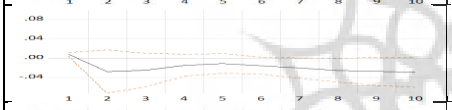
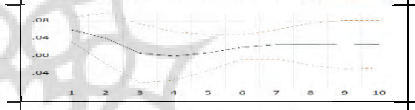
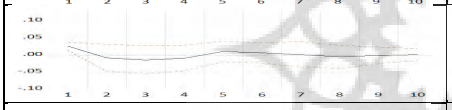
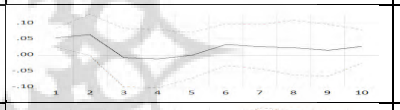
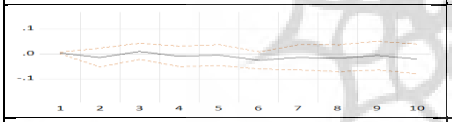
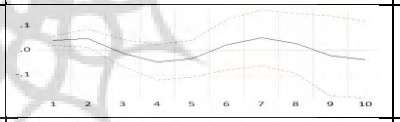
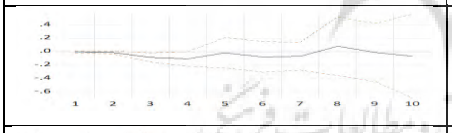
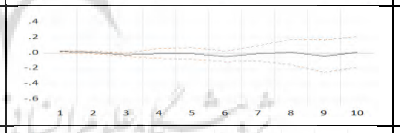
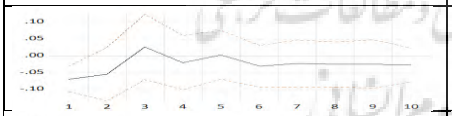
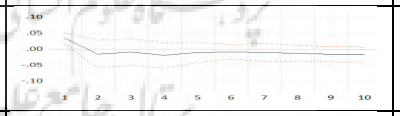
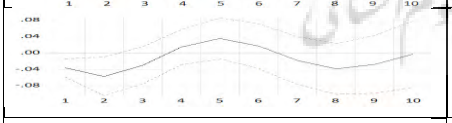
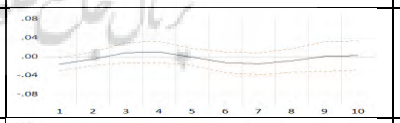
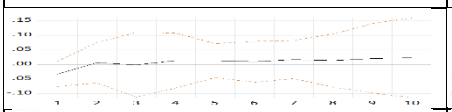
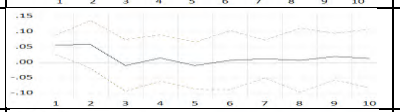
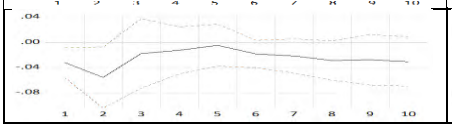
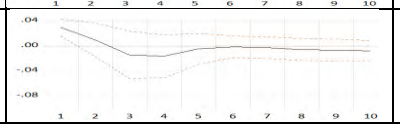
در این بخش به گزارش نتایج تجربی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۹ با استفاده از الگوی GVAR، به گزارش نمودارهای واکنش پرداخته می‌شود.

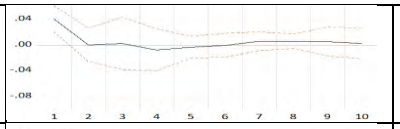
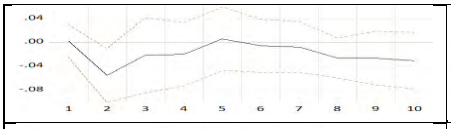
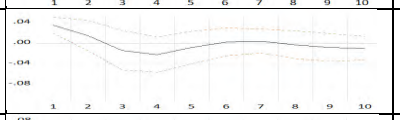
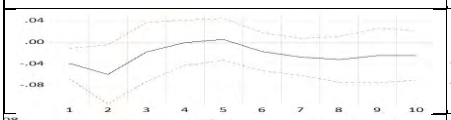
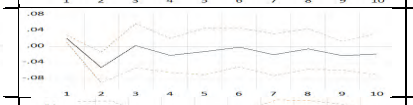
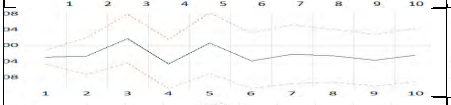
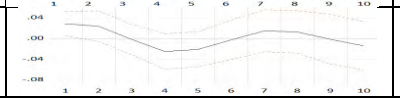
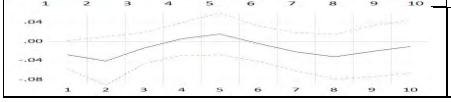
جدول (۳) نمودارهای واکنش شاخص قیمت مسکن استان‌ها را نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران نشان می‌دهد. با توجه به این نمودارها مشاهده می‌شود شاخص قیمت مسکن استان‌های اردبیل، اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، 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، کهکیلویه 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		

