

مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال هجدهم، شماره ۳۱، تابستان ۱۳۸۹

بررسی تأثیر پویای عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶)

علی اکبر ناجی میدانی*

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

محمدعلی فلاحی

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

مریم ذبیحی

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

چکیده:

در این مقاله، تأثیر پویای برخی متغیرهای کلان اقتصادی یعنی حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز بر رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران، با استفاده از الگوی تصحیح خطا بررسی می شود. نتایج برآورد الگو که با استفاده از داده های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۶ و با به کارگیری روش همگرایی بلندمدت یوهانسن - جوسیلیوس به دست آمده است، حاکی از آن است که تمامی این متغیرها با شاخص قیمت مسکن رابطه معنی دار و مثبت دارند. تجزیه واریانس خطای پیش بینی نیز نشان می دهد که تا دوره پنجم سهم زیادی از تغییرات قیمت مسکن توسط خود این متغیر توجیه می شود و با افزایش دوره وقفه، سهم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و شاخص قیمت مصرف کننده، در توضیح نوسانات شاخص قیمت مسکن افزایش می یابد. همچنین واکنش شاخص قیمت مسکن به ضربه ای معادل یک انحراف معیار در متغیرهای فوق به صورت افزایش شاخص ظاهر می شود و با گذشت ۱۰ دوره، مقدار آن در سطح دائمی خود قرار می گیرد. مقدار ضریب تصحیح خطا ۰/۱۷- و از نظر آماری معنی دار است، بنابراین در هر دوره حدود ۱۷ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می شود. تعدیل با توجه به ماهیت بخش مسکن در ایران کاملاً منطقی به نظر می رسد.

واژه های کلیدی: قیمت، مسکن، همگرایی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا، اقتصاد ایران

naji@um.ac.ir

* - (نویسنده مسئول):

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۶/۲۳

طبقه بندی JEL: R۲۰، R۲۱، R۳۱، R۳۲

The Dynamic Effect of Macroeconomic Factors on Fluctuations of Housing Price in Iran (۱۹۹۰-۲۰۰۷)

Ali Akbar Naji Meidani

*Assistant Professor of Economics,
Ferdowsi University of Mashhad*

Mohammad Ali Falahi

*Associate Professor of Economics,
Ferdowsi University of Mashhad*

Maryam Zabihi

*M.A. in Economics, Ferdowsi
University of Mashhad*

Abstract

The purpose of this study is to examine the dynamic effects of some macroeconomic variables: money stock, gross domestic product, consumer price index and exchange rates on determining housing price index behavior in Iran using the error correction model. Using seasonal data, the model is estimated by Johansen-Juselius cointegration approach during ۱۹۹۰-۲۰۰۷. The results reveal that all variables have a significant and positive relationship with housing price index. Forecast error variance decomposition shows that a large amount of house price changes can be explained by the variable itself until the fifth period, and with the increase of lag periods, share of gross domestic product, exchange rates, money and consumer price index would increase in explaining housing price index fluctuations. Furthermore, the response of housing price index to one standard deviation impulse in the aforementioned variables results in housing price index increase, and it returns to the permanent level after ten periods. The value of error correction coefficient is equal to -0.17 and is statistically significant; therefore, about ۱۷ percent of housing price disequilibrium would be adjusted in each period. With regard to the nature of housing sector in Iran, such slow adjustment seems to be quite rational.

Keywords: housing price, co-integration, error-correction mechanism, Iran

JEL: R۲۰، R۲۱، R۳۱، R۳۲

مقدمه

مسکن به عنوان یک کالای اقتصادی دارای ویژگی‌هایی است که آن را از سایر کالاها متمایز و تحلیل عرضه و تقاضا و بازار آن را پیچیده می‌کند. از یک سو، مسکن کالای مصرفی است که پس از غذا و پوشاک مهمترین نیاز اساسی بشر است و گران‌ترین کالای ضروری خانوار تلقی می‌شود و از سوی دیگر، به عنوان کالای غیرمنقول بادوام، کالای سرمایه‌ای است که سرمایه‌گذاری در آن، بزرگ‌ترین بخش دارایی خانوار به شمار می‌رود و علاوه بر خانوار، برای بنگاه‌های اقتصادی نیز جذابیت بالایی دارد. به ویژه در شرایط تورمی که اطمینان به بازده سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی دیگر پایین است، خرید و احداث مسکن، سرمایه‌گذاری امن و مطمئنی به حساب می‌آید که در بلندمدت پربازده تر از سایر اشکال سرمایه‌گذاری می‌باشد. بعلاوه عدم اطمینان به آینده و نبود سیستم مناسب تأمین اجتماعی، مسکن را به محل درآمد خانوار در دوران پیری و از کارافتادگی تبدیل می‌کند.

طی دو دهه اخیر، اقتصاد ایران شاهد پرنوسان‌ترین تغییرات در قیمت مسکن بوده است و رکود و رونق شدید بخش مسکن، آثار زیان‌باری بر این بخش و دیگر بخش‌های اقتصادی به جای گذاشته است.

نوسانات بخش مسکن در عین حال که از چرخه‌های اقتصاد کلان متأثر می‌شود، بر آنها نیز تأثیر گذارده و دوره‌های رکود و رونق را تشدید می‌کند. در ابتدا منابع عظیم مالی، بنا به دلایل مختلفی که به طور عمده ناشی از رشد نقدینگی در سطح کلان است، به سوی بخش مسکن و آن هم به صورت سوداگرانه سوق می‌یابد. از آنجا که این فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی سود نیستند، سود در بخش مسکن همچنان بالا می‌ماند تا زمانی که اضافه عرضه در این بخش به یکباره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش تغییر داده و منابع مالی را از آن خارج کرده و بخش مسکن را با رکود مواجه می‌سازد. با رکود بخش مسکن، مجموعه اقتصاد نیز به سمت رکود و کساد می‌خواهد رفت، زیرا این بخش بیشترین ارتباط پیشین با دیگر بخش‌های اقتصادی را دارا است.

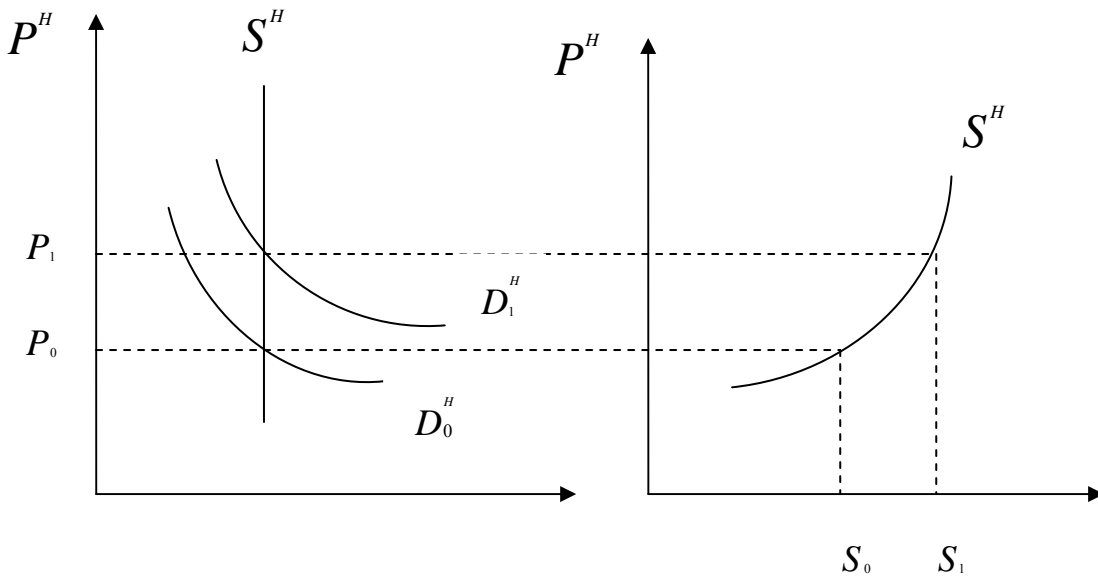
تحلیل صحیح از وضعیت بازار مسکن و شناخت درست از عوامل کلان تأثیرگذار بر آن و نیز میزان تأثیرگذاری هر یک از آنها، می‌تواند برنامه ریزان و مسئولان امر را در تحلیل و پیش‌بینی درست وضعیت آینده کمک و متناسب با آن راه حل‌های مناسب را ارائه نماید. در این مقاله، تأثیر پویای عوامل عمده کلان اقتصادی و سهم و اهمیت نسبی هر یک از آنها در ایجاد نوسانات قیمت مسکن، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

وجود ارتباط مثبت بین شاخص قیمت مسکن و متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر آن یعنی حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز، فرضیه‌های این تحقیق می‌باشد. این مقاله شامل ۵ بخش است. پس از مقدمه، مبانی نظری مسکن در بخش دوم، پیشینه پژوهش در ایران و خارج در بخش سوم و طراحی و برآورد الگو در بخش چهارم ارائه می‌شود. بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

قیمت تعادلی مسکن همچون دیگر کالاها، از تقاطع منحنی‌های عرضه و تقاضای بازار به دست می‌آید. در بازار مسکن با دو منحنی عرضه مواجهیم: الف) منحنی عرضه انباره‌ای که منظور همان موجودی خانه‌های مسکونی ساخته شده و موجود در هر لحظه از زمان است. ب) منحنی عرضه جریانی که نشان‌دهنده جریان عرضه خانه‌های تازه‌ساز به بازار در هر دوره زمانی معین می‌باشد. از آنجا که انباره مسکن در هر مقطع زمانی ثابت است و تغییر آن به گذشت زمان نیاز دارد، منحنی عرضه انباره مسکن به صورت خطی عمودی است و همانطور که در نمودار (۱) نشان داده شده است قیمت مسکن از تقاطع این منحنی عرضه و منحنی تقاضا بدست می‌آید.

