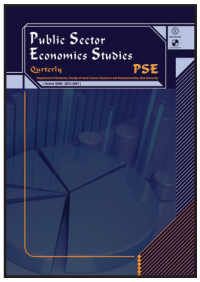
Journal website : https://pse.razi.ac.ir

Razi University



Public Sector Economics Studies
Qurterly
PSE
1
Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University
Vol. 1, Issue 1, Autumn 2022 | Online ISSN: 2821-2681

Investigating the Asymmetric Effect of Housing Market Prices on the Tehran Stock Market

Korani, S.[1]; Karimi, M. Sh.[2]; Fattahi, Sh.[3]

Type of Article: **Research**
Received: 2022.04.30; Accepted: 2022.09.12
Pp: 59-84

Abstract

The housing sector is one of the economic sub-sectors that has a major contribution to the gross domestic product, gross fixed capital formation and employment, and in terms of having a strong connection with other financial sectors, it plays a vital role in creating dynamics and prosperity of stock market and securities market activities. Therefore, according to the importance of the subject, in this research, the short-term and long-term effects of the asymmetric effect of the housing market price on the Tehran Stock Exchange market have been examined. For this purpose, by collecting annual data during the years 1988 to 2019 and using the econometric model, the estimation of the model and the interpretation of the results have been done. The research results show that in the long term, if the housing price index increases by one percent, the total stock market index will decrease by 0.78 percent. Also, the goods and services price index variable has a positive effect on the total stock market index, so that with a one percent increase in the goods and services price index, the total stock market index increases by 1.562 percent. The unofficial exchange rate and interest rates (expected) of bank facilities for long-term deposits have a positive effect on the overall stock market index. So that with a one percent increase in these variables, the total stock market index will increase and decrease by 1.149 and 0.801 percent. Economic growth (gross domestic product growth) has a positive and small effect on the overall stock market index. So that with a one percent increase in the country's economic growth, the total stock market index increases by 0.001 percent. Also, the obtained coefficients for positive and negative housing price shocks show that both in the long term and in the short term, the reaction of the total stock market index to positive and negative shocks of the housing price index is asymmetric.

Keywords: Housing Market, Stock Market, Asymmetric ARDL. Iran.
JEL Classification: C01, C20, E20.

1. Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.
Email: sepidk937@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author).
Email: sharifkarimi2@yahoo.com
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.
Email: sh_fatahi@yahoo.com

Citations: Korani, S., Karimi, M. Sh., & Fattahi, S. (2022). "Investigating the Asymmetric Effect of Housing Market Prices on the Tehran Stock Market". *Public Sector Economics Studies*, 1 (1), 59-84.
Homepage of this Article: https://pse.razi.ac.ir/article_2305.html?lang=en

وب‌ســـــایت نـــــــشریه: https://pse.razi.ac.ir

فصلنامه مطالعات اقتصاد بخش عمومی ۱
گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی
دورهٔ ۱، شمارهٔ ۱، پاییز ۱۴۰۱ | شمارهٔ شاپای الکترونیکی: ۲۶۸۱-۲۸۲۱

بررسی اثر نامتقارن قیمت بازار مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران

سپیده کرانی[۱]، محمدشریف کریمی[۲]، شهرام فتاحی[۳]

نوع مقاله: **پژوهشی**
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۱
صص: ۵۹-۸۴

چکیده

بخش مسکن یکی از زیربخش‌های اقتصادی است که سهم عمده‌ای در تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص و اشتغال دارد و به دلیل داشتن ارتباط قوی با سایر بخش‌های مالی، نقش حیاتی در ایجاد پویایی و رونق فعالیت‌های بازار بورس و اوراق بهادار دارد. با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر نامتقارن قیمت بازار مسکن بر بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با جمع‌آوری داده‌های سالانه طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۸ و با بهره‌گیری از الگوی اقتصادسنجی، به تخمین مدل و تفسیر نتایج پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت، اگر شاخص قیمت مسکن یک درصد افزایش یابد، شاخص کل بازار سهام به میزان ۰/۷۸ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین متغیر شاخص قیمت کالاها و خدمات تأثیر مثبت بر شاخص کل بازار سهام دارد؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد در شاخص قیمت کالاها و خدمات، شاخص کل بازار سهام به میزان ۱/۵۶۲ درصد افزایش می‌یابد. نرخ ارز غیررسمی و نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی برای سپرده‌های بلندمدت تأثیر مثبت بر شاخص کل بازار سهام دارد؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد در این متغیرها، شاخص کل بازار سهام ۱/۱۴۹ درصد افزایش و ۰/۸۰۱ درصد کاهش خواهد یافت. رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی) تأثیر مثبت و اندکی بر شاخص کل بازار سهام دارد؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی کشور، شاخص کل بازار سهام به میزان ۰/۰۰۱ درصد افزایش می‌یابد. همچنین ضرایب به‌دست‌آمده برای تکانه‌های مثبت و منفی قیمت مسکن نشان می‌دهد که هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت واکنش شاخص کل بازار سهام به شوک‌های مثبت و منفی شاخص قیمت مسکن نامتقارن است.

واژه‌های کلیدی: بازار مسکن، بازار بورس و اوراق بهادار، ARDL نامتقارن، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C01, C20, E20.

۱. کارشناس‌ارشد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: sepidk937@gmail.com
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: sharifkarimi2@yahoo.com
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: sh_fatahi@yahoo.com

ارجاع به مقاله: کرانی، سپیده؛ کریمی، محمدشریف؛ فتاحی، شهرام. (۱۴۰۱). «بررسی اثر نامتقارن قیمت بازار مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران». مطالعات اقتصاد بخش عمومی، ۱ (۱)، ۵۹-۸۴.
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://pse.razi.ac.ir/article_2305.html

۱. مقدمه

بازارهای مالی به‌عنوان عامل کلیدی در پیشرفت یا رکود اقتصاد تلقی می‌شود. این بازارها همچون بازار سهام از اهمیت ویژه‌ای در کشور برخوردار است؛ به‌طوری که بهبود بازار سهام در کشور می‌تواند شرایط اقتصادی را بهبود بخشد. در غیر این صورت، اقتصاد کشور با کاهش سرمایه‌گذاری و درآمد روبه‌رو می‌شود (قلی‌زاده و همکاران و ۱۳۹۸).

یکی از باارزش‌ترین شاخص‌های سرمایه‌ای و مالی کشور که می‌تواند بر بازار سهام اثرگذار باشد، بازار مسکن است که تحولات آن همواره نقشی بنیادی بر اقتصادهای ملی و جهانی داشته است. این بازار همیشه با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده که ماهیت آن با نوسانات ذاتی قیمت‌ها در بازارهای مالی متفاوت است؛ زیرا اوج‌گیری و سقوط قیمت‌ها در آن بسیار عظیم و غیرقابل کنترل است (رن[1] و همکاران، ۲۰۱۲). در دنیای امروز، در برنامه‌های توسعه، بر گسترش بخش مسکن به‌مثابهٔ ابزاری برای افزایش تولید ملی تأکید می‌شود. در بیشتر کشورها، ساختمان بیش از نیمی از تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود که در آن سهم مسکن به‌تنهایی حدود ۲۰–۵۰ درصد است (حیدری و سوری، ۱۳۸۹). بخش مسکن به دلیل پیوندهای پیشین و پسین بالایی که با دیگر بخش‌های اقتصاد دارد، تأثیر مهمی در اقتصاد ملی ایفا می‌کند (زروکی و موتمنی، ۱۳۹۶). در دهه‌های اخیر، این بخش در اقتصاد ایران به همراه چرخه‌های رکورد و رونق تورمی –که اگرچه بخشی از آن می‌تواند برآمده از دگرگونی‌های قیمت نفت باشد– با افزایش بی‌رویهٔ قیمت‌ها و در نتیجه تبدیل تقاضای کارآمد به تقاضای ناکارآمد مواجه بوده است (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸).

بنابراین، بازار مسکن و بازار سهام به‌عنوان دو شاخص کلیدی بازارهای مالی شناخته می‌شوند که هرکدام می‌تواند نقش بسزایی بر اقتصاد ملی و جهانی ایفا نماید. بدین معنی که اثرات کاهش قیمت مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران، با اثرات افزایش قیمت مسکن متفاوت بوده است. با توجه به اهمیت هردو متغیر از نظر اقتصاد کشور و بازارهای بورس و اوراق بهادار، بررسی اثرات نامتقارن هردو ضرورت دارد و نتایج مفیدی برای مخاطبان این پژوهش ارائه می‌کند. همچنین از طریق این پژوهش می‌توان خلأهای پژوهشی گذشته را پر کرد و با توجه به داده‌های جدیدتر، نتایج کامل‌تری ارائه داد؛ بنابراین، پرسش مهم قابل طرح، وجود اثرات متقارن و یا نامتقارن نوسانات قیمت مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران است؛ به عبارت دیگر، با توجه به شرایط اقتصاد ایران، کاهش و افزایش قیمت مسکن با چه شدتی و در چه جهتی بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران تأثیرگذار است؛ بر این اساس، فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل مطرح می‌شود:

فرضیهٔ اصلی:

قیمت بازار مسکن بر شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران اثر مثبت و نامتقارن دارد.

فرضیه‌های فرعی:

۱. افزایش قیمت مسکن در کوتاه‌مدت بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر مثبت و معنادار دارد.

---

1. Ren

۲. کاهش قیمت مسکن در کوتاه‌مدت بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر منفی و معنادار دارد.

۳. افزایش قیمت مسکن در بلندمدت بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر مثبت و معنادار دارد.

۴. کاهش قیمت مسکن در بلندمدت بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر منفی و معنادار دارد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. رابطهٔ قیمت بازار مسکن با بازار بورس و اوراق بهادار تهران

مسکن یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی است که علاوه بر تأثیرگذاری در بازارهای حقیقی، در بازارهای مالی (سهام) نیز اثرگذار خواهد بود. در علم اقتصاد، مسکن یک کالای ضروری محسوب می‌شود و در سبد کالای هر خانوار (به‌صورت تملک یا اجاره) وجود دارد؛ به‌طوری که سهم قابل توجهی از هزینهٔ سالیانهٔ یک خانوار در سراسر جهان متعلق به مسکن و هزینه‌های جانبی آن است (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۴).