اصفهان		
البرز		
ایلام		
آذربایجان شرقی		
آذربایجان غربی		
بوشهر		
چهارمحال بختیاری		
خراسان جنوبی		
خراسان رضوی		
خراسان شمالی		
خوزستان		
زنجان		

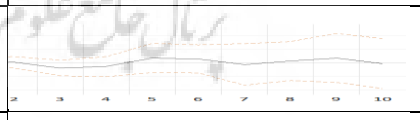
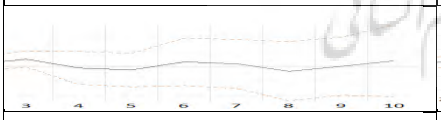
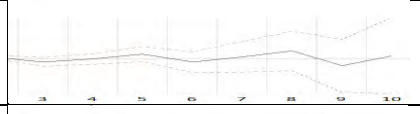
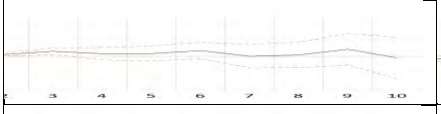
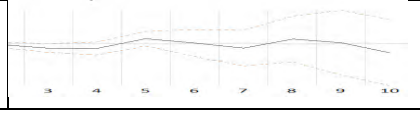
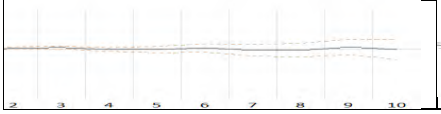
سمنان		
سیستان و بلوچستان		
فارس		
قزوین		
قم		
کردستان		
کرمان		
کرمانشاه		
کهکیلویه و بویراحمد		
گلستان		
گیلان		
لرستان		
مازندران		