نمودار ۱: وضعیت عرضه و تقاضای انباره مسکن و جریان عرضه جدید



منبع: ۱۹۹۴، Dornbusch and Fischer

جایگاه منحنی تقاضای مسکن که در تعیین قیمت نقش تعیین کننده دارد، توسط عوامل زیر تعیین می شود:

- ۱- هر چه ثروت افراد جامعه بیشتر شود، منحنی تقاضای مسکن به سمت راست منتقل می شود.
 - ۲- هر چه قدر عایدی مورد انتظار سرمایه‌ای ناشی از افزایش قیمت مسکن افزایش یابد، تقاضای مسکن افزایش یافته و منحنی آن به سمت راست منتقل می شود.
 - ۳- هر چه قدر بازدهی حقیقی سایر دارایی‌ها افزایش یابد، تقاضا برای مسکن کاهش یافته و منحنی تقاضای آن به سمت چپ منتقل می شود.
 - ۴- هر چه قدر اجاره صریح یا نسبت داده شده (ضمنی) مسکن افزایش یابد، تقاضا برای مسکن افزایش یافته و منحنی تقاضای آن به سمت راست انتقال می یابد.
- قیمت مسکن از تعامل میان انباره موجود مسکن و عوامل تعیین کننده تقاضا شکل می گیرد، لذا در هر نقطه‌ای از زمان، بازار انباره مسکن، قیمت آن را تعیین می کند (Dornbusch and Fischer, ۱۹۹۴).

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

بونی با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری^۱، آثار پویای چهار متغیر کلیدی اقتصاد کلان را بر قیمت‌های مسکن و خانه‌های فروخته شده در سطوح ملی و منطقه‌ای تحلیل نموده است. توابع واکنش به ضربه ناشی از الگوی VAR حاکی از آن است که متغیرهای اقتصاد کلان، نوساناتی را در قیمت‌های مسکن و خانه‌های فروخته شده به وجود می آورند. به علاوه بازار مسکن نسبت به شوک‌های اشتغال و نرخ رهن در سطوح ملی و منطقه‌ای خیلی حساس می باشد (Bonnie, ۱۹۹۸).

ارتالو- مین و رادی، در مقاله‌ای با عنوان "خانوارهای جوان و چرخه قیمت مسکن" نشان دادند که در مدل چرخه زندگی با تنوع در آمدی و محدودیت‌های اعتباری، حرکت‌های همزمان مشاهده شده قیمت‌های مسکن و نرخ‌های خانه دار شدن می تواند به عنوان پاسخ تعادلی به

۱- Vector Autoregression

شوکی‌های درآمدی و بازار اعتبار بیان شود. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که آزادسازی مالی اوایل دهه ۸۰، در افزایش بی‌سابقه نرخ خانه‌دار شدن خانوارهای جوان طی دوره رونق بسیار مهم بوده است (Ortalo-Magne and Rady, ۱۹۹۹).

لاستراپس، واکنش پویای قیمت مسکن را نسبت به شوک‌های عرضه پول ارزیابی و با استفاده از الگوی تعادل پویای بازار مسکن تفسیر کرده است. در این مقاله، داده‌های ماهانه مورد استفاده قرار گرفته است. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد شوک‌های پولی آثار مثبت و واقعی بر بازار مسکن دارند (Lastrapes, ۲۰۰۲).

لانگ و نیوکرشن، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ بهره بلندمدت، درآمد خانوار، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و جمعیت را در افزایش قیمت مسکن مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که تغییرات جمعیتی، بیشترین تأثیر را در توضیح افزایش قیمت مسکن داشته است و نرخ‌های بهره تأثیر چندانی در رکود و رونق بخش مسکن نداشته است (Lang and Neukirchen, ۲۰۰۲).

اُپرچیس با استفاده از الگوهای VAR و تصحیح خطا، آثار پویای برخی متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ بهره وام مسکن، تورم و اشتغال را بر قیمت خانه‌های جدید در یونان تحلیل کرده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که تورم و اشتغال اثری مثبت و نرخ بهره اثری معکوس بر قیمت‌های واقعی مسکن دارند. تجزیه واریانس نشان می‌دهد که نرخ بهره بالاترین قدرت توضیح‌دهندگی را در بین متغیرها داشته است (Apergis, ۲۰۰۳).

ارتوک و ترونس ویژگی‌های پویای قیمت‌های بین‌المللی مسکن، نرخ‌های بهره و عوامل اقتصاد کلان را در کشورهای صنعتی مطالعه کرده‌اند. این مقاله نشان می‌دهد که عوامل اقتصاد کلان مثل تولید واقعی، مصرف و سرمایه‌گذاری مسکن، تأثیر زیادی در ایجاد نوسانات قیمت مسکن ندارند ولی در مقابل، قیمت مسکن بر عوامل اقتصاد کلان تأثیر دارد. آنها همچنین نقش شوک‌های سیاست پولی را با استفاده از الگوی VAR بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های پولی در امریکا تأثیر قوی ولی با وقفه، بر رشد قیمت‌های مسکن دارند (Ortok and Terrones, ۲۰۰۵).

سلیم عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن را در ترکیه برای کل کشور، نواحی شهری و روستایی مطالعه کرده است. در این تحلیل از دو روش الگوسازی هدانیک و شبکه عصبی مصنوعی استفاده شده است. نتایج الگوی هدانیک حاکی از آن است که سیستم آب، استخر، نوع خانه، تعداد اتاقها، اندازه خانه، ویژگی‌های محلی و نوع ساختمان مهمترین متغیرهایی هستند که بر قیمت مسکن تأثیر

دارند. این مقاله نشان می‌دهد که شبکه عصبی مصنوعی می‌تواند جانشین بهتری برای پیش‌بینی قیمت مسکن در ترکیه باشد (Selim, ۲۰۰۸).

مک کوئین و اریلی در مقاله‌ای به نقش درآمد و نرخ‌های بهره در تعیین قیمت مسکن ایرلند پرداخته‌اند. آنها فرض می‌کنند تقاضا برای مسکن بستگی به مقدار وامی دارد که افراد می‌توانند از مؤسسات مالی بگیرند و این وام نیز بستگی به درآمد قابل تصرف و نرخ بهره جاری دارد. نتایج حاکی از وجود یک ارتباط بلندمدت بین قیمت واقعی مسکن و میزان وامی است که افراد می‌توانند دریافت کنند (McQuinn and O'Reilly, ۲۰۰۸).

بلتراتی و مورانا ارتباط بین عوامل کلان اقتصادی و بازار مسکن را برای کشورهای عضو گروه ۷ بررسی کرده‌اند. نتیجه مقاله نشان می‌دهد که شوک‌های جهانی طرف عرضه اقتصاد، عامل مهمی در نوسانات قیمت مسکن در این کشورها است. همچنین ارتباط بین قیمت واقعی مسکن و عوامل کلان اقتصادی دوطرفه است، اما در کل، سرمایه‌گذاری در مقایسه با مصرف و تولید، واکنش قوی‌تری را به شوک‌های قیمت مسکن نشان می‌دهد (Beltratti and Morana, ۲۰۱۰).

گیمنو و مارتینز-کاراسکال، ارتباط بین قیمت مسکن و وام خرید مسکن در اسپانیا را مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف این مقاله تعیین انحراف این متغیرها از سطوح تعادلی‌شان با استفاده از مدل تصحیح خطا است. نتایج حکایت از آن دارد که هر دو متغیر در بلندمدت به هم وابسته هستند و تا انتهای دوره مورد مطالعه هر دو متغیر بالای سطح تعادلی‌شان قرار می‌گیرند (Gimeno and Martinez-Carrascal, ۲۰۱۰).

۳-۲- مطالعات داخلی

علوی زرننگ، نقش تسهیلات بانک مسکن در ایران بر نوسانات بازار مسکن را بررسی کرده است. وی داده‌های آماری را در دو حالت فصلی (۱۳۶۵-۱۳۷۸) و سالانه (۱۳۶۰-۱۳۷۸) در قالب دو سناریو بررسی و برای تحلیل از روش اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری (VAR) و همگرایی بلندمدت انگل-گرنجر استفاده کرده است. نتایج بدست آمده از تجزیه واریانس^۱ و توابع واکنش به ضربه^۲ نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و میان‌مدت نوسانات تسهیلات بانکی و درآمد

۱- Variance Decomposition

۲- Impulse Response Functions

ملی، و در بلندمدت نوسانات قیمت عمده‌فروشی مصالح ساختمانی، بیشترین سهم در ایجاد نوسانات بازار مسکن را بر عهده دارند (Alavi Zerang, ۲۰۰۲).

خیابانی در مطالعه‌ای با عنوان "عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی ARDL"، آثار متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد نقدینگی، نرخ واقعی ارز، تولید و شاخص قیمت سهام را بر نوسانات قیمت مسکن تحلیل کرده است. نتایج نشان می‌دهد حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ واقعی ارز و قیمت سهام از عوامل تعیین کننده رفتار قیمت واقعی مسکن در بلندمدت است و حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام از عوامل مهم تعیین کننده رفتار مسکن در کوتاه مدت هستند (Khiabani, ۲۰۰۳).