به‌طور کلی، مطالعات انجام‌شده در کشورهای صنعتی نشان می‌دهد که قیمت مسکن تحت تأثیر شرایط اقتصاد کلان، مثل درآمد قابل تصرف، و شرایط مالی، مثل اعتبار و نرخ بهره، است. قیمت مسکن همچنین به ساختار بازار رهن و سایر عوامل ساختاری اقتصاد بستگی دارد. بررسی‌ها حاکی از این است که رشد قیمت مسکن در کشورهایی که قراردادهای رهن با نرخ قابل تعدیل رایج است، در مقایسه با کشورهایی که رهن با نرخ ثابت معمول بوده، بیشتر است. نوآوری‌های بازارهای رهن از دیگر عوامل تأثیرگذار بر قیمت‌های مالی مسکن به شمار می‌آید. از سویی مطالعات انجام‌شده در زمینهٔ رابطهٔ قیمت مسکن با شاخص قیمت سهام، حاکی از تأثیر متفاوت متغیرهای اقتصاد از جمله مسکن –بسته به شرایط و ساختار هر کشور– بر رفتار شاخص قیمت سهام در کشورها و مناطق مختلف است. در برخی تحقیقات نیز قیمت مسکن دارای رابطهٔ مستقیم با شاخص قیمت سهام و دارای رابطهٔ بلندمدت معرفی شده و در تعداد اندکی از تحقیقات رابطهٔ منفی بین این دو متغیر وجود داشته و گاهی هیچ رابطهٔ معناداری بین این دو متغیر مشاهده نشده است. باید اذعان کرد که بر اساس نظریهٔ سبد دارایی و در نظر گرفتن رابطهٔ جانشینی بین این دو دارایی، توجیه اقتصادی رابطهٔ مثبت قابل توجیه نیست؛ اما به نظر می‌رسد از آنجا که در دههٔ اخیر سرمایه‌گذاری در بازار مسکن به‌عنوان یکی از سودآورترین سرمایه‌گذاری‌ها توجه بسیاری به خود جلب نموده است، در این راستا صنایع وابسته به بازار مسکن همچون سیمان، نقش مؤثری را در بازار بورس بازی می‌کند (سوادگری، ۱۳۹۲).

دو نظریه دربارهٔ ارتباط قیمت سهام و مسکن وجود دارد؛ در دیدگاه اول –که «اثر ثروت» نام دارد و بیانگر کانال انتقالی از بازار سهام به مسکن است– هم درآمد جاری و هم ثروت کل (دارایی‌های مالی، مسکن و ثروت انسانی) اثر مثبت بر مخارج مصرفی کل دارند. ملک می‌تواند هم کالای مصرفی در نظر گرفته شود و هم کالای سرمایه‌ای؛ از این‌رو، خانوارها با سود پیش‌بینی‌نشده‌ای که در بازار سهام به دست می‌آورند، به احتمال فراوان پرتفوی خود را به سمت بازار مسکن سوق می‌دهند و یا به بیانی دیگر خانوارهایی که دارای سهام هستند، اغلب

پرتفوی خود را با فروش سهام و سرمایه‌گذاری در بازار مسکن مجدداً تعدیل می‌کنند؛ بنابراین، اثر ثروت بر مصرف از طریق انتقال از بازار سهام به بازار مسکن است.

دیدگاه دوم رابطهٔ بین قیمت سهام و مسکن را از طریق اثر قیمت–اعتبار توضیح می‌دهد. برای مثال تغییری که در ارزش ملک صورت می‌گیرد مهم‌ترین عامل وضعیت ترازنامه‌ای بنگاه است. چنان‌که بنگاه‌هایی که به خاطر محدودیت‌های اعتباری، مقادیر مشخصی زمین یا مسکن نگهداری می‌کنند با افزایش قیمت زمین و ملک منتفع می‌شوند؛ زیرا افزایش ارزش وثیقه‌ای که ناشی از افزایش قیمت ملک است، هزینهٔ قرض گرفتن (وام) را کاهش می‌دهد و این یک روش سادهٔ تأمین مالی بنگاه‌ها و خانوارهاست. اگر سود مورد انتظار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها افزایش یابد، ارزش سهام بنگاه‌ها نیز به دنبال آن افزایش خواهد یافت. با توجه به این‌که بنگاه‌ها برای گسترش سرمایه‌گذاری خود به زمین یا ملک بیشتری نیاز دارند، این فرآیند با چرخش فزاینده و رو به بالا در قیمت‌های ملک و مسکن همراه خواهد بود. این مکانیسم انتقال نشان می‌دهد که چرا یک شوک برون‌زا منجر به یک اثر دائمی می‌شود (سیم و چانگ[1]، ۲۰۰۶).

ایچ هولتز و هارتزل[2] (۱۹۹۶) به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن در سه کشور کانادا، انگلستان و آمریکا پرداخته‌اند که نتایج مطالعه حاکی از وجود همبستگی منفی بین این دو بوده است. فو و ان. جی[3] (۱۹۹۷) به یک همبستگی ضعیف بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن رسیده‌اند. کوآن و تیتمن[4] (۱۹۹۹) با استفاده از داده‌های سالانه برای هفده کشور و دورهٔ زمانی چهارده‌ساله به این نتیجه رسیده‌اند که ارتباط بین بازدهی سهام و قیمت مسکن در اغلب کشورها به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است؛ ولی برای برخی کشورها در مقایسه با مطالعات قبلی یک رابطهٔ مثبت و معنی‌دار بین بازدهی سهام و قیمت مسکن وجود داشته است. همچنین نتیجهٔ مطالعه برای برخی کشورهای خاص بیانگر رابطهٔ منفی بین قیمت سهام و مسکن بوده و محدودیت این نوع تحلیل‌های همبستگی ساده این بوده است که آن‌ها تنها به رابطهٔ خطی بین متغیرها اشاره نموده و اثرات بالقوهٔ بلندمدت اقتصادی را نادیده گرفته‌اند.

از طرفی برخی مطالعات بیانگر تغییر قیمت‌های مسکن به دنبال تغییر قیمت‌های دیگر دارایی‌ها نظیر سهام و اوراق قرضه با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی بوده‌اند. برای مثال، سوتون[5] (۲۰۰۲) نشان داده است که قیمت‌های سهام نقش مهمی در تغییر قیمت‌های مسکن در شش کشور آمریکا، انگلیس، کانادا، ایرلند، هلند و استرالیا ایفا می‌کنند. مطالعهٔ دیگر از سوی بانک بین‌المللی تسویه[6] (۲۰۰۳) بیانگر تجربهٔ مشابه با مطالعهٔ قبلی است؛ بدین صورت که تغییر قیمت سهام منجر به تغییر و نوسانات قیمت مسکن با وقفهٔ دو سه‌ساله در برخی کشورها شده است.

1. Sim & Chang
2. Eichholtz & Hartzell
3. Fu & Ng
4. Quan & Titman
5. Sutton
6. Bank of International Settlements

کیکس و ون. دن اند[1] (۲۰۰۴) با استفاده از مدل‌های VAR به شواهدی از اثر ثروت دست یافته‌اند؛ به این صورت که نوسانات قیمت‌های سهام دارای اثرات توزیعی در بخش‌های مختلف بازار مسکن هلند است. مطالعهٔ دیگری به دست کاپوپولوس و سیوکیس[2] (۲۰۰۵) در زمینهٔ ارتباط بین بازار سهام و بازار مسکن با استفاده از آزمون علیت گرنجر در فاصلهٔ زمانی فصل اول سال ۱۹۹۳ تا فصل دوم سال ۲۰۰۳ انجام گرفته است. یافته‌های این مطالعه بیانگر وجود اثر ثروت در قیمت املاک و مستغلات شهر آتن بوده و این اثر در قیمت واقعی املاک یونان دیده نشده است.

همچنین مطالعه‌ای از سوی جاد و وینکلر[3] (۲۰۰۲) انجام گرفته که نشان می‌دهد افزایش قیمت مسکن در ۱۳۰ کلان‌شهر آمریکا با افزایش قیمت سهام به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ همچنان‌که جمعیت، درآمد و نرخ بهره بر قیمت مسکن اثر می‌گذارد. این نتایج بیانگر وجود اثر ثروت معنی‌دار در بازار مسکن بوده است (Jud & Winkler,2002).

به‌طور کلی، به دلیل این‌که سهام و مسکن در یک سبد دارایی قرار دارند، انتظار می‌رود که خلاف جهت یکدیگر عمل کنند؛ یعنی اگر بازده بازار مسکن افزایش یابد، به لحاظ رقابتی که میان بازارهایی مانند مسکن و ارز وجود دارد، افزایش قیمت در بازار مسکن باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام شود. به این ترتیب، با افزایش بازدهی در بازارهای رقیب، منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود. در نتیجه، قیمت سهام کاهش می‌یابد. در واقع، مردم در سبد دارایی خود، مسکن را جایگزین سهام می‌کنند و در این شرایط، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در بازار سهام (نرخ تنزیل) افزایش می‌یابد. در چارچوبِ بحث‌های نظری، قیمت مسکن ارتباط منفی با شاخص بازار سهام خواهد داشت (پریور و حسنی، ۱۳۹۶).

۳. پیشینهٔ پژوهش

قاسمی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از فیلتر کالمن پرداختند. نتایج نشان داد که قسمتی از نوسانات قیمت مسکن توسط حباب قیمت مسکن (نیروهای غیربنیادی قیمت مسکن) تبیین می‌شود.

اصلانی و اسدالهی (۱۳۹۴) در پژوهشی به ارزیابی اثرگذاری کانال‌های تحریم‌های اقتصادی بر قیمت مسکن ایران پرداختند. این مطالعه در قالب یک مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) انجام شده است. نتایج مؤید آن است که شوک‌های نرخ ارز و درآمدهای نفتی ناشی از تحریم، از عوامل ایجاد سیکل تجاری در قیمت مسکن ایران بوده‌اند؛ هرچند این سیکل‌ها ماندگار و بادوام نیستند.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی به مقایسهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن در توضیح بازده سهام در ایران پرداختند. بازهٔ زمانی پژوهش سال‌های

1. Kakes & Van den End
2. Kapopoulos & Siokis
3. Jud & Winkler

۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ روی داده‌های شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بود. نتایج نشان داد که مخارج مصرفی بخش مسکن و کل مخارج مصرفی بر بازده سهام اثر معنی‌داری دارند.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی اثر ثروت یا اثر قیمت اعتبار در بازهٔ زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۱ پرداختند. نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو حاکی از آن بود که تنها یک رابطهٔ علیت گرنجری یک‌طرفه از شاخص کل قیمت سهام به شاخص قیمت مسکن وجود داشته و نتایج حاصل از روش جوهانسن–جوسیلیوس نیز بیانگر تأثیر مثبت شاخص کل قیمت سهام بر شاخص قیمت مسکن و به‌طور کلی تأیید وجود اثر ثروت بوده است.