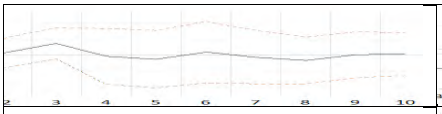
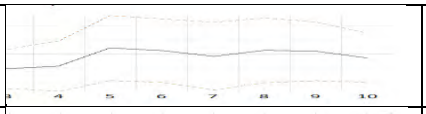
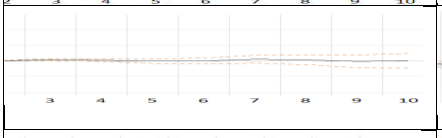
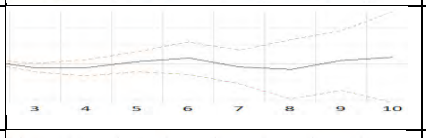
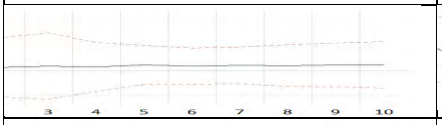
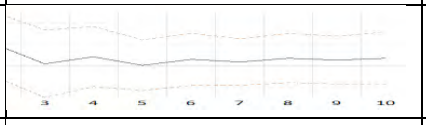
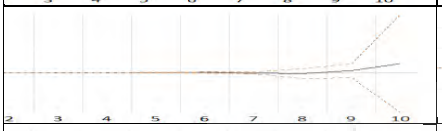
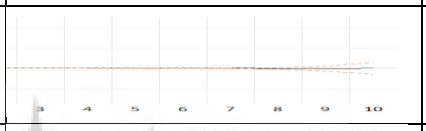
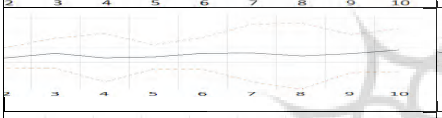
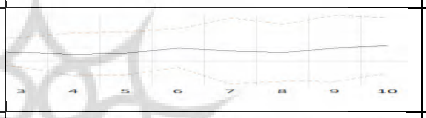
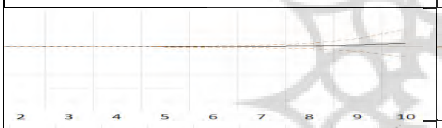
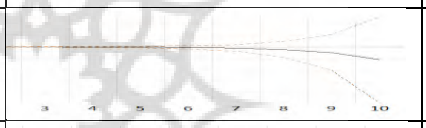
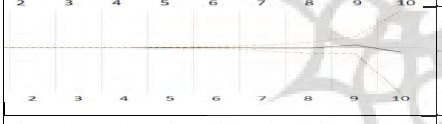
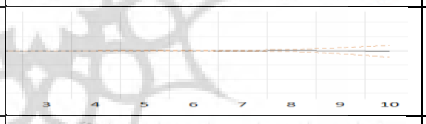
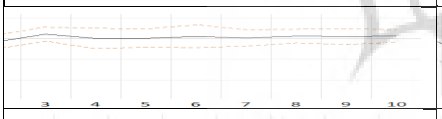
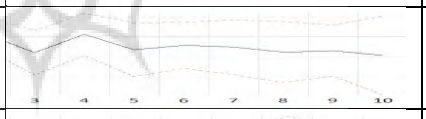
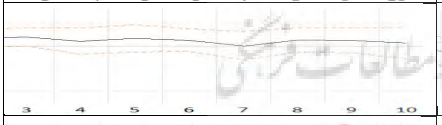
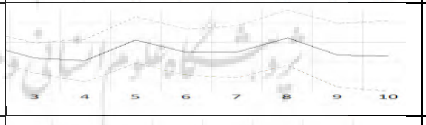
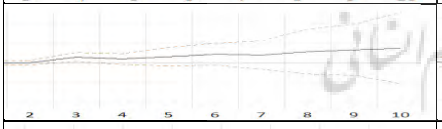
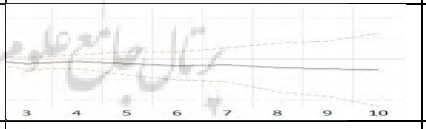
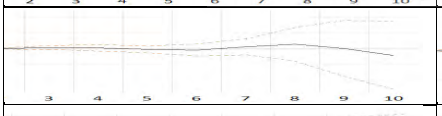
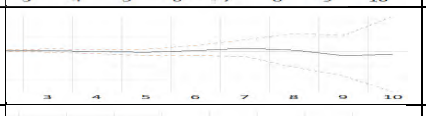
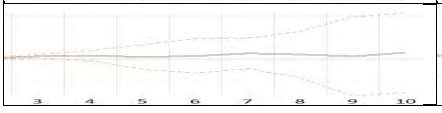
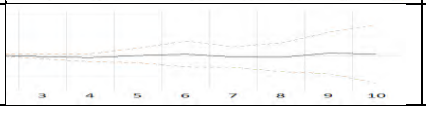
مرکزی		
هرمزگان		
همدان		
یزد		