اسکندری، تأثیر بهره‌وری نیروی کار بر هزینه ساخت بنا و تأثیر هزینه ساخت بنا بر قیمت مسکن را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. بدین منظور برای دوره ۱۳۷۲-۱۳۸۱ از دو الگوی خودرگرسیون برداری و تصحیح خطا استفاده نموده است. نتایج بدست آمده حاکی است که هزینه ساخت بنا با بهره‌وری نیروی کار در بخش‌های صنعت و خدمات و همچنین موجودی سرمایه سرانه رابطه مستقیم و با بهره‌وری نیروی کار در بخش ساختمان رابطه معکوس دارد. به علاوه قیمت مسکن با هزینه ساخت بنا رابطه مستقیم و با موجودی مسکن رابطه معکوس دارد. تجزیه و تحلیل داده‌ها بر اساس مکانیسم تصحیح خطا، نشانگر آن است که فرایند تأثیر هزینه ساخت بنا، بر قیمت مسکن فرایند طولانی مدت و زمان‌بر است (Eskandari, ۲۰۰۶).

زارع‌پور اثر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن را با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۲ بررسی کرده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن تأثیر مثبت داشته و اثر تغییرات تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در بخش تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده بر قیمت مسکن، معکوس بوده است (Zare Pour, ۲۰۰۶).

جعفری صمیمی و همکاران، اثر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن را با استفاده از روش ARDL بررسی کرده‌اند که در آن درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده گردیده‌اند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند (Ja'fari Samimi et al., ۲۰۰۷).

چگنی و عسگری، عوامل مؤثر بر سطح قیمت بلندمدت مسکن و نوسان‌های کوتاه مدت آن در بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) تحلیل کرده‌اند. نتیجه تحلیل‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه مدت، شاخص قیمت بازار اوراق بهادار (بورس)، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، کل مخارج خانوار، نرخ سود وام‌های بانکی، و عواملی مانند اینها در تعیین نوسانات قیمت مسکن مؤثر هستند. در بلندمدت نیز قیمت مسکن در دوره قبل (به علت وجود قرضه تارنکبوتی)، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق بهادار (بورس)، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین و نظیر اینها عوامل تعیین‌کننده سطح قیمت‌های جاری مسکن هستند (Chegeni and Asgari, ۲۰۰۷).

نصراللهی و همکاران، به بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران می‌پردازند. یافته‌های این تحقیق که برای بازه زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۳ و بر اساس الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) انجام یافته است، تأثیر معنی‌دار و مثبت درآمدهای نفتی و هزینه‌های ساخت مسکن و همچنین تأثیر منفی تولید ناخالص داخلی و نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت حقیقی مسکن را نشان می‌دهد (Nasrollahi et al., ۲۰۰۹).

مطالعه حاضر را می‌توان از ۳ منظر از سایر مطالعات انجام شده در داخل متمایز دانست. اولاً، روش الگوسازی مبتنی بر روش یوهانسن - جوسیلیوس^۱ است که در مقایسه با روش‌های مشابه مانند انگل - گرنجر کامل‌تر و دقیق‌تر است. ثانیاً، تحقیق حاضر ضمن بکارگیری داده‌های فصلی، دوره زمانی طولانی‌تری را نسبت به مطالعات مشابه دارا است. ثالثاً، در اغلب مطالعات انجام شده در بخش مسکن از تابع هدانیک استفاده شده است که با محدودیت‌های جدی روبرو است از جمله اینکه مدل هدانیک برای هر ویژگی واحد مسکونی به طور مستقل قیمتی را تعیین می‌کند، در حالی که برای کسب یک ویژگی مشخص، خانوار می‌باید سببی از ویژگی‌های مسکونی را خریداری کند. به عبارت دیگر، نمی‌توان یک ویژگی واحد مسکونی را خریداری کرد و از خرید ویژگی دیگر خودداری کرد. دوم، تابع هدانیک ساختار خرد و بدون رابطه متقابل بین بخش‌ها را بررسی می‌کند و نمی‌تواند رابطه مسکن را با سایر بخش‌های اقتصادی بررسی کند.

۱- Johansen and Juselius

۴- طراحی و برآورد الگو

مفهوم اقتصادی همگرایی بلندمدت آن است که دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سری‌های زمانی ناپایا باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها پایا است. بنابراین مفهوم همگرایی بلندمدت تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در واقع وجود هماهنگی در حرکت بین سری‌های زمانی، ایده اساسی همگرایی بلندمدت است. روش انگل-گرنجر با محدودیت‌هایی به ویژه در شرایط وجود بردارهای همگرایی بلندمدت چندگانه^۱ روبرو است. خوشبختانه روش‌های دیگری مطرح شده است که از وقوع چنین مشکلاتی جلوگیری می‌نماید. از جمله مهمترین و مشهورترین این روش‌ها، روش یوهانسن (۱۹۸۸) و یا یوهانسن-جوسیلیوس (۱۹۹۰) می‌باشد. در این روش با استفاده از برآوردکننده‌های حداکثر درستنمایی^۲ می‌توان وجود بردارهای همگرایی بلندمدت چندگانه را برآورد و آزمون نمود. بعلاوه آزمون‌های مذکور به محقق اجازه می‌دهد تا اعمال انواع قیدها را بر بردارهای همگرایی بلندمدت و نیز پارامترهای سرعت تعدیل آزمون کند.

مدل‌های تصحیح خطای برداری از قابلیت‌های منحصر به فردی در بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت مسکن برخوردار هستند. مبنای آماری استفاده از این مدل‌ها وجود همگرایی بلندمدت^۳ بین متغیرهای اقتصادی است. این مدل‌ها پویا هستند و روابط متقابل بین متغیرها را در نظر می‌گیرند. مدل‌های تصحیح خطای برداری علاوه بر تبیین همزمان روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیر قیمت مسکن و متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر آنها، سرعت تعدیل انحرافات از رابطه تعادلی بلندمدت را مشخص می‌کنند (Noferesti, ۱۹۹۹).

۴-۱- بررسی پایایی متغیرها

در این مطالعه از داده‌های آماری به صورت فصلی استفاده شده است. داده‌های فصلی مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی ایران مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، حجم پول (M)، تولید

۱- Multiple Cointegrating Vectors
 - Maximum likelihood Estimators
 - Cointegration

ناخالص داخلی (GDP)، نرخ ارز (ER) و شاخص قیمت مسکن (HP) از فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل دوم سال ۱۳۸۶ به شکل منظم در مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر شده است. اما در این میان، آمار مدون و یکپارچه‌ای از قیمت زمین نه تنها به شکل فصلی، که حتی به شکل سالانه نیز منتشر نشده است و آمار موجود، به شکل پراکنده و نامنظم است. بنابراین به رغم اهمیتی که قیمت زمین بر نوسان قیمت مسکن دارد، امکان استفاده از این متغیر نخواهد بود. همچنین به دلیل فصلی بودن داده‌ها از متغیرهای مجازی فصلی یا SC برای کنترل اثرات فصلی استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح و تفاضل بر اساس آزمون ADF

با عرض از مبدأ و روند **			با عرض از مبدأ و بدون روند*		
متغیرها	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون	وقفه بهینه	آماره ADF
LHP	۱	-۰/۶۴۸۲۷	ناپایا	۱	-۲/۳۹۷۸
LCPI	۶	-۱/۷۱۰۵	ناپایا	۶	-۲/۵۶۲۱
LM	۶	-۱/۲۵۴۲	ناپایا	۶	۱/۷۶۷۵
LGDP	۴	-۱/۵۹۴۵	ناپایا	۴	۱/۱۹۵۷
LER	۰	-۲/۸۱۸۶	ناپایا	۰	-۲/۴۶۵۳
DLHP	۰	-۱۰/۲۴۱۶	پایا	۰	-۹/۶۳۹۲
DLCPI	۴	-۳/۵۵۵۴	ناپایا	۴	-۱/۹۲۴۰
DLM	۵	-۵/۰۶۷۳	پایا	۵	-۳/۵۷۶۹
DLGDP	۳	-۵/۳۹۸۹	پایا	۳	-۵/۰۴۶۴
DLER	۰	-۸/۰۷۷۲	پایا	۰	-۷/۹۷۶۴

* مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای سطح متغیرها ۲/۹۰۷۷- و برای تفاضل مرتبه اول متغیرها ۲/۹۰۸۴- است.

** مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای سطح متغیرها ۳/۴۸۱۲- و برای تفاضل مرتبه اول متغیرها ۳/۴۸۲۴- است.

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج مندرج در جدول (۱) تمام متغیرهای تحقیق ناپایا یعنی $I(1)$ هستند که استفاده از الگوی VAR را تنها با تفاضل مرتبه اول متغیرها ممکن می‌سازد. ولی این کار باعث می‌شود اطلاعات مفیدی که در سطح مقادیر مطلق متغیرها وجود دارد نادیده گرفته شود. از طرف دیگر، نظریه‌های اقتصادی عموماً بر اساس سطح متغیرها و نه تفاضل آنها شکل گرفته است. بنابراین برای اجتناب از شکل‌گیری رگرسیون کاذب، از روش همگرایی بلندمدت یوهانسن - جوسیلیوس استفاده می‌شود.