پریور و حسنی (۱۳۹۶) در پژوهشی به ارزیابی پویایی‌های رابطهٔ بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران پرداختند. داده‌های پژوهش از ماهانهٔ فروردین ۱۳۸۳ تا اردیبهشت ۱۳۹۵ جمع‌آوری شد. نتایج نشان داد که هیچ اثر معنی‌داری از بازده سایر بازارها بر بازده بازار مسکن وجود ندارد؛ اما اثرات منفی و معنی‌داری از بازده بازار سهام بر بازده بازار ارز وجود دارد. همچنین اثرات معنی‌دار و منفی از بازده بازار مسکن بر بازده بازار ارز وجود دارد. ضمن آن‌که هریک از بازارها، مستقل و جدا از دیگری نیست و نوسانات در یک بازار، علاوه بر اثرگذاری بر خود آن بازار، بر دیگر بازارها نیز تأثیر می‌گذارد.

رعنایی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به شبیه‌سازی الگوی تأثیرات نوسانات دارایی‌های رقیب سهام بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و قیمت مسکن با رویکرد پویاشناسی سیستمی پرداختند. نتایج نشان داد که تغییرات قیمت طلا و نرخ ارز به‌عنوان دارایی‌های جایگزین سهام، در بلندمدت به‌صورت معکوس بر شاخص کل بورس اوراق بهادار و قیمت مسکن تأثیر می‌گذارد.

حسن‌گودرزی و آرمان‌مهر (۱۳۹۷) در پژوهشی به تحلیل بازار مسکن و پیش‌بینی قیمت آن تا سال ۱۴۰۵ در شهر تهران پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش قیمت مسکن به‌صورت الگوی رشد نمایی تا ۱۴۰۵ را پیش‌بینی می‌نماید. با افزایش قیمت زمین، قیمت مسکن به‌صورت نمایی افزایش می‌یابد. همچنین قیمت مسکن از تقاضای سرمایه‌ای پیروی می‌کند و به‌صورت نمایی افزایش می‌یابد.

کریمی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی اثرات نامتقارن رشد اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران با رویکرد ARDL غیرخطی پرداختند. در این پژوهش از داده‌های سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت، افزایش اشتغال موجب افزایش تقاضا برای مسکن می‌شود؛ ولی در بلندمدت، با کاهش اشتغال، سرمایه‌گذاری به سمت بازار مسکن سوق می‌یابد. با بهبود رشد اقتصادی در کشور نیز عملاً تمایل سرمایه‌گذاران به سمت سرمایه‌گذاری در بازارهای پرسود همچون بازار سهام جلب می‌شود؛ در حالی که کاهش رشد اقتصادی می‌تواند باعث سرازیر شدن نقدینگی به سمت بازار مسکن شود.

سزاوار و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران پرداختند. بازهٔ زمانی داده‌های مورد مطالعه ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۵ بود. نتایج نشان داد که بین بازار مسکن و سهام همبستگی مناسبی وجود دارد.

چن[1] و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی با موضوع یک دهه از اصلاحات مسکن شهری در چین، به پویایی قیمت مسکن شهری و نقش مهاجرت و شهرنشینی در سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ پرداختند. این تحقیق به بررسی اثرات احتمالی مهاجرت روستایی و شهرنشینی بر قیمت مسکن شهری در چین، از طریق تمرکز بر یک دهۀ بسیار مهم در اصلاحات مسکن شهری پرداخته است. نتایج نشان داد که تغییرات منطقه‌ای در سطح شهرنشینی بر قیمت مسکن تأثیرگذار است.

لین[2] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از آزمون علیت گرنجر و هم‌جمعی به بررسی ارتباط پویا بین قیمت مسکن و قیمت‌های سهام در مناطق مختلف کشور مالزی پرداخته است. یافته‌های مطالعه حاکی از آن است که در اغلب مناطق توسعه‌یافته، علیت از بازار سهام به سمت بازار مسکن وجود داشته و بر وجود اثر ثروت در این مناطق دلالت می‌کند. برای برخی مناطق نیز وجود اثر قیمت–اعتبار تأیید شده است.

سو[3] و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با به‌کارگیری روش آزمون علیت گرنجر و هم‌جمعی، به بررسی وجود اثر ثروت و یا اثر قیمت–اعتبار در چین در دو دورۀ کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته‌اند. نتایج آزمون علیت گرنجر گویای آن است که در کوتاه‌مدت، علیت یک‌طرفه از بازار سهام به بازار مسکن وجود دارد که این اثر دلالت بر وجود اثر ثروت دارد. بر این اساس، در پژوهش یادشده سازوکار اثر ثروت همچون سازوکار تعدیل پرتفو تفسیر شده است؛ به این صورت که با افزایش قیمت سهام در بازار سهام، از آنجا که سود پرتفوی خانوارها افزایش می‌یابد، آن‌ها تصمیم می‌گیرند که سهام خود را فروخته و دارایی‌های دیگری همانند مسکن خریداری کنند. این امر منجر به پیدایش موج طبیعی در بازار مسکن می‌شود. همچنین یافته‌های دیگر پژوهش بیانگر آن است که در بلندمدت، علیت دوطرفه بین بازار سهام و بازار مسکن وجود داشته است که در آن اثر قیمت–اعتبار در حد بالا و در مقابل، اثر ثروت در حد پایین وجود داشته است. افزون بر این، بر پایۀ یافته‌های پژوهش، در هردو بازار انتقال قیمت‌ها به شکل متقارن بوده و بر همین اساس، با توجه به دگرگونی ریسک هردو دارایی (سهام و مسکن) نتیجه آن شده است که نبایستی این دو دارایی در کشور چین هم‌زمان در پرتفو قرار بگیرند.

لی[4] (۲۰۱۵) مطالعه‌ای با عنوان «پویایی‌های قیمت مسکن نامتقارن: شواهدی از بازار مسکن کالیفرنیا» از طریق ارائۀ الگوهای نامتقارن در همبستگی جزئی و بازده متوسط در قیمت‌های مسکن بین دوره‌ای افزایش و کاهش انجام داد. اثرات نامتقارن بودن نشان‌دهندۀ آن است که همبستگی سریالی بین قیمت مسکن و تغییرات درآمد و رشد جمعیت به توضیح استحکام و پایداری قیمت پایین مسکن کمک می‌کند.

وانگ و جیانگ[5] (۲۰۱۶) در پژوهشی به موضوع تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شانگهای پرداختند؛ با توجه به تحلیل رگرسیون نتیجه گرفتند که شاخص تورم و سرمایه‌گذاری در مسکن دارای قدرت توضیح‌دهندگی مطلوب است و با قیمت مسکن رابطۀ مستقیم دارد.

---

1. Chen
2. Lean
3. Su
4. Li
5. Wang & Jiang

کوهن[1] و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی اثرات فضایی پویایی‌های قیمت مسکن در ۳۶۳ ایالت آمریکا طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۳ پرداختند. نتایج حاکی از معنادار بودن الگوهای رشد فضایی در نرخ‌های رشد قیمت مسکن است. به‌طور کلی، یافته‌ها برای کنترل درون‌زایی بالقوه و برای مشخصه‌های وزن‌های فضایی مختلف مانند هم‌پوشانی وزن‌ها و جریان‌های مهاجرت، پایدار است. این نتایج همچنین اهمیت سرریز فضایی در مطالعاتی آتی را نشان می‌دهد.

کمال[2] و همکاران (۲۰۱۶) به مطالعهٔ عوامل مؤثر بر قیمت مسکن از دیدگاه توسعه‌دهندگان مالزی پرداختند. نتایج نشان داد که مکان، عوامل اقتصاد کلان، زمین و عوامل صنعت از عوامل اصلی مؤثرند و به درک بهتری در مورد چگونگی تعیین قیمت مسکن کمک می‌کنند.

بهمنی و قدسی[3] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «اثر نامتقارن بین بازار مسکن ایالات‌متحده و بازار سهام آن: شواهدی از داده‌های سطح ایالت» به این نتیجه رسیدند که اثر نامتقارن کوتاه‌مدت قیمت سهام تا قیمت مسکن در ۱۰ ایالت و از قیمت مسکن به قیمت سهام ۲۰ ایالت پیدا شد. در روند پژوهش این تعداد به ۲۵ و ۴۱ افزایش یافت. سرانجام رکود قیمت مسکن باعث تغییر در قیمت سهام شد.

با توجه به بررسی‌های انجام‌شده و پیشینه‌های بیان‌شده، تاکنون پژوهشی انجام نشده که به اثرات نامتقارن بازار مسکن و شاخص کل بورس تهران بپردازد. پژوهش‌های مشابه یا بازار مسکن یا بازار سهام را به‌تنهایی یا با دیگر متغیرهای اقتصادی بررسی کرده‌اند. این پژوهش برای اولین‌بار اثرات نامتقارن قیمت بازار مسکن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر شاخص کل بورس می‌سنجد و از این حیث با پژوهش‌های گذشته متفاوت است.

٤. معرفی مدل تحقیق

٤-١. روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL نامتقارن)

به‌طورکلی در پژوهش‌هایی مانند این پژوهش که تعداد مشاهدات آن‌ها کم است، استفاده از روش‌هایی که واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها را در نظر نمی‌گیرند، اعتبار لازم را ندارند؛ زیرا برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و درنتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون رایج مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشد و منجر به برآوردهای دقیق‌تری از الگو شوند، موردتوجه قرار می‌گیرد. به‌طورکلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضریب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که همانند رابطهٔ (۲) تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها در نظر بگیرد.