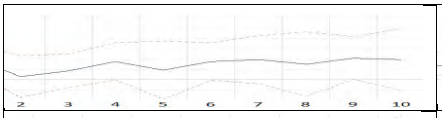
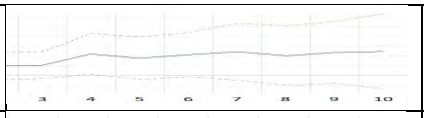
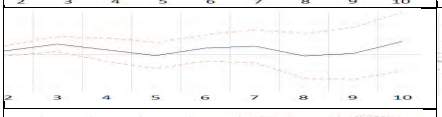
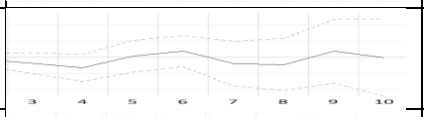
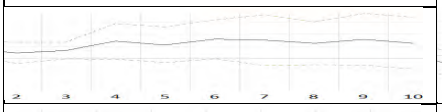
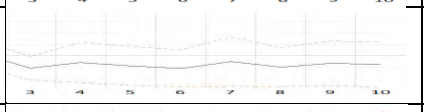
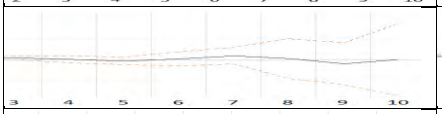
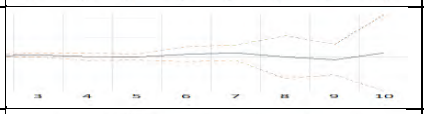
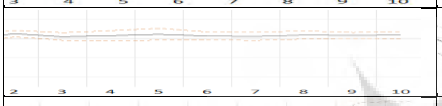
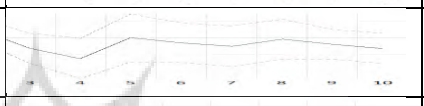
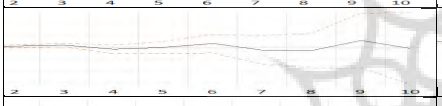
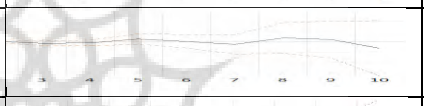
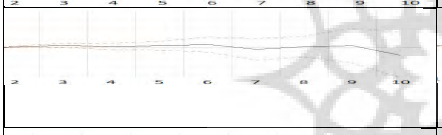
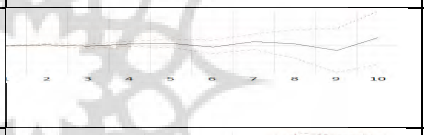
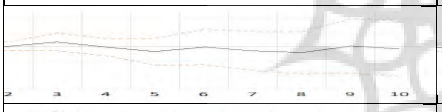
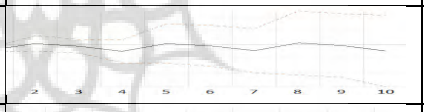
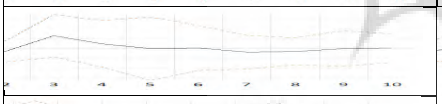
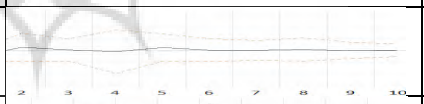
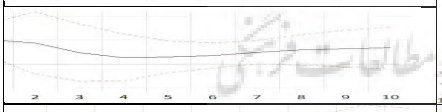
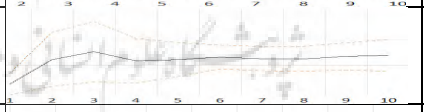
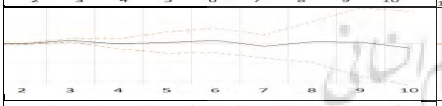
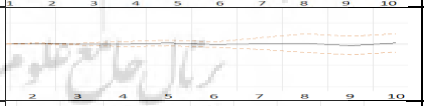
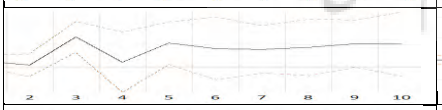
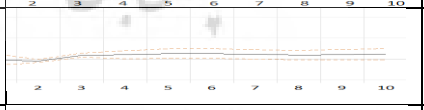
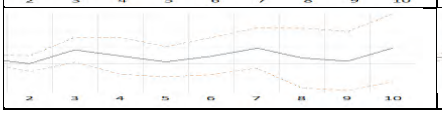
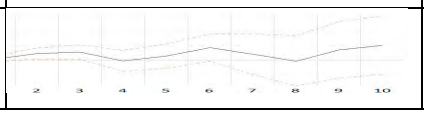
منبع: یافته‌های تحقیق

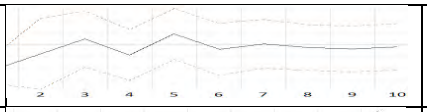
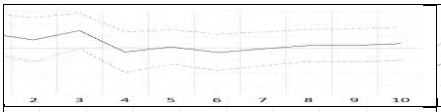
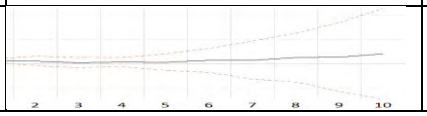
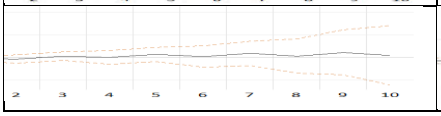
جدول (۴) نمودارهای واکنش شاخص حجم معاملات مسکن استان‌ها را نسبت به شوک‌های شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات استان تهران نشان می‌دهد. با توجه به این نمودارها مشاهده می‌شود شاخص حجم معاملات مسکن استان‌های اصفهان، البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، فارس، کردستان، کرمان، کهکیلویه 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)

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

ایلام		
آذربایجان شرقی		
آذربایجان غربی		
بوشهر		
چهارمحال بختیاری		
خراسان جنوبی		
خراسان رضوی		
خراسان شمالی		
خوزستان		
زنجان		
سمنان		
سیستان و بلوچستان		

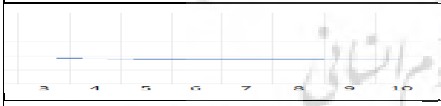
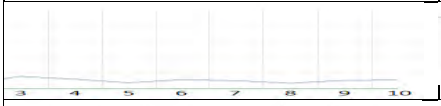
فارس		
قزوین		
قم		
کردستان		
کرمان		
کرمانشاه		
کهکیلویه و بویراحمد		
گلستان		
گیلان		
لرستان		
مازندران		
مرکزی		
هرمزگان		