در روش یوهانسن رابطه (یا روابط) تعادلی بلندمدت بر اساس یک الگوی خودرگرسیون برداری یا VAR استخراج می‌شود. برآورد الگوی VAR مستلزم تعیین طول وقفه بهینه می‌باشد. بر اساس معیار شوارتز-بیزین (SBC) و آزمون نسبت درستی‌نمایی (LR) و همچنین آزمون نسبت درستی‌نمایی تعدیل شده (Adjusted LR) که معمولاً نتایج بهتری در نمونه‌های کوچک به دست می‌دهد، طول وقفه بهینه یک انتخاب می‌شود.

بر اساس نتایج بدست آمده از این روش و بر اساس آزمون‌های اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) یک بردار همگرایی بلندمدت بدست می‌آید. بردار همگرایی بلندمدت بدست آمده بعد از هنجارسازی (نرمال کردن) به صورت جدول (۲) است که به صورت معادله زیر نیز نشان داده می‌شود:

$$LHP = 0.77LCPI + 0.45LM + 0.46LGDP + 0.032LER$$

(0.054) (0.14) (0.28) (0.018)

جدول ۲: بردار همگرایی بلندمدت

متغیرها	بردار همگرایی بلندمدت
LHP	۱/۰۰۰۰ (---)
LCPI	-۰/۷۷۴۴۴ (۰/۰۵۴۵۳۰)
LM	-۰/۴۴۸۴۰ (۰/۱۴۵۷۹)
LGDP	-۰/۴۶۰۲۷ (۰/۲۸۱۵۶)
LER	-۰/۰۳۲۰۲۸ (۰/۰۱۸۵۸۴)

منبع: محاسبات تحقیق

این بردار همگرایی بلندمدت، ارتباط بین شاخص قیمت مسکن با متغیرهای کلان اقتصادی (شاخص قیمت مصرف کننده، حجم پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز) را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار مجانبی ضرایب برآورد شده هستند. همانگونه که ملاحظه می‌شود ضرایب مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده و حجم پول در سطح ۹۵٪ و ضرایب مربوط به تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز نیز در سطح ۹۰٪ معنی دار می‌باشند. با توجه به این که متغیرها به

صورت لگاریتمی در مدل به کار رفته‌اند، لذا ضرایب را می‌توان به عنوان کشش تفسیر کرد. بدین ترتیب کشش بلندمدت شاخص قیمت مسکن نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده، حجم پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز به ترتیب برابر با ۰/۷۷، ۰/۴۵، ۰/۴۶ و ۰/۳۲ است. بدین معنی که با یک درصد افزایش در هر کدام از این متغیرها، شاخص قیمت مسکن به ترتیب به اندازه ۰/۷۷، ۰/۴۵، ۰/۴۶ و ۰/۳۲ درصد افزایش خواهد یافت.

ضرایب بدست آمده برای متغیرهای مدل، از نظر علامت نیز مطابق با مبانی نظری است:

از دیدگاه نظری، رشد عرضه پول و حجم نقدینگی موجب افزایش شاخص قیمت‌ها و بروز تورم می‌شود. در شرایط تورمی علاوه بر افزایش قیمت واحدهای مسکونی ساخته شده، هزینه ساخت واحدهای جدید مسکن نیز افزایش می‌یابد. این افزایش می‌تواند به دو علت باشد: الف) افزایش هزینه مصالح ساختمانی که منجر به افزایش هزینه تمام شده بنا و قیمت نهایی مسکن می‌شود. ب) افزایش تقاضای دستمزد از سوی کارگران که در شرایط تورمی و با لحاظ انتظارات تورمی صورت می‌گیرد. این امر نیز منجر به افزایش هزینه‌های تولید و ایجاد تورم ناشی از افزایش دستمزد در بخش مسکن خواهد شد. بنابراین از دید نظری افزایش حجم پول و بالاتر رفتن سطح قیمت‌ها باعث افزایش قیمت در بخش مسکن خواهد شد.

با افزایش تولید ناخالص داخلی، درآمد مردم افزایش یافته و طبق مبانی نظری، تقاضا برای کالاهای معمولی (عادی) از جمله مسکن افزایش می‌یابد. این افزایش تقاضا، منحنی تقاضای مسکن را به راست منتقل کرده و باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود.

افزایش نرخ ارز به معنای تضعیف ارزش پول ملی است. در این وضعیت، مردم برای حفظ ارزش دارایی‌های خود، به تقاضای سوداگرانه کالاهای بادوام از جمله مسکن روی می‌آورند، ضمن آنکه بازارهای دیگر چون بازار زمین، کالاهای بادوام، سکه و طلا، اوراق قرضه و مشارکت و نیز بازار سرمایه (بورس) نیز بخشی از این تقاضا را به خود اختصاص می‌دهند. از این میان، مسکن به دلیل ویژگی‌های خاص خود، یک کالای سرمایه‌ای امن‌تر و مطمئن‌تر محسوب شده و بخش بالایی از تقاضای سوداگرانه را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین، با افزایش نرخ ارز، تقاضای سوداگرانه مسکن افزایش یافته و منحنی تقاضای آن به راست جابجا می‌شود. در نتیجه، قیمت تعادلی مسکن افزایش می‌یابد.

وجود همگرایی بلندمدت بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا، در واقع نوسانات کوتاه‌مدت (عدم تعادل کوتاه‌مدت) متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد.

با توجه به نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا که در جدول شماره (۳) آمده است، ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۱۷- است که دارای علامت صحیح و از نظر آماری معنی‌دار است. مقدار این ضریب بیانگر سرعت نسبتاً کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، یعنی طی هر دوره حدود ۱۷ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می‌شود. در نتیجه تقریباً ۶ دوره (یکسال و نیم) طول خواهد کشید تا کل عدم تعادل جبران شود. کندی تعدیل با توجه به ماهیت بخش مسکن در ایران کاملاً منطقی به نظر می‌رسد.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

شرح	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t
معادله	DLHP	$ecm(-1)$	-۰/۱۷۳۹۸	-۴/۶۳۵۹
		SC 1	۰/۰۰۷۳۳۵۵	۰/۹۳۸۲۳
		SC 2	۰/۰۰۶۲۵۱۸	۰/۰۸۱۱۱۸
		SC 3	-۰/۰۰۴۰۹۹۳	-۰/۴۷۸۶۲
		C	-۱/۲۰۶۲	-۴/۴۶۰۷
$F(4,64) = 6.07$		$D - W = 2.60$	$\bar{R}^2 = 0.22$	$R^2 = 0.27$

SC: متغیر مجازی فصلی است که برای کنترل اثرات فصلی استفاده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۴- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای شاخص قیمت مسکن

در این قسمت با استفاده از تجزیه واریانس به این سؤال پاسخ داده می‌شود که هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده شاخص قیمت مسکن، چه سهمی از تغییرات آن را توجیه می‌کند. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به ضربه وارد شده به متغیرهای الگو مشخص می‌شود. بدین ترتیب قادر خواهیم بود، سهم هر متغیر در تغییرات متغیرهای دیگر را، در طول زمان اندازه‌گیری کنیم.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، مطابق جدول (۴)، نشان می‌دهد که نوسانات شاخص قیمت مسکن تا دوره پنجم عمدتاً توسط ضربه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود و بقیه متغیرها سهم کمتری در توضیح این نوسانات دارند. با افزایش دوره‌های وقفه به ترتیب سهم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده در توضیح نوسانات شاخص قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

جدول ۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای متغیر شاخص قیمت مسکن

period	LHP	LCPI	LM	LGDP	LER
اول	۰/۹۵۸۴۷	۰/۰۱۳۰۴۶	۰/۰۳۵۲۰۳	۰/۰۱۷۲۹۲	۰/۰۱۸۶۰۰
دوم	۰/۸۷۰۵۶	۰/۰۰۹۸۹۹۳	۰/۴۷۱۶۲	۰/۰۶۱۸۱۸	۰/۰۵۹۳۸۴
پنجم	۰/۵۳۳۹۸	۰/۰۲۰۰۰۲	۰/۰۶۹۷۸۵	۰/۲۵۶۶۲	۰/۲۱۸۱۲
دهم	۰/۲۳۰۴۰	۰/۰۴۳۳۸۶	۰/۰۷۵۲۶۱	۰/۴۶۸۰۰	۰/۳۶۲۹۶
بیستم	۰/۰۸۵۴۸۴	۰/۰۶۰۸۹۸	۰/۰۷۱۲۳۵	۰/۵۴۶۳۳	۰/۴۳۲۸۴
سی‌ام	۰/۰۵۰۷۸۷	۰/۰۶۶۲۱۷	۰/۰۶۹۰۹۴	۰/۵۷۱۱۱	۰/۴۴۹۷۱

منبع: محاسبات تحقیق

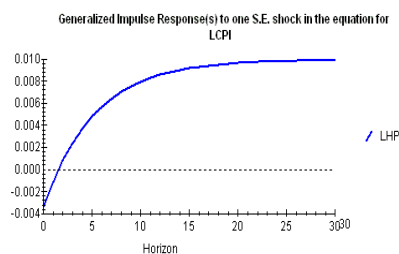
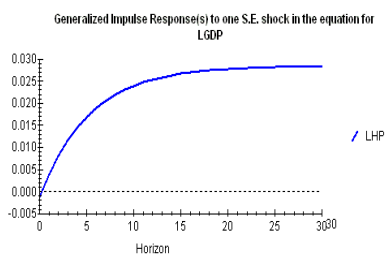
۴-۴- توابع واکنش به ضربه

تجزیه و تحلیل واکنش به ضربه، ابزاری متداول جهت بررسی و دستیابی به اطلاعات درباره آثار متقابل میان متغیرها در الگوهای پویا است. توابع واکنش به ضربه، مسیر پویای متغیر وابسته را در پاسخ به ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای سیستم نشان می‌دهد. مطابق نمودار (۲) واکنش شاخص قیمت مسکن به ضربه در متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی، حجم پول و نرخ ارز به اندازه یک انحراف معیار، باعث افزایش شاخص قیمت مسکن می‌شود، به طوری که پس از گذشت حدود ۱۰ دوره (دو سال و نیم) این متغیر در سطح دائمی خود قرار می‌گیرد.

نمودار ۲: توابع واکنش به ضربه شاخص قیمت مسکن در ایران

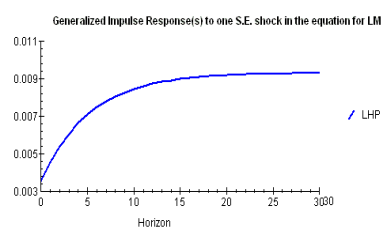
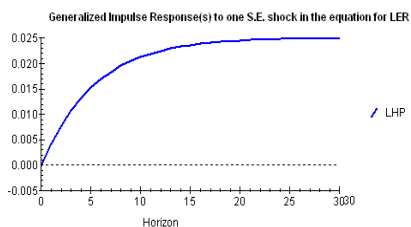
الف) واکنش شاخص قیمت مسکن در مقابل ضربه به متغیر تورم

ب) واکنش شاخص قیمت مسکن در مقابل ضربه به متغیر تولید ناخالص داخلی



ج) واکنش شاخص قیمت مسکن در مقابل ضربه به متغیر حجم پول

د) واکنش شاخص قیمت مسکن در مقابل ضربه به متغیر نرخ ارز



منبع: محاسبات تحقیق

نتیجه گیری

طی دو دهه اخیر، اقتصاد ایران شاهد پرنوسان‌ترین تغییرات در قیمت مسکن بوده است، به طوری که نوسانات شدید قیمت و پیدایش رکود و رونق در بخش مسکن، آثار زیان آوری بر این بخش و سایر بخش‌های مرتبط برجای گذاشته است.

در این مطالعه سعی شده است در چارچوب الگوهای مختلف به این سؤال پاسخ داده شود که آیا رابطه قوی بین متغیرهای کلان واقعی اقتصاد و قیمت بازار مسکن وجود دارد. از یافته‌های بارز این مطالعه، نقش و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی همچون حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز بر رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران است. در ابتدا با بررسی پایایی متغیرها مشخص شد تمام متغیرهای این تحقیق $I(1)$ می‌باشد. بر اساس معیار شوارتز-بیزین (SBC) و آزمون نسبت درستی (LR) و همچنین آزمون نسبت درستی تعدیل شده (Adjusted LR) که معمولاً نتایج بهتری در نمونه‌های کوچک به دست می‌دهد، طول وقفه بهینه، یک انتخاب شد. بر اساس نتایج بدست آمده از روش یوهانسن و بر اساس آزمون‌های اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) یک بردار همگرایی بلندمدت بدست آمد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که ضرایب مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده و حجم پول در سطح ۹۵٪ و ضرایب مربوط به تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز نیز در سطح ۹۰٪ معنی‌دار می‌باشند و ارتباط

مثبتی بین شاخص قیمت مسکن و متغیرهای کلان اقتصادی (حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز) وجود دارد که با مبانی نظری، سازگاری و مطابقت دارد. وجود همگرایی بلندمدت بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. نتایج حاصل از تخمین مکانیسم تصحیح خطا نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا از نظر آماری معنی دار و معادل $0/17$ - می‌باشد. بدین معنی که، در هر دوره (فصل) حدود ۱۷ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می‌شود. با این حساب حدود ۶ دوره (فصل) طول خواهد کشید تا کل عدم تعادل جبران شود.

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز حاکی از آن است که در دوره اول ۹۵ درصد و در دوره دوم ۸۷ درصد از واریانس خطا در شاخص قیمت مسکن توسط خود این متغیر توضیح داده می‌شود. با افزایش دوره‌های وقفه به ترتیب سهم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و شاخص قیمت مصرف کننده در توضیح نوسانات شاخص قیمت مسکن افزایش می‌یابد. واکنش شاخص قیمت مسکن به ضربه‌ای معادل یک انحراف معیار در متغیرهای فوق به صورت افزایش شاخص قیمت مسکن ظاهر می‌شود که پس از گذشت حدود ده دوره (دو سال و نیم) این شاخص در سطح دائمی خود قرار می‌گیرد.

در ایران به دلیل وجود نرخ تورم دو رقمی، تحریک تقاضای مسکن منجر به افزایش بیشتر تورم می‌شود که این امر به دلیل بالا بودن سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار است. بنابراین باید توان تولید مسکن در کشور را افزایش داد و زمینه رقابت عرضه کنندگان را در تولید فراهم نمود. به این ترتیب، توزیع و تخصیص منابع و امکانات به سمت تولید مسکن باکیفیت‌تر و ارزان‌تر، پیش خواهد رفت.

References:

- ۱- Alavi Zerang, E. (۲۰۰۲); **The Role of Bank Facilities on Housing Market Fluctuations in Urban Areas**, *M.A Thesis (Economics), Faculty of Sociology and Economics, Alzahra University* (In Persian).
- ۲- Apergis, N. (۲۰۰۳); **"Housing Prices and Macroeconomic Factors: Prospects within the European Monetary Union"**, *International Real Estate Review*, No. ۶, pp. ۶۳-۷۴.
- ۳- Baffoe-Bonnie, J. (۱۹۹۸); **"The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis"**, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, No ۱۷, pp. ۱۷۹-۱۹۷.

- ۴- Beltratti, A and Morana, C. (۲۰۱۰); “**International Housing Prices and Macroeconomic Fluctuations**”, *Journal of Banking and Finance*, No ۳۴, pp. ۵۳۳- ۵۴۵.
- ۵- Central Bank of The Islamic Republic of Iran, Center of Economic Accounts, National Accounts of Iran, Various Years (In Persian).
- ۶- Central Bank of The Islamic Republic of Iran, Center of Investigations and Economic Policies, Economic Report and Balance Sheet, Various Years (In Persian).
- ۷- Chegeni, A. and Asgari, H. (۲۰۰۷); “**Determining of Impressive Factors on Housing Price in Urban Areas of the Country through Panel Data (۱۳۷۰-۱۳۸۵)**”, *Quarterly Journal of Housing Economics*, No. ۴۰, pp. ۱۹-۳۶ (In Persian).
- ۸- Dornbusch, R. and Fischer, S. (۱۹۹۴); “**Macroeconomics**”, McGraw-Hill.
- ۹- Eskandari, F. (۲۰۰۶); “**The Relationship between Housing Price and Business Cycles**”, M.A Thesis (Economics), Bu Ali Sina University (In Persian).
- ۱۰- Gimeno, R. and Martinez-Carrascal, C. (۲۰۱۰); “**The Relationship between Housing Prices and House Purchase Loans: The Spanish case**”, *Journal of Banking and Finance*, No ۳۴, pp. ۱۸۴۹- ۱۸۵۵.
- ۱۱- Hornstein, A. and Praschnik, J. (۱۹۹۷); “**Intermediate Inputes and Sectoral Comovement in the Business Cycle**”, *Journal of Monetary Economics*, No. ۴۰, pp. ۵۷۳-۵۹۵.
- ۱۲- Ja'fari Samimi, A. , Elmi, Z. and Hadi Zadeh, A. (۲۰۰۷); “**Affecting Factors on Housing Price Index**”, *Quarterly Journal of Iranian Economic Research*, No. ۳۲, pp. ۳۱-۵۳ (In Persian).
- ۱۳- Khiabani, N. (۲۰۰۳); “**Determining Factors of Housing Price in Iran**”, *Quarterly Journal of House Economics*, No. ۳۴, pp. ۴۶-۵۳ (In Persian).
- ۱۴- Lastrapes, W.D. (۲۰۰۲); “**The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations**”, *Journal of Housing Economics*, No. ۱۱, pp. ۴۰-۷۴.
- ۱۵- McQuinn, K. and O'Reilly, G. (۲۰۰۸); “**Assessing the Role of Income and Interest Rates in Determining Housing Prices**”, *Economic Modeling*, No ۲۵, pp. ۳۷۷-۳۹۰.
- ۱۶- Michael Zadeh, A. (۲۰۰۵); “**Estimation of Housing Supply Function in Urban Areas of East Azerbaijan Province**”, M.A Thesis, Islamic Azad University of Tabriz (In Persian).
- ۱۷- Nasrollahi, K. , Tayebi, S.K., Shajari, H. and Forutan, M.R. (۲۰۰۹); “**Investigation of Duch Disease Performance and Bank Facilities Ratio Impacts on Housing Price in Iran Through ARDL**”, *Quarterly Journal of House Economics*, No. ۴۵, pp. ۲۹-۵۰ (In Persian).
- ۱۸- Neukirchen, M. and Lang, H. (۲۰۰۵); “**Characteristics and Macroeconomic Drivers of Housing Price Changes in Australia**”, www.u21global.edu.sg/PartnerAdmin/

- ۱۹- Noferești, M. (۱۹۹۹); “**Unit Root and Cointegration in Econometrics**”, Cultural Services Institute of Rasa (In Persian).
- ۲۰- Ortalo-Magne, F. and Rady, S. (۱۹۹۹); “**Boom in, Bust out: Young Households and the Housing Price Cycle**”, *European Economic Review*, No. ۴۳, pp. ۷۵۵-۷۶۶.
- ۲۱- Ortok, C. and Terrones, M. E. (۲۰۰۵); “**Housing Prices, Interest Rates and Macroeconomic Fluctuations: International Evidence**”, University of Virginia.
- ۲۲- Selim, H. (۲۰۰۸); “**Determinants of Housing Prices in Turkey: Hedonic Regression versus Artificial Neural Network**”, *Expert System with Application*.
- ۲۳- ShirinBakhsh, M. (۱۹۹۶); “**The Relationship Between Housing Section and other Economic Sections**”, Ministry of Housing and Urban Development (In Persian).
- ۲۴- Tashkini, A. (۲۰۰۵); “**Applied Econometrics with Microfit**”, Artistic and Cultural Institute of Dibagaran, Tehran (In Persian).
- ۲۵- Zare Pour, A. (۲۰۰۶); “**Investigating of the Impact of Social and Economic Factors on Housing Price in Iran (۱۳۴۹-۱۳۸۲)**”, M.A Thesis (Economics), Shiraz University (In Persian).

Received: Jan ۶ ۲۰۱۰

Accepted: Sep ۱۴ ۲۰۱۰

پیوست شماره ۱. داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی از سال ۱۳۶۹ تا سال ۱۳۸۶

M	ER	GDP	CPI	HP	year
۵۰۳.۶	۷۰.۵	۴۹۴۹۹	۱۸.۳	۱۹.۷	۱-۱۳۶۹
۵۲۵.۳	۶۷.۸	۶۳۷۸۲	۱۸	۲۰.۲	۲-۱۳۶۹
۵۳۰.۵	۶۴.۵	۵۵۶۵۸	۱۸.۵	۲۱	۳-۱۳۶۹
۵۷۱.۲	۶۴.۹	۴۹۶۰۰	۱۹.۶	۲۱.۹	۴-۱۳۶۹
۵۴۰.۶	۶۸.۸	۵۲۵۳۷	۲۰.۸	۲۲.۷	۱-۱۳۷۰
۵۵۱.۴	۶۹.۳	۷۱۲۵۶	۲۱.۷	۲۴	۲-۱۳۷۰
۵۳۳.۲	۶۷	۶۵۶۸۰	۲۲.۷	۲۵.۵	۳-۱۳۷۰
۵۵۴.۵	۶۶.۱	۵۵۵۶۳	۲۴.۶	۲۶.۹	۴-۱۳۷۰
۴۸۶.۸	۶۶.۷	۶۴۶۲۹	۲۶.۷	۲۸.۳	۱-۱۳۷۱
۵۰۵.۸	۶۳.۷	۷۶۶۷۳	۲۷.۲	۳۰	۲-۱۳۷۱
۵۰۰.۷	۶۵.۴	۶۳۰۹۵	۲۷.۹	۳۱.۸	۳-۱۳۷۱
۵۴۹.۳	۶۷.۱	۵۰۴۲۵	۲۹.۸	۳۳.۳	۴-۱۳۷۱
۵۰۳.۷	۱۶۱۰.۷	۶۳۲۵۲	۳۱.۹	۳۴.۲	۱-۱۳۷۲
۵۲۷.۳	۱۵۸۹.۷	۷۸۷۸۷	۳۲.۷	۳۵.۵	۲-۱۳۷۲
۵۲۵.۵	۱۶۵۶.۸	۶۴۶۵۸	۳۴.۶	۳۷.۵	۳-۱۳۷۲
۵۹۲.۹	۱۷۴۹	۵۱۹۰۴	۳۷.۸	۳۹.۶	۴-۱۳۷۲
۵۱۳.۵	۱۷۴۹	۵۷۴۱۸	۴۱.۱	۴۱	۱-۱۳۷۳
۵۵۳.۱	۱۷۴۹	۸۰۲۲۹	۴۳.۵	۴۲.۹	۲-۱۳۷۳
۵۳۱.۸	۱۷۴۹	۶۶۲۶۷	۴۷.۳	۴۶	۳-۱۳۷۳
۵۶۸.۸	۱۷۴۹	۵۵۹۶۳	۵۳.۵	۴۸.۸	۴-۱۳۷۳
۴۷۹.۲	۱۷۴۷.۶	۵۶۲۹۷	۶۳.۹	۵۲.۱	۱-۱۳۷۴
۴۹۶.۸	۱۷۴۷.۵	۷۹۲۴۴	۶۶	۵۵.۱	۲-۱۳۷۴
۴۷۶.۱	۱۷۴۷.۵	۶۹۸۴۶	۷۰.۵	۵۹	۳-۱۳۷۴
۵۳۶.۲	۱۷۴۷.۵	۶۲۱۴۸	۷۶.۴	۶۲.۶	۴-۱۳۷۴
۴۶۸.۱	۱۷۴۹.۲	۶۳۱۶۰	۸۲.۲	۶۶.۸	۱-۱۳۷۵
۵۱۷.۲	۱۷۵۲.۵	۸۴۰۱۴	۸۲.۷	۷۲.۹	۲-۱۳۷۵
۵۲۷.۲	۱۷۵۲.۵	۷۲۲۵۳	۸۵.۹	۸۱.۲	۳-۱۳۷۵
۶۲۴.۵	۱۷۵۲.۵	۶۵۳۸۰	۹۰.۱	۸۷.۴	۴-۱۳۷۵
۵۲۸.۵	۱۷۵۲.۵	۶۳۷۰۳	۹۶	۹۱.۷	۱-۱۳۷۶
۵۵۷	۱۷۵۲.۵	۸۵۱۱۳	۹۷.۹	۹۷.۳	۲-۱۳۷۶
۵۵۶.۳	۱۷۵۲.۵	۷۵۲۸۳	۹۹.۹	۱۰۲.۶	۳-۱۳۷۶
۵۹۶.۱	۱۷۵۲.۵	۶۷۶۷۰	۱۰۶.۲	۱۰۸.۴	۴-۱۳۷۶
۵۲۸.۹	۱۷۵۲.۵	۶۵۸۱۴	۱۱۲.۶	۱۱۱.۸	۱-۱۳۷۷
۵۵۶.۶	۱۷۵۲.۵	۸۸۸۹۴	۱۱۴.۷	۱۱۵.۸	۲-۱۳۷۷
۵۵۹.۸	۱۷۵۲.۵	۷۶۹۹۸	۱۱۹.۱	۱۲۲	۳-۱۳۷۷

۵۹۳.۵	۱۷۵۲.۵	۶۸۴۳۴	۱۲۶	۱۲۸.۶	۴-۱۳۷۷
۵۳۶.۶	۱۷۵۲.۵	۷۰۱۲۵	۱۳۷	۱۳۳.۱	۱-۱۳۷۸
۵۶۹.۶	۱۷۵۲.۵	۸۶۹۲۰	۱۳۸	۱۳۶.۵	۲-۱۳۷۸
۵۶۵.۱	۱۷۵۲.۵	۷۹۷۲۱	۱۴۲.۴	۱۴۰.۳	۳-۱۳۷۸
۵۷۸.۷	۱۷۵۲.۵	۶۸۱۷۵	۱۴۹.۹	۱۴۶.۸	۴-۱۳۷۸
۵۷۲.۳	۱۷۵۲.۵	۷۱۰۶۶	۱۵۴.۷	۱۵۱.۵	۱-۱۳۷۹
۶۱۱.۹	۱۷۵۲.۵	۹۲۸۶۸	۱۵۶.۴	۱۵۷.۶	۲-۱۳۷۹
۶۲۲.۲	۱۷۵۲.۵	۸۲۸۳۳	۱۶۱	۱۷۰.۲	۳-۱۳۷۹
۶۸۶.۴	۱۷۵۲.۵	۷۳۳۰۱	۱۶۶.۷	۱۷۹	۴-۱۳۷۹
۶۶۶.۷	۱۷۵۲.۵	۷۲۹۶۹	۱۷۲.۳	۱۸۵.۵	۱-۱۳۸۰
۷۰۶.۸	۱۷۵۲.۵	۹۷۲۹۵	۱۷۴.۸	۱۹۲.۳	۲-۱۳۸۰
۷۱۶.۶	۱۷۵۲.۵	۸۵۶۳۴	۱۷۸.۴	۱۹۹.۲	۳-۱۳۸۰
۷۶۸.۲	۱۷۵۲.۵	۷۴۶۶۸	۱۸۶.۱	۲۰۹	۴-۱۳۸۰
۷۱۷.۶	۷۹۲۴.۵	۸۱۱۴۷	۱۹۶.۴	۲۱۵.۹	۱-۱۳۸۱
۷۵۹.۳	۷۹۳۰.۴	۱۰۴۳۹۸	۲۰۱.۹	۲۲۷.۹	۲-۱۳۸۱
۷۸۰.۴	۷۹۷۶.۵	۸۷۷۹۳	۲۰۷	۲۴۳.۴	۳-۱۳۸۱
۸۳۵.۵	۷۹۹۸.۷	۸۲۲۱۷	۲۱۸.۶	۲۲۵	۴-۱۳۸۱
۷۵۴.۶	۸۱۴۸.۱	۸۹۳۷۴	۲۲۹.۳	۲۶۴.۶	۱-۱۳۸۲
۸۱۵.۶	۸۲۷۰.۴	۱۱۰۳۲۲	۲۳۴.۳	۲۷۳.۶	۲-۱۳۸۲
۸۰۶.۷	۸۳۴۴.۴	۹۴۷۰۶	۲۳۹.۵	۲۸۳.۵	۳-۱۳۸۲
۸۷۰.۸	۸۳۶۲	۸۵۴۳۶	۲۴۹.۶	۲۹۸.۴	۴-۱۳۸۲
۸۰۰.۱	۸۵۵۸.۹	۹۳۲۷۰	۲۶۱.۷	۳۱۴	۱-۱۳۸۳
۸۴۵.۸	۸۶۹۹.۲	۱۱۵۵۳۹	۲۶۹.۳	۳۲۷.۱	۲-۱۳۸۳
۸۰۱.۳	۸۷۷۶.۵	۱۰۰۱۰۶	۲۷۷.۲	۳۳۹	۳-۱۳۸۳
۸۷۳	۸۸۴۱.۱	۸۹۳۱۹	۲۸۹.۶	۳۵۱.۱	۴-۱۳۸۳
۷۸۸.۳	۸۹۲۴.۱	۱۰۰۱۷۶	۳۰۳.۳	۳۶۲.۸	۱-۱۳۸۴
۸۷۷.۸	۹۰۰۰.۹	۱۲۲۱۸۷	۲۹۹.۲	۳۷۵.۱	۲-۱۳۸۴
۸۸۷.۱	۹۰۶۳.۹	۱۰۴۷۵۲	۳۰۷.۸	۳۸۸.۴	۳-۱۳۸۴
۹۹۳.۸	۹۱۱۴	۹۳۸۱۲	۳۱۹.۹	۴۰۰.۵	۴-۱۳۸۴
۹۴۰.۵	۹۱۵۴.۷	۱۰۷۰۳۸	۳۳۰	۴۱۰.۸	۱-۱۳۸۵
۱۰۰۴.۷	۹۱۸۵.۷	۱۲۸۶۵۷	۳۳۸.۶	۴۲۹.۹	۲-۱۳۸۵
۹۸۶.۴	۹۲۱۶.۳	۱۱۲۲۸۹	۳۵۴.۷	۴۵۵	۳-۱۳۸۵
۱۱۰۵.۷	۹۲۳۱.۷	۹۸۸۹۷	۳۷۴.۹	۴۷۵	۴-۱۳۸۵
۱۰۳۵.۹	۹۲۵۳.۷	۱۱۳۳۴۵.۱	۳۸۹.۵	۴۸۸.۳	۱-۱۳۸۶
۱۱۲۱.۹	۹۲۹۶.۹	۱۳۷۶۴۸.۳	۴۰۲	۵۱۴.۷	۲-۱۳۸۶

پیوست شماره ۲. تعیین وقفه بهینه

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on ۶۴ observations from ۱۳۷۰Q۳ to ۱۳۸۶Q۲. Order of VAR = ۶

List of variables included in the unrestricted VAR:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of deterministic and/or exogenous variables:

C SC۱ SC۲ SC۳

Order LL AIC SBC LR test Adjusted LR test

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
۶	۷۰۳.۴۲۸۹	۵۳۳.۴۲۸۹	۳۴۹.۹۲۳۹	-----	-----
۵	۶۷۲.۹۱۴۶	۵۲۷.۹۱۴۶	۳۷۱.۳۹۵۵	CHSQ(۲۵)=	۶۱.۰۲۸۷[.۰۰۰]
	۲۸.۶۰۷۲[.۲۸۱]				
۴	۶۴۰.۷۱۷۲	۵۲۰.۷۱۷۲	۳۹۱.۱۸۴۲	CHSQ(۵۰)=	۱۲۵.۴۲۳۴[.۰۰۰]
	۵۸.۷۹۲۲[.۱۸۵]				
۳	۵۹۶.۶۳۶۰	۵۰۱.۶۳۶۰	۳۹۹.۰۸۹۰	CHSQ(۷۵)=	۲۱۳.۵۸۵۸[.۰۰۰]
	۱۰۰.۱۱۸۴[.۰۲۸]				
۲	۵۸۲.۷۹۱۱	۵۱۲.۷۹۱۱	۴۳۷.۲۳۰۲	CHSQ(۱۰۰)=	۲۴۱.۲۷۵۵[.۰۰۰]
	۱۱۳.۰۹۷۹[.۱۷۵]				
۱	۵۶۴.۳۹۳۹	۵۱۹.۳۹۳۹	۴۷۰.۸۱۹۱	CHSQ(۱۲۵)=	۲۷۸.۰۷۰۰[.۰۰۰]
	۱۳۰.۳۴۵۳[.۳۵۴]				
۰	۱۰۹.۳۵۴۴	۸۹.۳۵۴۴	۶۷.۷۶۵۶	CHSQ(۱۵۰)=	۱۱۸۸.۱[.۰۰۰]
	۵۵۶.۹۴۴۹[.۰۰۰]				

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

پیوست شماره ۳. تعیین تعداد بردارهای همگرایی

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

۶۹ observations from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲. Order of VAR = ۱.

List of variables included in the cointegrating vector:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of I(۰) variables included in the VAR: SC۱ SC۲ SC۳

List of eigenvalues in descending order:

.۵۴۰۶۵ .۳۴۰۲۲ .۱۷۸۶۱ .۰۸۶۰۶۳ .۰۰۵۵۱۸۱

Null Alternative Statistic ۹۵% Critical Value ۹۰% Critical Value

r=۰	r=۱	۵۳.۶۷۷۶	۳۳.۶۴۰۰	۳۱.۰۲۰۰
r<=۱	r=۲	۲۸.۶۹۳۶	۲۷.۴۲۰۰	۲۴.۹۹۰۰
r<=۲	r=۳	۱۳.۵۷۶۲	۲۱.۱۲۰۰	۱۹.۰۲۰۰
r<=۳	r=۴	۶.۲۰۹۶	۱۴.۸۸۰۰	۱۲.۹۸۰۰
r<=۴	r=۵	.۳۸۱۸۰	۸.۰۷۰۰	۶.۵۰۰۰

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

۶۹ observations from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲. Order of VAR = ۱.

List of variables included in the cointegrating vector:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of I(۰) variables included in the VAR: SC۱ SC۲ SC۳

List of eigenvalues in descending order:

.۰۴۰۶۵ .۳۴۰۲۲ .۱۷۸۶۱ .۰۸۶۰۶۳ .۰۰۵۵۱۸۱

Null Alternative Statistic ۹۵% Critical Value ۹۰% Critical Value

$r=0$ $r \geq 1$ ۱۰۲.۵۳۸۸ ۷۰.۴۹۰۰ ۶۶.۲۳۰۰

$r \leq 1$ $r \geq 2$ ۴۸.۸۶۱۲ ۴۸.۸۸۰۰ ۴۵.۷۰۰۰

$r \leq 2$ $r \geq 3$ ۲۰.۱۶۷۶ ۳۱.۵۴۰۰ ۲۸.۷۸۰۰

$r \leq 3$ $r \geq 4$ ۶.۵۹۱۴ ۱۷.۸۶۰۰ ۱۵.۷۵۰۰

$r \leq 4$ $r = 5$.۳۸۱۸۰ ۸.۰۷۰۰ ۶.۵۰۰۰

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

۶۹ observations from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲. Order of VAR = ۱.

List of variables included in the cointegrating vector:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of I(۰) variables included in the VAR: SC۱ SC۲ SC۳

List of eigenvalues in descending order:

.۰۴۰۶۵ .۳۴۰۲۲ .۱۷۸۶۱ .۰۸۶۰۶۳ .۰۰۵۵۱۸۱

Rank Maximized LL AIC SBC HQC

$r=0$ ۵۴۹.۷۶۸۹ ۵۲۹.۷۶۸۹ ۵۰۷.۴۲۷۹ ۵۲۰.۹۰۵۵

$r=1$ ۵۷۶.۶۰۷۷ ۵۴۷.۶۰۷۷ ۵۱۵.۲۱۳۲ ۵۳۴.۷۵۵۷

$r=2$ ۵۹۰.۹۵۴۵ ۵۵۴.۹۵۴۵ ۵۱۴.۷۴۰۶ ۵۳۹.۰۰۰۳

$r=3$ ۵۹۷.۷۴۲۶ ۵۵۶.۷۴۲۶ ۵۱۰.۹۴۳۵ ۵۳۸.۵۷۲۶

$r=4$ ۶۰۰.۸۴۷۴ ۵۵۶.۸۴۷۴ ۵۰۷.۶۹۷۱ ۵۳۷.۳۴۷۸

$r=5$ ۶۰۱.۰۳۸۳ ۵۵۶.۰۳۸۳ ۵۰۵.۷۷۰۹ ۵۳۶.۰۹۵۶

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

پیوست شماره ۴. بردار همگرایی بلندمدت بعد از هنجارسازی

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)

Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)

Converged after ۲ iterations

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

۶۹ observations from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲. Order of VAR = ۱, chosen $r=1$.

List of variables included in the cointegrating vector:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of I(۰) variables included in the VAR:

SC_۱ SC_۲ SC_۳

 List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
 a_۱=_۱

 Vector ۱
 LHP ۱.۰۰۰۰
 (*NONE*)
 LCPI -.۷۷۴۴۴
 (.۰۵۴۵۳۰)
 LM -.۴۴۸۴۰
 (.۱۴۵۷۹)
 LGDP -.۴۶۰۲۷
 (.۲۸۱۵۶)
 LER -.۰۳۲۰۲۸
 (.۰۱۸۵۸۴)

 LL subject to exactly identifying restrictions= ۵۷۶.۶۰۷۷

پیوست شماره ۵. الگوی تصحیح خطا برای شاخص قیمت مسکن

ECM for variable LHP estimated by OLS based on cointegrating VAR(۱)

 Dependent variable is dLHP
 ۱۹ observations used for estimation from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
Intercept	-۱.۲۰۶۲	.۲۷۰۴۰	-۴.۴۶۰۷[.۰۰۰]
ecm _۱ (-۱)	-.۱۷۳۹۸	.۰۳۷۵۲۸	-۴.۶۳۵۹[.۰۰۰]
SC _۱	.۰۰۷۳۳۵۵	.۰۰۷۸۱۸۵	.۹۳۸۲۳[.۳۵۲]
SC _۲	.۰۰۶۲۵۱۸	.۰۰۷۷۰۷۰	.۸۱۱۱۸[.۴۲۰]
SC _۳	-.۰۰۴۰۹۹۳	.۰۰۸۵۶۴۷	-.۴۷۸۶۲[.۶۳۴]

 List of additional temporary variables created:
 dLHP = LHP-LHP(-۱)
 ecm_۱ = ۱.۰۰۰۰*LHP -.۷۷۴۴۴*LCPI -.۴۴۸۴۰*LM -.۴۶۰۲۷*LGDP -
 .۰۳۲۰۲۸*LER

R-Squared	.۲۷۵۰۴	R-Bar-Squared	.۲۲۹۷۳
S.E. of Regression	.۰۲۲۷۰۳	F-stat. F(۴, ۱۴)	۶.۰۷۰۳[.۰۰۰]

Mean of Dependent Variable .۰۴۷۲۸۹ S.D. of Dependent Variable .۰۲۰۸۶۸
 Residual Sum of Squares .۰۳۲۹۸۷ Equation Log-likelihood ۱۶۰.۸۷۱۱
 Akaike Info. Criterion ۱۶۰.۸۷۱۱ Schwarz Bayesian Criterion ۱۵۰.۲۸۵۸
 DW-statistic ۲.۶۰۲۶ System Log-likelihood ۵۷۶.۶۰۷۷

Diagnostic Tests

 * Test Statistics * LM Version * F Version *

 * * * *
 * A:Serial Correlation*CHSQ(ϵ)= ۸.۴۷۰۴[.۰۷۶]*F(ϵ , ۶۰)= ۲.۱۰۰۵[.۰۹۲]*
 * * * *
 * B:Functional Form *CHSQ(γ)= .۳۵۸۰۹[.۰۵۰]*F(γ , ۶۳)= .۳۲۸۶۶[.۰۶۸]*
 * * * *
 * C:Normality *CHSQ(ν)= ۰.۰۵۸.۱۲۲[.۰۰۰]* Not applicable *
 * * * *
 * D:Heteroscedasticity*CHSQ(λ)= .۰۸۱۰۶۶[.۷۷۶]*F(λ , ۶۷)= .۰۷۸۸۰۹[.۷۸۰]*

- A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
- B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
- C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
- D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

پیوست شماره ۶. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای شاخص قیمت مسکن

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LHP

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

۶۹ observations from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲. Order of VAR = ۱, chosen r = ۱.

List of variables included in the cointegrating vector:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of I(۰) variables included in the VAR:

SC۱ SC۲ SC۳

List of imposed restrictions:

a) = ۱

Horizon	LHP	LCPI	LM	LGDP	LER
۰	۱.۰۰۰۰۰۰	.۰۲۰۶۰۰	.۰۲۳۲۰۸	.۰۰۲۹۲۴۱	.۴۲۱۴E-۴
۱	.۹۵۸۴۷	.۰۱۳۰۴۶	.۰۳۵۲۰۳	.۰۱۷۲۹۲	.۰۱۸۶۰۰
۲	.۸۷۰۵۶	.۰۰۹۸۹۹۳	.۰۴۷۱۶۲	.۰۶۱۸۱۸	.۰۵۹۳۸۴
۳	.۷۵۷۱۰	.۰۱۰۹۱۰	.۰۵۷۲۹۲	.۱۲۴۸۵	.۱۱۲۶۱
۴	.۶۴۰۱۴	.۰۱۴۷۶۴	.۰۶۴۷۹۵	.۱۹۲۹۲	.۱۶۷۸۱
۵	.۵۳۳۹۸	.۰۲۰۰۰۲	.۰۶۹۷۸۵	.۲۵۶۶۲	.۲۱۸۱۲
۶	.۴۴۴۳۴	.۰۲۵۵۶۴	.۰۷۲۸۰۵	.۳۱۱۶۵	.۲۶۰۷۳
۷	.۳۷۱۵۲	.۰۳۰۸۵۷	.۰۷۴۴۵۰	.۳۵۷۲۱	.۲۹۵۴۴
۸	.۳۱۳۳۹	.۰۳۵۶۲۱	.۰۷۵۲۰۰	.۳۹۴۱۸	.۳۲۳۲۱
۹	.۲۶۷۲۰	.۰۳۹۷۸۹	.۰۷۵۳۹۶	.۴۲۳۹۷	.۳۴۵۳۲
۱۰	.۲۳۰۴۰	.۰۴۳۳۸۶	.۰۷۵۲۶۱	.۴۴۸۰۰	.۳۶۲۹۶
۱۱	.۲۰۰۸۹	.۰۴۶۴۷۴	.۰۷۴۹۴۲	.۴۶۷۵۰	.۳۷۷۱۳
۱۲	.۱۷۷۰۲	.۰۴۹۱۲۲	.۰۷۴۵۲۶	.۴۸۳۴۳	.۳۸۸۶۲
۱۳	.۱۵۷۵۱	.۰۵۱۳۹۹	.۰۷۴۰۶۸	.۴۹۶۵۸	.۳۹۸۰۲
۱۴	.۱۴۱۴۱	.۰۵۳۳۶۴	.۰۷۳۶۰۱	.۵۰۷۵۳	.۴۰۵۷۸
۱۵	.۱۲۷۹۸	.۰۵۵۰۶۶	.۰۷۳۱۴۵	.۵۱۶۷۳	.۴۱۲۲۷
۱۶	.۱۱۶۶۷	.۰۵۶۵۴۹	.۰۷۲۷۰۹	.۵۲۴۵۳	.۴۱۷۷۴
۱۷	.۱۰۷۰۶	.۰۵۷۸۴۸	.۰۷۲۲۹۸	.۵۳۱۲۱	.۴۲۲۳۹
۱۸	.۰۹۸۸۱۵	.۰۵۸۹۹۰	.۰۷۱۹۱۶	.۵۳۶۹۶	.۴۲۶۳۸
۱۹	.۰۹۱۶۹۰	.۰۶۰۰۰۱	.۰۷۱۵۶۲	.۵۴۱۹۶	.۴۲۹۸۳
۲۰	.۰۸۵۴۸۴	.۰۶۰۸۹۸	.۰۷۱۲۳۵	.۵۴۶۳۳	.۴۳۲۸۴
۲۱	.۰۸۰۰۴۰	.۰۶۱۶۹۹	.۰۷۰۹۳۴	.۵۵۰۱۸	.۴۳۵۴۹
۲۲	.۰۷۵۲۳۲	.۰۶۲۴۱۷	.۰۷۰۶۵۷	.۵۵۳۵۹	.۴۳۷۸۲
۲۳	.۰۷۰۹۶۰	.۰۶۳۰۶۴	.۰۷۰۴۰۳	.۵۵۶۶۴	.۴۳۹۹۰
۲۴	.۰۶۷۱۴۴	.۰۶۳۶۴۸	.۰۷۰۱۶۸	.۵۵۹۳۶	.۴۴۱۷۵
۲۵	.۰۶۳۷۱۶	.۰۶۴۱۷۸	.۰۶۹۹۵۲	.۵۶۱۸۱	.۴۴۳۴۲
۲۶	.۰۶۰۶۲۲	.۰۶۴۶۶۰	.۰۶۹۷۵۲	.۵۶۴۰۳	.۴۴۴۹۲
۲۷	.۰۵۷۸۱۷	.۰۶۵۱۰۱	.۰۶۹۵۶۸	.۵۶۶۰۵	.۴۴۶۲۹
۲۸	.۰۵۵۲۶۳	.۰۶۵۵۰۴	.۰۶۹۳۹۸	.۵۶۷۸۸	.۴۴۷۵۳
۲۹	.۰۵۲۹۲۸	.۰۶۵۸۷۵	.۰۶۹۲۴۰	.۵۶۹۵۷	.۴۴۸۶۶
۳۰	.۰۵۰۷۸۷	.۰۶۶۲۱۷	.۰۶۹۰۹۴	.۵۷۱۱۱	.۴۴۹۷۱