---

1. Cohen
2. Ernawati Mustafa Kamal
3. Bahmani & Ghodsi

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۲)$$

الگوی فوق یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد که در آن $\phi(L,P)$ و $b_i(L,q_i)$ به‌صورت روابط (۳) و (۴) است.

$$\begin{aligned}\phi(L,P) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_P L^P \\ b_i(L,q_i) &= b_{i0} + b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \cdots + b_{iq}L^q\end{aligned} \qquad (۳)$$

$$i=1,2,\ldots,k \qquad (۴)$$

L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفهٔ ثابت است.

در مرحلهٔ بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک[1]، شوارز–بیزین[2]، حنان کویین[3] یا ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز–بیزین استفاده می‌شود تا درجهٔ آزادی زیادی از دست نرود.

برای محاسبهٔ ضرایب بلندمدت الگو از همان الگوی پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطهٔ (۵) به دست می‌آیند.

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1-\hat{\phi}(1,P)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-\cdots-\hat{\phi}_P} \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (۵)$$

حال برای بررسی این‌که رابطهٔ بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، دو راه وجود دارد؛ درروش اول فرضیهٔ زیر آزمون می‌شود:

$$H_0: \quad \sum_{i=1}^{P}\phi_i - 1 \geq 0 \qquad (۶)$$

$$H_1: \quad \sum_{i=1}^{P}\phi_i - 1 < 0 \qquad (۷)$$

فرضیهٔ صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطهٔ بلندمدت است؛ زیرا شرط آن‌که رابطهٔ پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفهٔ متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P}\hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{P} S_{\hat{\phi}_i}} \qquad (۸)$$

1. Akaike
2. Schwarz Bayesian
3. Hannan Quinn

اگر قدر مطلق t به‌دست‌آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی[1]، دولادو[2] و مستر[3] بزرگ‌تر باشد، فرضیهٔ صفر رد شده وجود رابطهٔ بلندمدت پذیرفته می‌شود.

در روش دوم که از سوی پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده است، وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی با محاسبهٔ آمارهٔ F برای آزمون معناداری سطوح با وقفهٔ متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکتهٔ مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این‌که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند؛ یکی بر این اساس که تمام متغیرها مانا و دیگری بر این اساس که همگی نامانا (با یک‌بار تفاضل گیری مانا می‌شوند) هستند. اگر F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این‌که متغیرها I(0) یا I(1) باشند گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدودهٔ بالایی قرار گیرد، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود رابطهٔ بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدودهٔ پایینی قرار گیرد، فرضیهٔ صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط قطعی نیست وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند. تحت این شرایط باید آزمون‌های ریشهٔ واحد روی متغیرها انجام شود و مانایی آن‌ها بررسی شود.

٤-۲. بررسی آزمون عدم تقارن قیمت بازار مسکن

برای انجام آزمون عدم تقارن قیمت بازار مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران می‌توان از دو روش اقتصادسنجی استفاده کرد:

۱. آزمون والد: به آزمون قیود وضع‌شده بر ضرایب تخمینی اختصاص دارد. این آزمون با محاسبهٔ آمارهٔ آزمون‌کننده برای رگرسیون تخمینی بدون وضع قید ضرایب تحت فرضیهٔ صفر انجام می‌گیرد.

۲. متغیرهای مجازی: برای بررسی و آزمون اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران می‌توان از متغیرهای مجازی استفاده کرد. در این روش تکانه‌های مثبت و منفی به این طریق به دست می‌آید که بعد از رسم روند قیمت مسکن، به ازای مقادیر مثبت آن برای شوک‌های مثبت عدد یک و برای مقادیر منفی آن صفر قرار می‌دهیم. برای تکانه‌های منفی قیمت مسکن نیز عکس این حالت صادق است (کازرونی و رستمی، ۱۳۸۶). با این توضیحات، می‌توان الگوی آزمون عدم تقارن اثرات تکانه‌های مثبت و منفی قیمت مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران را به شکل زیر نشان داد:

$$STOC_t = f(HPI_t, CPI_t, XCH_t, DI_t, GDP_t, NEG_t, POS_t)$$

1. Banerjee
2. Dolado
3. Mestre

٤-٣. الگوی تصحیح خطا (ECM)[1]

وجود هم‌انباشتگی در بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این الگوها در واقع نوعی از الگوهای تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با واردکردن پسماند مانا از یک رابطهٔ بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقادیر تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

مرحلهٔ اول: شامل برآورد یک رابطهٔ بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

مرحلهٔ دوم: در این مرحله از وقفهٔ پسماند رابطهٔ بلندمدت به‌عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطهٔ (۹) برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \qquad (۹)$$

ضریب تصحیح خطا، یعنی برآورد ضریب C، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد) نشان‌دهندهٔ سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطهٔ بلندمدت نزدیک می‌شود.

٤-٤. آزمون‌های تشخیصی

نحوهٔ برآورد متغیرها به گونه‌ای است که بدون توجه به آزمون‌های تشخیصی نمی‌توان نتایج را ارزیابی کرد. همچنین برای صحت قدرت مدل از آزمون‌های تشخیصی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آزمون‌های تشخیص را می‌توان به‌صورت آزمون‌های t (F)، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده و فروض کلاسیک دسته‌بندی کرد. توزیع t معیار اندازه‌گیری معنی‌داری متغیرهای مستقل است. اگر میزان t برآوردشده از مقدار بحرانی‌اش بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر مورد نظر، پذیرفتنی نیست. توزیع F معیار درستی رگرسیون است و به این نکته می‌پردازد که فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب تمام متغیرها پذیرفته می‌شود (گجراتی، ۱۳۸۵). ضریب تعیین، معمول‌ترین معیار خوبی برازش خط رگرسیون است. ضریب تعیین، نسبت یا درصد تغییرات کل در متغیر وابسته را که به‌وسیلهٔ مدل رگرسیون توضیح داده شده اندازه‌گیری می‌کند. ضریب تعیین، تابعی غیرنزولی از تعداد متغیرهای مستقل موجود در مدل است؛ اما با افزایش تعداد متغیرهای مستقل، ضریب تعیین به‌طور یکنواختی افزایش می‌یابد. در این صورت، برای مقایسه و انتخاب بین دو مدل با تعداد متغیرهای مستقل متفاوت، نمی‌توان ضریب تعیین را ملاک عمل قرار داد و برای جلوگیری از این خطا، از ضریب تعیین تعدیل‌شده استفاده می‌شود. فروض کلاسیک از مهم‌ترین فروض مربوط به انجام رگرسیون است که تخطی از هرکدام، نتایج رگرسیون را بی‌اعتبار می‌کند. این فروض را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

---

1. Error Correction Model

۱. نرمال بودن جملات خطا: به تست نرمالیته[1] معروف است و این فرضیه را تست می‌کند که جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند یا خیر. فرضیهٔ صفر به‌صورت نرمال نبودن جملات خطا تعریف می‌شود.

۲. عدم خودهمبستگی بین جملات خطا: به‌طور ساده، در فروض کلاسیک فرض می‌گردد که جزء خطای مربوط به یک مشاهده، تحت تأثیر جزء خطای مربوط به مشاهدهٔ دیگر قرار نمی‌گیرد. خودهمبستگی از درجهٔ یک شروع می‌شود و تا درجات بالاتر ادامه دارد. معروف‌ترین آزمون مربوط به خودهمبستگی درجه یک، آزمون دوربین–واتسون (DW) است. درجات بالاتر خودهمبستگی به‌وسیلهٔ آزمون انجام می‌شود.

۳. همسانی واریانس: یکی از فروض مهم در رگرسیون این است که واریانس جملات خطا یکسان باشد.

٤. تصریح مناسب مدل: بیانگر این فرض است که اصولاً شکلی از رگرسیون مربوطه صحیح است. رمزی–تست[2] آزمون مربوط به این فرض را انجام می‌دهد. فرضیهٔ صفر در این آزمون صورت تصریح نادرست تعریف می‌شود.

۵. برآورد الگو

۵-۱. ارائهٔ مدل تحقیق

این تحقیق به‌طور عمده بر بررسی اثر نامتقارن بازار مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار تهران تمرکز دارد. همچنین برخی عوامل اقتصادی را نیز بر اساس پژوهش‌های بررسی‌شده که پایهٔ مطالعه حاضر است، برای حفظ نتایج قوی‌تر لحاظ کرده است. مدل اقتصادسنجی رگرسیون این تحقیق (مدل خطی و نامتقارن) به‌صورت زیر است:

$$STOC_t = \alpha_0 + HPI_t + \alpha_1 CPI_t + \alpha_2 EXCH_t + \alpha_3 DEI_t + \alpha_4 GDPR \qquad (۱۰)$$

که هریک عبارت است از:

$STOC_t$: شاخص کل بازار سهام که آمارهای مربوط به آن از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۸)

HPI_t: متوسط قیمت هر مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی در کشور برحسب هزار ریال به‌عنوان شاخص قیمت مسکن که آمارهای مربوط به آن از سایت مرکز آمار جمع‌آوری شده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۸).

CPI_t: شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف‌کننده بر اساس قیمت سال پایه برحسب درصد به‌عنوان شاخص تورم که آمارهای مربوط به آن از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۸).

$EXCH_t$: نرخ ارز (ریال در مقابل دلار آمریکا) که آمارهای مربوط به آن از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است (همان).

1. Normalite
2. Ramsey Reset Test

DEI_t: نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی برای سپرده‌های بلندمدت که آمارهای مربوط به آن از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است (همان).

$GDPR_t$: رشد اقتصادی برحسب درصد که آمارهای مربوط به آن از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است (همان).

برای بررسی تکانه‌های مثبت و منفی قیمت بازار مسکن از معیار مورک[1] (۱۹۹۴) استفاده شده است. مورک نرخ‌های مثبت تغییرات شاخص قیمت مسکن را به‌عنوان تکانه‌های مثبت و نرخ‌های منفی شاخص قیمت مسکن را به‌عنوان تکانه‌های منفی به‌صورت زیر تعریف می‌کند:

$$POSt=\Sigma\ \Delta \ln HPIj+tj=1=\Sigma(\ \Delta \ln HPIjtj=1,0) \quad (۱۱)$$

$$NEGt=\Sigma\ \Delta \ln HPIj-tj=1=\Sigma min(\ \Delta \ln HPIjtj=1,0) \quad (۱۲)$$

با استفاده از مدل ARDL نامتقارن می‌توان پارامترها در کوتاه‌مدت و بلندمدت و مدل تصحیح خطا (ECM) را برآورد کرد.