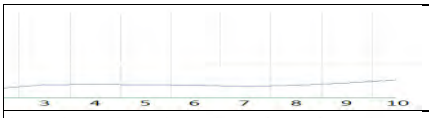
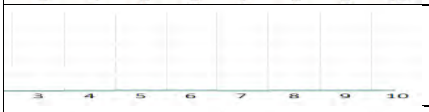
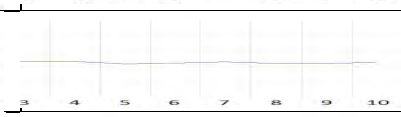
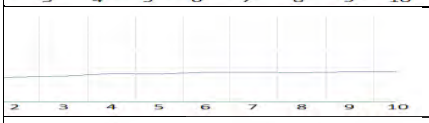
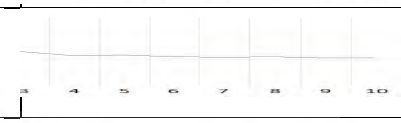
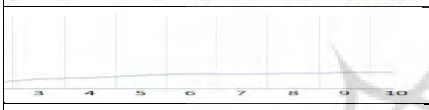
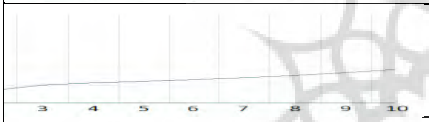
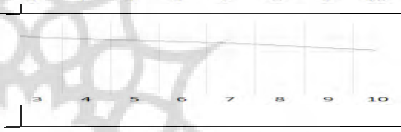
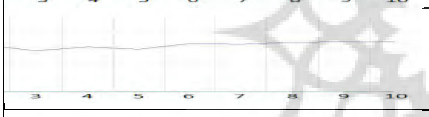
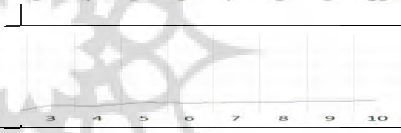
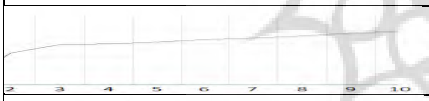
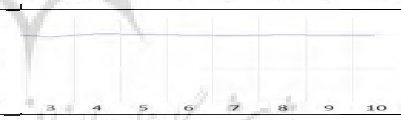
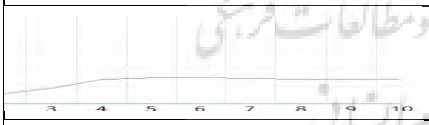
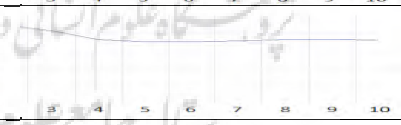
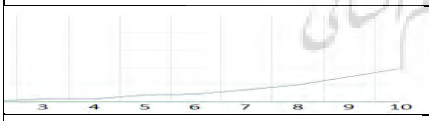
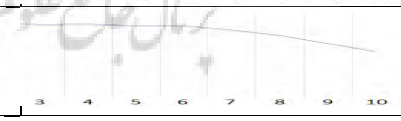
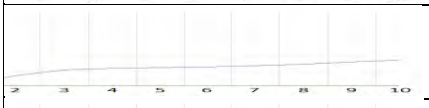
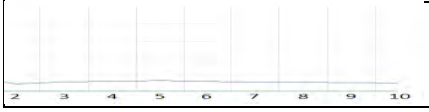
همدان		
یزد		

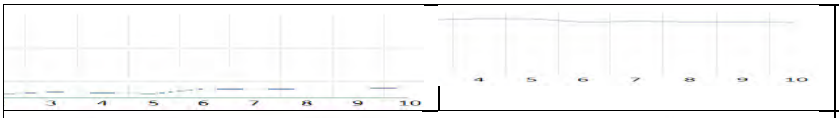
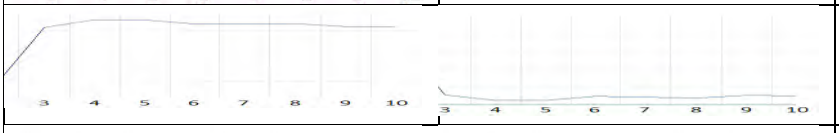
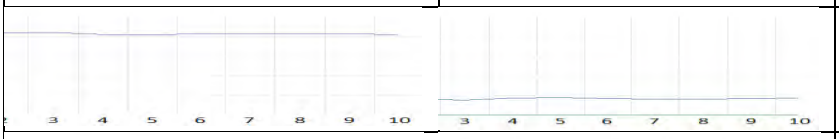
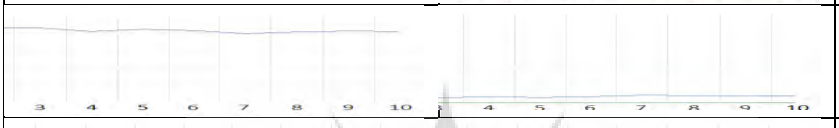
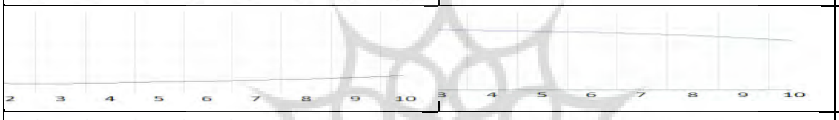
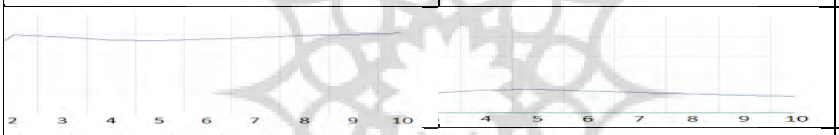
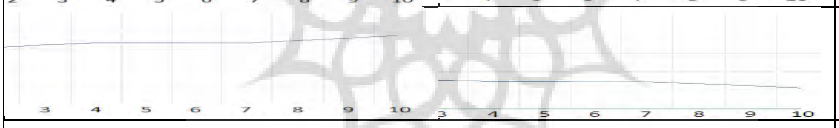
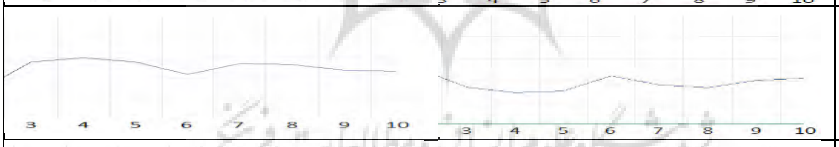
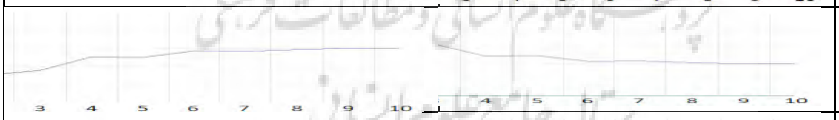
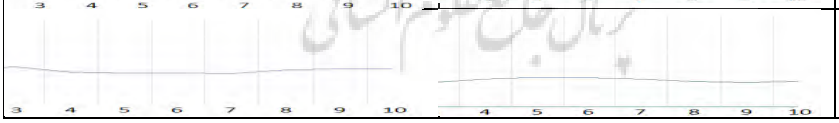
منبع: یافته های تحقیق

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، کهکیلویه 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)

استان	درصد تغییرات شاخص مسکن نسبت به شاخص مسکن تهران	درصد تغییرات شاخص مسکن نسبت به حجم معاملات تهران
اردبیل		
اصفهان		
البرز		
ایلام		
آذربایجان شرقی		
آذربایجان غربی		
بوشهر		

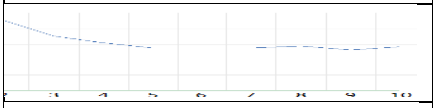
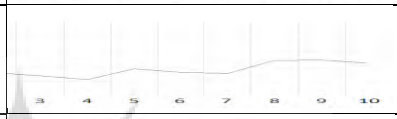
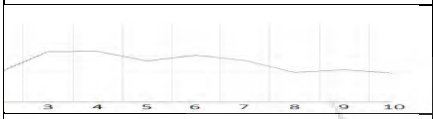
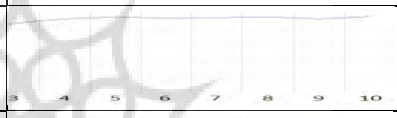
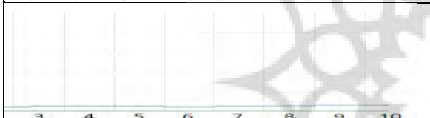
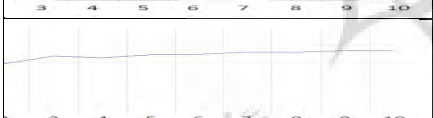
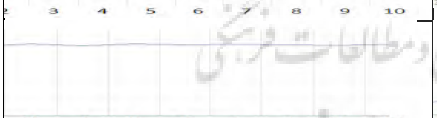
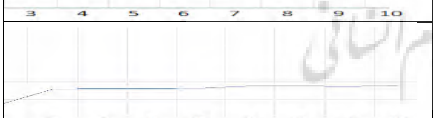
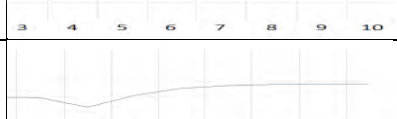
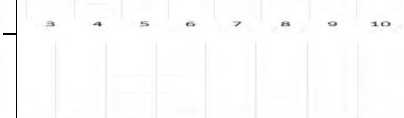
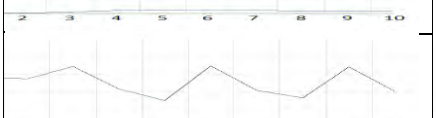
چهارمحال بختیاری		
خراسان جنوبی		
خراسان رضوی		
خراسان شمالی		
خوزستان		
زنجان		
سمنان		
سیستان و بلوچستان		
فارس		
قزوین		
قم		
کردستان		
کرمان		