۵-۲. آمار توصیفی متغیرها

در این قسمت اطلاعات آماری متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود؛ این متغیرها شامل متغیر وابسته و متغیرهای مستقل است که میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی آن‌ها طی دورهٔ ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۸ در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیف‌کنندهٔ داده‌های پژوهش
در دورهٔ زمانی موردمطالعه (۱۳۶۷-۱۳۹۸)

متغیرها	LSTOC	LHPI	LCPI	LEXCH	LDEL	GDPR
میانگین	۹/۱۰۲	۷/۸۴۸	۳/۴۴۵	۹/۰۵۰	۲/۶۱۶	۳۳/۴۲۰
میانه	۹/۱۹۲	۸/۱۲۳	۳/۵۱۴	۹/۰۶۹	۲/۶۳۹	۳/۰۶۴
ماکزیمم	۱۳/۱۴۷	۹/۵۹۴	۶/۱۲۹	۱۱/۷۶۹	۳/۰۹۱	۹۳۹/۴۴۵
مینیموم	۶/۰۰۰	۵/۳۵۳	۰/۶۴۱	۶/۸۷۳	۲/۱۴۰	-۷/۷۱۳
انحراف معیار	۱/۹۱۷	۱/۳۵۷	۱/۶۱۰	۱/۲۵۰	۰/۲۴۲	۱۶۸/۲۲۶
چولگی	۰/۱۳۰	-۰/۴۰۰	-۰/۱۴۰	۰/۱۷۷	-۰/۱۷۴	۵/۲۸۷
کشیدگی	۲/۱۸۹	۱/۷۷۵	۱/۹۶۴	۲/۶۰۰	۲/۹۶۹	۲۸/۹۸۱
آمارهٔ جارک برا	۰/۸۷۵	۲/۳۱۹	۱/۵۳۳	۰/۳۸۱	۰/۱۶۴	۱۰۱۶/۳۵۸
احتمال	۰/۶۴۵	۰/۳۱۳	۰/۴۶۴	۰/۸۲۶	۰/۹۲۱	۰/۰۰۰۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

1. Mork criteria

برای شناخت بهتر ماهیت جامعه‌ای که در پژوهش مورد مطالعه قرار گرفته و همچنین آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه و تحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شوند. توصیف آماری داده‌ها گامی در جهت تشخیص الگوی حاکم بر آن‌ها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌روند. اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهندهٔ نقطهٔ تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال، مقدار میانگین لگاریتم شاخص کل بازار سهام در طول دورهٔ مورد مطالعه برابر با ۹/۱۰۲ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند.

میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میانهٔ متغیر لگاریتم شاخص کل بازار سهام برابر با ۹/۱۹۲ است که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدارند. حداکثر و حداقل متغیر لگاریتم شاخص کل بازار سهام به‌ترتیب برابر ۱۳/۱۴۷ و ۶/۰۰۰ است. به‌طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است؛ مقدار این پارامتر برای این متغیر برابر با ۱/۹۱۷ است. در بین متغیرهای پژوهش، متغیر رشد اقتصادی دارای بیشترین پراکندگی است. کاربرد آمار توصیفی متغیرها این است که یک دید کلی در مورد داده‌های به‌کاررفته در پژوهش به دست می‌دهد.

۵-۳. بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

پیش از برآورد الگو لازم است مانایی تمام متغیرهای به‌کاررفته در تخمین‌ها مورد آزمون قرار گیرد. آزمون ریشهٔ واحد از رایج‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک فرایند سری زمانی به کار می‌رود. آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته با استفاده از نرم‌افزار Eviews در این مطالعه اجرا شده است. این آزمون فرضیهٔ ریشهٔ واحد (نامانایی) را در مقابل مانایی متغیر مورد نظر آزمون قرار می‌دهد؛ در صورتی که قدر مطلق آمارهٔ آزمون (τ محاسباتی) بزرگ‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی τ باشد، فرضیهٔ H0 رد می‌شود و سری زمانی مانا خواهد بود.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرها

نماد	t-Statistic(ADF)	احتمال	وضعیت
LSTOC	۰/۶۹۳	۰/۹۸۹*	نامانا I (۰)
LHPI	-۲/۳۹۳	۰/۱۵۴*	نامانا I (۰)
LCPI	-۰/۹۹۷	۰/۷۴۰*	نامانا I (۰)
LEXCH	۰/۵۰۸	۰/۹۸۴*	نامانا I (۰)
LDEI	-۲/۰۵۴	۰/۲۶۳*	نامانا I (۰)
GDPR	-۵/۴۳۱	۰/۰۰۰۱**	مانا I (۰)

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیهٔ H0 پذیرفته می‌شود و سری زمانی نامانا‌ست.

** در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیهٔ H0 رد می‌شود و سری زمانی مانا‌ست.

با توجه به نتایجی که در جدول (۲) آمد، به‌جز متغیر رشد اقتصادی، تمامی متغیرهای مدل در سطح نامانا هستند و بایستی از متغیرهای نامانا تفاضل مرتبهٔ اول گرفته شود.

جدول ۳. نتایج مانایی متغیرها بعد از یک‌بار تفاضل‌گیری

نماد	t-Statistic(ADF)	احتمال	وضعیت
LSTOC	-۳/۶۳۳	۰/۰۱۱۷*	مانا I (۰)
LHPI	-۴/۴۵۳	۰/۰۰۲*	مانا I (۰)
LCPI	-۳/۷۶۷	۰/۰۰۸*	مانا I (۰)
LEXCH	-۴/۱۱۵	۰/۰۰۳۳*	مانا I (۰)
LDEI	-۵/۱۴۵	۰/۰۰۰۲*	مانا I (۰)

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیهٔ H0 رد می‌شود و سری زمانی مانا است.

با توجه به نتایج جداول (۲) و (۳)، بعضی از متغیرها در سطح مانا و برخی دیگر با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شدند و برای برآورد سطح متغیرها به روش ARDL شرایط مطلوب دارند.

٥-٤. آزمون‌های تشخیصی

٥-٤-١. آزمون خودهمبستگی

در این پژوهش به دلیل وجود وقفهٔ متغیر وابسته در مدل (به خاطر خودرگرسیون بودن روش ARDL) نمی‌توان از آمارهٔ دوربین-واتسون (DW) برای شناسایی خودهمبستگی استفاده کرد. بدین‌منظور در این پژوهش از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای بررسی عدم وجود خودهمبستگی استفاده شده است. در این آزمون، فرضیهٔ صفر حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا است. با توجه به آن‌که در جدول (۴)، Prob>0.05 شده است، عدم وجود خودهمبستگی در الگو مشاهده می‌شود:

جدول ٤. آزمون خودهمبستگی (LM test)

معیار	آماره	احتمال
F-statistic	۱/۴۴۱	۰/۲۷۴۸*
Obs*R-squared	۴/۸۴۲	۰/۰۸۸۸*

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* با توجه به احتمال آمارهٔ F که از ۵ درصد بیشتر است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیهٔ H0 را می‌پذیریم و در نتیجه، در این رگرسیون مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

۵-٤-۲. آزمون همسانی واریانس

با توجه به این‌که در این پژوهش داده‌های سری زمانی به کار رفته، از آزمون ناهمسانی واریانس آرچ برای شناسایی همسانی واریانس استفاده شده است. فرضیهٔ صفر این آزمون مبتنی بر همسانی واریانس است؛ نتایج این آزمون به شرح زیر مشاهده می‌شود:

جدول ۵. آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)

معیار	آماره	احتمال
F-statistic	۰/۰۰۴۴	۰/۹۴۷۲
Obs*R-squared	۰/۰۰۴۸	۰/۹۴۴۳

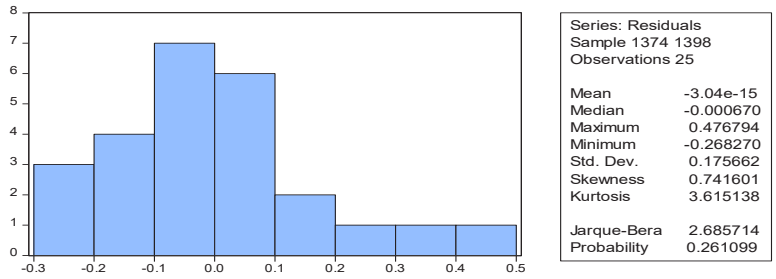
(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* با توجه به احتمال آمارهٔ F که از ۵ درصد بیشتر است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ H0 را می‌پذیریم و در نتیجه، در این رگرسیون مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

با توجه به این‌که Prob>0.05 است، با سطح خطای ۵ درصد نمی‌توان فرضیهٔ صفر را رد نمود. واریانس‌ها همسان هستند.

۵-٤-۳. آزمون نرمال بودن توزیع خطاها

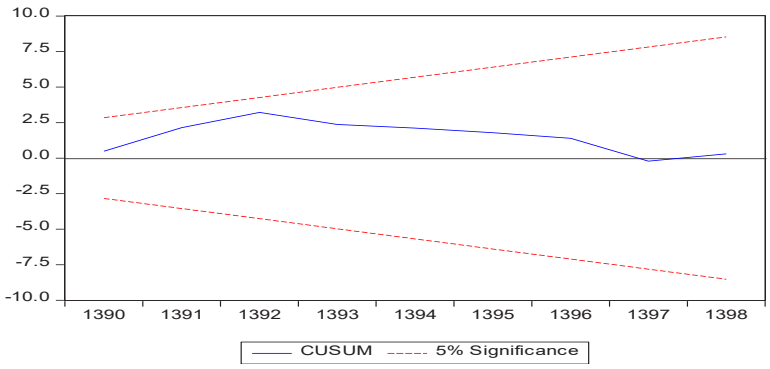
نرمال بودن توزیع خطاها سبب اطمینان خاطر محقق از نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌های مربوط به آزمون‌های تشخیصی و تفسیر ضرایب خواهد شد. آزمون نرمالیتیِ باقیمانده‌های پژوهش به قرار زیر است که در آن، با توجه به این‌که فرضیهٔ صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاهای رگرسیون است، آمارهٔ جارکو-برا نشان‌دهندهٔ نرمال بودن توزیع خطاهاست؛ زیرا Prob>0.05 است.



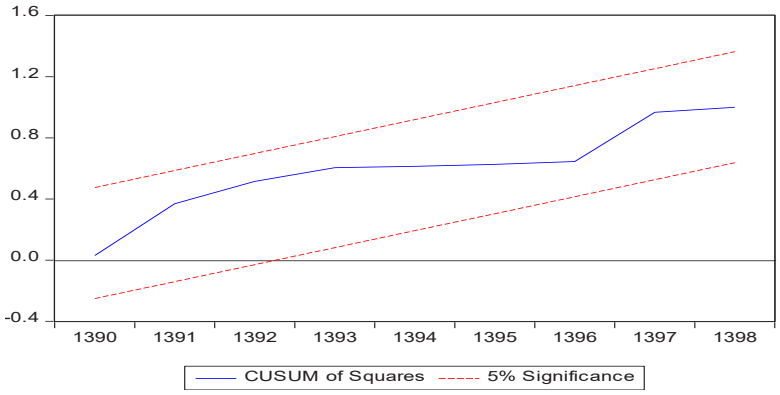
شکل ۱. آزمون نرمال بودن پسماندهای رگرسیون

۵-٤-٤. استحکام نتایج

در روش خودرگرسیون با وقفهٔ توزیعی گسترده (ARDL) می‌توان از پویایی‌های الگوی کوتاه‌مدت به منظور بررسی پایداری پارامترهای تخمینی در الگوی بلندمدت استفاده کرد. برای این منظور از آزمون CUSUM، ارائه‌شده از سوی براون، دوبلین و اوانز (۱۹۷۵)، برای جملات پسماند الگوی کوتاه‌مدت استفاده می‌شود.



شکل ۲. نتیجهٔ استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM



شکل ۳. نتیجهٔ استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM SQ

این آزمون به‌صورت گرافیکی مطرح می‌شود. در صورتی که نمودار مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی، خارج از ناحیهٔ میان دو خط بحرانی، در سطح خطای ۵ درصد قرار گیرد، رابطهٔ بلندمدت ناپایدار خواهد بود. به عبارت دیگر، پایداری رابطهٔ بلندمدت در دوره‌های زمانی مختلف با مخاطره مواجه می‌شود؛ اما از طرف دیگر، در صورتی که این نمودار میان دو سطح بحرانی قرار گیرد، پایداری ضرایب برآوردشده تأیید می‌شود.

۵-۵. نتایج برآورد مدل پژوهش با روش ARDL نامتقارن

برای برآورد این الگو، ابتدا باید رابطه را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای همهٔ حالت‌های ممکن بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه توسط پژوهشگر و بر اساس تعداد مشاهدات تعیین می‌شود. در مرحلهٔ بعد از بین رگرسیون‌های برآوردشده یک رگرسیون بر اساس چهار معیار آکائیک، شوارز-بیزین، حنان-کوئین و ضریب تعیین تعدیل‌شده انتخاب می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز-بیزین استفاده می‌شود. در پایان، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت بر اساس الگوی ARDL انتخابی ارائه می‌شود. در این الگو، علاوه بر روابط بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) نیز ارائه می‌شود.

۵-۵-۱. اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو

برای دستیابی به الگوی کوتاه‌مدت مدل پژوهش، تعیین وقفهٔ بهینهٔ هریک از متغیرهای مدل ضرورت دارد. بدین منظور پژوهشگر حداکثر طول وقفه را هم برای متغیر وابسته و هم متغیرهای مستقل ۲ لحاظ کرده است. همچنین به دلیل این‌که تعداد داده‌های پژوهش کمتر از ۱۰۰ است، معیار شوارتز-بیزین از میان چهار معیار تعیین وقفهٔ بهینه انتخاب می‌شود. این شاخص حساسیت بالایی نسبت به سایر شاخص‌ها برای ورود وقفه و کاهش درجهٔ آزادی خواهد داشت و در نمونه‌های کوچک، شوارتز-بیزین به دلیل صرفه‌جویی در انتخاب وقفه کارایی بیشتری دارد. در جدول (۶) نتایج روابط کوتاه‌مدت متغیرها نشان داده شده است.

جدول ٦. نتایج اثرات کوتاه‌مدت الگو ARDL (1,0,0,0,1,0,0,1)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
C	۰/۰۶۴	۴/۳۴۴	۳/۰۱۴۷	۰/۰۱۶*
LSTOC(-1)	۰/۵۷۳	۰/۲۱۵	۲/۶۵۸	۰/۰۱۸۷*
LHPI	-۰/۳۳۴	۰/۳۳۴	-۳/۰۱۰	۰/۰۱۷*
LCPI	۰/۶۶۵	۰/۷۲۹	۲/۹۱۱	۰/۰۱۰۴*
LEXCH	۰/۴۸۹	۰/۳۷۸	۳/۲۹۲	۰/۰۰۲۹*
LDEI	-۰/۵۳۸	۰/۵۱۹	-۳/۰۳۶	۰/۰۰۲۳*
LDEI(-1)	-۰/۸۸۰	۰/۵۲۸	-۲/۶۶۶	۰/۰۱۸۶*
GDPR	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	۲/۵۲۳۴	۰/۰۲۹۹*
POS	۲/۱۸۹	۰/۶۱۷	۳/۵۴۵	۰/۰۰۳۲*
NEG	-۶/۳۴۷	۲/۱۸۲	-۲/۹۰۸	۰/۰۱۱۴*
NEG(-1)	-۳/۶۵۹	۱/۹۳۳۳	-۱/۸۸۶۴	۰/۰۸۰۲*
R-squared	۰/۹۸۸	Durbin-Watson		۲/۴۱
Adjusted R-squared	۰/۹۸	F-statistic		۱۱۸/۷۳
Prob (F-statistic)	۰/۰۰۰۰			

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضرایب معنادار است.

با توجه به خروجی برآورد می‌توان گفت تمام ضرایب فوق در سطح ۰/۰۵ معنادارند؛ یعنی در کوتاه‌مدت تمام متغیرهای مورد استفاده در این الگو، بر ضریب جینی مؤثرند. ضریب همبستگی (R^2) به‌دست‌آمده در مدل نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل قادر است ۰/۹۸۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهد. با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ ۰/۹۸ مشخص می‌شود که این ضرایب بالاست و مفهوم آن توانایی تبیین مناسب مدل است. آمارهٔ دوربین-واتسون محاسبه‌شده (D.W=۲/۴۱) حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در مدل است.

نتایج تخمین نشان می‌دهد که با افزایش شاخص قیمت مسکن، شاخص کل بازار سهام کاهش می‌یابد و در این مدل با افزایش یک درصد در شاخص قیمت مسکن، ۰/۳۳۴ درصد شاخص کل بازار سهام کاهش می‌یابد. (دلیل استفاده از واژهٔ درصد، لگاریتمی بودن متغیرهای الگوست و این‌که ضرایب مفهوم کشش دارند.) پس می‌توان گفت کشش شاخص کل بازار سهام در کوتاه‌مدت نسبت به شاخص قیمت مسکن برابر با ۰/۳۳۴ است؛ بنابراین، ضریب متغیر شاخص قیمت مسکن که به‌عنوان بازار جایگزین بازار بورس عمل می‌کند منفی است؛ به این معنا که رونق بازار مسکن اثر منفی بر بازار سهام دارد.

به‌طور کلی، به دلیل این‌که سهام و مسکن در یک سبد دارایی قرار دارند، انتظار بر آن است که خلاف یکدیگر عمل کنند؛ یعنی اگر بازده بازار مسکن افزایش یابد، به لحاظ رقابتی که میان بازارهایی مانند مسکن و نرخ ارز وجود دارد، افزایش قیمت در بازار مسکن باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود. بدین‌ترتیب، با افزایش بازدهی در بازارهای رقیب، منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود. در نتیجه قیمت سهام کاهش خواهد یافت. در واقع، مردم در سبد دارایی خود مسکن را جایگزین سهام می‌کنند و در این شرایط، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در بازار سهام (نرخ تنزیل) افزایش می‌یابد. در چارچوب بحث‌های نظری، قیمت مسکن ارتباط منفی با شاخص بازار سهام خواهد داشت.

شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف‌کننده با ضریب ۰/۶۶۵ مهم‌ترین متغیر مؤثر بر شاخص کل بازار سهام است. در این مدل با افزایش یک درصد در شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف‌کننده، ۰/۶۶۵ درصد شاخص کل بازار سهام افزایش می‌یابد. پس می‌توان گفت کشش شاخص کل بازار سهام در کوتاه‌مدت نسبت به شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف‌کنندهٔ مسکن برابر با ۰/۶۶۵ است.

نرخ ارز غیررسمی تأثیر مثبت بر شاخص کل بازار سهام دارد و اندازهٔ این ضریب ۰/۴۸۹ است که با افزایش یک درصد نرخ ارز غیررسمی، شاخص کل بازار سهام حدوداً ۰/۴۸۹ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین، با افزایش در نرخ ارز غیررسمی، شاخص کل بازار سهام افزایش می‌یابد. در تحلیل رابطهٔ مستقیم نرخ ارز و شاخص کل بازار سهام می‌توان گفت که شرکت‌های حاضر در بورس با افزایش نرخ ارز، توان رقابتی بهتری در صادرات می‌یابند و در نتیجه با افزایش درآمدهای ناشی از صادرات کالاها و خدمات، در وضعیت بهتری قرار می‌گیرند. در این حالت، با افزایش نرخ ارز و بهبود وضعیت درآمدی، تقاضا برای سهام شرکت‌ها افزایش می‌یابد و درنتیجه شاخص کل بورس اوراق بهادار با افزایش مواجه می‌شود.

نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی برای سپرده‌های بلندمدت تأثیر منفی بر شاخص کل بازار سهام دارد و اندازهٔ این ضریب ۰/۵۳۸ است که با افزایش یک درصد نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی برای سپرده‌های بلندمدت، شاخص کل بازار سهام حدوداً ۰/۵۳۸ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین، با افزایش در نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی برای سپرده‌های بلندمدت، شاخص کل بازار سهام افزایش می‌یابد. در واقع افزایش نرخ سود واقعی بین‌بانکی انگیزهٔ بانک‌ها را برای وام دادن این وجوه در بازار بین‌بانکی تقویت می‌کند که در پی آن بانک‌ها ترجیح می‌دهند مازاد وجوه خود را در بازار بین‌بانکی سرمایه‌گذاری کنند. در این شرایط تمایل بانک‌ها به سرمایه‌گذاری در بازار سهام کاهش می‌یابد؛ بنابراین، تغییر نرخ سود واقعی بانکی، شاخص قیمت سهام

را به‌طور معکوس تحت تأثیر قرار می‌دهد. با کاهش نرخ سود در بازار بین‌بانکی، از یک طرف تمایل بانک‌ها به استقراض از بازار بین‌بانکی برای مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌یابد و از طرف دیگر با کاهش هزینهٔ تأمین منابع، بانک‌ها قادر به اعطای تسهیلات با نرخ سود کمتری خواهند بود. در این شرایط، نقدینگی افزایش می‌یابد و با فرض ثابت بودن سایر عوامل، جریان نقدینگی اضافه‌شده به اقتصاد به بازار سهام هدایت می‌شود که در این صورت شاخص قیمت سهام رشد خواهد کرد.

با افزایش رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی)، شاخص کل بازار سهام نیز افزایش می‌یابد و در این مدل با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی، ۰/۰۰۰۴ درصد شاخص کل بازار سهام افزایش می‌یابد. پس می‌توان گفت کشش ضریب شاخص کل بازار سهام در کوتاه‌مدت نسبت به رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی) برابر با ۰/۰۰۰۴ است که افزایش ناچیزی محسوب می‌شود.

ضرایب به‌دست‌آمده برای تکانه‌های مثبت و منفی قیمت بازار مسکن نشان می‌دهد که تکانه‌های منفی تقریباً سه برابر تکانه‌های مثبت قیمت بازار مسکن، شاخص کل بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عبارت بهتر، واکنش شاخص کل بازار سهام به شوک‌های مثبت و منفی شاخص قیمت مسکن نامتقارن است. به بیانی دیگر، شوک‌های منفی شاخص قیمت مسکن، شاخص کل بازار سهام را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد. در جدول (۷) نتایج آزمون روابط بلندمدت بین متغیرهای پژوهش نشان داده شده است:

جدول ۷. نتایج اثرات بلندمدت الگو

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
C	۰/۱۵۰	۱۰/۲۲۰	۲/۹۱۴۷	۰/۰۱۱۴*
LHPI	-۰/۷۸۵	۰/۸۷۲	-۲/۹۰۰	۰/۰۱۷۸*
LCPI	۱/۵۶۲	۱/۵۰۲	۳/۰۳۹	۰/۰۰۳۳*
LEXCH	۱/۱۴۹	۱/۱۴۵	۳/۰۰۳	۰/۰۰۳۱*
LDEI	-۰/۸۰۱	۱/۱۶۲	-۲/۶۸۹	۰/۰۱۸۷*
GDPR	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۲/۶۳۴	۰/۰۲۱۲*
POS	۵/۱۳۸	۳/۰۴۹	۲/۶۸۵	۰/۰۱۹۱*
NEG	-۲۳/۴۸۸	۱۶/۶۲۸	-۳/۴۱۲	۰/۰۰۲۱*

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضرایب معنادار است.

با توجه به این جدول، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت اگر شاخص قیمت مسکن یک درصد افزایش یابد، شاخص کل بازار سهام به میزان ۰/۷۸ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین متغیر شاخص قیمت کالاها و خدمات تأثیر مثبت بر شاخص کل بازار سهام دارد؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد در شاخص قیمت کالاها و خدمات، شاخص کل بازار سهام به میزان ۱/۵۶۲ درصد افزایش می‌یابد. نرخ ارز غیررسمی و نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی برای سپرده‌های بلندمدت تأثیر مثبت بر شاخص کل بازار سهام دارد؛ به‌طوری که با

افزایش یک درصد در این متغیرها، شاخص کل بازار سهام ۱/۱۴۹ درصد افزایش و ۰/۸۰۱ درصد کاهش خواهد یافت. رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی) تأثیر مثبت و اندکی بر شاخص کل بازار سهام دارد؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی کشور، شاخص کل بازار سهام به میزان ۰/۰۰۱ درصد افزایش می‌یابد.

همچنین ضرایب به‌دست‌آمده برای تکانه‌های مثبت و منفی قیمت بازار مسکن نشان می‌دهد که در بلندمدت نیز تکانه‌های منفی تقریباً بیش از چهار برابر تکانه‌های مثبت شاخص قیمت مسکن، شاخص کل بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عبارت بهتر، واکنش شاخص کل بازار سهام به شوک‌های مثبت و منفی شاخص قیمت مسکن در بلندمدت نامتقارن است.

۵-۵-۲. برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

برآورد تابع کوتاه‌مدت از طریق الگوی تصحیح خطا به این ترتیب است که جملات خطای مربوط به رگرسیون بلندمدت با یک وقفهٔ زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبهٔ اول سایر متغیرهای الگو قرار می‌گیرد و به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب الگو برآورد می‌شود. مقدار این ضریب بین منهای یک و صفر قرار می‌گیرد و روابط بین نوسان‌های کوتاه‌مدت و مقدار بلندمدت یک متغیر است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطهٔ بلندمدت نزدیک می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش در جدول (۸) ارائه شده است:

جدول ۸. نتایج الگوی تصحیح خطا (ECM)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
ECM(-1)	-۰/۴۲۶	۰/۰۳۹۰	-۱۰/۹۰۱	۰/۰۰۰۰*

(مأخذ: یافته‌های پژوهش؛ خروجی نرم‌افزار Eviews).

* در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضرایب معنادار است.

ضریب مدل تصحیح خطا برابر با ۰/۴۲۶ است که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. با توجه به ضریب تصحیح خطا در مدل ECM می‌توان گفت که سرعت تعدیل به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت مناسب است؛ به‌طوری که در هر دوره حدود ۰/۵۸۹ خطای عدم تعادل تعدیل می‌شود و مقدار کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت خود به‌صورت نمایی میل می‌کند.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر نامتقارن قیمت بازار مسکن بر بازار بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. بدین‌منظور با جمع‌آوری داده‌های سالانه طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۸ و با بهره‌گیری از الگوی اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفهٔ گسترده و الگوی تصحیح خطا به کمک نرم‌افزار EVIEWS، به تخمین مدل و تفسیر نتایج پرداخته شده است.

٦-١. بررسی فرضیه‌های پژوهش

فرضیهٔ اصلی این بود که قیمت بازار مسکن بر شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران اثر مثبت و نامتقارن دارد. ضرایب متغیر قیمت بازار مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نشان می‌دهد که این متغیر اثر منفی و نامتقارن بر شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران دارد؛ به دلیل این‌که سهام و مسکن در یک سبد دارایی قرار دارند و خلاف جهت یکدیگر عمل می‌کنند. افزایش قیمت در بازار مسکن باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود. بدین‌ترتیب، با افزایش بازدهی در بازارهای رقیب، منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود و در نتیجه قیمت سهام کاهش می‌یابد. در واقع، مردم در سبد دارایی خود مسکن را جایگزین سهام می‌کنند. با توجه به نتایج تحقیق این فرضیه رد می‌شود.

فرضیه‌های فرعی پژوهش نیز به بررسی تأثیر مثبت و منفی افزایش و کاهش قیمت مسکن بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران در کوتاه‌مدت و بلندمدت اختصاص داشتند. بر اساس خروجی مدل، ضرایب به‌دست‌آمده برای تکانه‌های مثبت قیمت مسکن نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر مثبت و معنادار دارد. در مقابل، این ضرایب برای تکانه‌های منفی حاکی از آن است که این تکانه‌ها بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر منفی و معنادار دارد. ضرایب به‌دست‌آمده برای تکانه‌های مثبت قیمت مسکن در بلندمدت نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت بر شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران اثر مثبت و معنادار دارد. همچنین ضرایب متغیر تکانه‌های منفی قیمت بازار مسکن در بلندمدت نشان می‌دهد که این متغیر اثر منفی و معنادار بر شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

٦-٢. پیشنهادهای سیاستی

به‌طور کلی، به دلیل قرار گرفتن سهام و مسکن در یک سبد دارایی، این دو خلاف جهت یکدیگر عمل کنند. افزایش قیمت در بازار مسکن باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود. به این ترتیب، با افزایش بازدهی در بازارهای رقیب، منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود و در نتیجه قیمت سهام کاهش می‌یابد. در واقع، مردم در سبد دارایی خود مسکن را جایگزین سهام می‌کنند؛ بنابراین، وجود اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت بازار مسکن بر بازار بورس و اوراق بهادار نشان‌دهندهٔ این است که در تنظیم سیاست‌های قیمت بازار مسکن جهت پیشبرد اهداف کلان اقتصادی، نباید قدر مطلق اثرات سیاست‌های مثبت و منفی قیمت بازار مسکن را یکسان تلقی کرد.

همچنین رابطهٔ معکوس بین تغییرات نرخ سود تسهیلات و شاخص قیمت سهام، نقش و اهمیت بازار بین‌بانکی را به‌عنوان یکی از ابزارهای پولی بانک مرکزی برای اثرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد نمایان می‌سازد.

با توجه به اثرگذاری غیرمستقیم شاخص قیمت مسکن و نرخ سود تسهیلات و اثرگذاری مستقیم نرخ ارز غیررسمی بر شاخص کل بازار بورس، ضرورت توجه به سیاست‌گذاری صحیح دوچندان می‌شود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هریک از بازارها از یکدیگر مستقل نیستند و نوسانات در یک بازار، علاوه بر اثرگذاری بر خود آن بازار، بر دیگر بازارها نیز تأثیرگذار است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود برای بهبود وضعیت بورس و افزایش اقبال عمومی

به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار که توان بالایی در جذب نقدینگی سرگردان در اقتصاد دارد، بسته‌های سیاستی حمایتی از سوی بانک مرکزی تبیین شود تا شرکت‌های بورسی بتوانند توان صادراتی خود را افزایش دهند و جایگاه خود را در بازارهای داخلی و خارجی بهبود بخشند.

از سوی دیگر، با توجه به این‌که یکی از وظایف دست‌اندرکاران بازار بورس اوراق بهادار تعیین قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس است و این قیمت باید نشان‌دهندهٔ تمام عوامل مؤثر بر بورس باشد، باید همهٔ عوامل اقتصادی از جمله نوسانات ارزی و قیمتی در قیمت‌گذاری سهام منظور شود. پس پیشنهاد می‌شود در قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها، نوسانات نرخ ارز و شرکت‌ها لحاظ شود. سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه‌گذاران جدید بایستی به تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات قیمتی و ارزی بر شاخص قیمت سهام واقف باشند و تغییرات یک‌بارهٔ شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

منابع

اصلانی، پروانه؛ اسدالهی، آویده (۱۳۹۴). «ارزیابی اثرگذاری کانال‌های تحریم‌های اقتصادی بر قیمت مسکن ایران». *اقتصاد مسکن*، ۵۲، ۱۰۷-۱۳۴.

پریور، اورانوس؛ حسنی، محبوبه (۱۳۹۶). «ارزیابی پویایی‌های رابطهٔ بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران، با استفاده از یک مدل گارچ چندمتغیره». *پژوهشنامهٔ اقتصاد و کسب‌وکار*، ۸(۱۴)، ۱۷-۲۹.

سزاوار، محمدرضا؛ خزائی، علی‌رضا؛ اسلامیان، مجتبی (۱۳۹۸). «بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۳۷-۶۰.

سلمانی، بهزاد؛ پناهی، حسین؛ آل‌عمران، سید علی (۱۳۹۵). «اثر ثروت یا اثر قیمت-اعتبار؟ (مطالعهٔ موردی: ایران)». *دانش حسابرسی*، ۱۶(۶۴)، ۱۳۵-۱۵۲.

سوادگری، شادی (۱۳۹۲). *بررسی رابطهٔ قیمت مسکن و بازده سهام در بازار بورس و اوراق بهادار*، پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد تجزیه و تحلیل سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز.

حسن‌گودرزی، سپیده؛ آرمان‌مهر، محمدرضا (۱۳۹۷). «تحلیل بازار مسکن و پیش‌بینی قیمت آن تا سال ۱۴۰۵ (مطالعهٔ موردی: شهر تهران)». *بررسی مسائل اقتصاد ایران (پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی)*، ۵(۲)، ۷۹-۱۰۳.

حیدری، حسن؛ سوری، امیررضا (۱۳۸۹). «بررسی رابطهٔ سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۹۲، ۶۵-۹۲.

رعنایی کردشولی، حبیب‌الله؛ عباسی، عباس؛ پشوتنی‌زاده، هومن (۱۳۹۶). «شبیه‌سازی الگوی تأثیرات نوسانات دارایی‌های رقیب سهام بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و قیمت مسکن با رویکرد پویاشناسی سیستمی». *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۸(۳۳)، ۲۵-۵۰.

زروکی، شهریار؛ مؤتمنی، مانی (۱۳۹۶). «اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران کاربردی از رهیافت ARDLغیرخطی». *پژوهشنامهٔ اقتصاد کلان*، ۱۲(۲۳)، ۸۱-۱۰۵.

عباسی‌نژاد، حسین؛ یاری، حمید (۱۳۸۸). «تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱، ۱-۲۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ گلزاریان‌پور، سیاوش؛ شکوری، فریبا (۱۳۹۸). «بررسی اثر قیمت مسکن بر مطالبات غیرجاری در سیستم بانکی ایران». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۳)، ۱۸۹-۲۱۴.

قاسمی، محمدرضا؛ اربابیان، شیرین؛ جعفری، الناز (۱۳۹۱). «اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۰». *تحقیقات توسعهٔ اقتصادی*، ۸، ۸۵-۱۰۴.

کازرونی، علی‌رضا؛ رستمی، نسرین (۱۳۸۶). «اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱)». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۷(۲)، ۱۷۷-۱۹۶.

کریمی، محمدشریف؛ قراملکی، حسین؛ حیدریان، مریم (۱۳۹۸). «بررسی اثرات نامتقارن رشد اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران، رویکرد ARDL غیرخطی». *اقتصاد و مدیریت شهری*، ۷(۲۸)، ۳۵-۵۳.

محمدزاده، اعظم؛ شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ روشن، رضا (۱۳۹۴). «مقایسهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام در ایران». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۳)، ۴۹-۷۲.

Abbasi nejad, H. & Yari, H. (2009). "The Impact of Oil Shocks on Housing Price in Iran". *the Economic Research*, 9(1), 59-77. [In Persian].

- Aslani, P. & Asadollahi, A. (2015). "Evaluating the Effect of Economic Sanctions Channels on Iran's Housing Prices". *Housing Economics Quarterly*, 52, 107-134. [In Persian].

Bahmani oskooee, M. & Ghodsi, S. H. (2018). "Asymmetric Causality between the U.S. Housing Market and its Stock Market: Evidence from State Level Data". *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, 1-8.

Bank of International Settlements. (2003). *73rd Annual Report*, Basel

Chen, J.; Guo, F. & Wu, Y. (2011). "One decade of urban housing reform in China: Urban housing price dynamics and the role of migration and urbanization, 1995-2005". *Habitat International*, 35(1), 1-8.

Cohen, J. P.; Ioannides, Y. M. & Thanapisitikul, W. W. (2016). "Spatial Effects and House Price Dynamics in the USA". *Journal of Housing Economics*, 31, 1-13.

Eichholtz, P. & Hartzell, D. (1996). "Property Shares, Appraisals and the Stock Market: An International Perspective". *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12, 163-178.

Fu, Y. & Ng, L. (1997). *Fundamental News and Price Adjustment in the Real Estate and Stock Markets: Evidence From the Hong Kong Market*, Working Paper, Department of Economics and Finance, City University of Hong Kong.

Ghasemi, M.; Arbabian, Sh. & Jafari, E. (2014). "Measuring the Housing Price Bubble in Iran during the Time Period of 1370-1390". *Economic Development Research*, 6(18), 1-21. [In Persian].

Gholizade, A. A.; Golzarianpoor, S. & Shakoori, F. (2019). "Investigating the Effect of Housing Prices on Non-current Claims in Iran's Banking System". *Applied Theories of Economics*, 6(3), 189-214. [In Persian].

HasanGoodarzi, S. & Armanmehr, M. (2019). "Market analysis and forecasting of housing prices in Tehran". *Iranian Economic Issues*, 5(2), 79-103. [In Persian].

Heydari, H. & Soori, A. R. (2010). "Analyzing the Relation between Bank Deposit Rates and House Prices in Iran". *Journal of Economic Research*, 45(3). [In Persian].

Jud, D. & Winkler, D. (2002). "The Dynamics of Metropolitan Housing Prices". *Real Estate Research*, 23, 29-45.

Kakes, S. & End, V. D. (2004). "Do Stock Prices Affect House Prices? Evidence for the Netherlands". *Applied Economics Letters*, 11, 741-744.

Kamal, E. M.; Hassan, H. & Osmadi, A. (2016). "Factors Influencing the Housing Price: Developers' Perspective". World Academy of Science, Engineering and Technology, *International Journal of Social, Behavioral, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering*, 10(5), 1647-1653.

Kapopoulos, P. & Siokis, F. (2005). "Stock and Real Estate Prices in Greece: Wealth versus Credit Price Effect". *Applied Economics Letters*, 12, 125-128.

Karimi, M. Sh.; Gharamaleki, H. & Heydarian, M. (2019). "Investigating the asymmetric effects of economic growth on housing prices in Iran; Nonlinear ARDL approach". *Journal of Urban Economics and Management*, 7(28), 41-60. [In Persian].

Kazerooni, A. & Rostami, N. (2007). "The Non-Symmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Real Output and Price in Iran (1961-2002)". *Economics Research*, 7(25), 177-196. [In Persian].

Lean, H. H. (2012). "Wealth Effect OR Credit-Price Effect? Evidence from Malaysia". *Procedia Economics and Finance*, 1, 259-268.

Li, Y. (2015). "The Asymmetric House Price Dynamics: Evidence from the California Market". *Regional Science and Urban Economics*, 52, 1-12.

Mohammadzadeh, A.; Shahikitash, M. & Roshan, R. (2015). "Comparison of Consumption Based Capital Asset Pricing (CCAPM) and Housing CCAPM (HCCAPM) Model in Explaining Stock Returns in Iran". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(3), 49-72. [In Persian].

Parivar, O. & hassani, M. (2017). "Evaluation of the Dynamic Relationship between Foreign Exchange Market, Stock Market and the Housing Market in Iran Using a Multivariate GARCH Model". *Journal of Economics & Business Research*, 8(14), 17-29. [In Persian].

Quan, C. D.; Titman, S. (1999). "Do Real Estate Prices and Stock Prices Move Together? An International Analysis". *Real Estate Economics*, 27, 183-207.

Ranaei kordsholi, H.; Abbasi, A. & Pashootanizadeh, H. (2017). "Simulate the Model of the Effects of Alternative Assets Volatility on Overall Index of Tehran Stock Exchange and Housing Prices with Using System Dynamics". *Financial Engineering and Portfolio Management*, 8(33), 25-50. [In Persian].

Salmani, B.; Panahi, H. & Al-e-Emran, A. (2016). "Wealth Effect or Price-credit Effect? (Case Study of Iran)". *Audit Knowledge*, 16(64), 135-152. [In Persian].

Sezavar, M. R.; Khazaei, A. & Eslamian, M. (2019). "Conditional correlation between foreign exchange markets, gold, housing, stock and oil in the Iranian economy". *Economic Strategy*, 8(29), 37-60. [In Persian].

Sim, S. H. & Chang, B. K. (2006) "Stock and Real Estate Markets in Korea: Wealth or Credit-Price Effect". *Journal of Economic Research*, 11, 99-122.

Sodagari, Sh. (2013). *Investigating the Relationship between Housing Prices and Stock Returns in the Stock Market*, Master's thesis, Islamic Azad University Central Tehran branch. [In Persian].

Su, C. W.; Chang, H. L. & Jiang, C. (2013). "Does Wealth OR Credit Effect Exist in China?" *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 3, 104-114.

Wang, Y. & Jiang, Y. (2016). "An Empirical Analysis of Factors Affecting the Housing Price in Shanghal". *Asian Journal of Economic Modelling*, 4(2), PP.104-111.

Zaroki, Sh. & Motameni, M. (2017). "Asymmetric Effect f Oil Price on Residential Market in Iran: Application of NARDL Method". *Macroeconomics Research Letter*, 12(23), 81-105. [In Persian].

https://www.cbi.ir

https://www.amar.org.ir