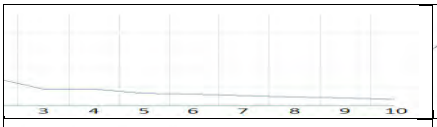
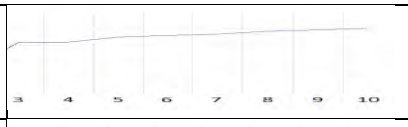
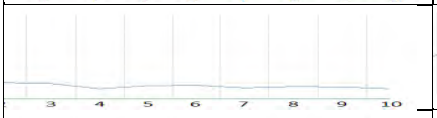
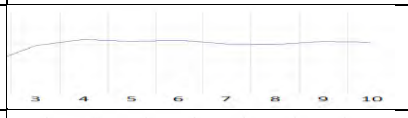
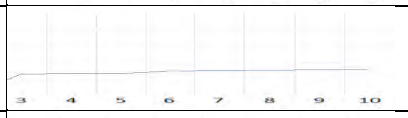
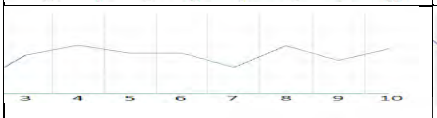
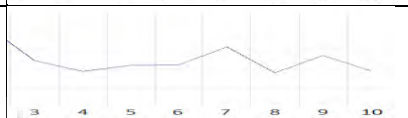
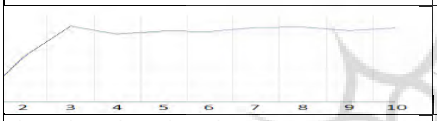
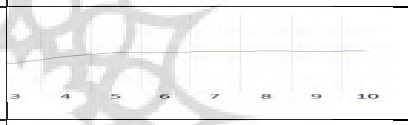
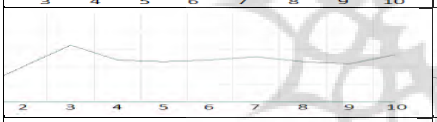
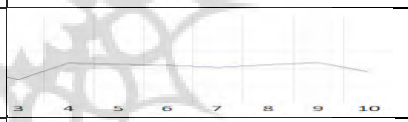
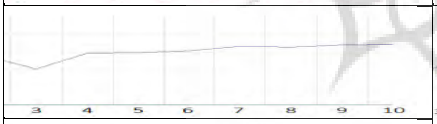
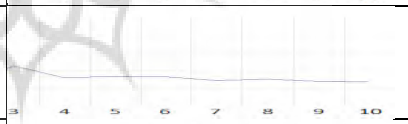
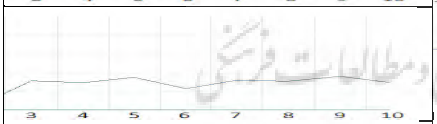
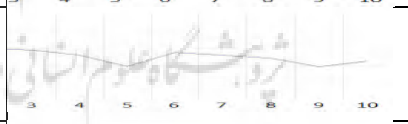
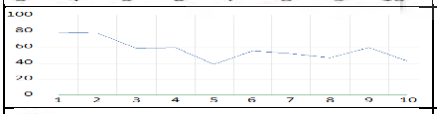
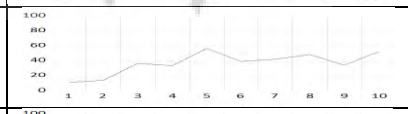
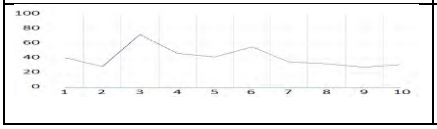
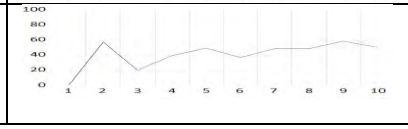
کرمانشاه	
کهکیلویه و بویراحمد	
گلستان	
گیلان	
لرستان	
مازندران	
مرکزی	
هرمزگان	
همدان	
یزد	

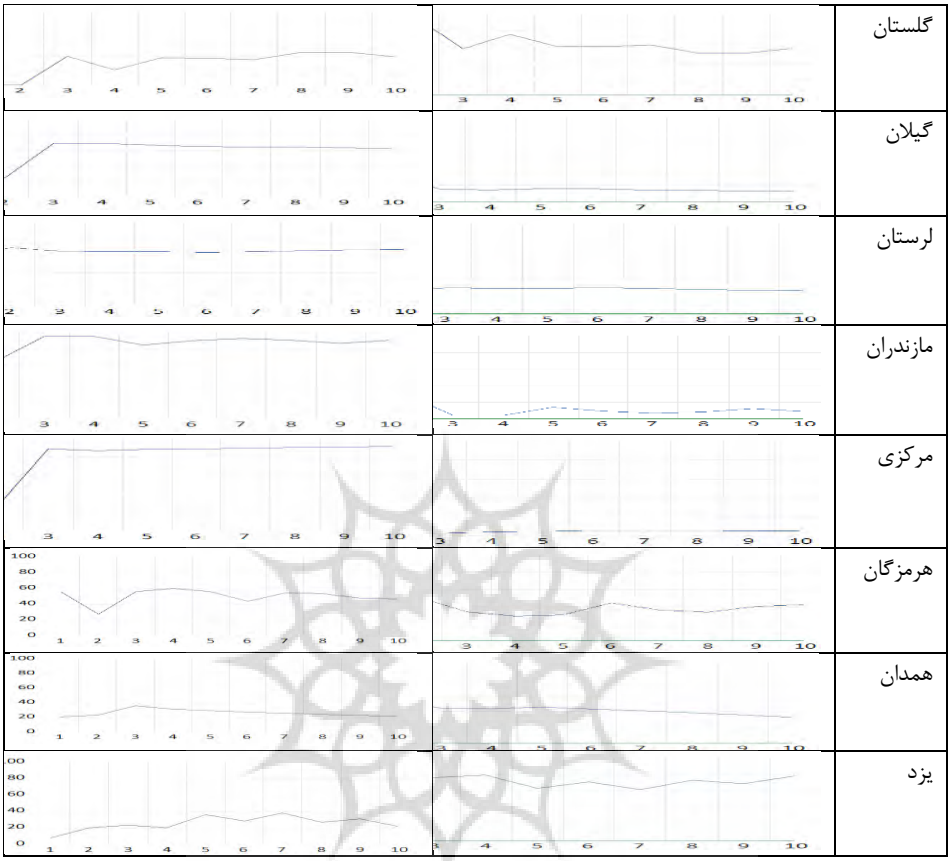
با توجه به جدول (۶) که نمودارهای تجزیه واریانس حجم معاملات مسکن را نشان می‌دهد، می‌توان دریافت بیشتر تغییرات حجم معاملات مسکن استان‌های البرز، ایلام، آذربایجان شرقی، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، فارس، کردستان، کرمان، کهکیلویه و بویراحمد، گلستان، لرستان، همدان و یزد 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		
کهکیلویه 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 شهرستان های ایران دارد. همچنین ثبات اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌های اقتصادی می‌باشد به‌طوری‌که شوک‌ها و نوسانات براین ثبات تأثیر منفی خواهند گذاشت. ازاین‌رو 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.

ازاین‌رو این مطالعه به بررسی اثر شوک‌های متقابل شاخص قیمت مسکن و حجم معاملات مسکن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۸ 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، کهکیلویه 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، کهکیلویه 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 بیشتر تغییرات شاخص قیمت مسکن استان‌های اردبیل، آذربایجان شرقی، سمنان، سیستان و بلوچستان، کردستان، کهکیلویه 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، کهکیلویه 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 شوک ها که در گرو عدم افزایش قیمت مسکن می باشد سیاستگذاری های 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 ازیک‌طرف 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 باسیاست‌های 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 ازجمله 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; Omidi, 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی