مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال هجدهم، شمارهٔ ۳۱، تابستان ۱۳۸۹

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

علی‌اکبر 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 مصرف‌کننده و نرخ ارز بر رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران، با استفاده از الگوی تصحیح خطا بررسی می‌شود. نتایج برآورد الگو که با استفاده از داده‌های‌فصلی 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 معنی‌دار و مثبت دارند. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز نشان می‌دهد که تا دوره پنجم سهم زیادی از تغییرات قیمت مسکن توسط خود این متغیر توجیه می‌شود 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 می‌یابد. همچنین واکنش شاخص قیمت مسکن به ضربه‌ای معادل یک انحراف معیار در متغیرهای فوق به صورت افزایش شاخص ظاهر می‌شود و با گذشت ۱۰ دوره، مقدار آن در سطح دائمی خود قرار می‌گیرد. مقدار ضریب تصحیح خطا ۰/۱۷- و از نظر آماری معنی‌دار است، بنابراین در هر دوره حدود ۱۷ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می‌شود. کندی تعدیل با توجه به ماهیت بخش مسکن در ایران کاملاً منطقی به نظر می‌رسد.

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

---

* - (نویسنده مسئول): naji@um.ac.ir

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
Assisstant 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 -۰.۱۷ 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: houseing 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 سرمایه-گذاری 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 سرمایه گذاری 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 سرمایه گذاری 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 رونق‌شدید 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 کسادی پیش خواهد 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.

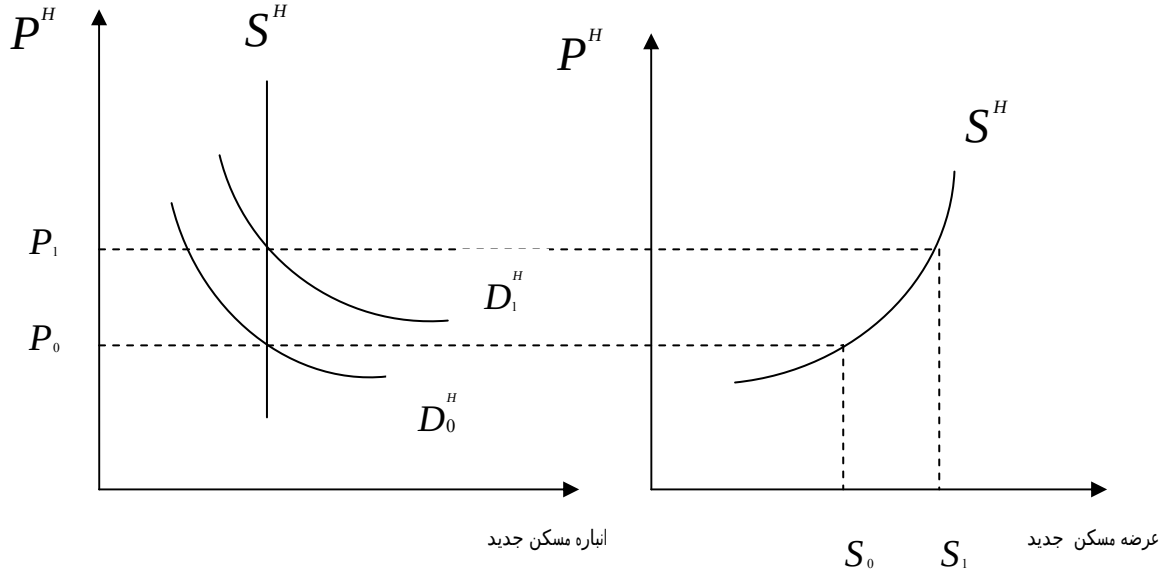
در این مقاله، تأثیر پویای عوامل عمده کلان اقتصادی و سهم و اهمیت نسبی هر یک از آنها در ایجاد نوسانات قیمت مسکن، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

وجود ارتباط مثبت بین شاخص قیمت مسکن و متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر آن یعنی حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده 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.

نمودار۱: وضعیت عرضه و تقاضای انباره مسکن و جریان عرضه جدید



منبع: Dornbusch and Fischer, ۱۹۹۴

جایگاه منحنی تقاضای مسکن که در تعیین قیمت نقش تعیین‌کننده دارد، توسط عوامل زیر تعیین می‌شود:

۱- هر چه ثروت افراد جامعه بیشتر شود، منحنی تقاضای مسکن به سمت راست منتقل می‌شود.

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 می‌شود.

۳- هر چه قدر بازدهی حقیقی سایر دارایی‌ها افزایش یابد، تقاضا برای مسکن کاهش یافته و منحنی تقاضای آن به سمت چپ منتقل می‌شود.

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 می‌یابد.

قیمت مسکن از تعامل میان انباره موجود مسکن و عوامل تعیین‌کننده تقاضا شکل می‌گیرد، لذا در هر نقطه‌ای از زمان، بازار انباره مسکن، قیمت آن را تعیین می‌کند(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 می‌آورند. به علاوه بازار مسکن نسبت به شوک‌های اشتغال و نرخ رهن در سطوح ملی و منطقه‌ای خیلی حساس می‌باشد(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 درآمدی و محدودیت‌های اعتباری، حرکت‌های همزمان

۱- Vector Autoregression

مشاهده شده قیمت‌های مسکن و نرخ‌های خانه دار شدن می‌تواند به عنوان پاسخ تعادلی به شوک‌های 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 قیمت‌مسکن 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).

اپرجیس با استفاده از الگوهای VAR و تصحیح خطا، آثار پویای برخی متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ‌بهره 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 قیمت‌های‌مسکن 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 زرنگ، 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 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 تعیین‌کننده 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 تعیین‌کننده رفتار قیمت واقعی مسکن در بلندمدت است و حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام از عوامل مهم تعیین‌کننده رفتار مسکن در کوتاه‌مدت 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 طولانی‌مدت 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

۱- Variance Decomposition

۲- Impulse Response Functions

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 کرده اند. 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 قضیه تارعنکبوتی)، 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 خودتوضیح 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،

۱- Johansen and Juselius

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 سبدی 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.

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.

۱- Multiple Cointegrating Vectors

۲- Maximum likelihood Estimators

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[۱] 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 مصرف کننده (CPI)، حجم پول(M)، تولید 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.

جدول۱: بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح و تفاضل بر اساس آزمون *ADF*

با عرض از مبدأ و بدون روند*			با عرض از مبدأ و روند **		
متغیرها	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون
LHP	۱	-۲/۳۹۷۸	ناپایا	۱	-۰/۶۴۸۲۷	ناپایا
LCPI	۶	-۲/۵۶۲۱	ناپایا	۶	-۱/۷۱۰۵	ناپایا
LM	۶	۱/۷۶۷۵	ناپایا	۶	-۱/۲۵۴۲	ناپایا
LGDP	۴	۱/۱۹۵۷	ناپایا	۴	-۱/۵۹۴۵	ناپایا
LER	۰	-۲/۴۶۵۳	ناپایا	۰	-۲/۸۱۸۶	ناپایا
DLHP	۰	-۹/۶۳۹۲	پایا	۰	-۱۰/۲۴۱۶	پایا

۳- Cointegration

DLCPI	۴	-۱/۹۲۴۰	ناپایا	۵	-۳/۵۵۵۴	پایا
DLM	۵	-۳/۵۷۶۹	پایا	۶	-۵/۰۶۷۳	پایا
DLGDP	۳	-۵/۰۴۶۴	پایا	۳	-۵/۳۹۸۹	پایا
DLER	۰	-۷/۹۷۶۴	پایا	۰	-۸/۰۷۷۲	پایا

* 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 $I(1)$ هستندکه 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 درستنمایی (LR) و همچنین آزمون نسبت درستنمایی 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($\lambda_{\max}$) 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:

$$LHP = 0.77LCPI + 0.45LM + 0.46LGDP + 0.032LER$$
$$(0.054)\quad (0.14)\qquad (0.28)\qquad (0.018)$$

جدول۲: بردار همگرایی بلندمدت

متغیرها	بردار همگرایی بلندمدت
LHP	۱/۰۰۰۰ (----)

-۰/۷۷۴۴۴ (۰/۰۵۴۵۳۰)	LCPI
-۰/۴۴۸۴۰ (۰/۱۴۵۷۹)	LM
-۰/۴۶۰۲۷ (۰/۲۸۱۵۶)	LGDP
-۰/۰۳۲۰۲۸ (۰/۰۱۸۵۸۴)	LER

منبع: محاسبات تحقیق

این بردار همگرایی بلندمدت، ارتباط بین شاخص قیمت مسکن با متغیرهای کلان اقتصادی (شاخص قیمت مصرف‌کننده، 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 مصرف‌کننده و حجم پول در سطح ۹۵٪ و ضرایب مربوط به تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز نیز در سطح ۹۰٪ معنی‌دار 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 ۰/۰۳۲ 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 ۰/۰۳۲ 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 قیمت‌هاو 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.

۴-۲- برآورد الگوی تصحیح خطا

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 هردوره 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.

جدول۳: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

شرح	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t
		ecm l(-1)	-۰/۱۷۳۹۸	-۴/۶۳۵۹

معادله	*DLHP*	*SC۱*	۰/۰۰۷۳۳۵۵	۰/۹۳۸۲۳
		SC۲	۰/۰۰۶۲۵۱۸	۰/۰۸۱۱۱۸
		SC۳	-۰/۰۰۴۰۹۹۳	-۰/۴۷۸۶۲
		C	-۱/۲۰۶۲	-۴/۴۶۰۷
$F(4,64) = 6.07$		$D-W = 2.60$	$\overline{R}^2 = 0.22$	$R^2 = 0.27$

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

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳- 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

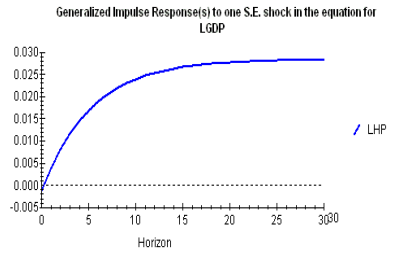
تجزیه و تحلیل واکنش به ضربه، ابزاری متداول جهت بررسی و دستیابی به اطلاعات درباره آثار متقابل میان متغیرها در الگوهای پویا است. توابع واکنش به ضربه، مسیر پویای متغیر وابسته را در پاسخ به ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای سیستم نشان می‌دهد.

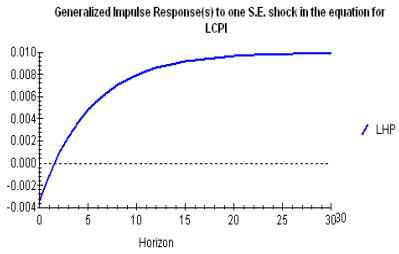
مطابق نمودار(۲) واکنش شاخص قیمت مسکن به ضربه در متغیرهای شاخص قیمت مصرف-کننده، تولید ناخالص داخلی، حجم پول و نرخ ارز به اندازه یک انحراف معیار، باعث افزایش شاخص قیمت مسکن می‌شود، به طوری که پس از گذشت حدود ۱۰ دوره (دو سال و نیم) این متغیر در سطح دائمی خود قرار می‌گیرد.

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

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

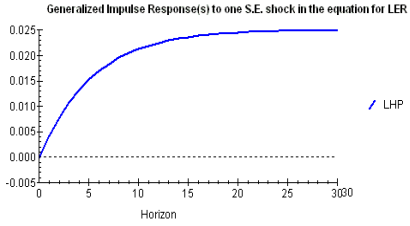
ب) واکنش شاخص قیمت مسکن در مقابل ضربه به متغیر تولید ناخالص داخلی

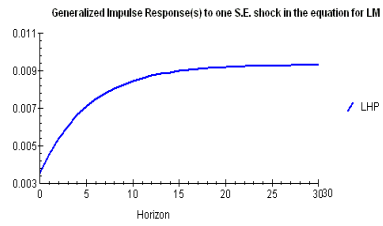




ج) واکنش شاخص قیمت مسکن در مقابل ضربه به متغیر حجم پول

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





منبع: محاسبات تحقیق

نتیجه‌گیری

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 درستنمایی (LR) و همچنین آزمون نسبت درستنمایی 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 ($\lambda_{\max}$) یک بردار همگرایی بلندمدت بدست آمد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که ضرایب مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده 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 مصرف‌کننده 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 ۰/۱۷- 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 مصرف‌کننده 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 عرضه‌کنندگان را در تولید فراهم نمود. به این ترتیب، توزیع و تخصیص منابع و امکانات به سمت تولید مسکن باکیفیت‌تر و ارزان تر، 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.٦, pp.٦٣-٧٤.

۳- Baffoe-Bonnie, J. (۱۹۹۸); **"The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional and Analysis"**, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, No۱۷, pp. ۱۷۹-۱۹۷.

٤- Beltratti, A and Morana, C. (۲۰۱۰); **"International Housing Prices and Macroeconomic Fluctuations",** *Journal of Banking and Finance,* No ۳٤, pp.٥۳۳- ٥٤٥.

٥- Central Bank of The Islamic Republic of Iran, Center of Economic Accounts, National Accounts of Iran, Various Years (In Persian).

٦- 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 (۱۳۷۰-۱۳۸٥)"**, *Quarterly Journal of Housing Economics*, No.٤۰, pp.۱۹-۳٦ (In Persian).

۸- Dornbusch, R. and Fischer, S. (۱۹۹٤); **"Macroeconomics"**, McGraw-Hill.

۹- Eskandari, F. (۲۰۰٦); **"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 ۳٤, pp.۱۸٤۹- ۱۸۵۵.

۱۱- Hornstein, A. and Praschnik, J. (۱۹۹۷); **"Intermediate Inputes and Sectoral Comovement in the Business Cycle"**, *Journal of Monetary Economis*, No.٤۰,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.۳٤, pp.٤٦-۵۳ (In Persian).

۱٤- 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.٤۰-۷٤.

۱۵- McQuinn, K. and O'Reilly, G. (۲۰۰۸); **"Assessing the Role of Income and Interest Rates in Determining Housing Prices"**, *Economic Modeling*, No۲۵, pp.۳۷۷-۳۹۰.

۱٦- 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.٤۵, pp.۲۹-۵۰ (In Persian).

۱۸- Neukirchen, M. and Lang, H. (۲۰۰۵); **"Characteristics and Macroeconomic Drivers of Housing Price Changes in Australia",** www.u۲۱global.edu.sg/PartnerAdmin/

۱۹- Noferesti, 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.٤۳, pp.۷۵۵-۷٦٦.

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. (۱۹۹٦); **"The Relationship Between Housing Section and other Economic Sections"**, Ministry of Housing and Urban Development (In Persian).

۲٤- Tashkini, A. (۲۰۰٥); **"Applied Econometrics with Microfit"**, Artistic and Cultural Institute of Dibagaran, Tehran (In Persian).
۲٥- Zare Pour, A. (۲۰۰٦); **"Investigating of the Impact of Social and Economic Factors on Housing Price in Iran (۱۳٤۹-۱۳۸۲)"**, M.A Thesis (Economics), Shiraz University (In Persian).

Received: Jan ٦ ۲۰۱۰
Accepted: Sep ۱٤ ۲۰۱۰

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

year	HP	CPI	GDP	ER	M
۱-۱۳۶۹	۱۹.۷	۱۸.۳	۴۹۴۹۹	۷۰.۵	۵۰۳.۶
۲-۱۳۶۹	۲۰.۲	۱۸	۶۳۷۸۲	۶۷.۸	۵۲۵.۳
۳-۱۳۶۹	۲۱	۱۸.۵	۵۵۶۵۸	۶۴.۵	۵۳۰.۵
۴-۱۳۶۹	۲۱.۹	۱۹.۶	۴۹۶۰۰	۶۴.۹	۵۷۱.۲
۱-۱۳۷۰	۲۲.۷	۲۰.۸	۵۲۵۳۷	۶۸.۸	۵۴۰.۶
۲-۱۳۷۰	۲۴	۲۱.۷	۷۱۲۵۶	۶۹.۳	۵۵۱.۴
۳-۱۳۷۰	۲۵.۵	۲۲.۷	۶۵۶۸۰	۶۷	۵۳۳.۲
۴-۱۳۷۰	۲۶.۹	۲۴.۶	۵۵۵۶۳	۶۶.۱	۵۵۴.۵
۱-۱۳۷۱	۲۸.۳	۲۶.۷	۶۴۶۲۹	۶۶.۷	۴۸۶.۸
۲-۱۳۷۱	۳۰	۲۷.۲	۷۶۶۷۳	۶۳.۷	۵۰۵.۸
۳-۱۳۷۱	۳۱.۸	۲۷.۹	۶۳۰۹۵	۶۵.۴	۵۰۰.۷
۴-۱۳۷۱	۳۳.۳	۲۹.۸	۵۰۴۲۵	۶۷.۱	۵۴۹.۳
۱-۱۳۷۲	۳۴.۲	۳۱.۹	۶۳۲۵۲	۱۶۱۰.۷	۵۰۳.۷
۲-۱۳۷۲	۳۵.۵	۳۲.۷	۷۸۷۸۷	۱۵۸۹.۷	۵۲۷.۳
۳-۱۳۷۲	۳۷.۵	۳۴.۶	۶۴۶۵۸	۱۶۵۶.۸	۵۲۵.۵
۴-۱۳۷۲	۳۹.۶	۳۷.۸	۵۱۹۰۴	۱۷۴۹	۵۹۲.۹
۱-۱۳۷۳	۴۱	۴۱.۱	۵۷۴۱۸	۱۷۴۹	۵۱۳.۵
۲-۱۳۷۳	۴۲.۹	۴۳.۵	۸۰۲۲۹	۱۷۴۹	۵۵۳.۱
۳-۱۳۷۳	۴۶	۴۷.۳	۶۶۲۶۷	۱۷۴۹	۵۳۱.۸
۴-۱۳۷۳	۴۸.۸	۵۳.۵	۵۵۹۶۳	۱۷۴۹	۵۶۸.۸
۱-۱۳۷۴	۵۲.۱	۶۳.۹	۵۶۲۹۷	۱۷۴۷.۶	۴۷۹.۲
۲-۱۳۷۴	۵۵.۱	۶۶	۷۹۲۴۴	۱۷۴۷.۵	۴۹۶.۸
۳-۱۳۷۴	۵۹	۷۰.۵	۶۹۸۴۶	۱۷۴۷.۵	۴۷۶.۱
۴-۱۳۷۴	۶۲.۶	۷۶.۴	۶۲۱۴۸	۱۷۴۷.۵	۵۳۶.۲
۱-۱۳۷۵	۶۶.۸	۸۲.۲	۶۲۱۶۰	۱۷۴۹.۲	۴۶۸.۱
۲-۱۳۷۵	۷۲.۹	۸۲.۷	۸۴۰۱۴	۱۷۵۲.۵	۵۱۷.۲
۳-۱۳۷۵	۸۱.۲	۸۵.۹	۷۲۲۵۳	۱۷۵۲.۵	۵۲۷.۲
۴-۱۳۷۵	۸۷.۴	۹۰.۱	۶۵۳۸۰	۱۷۵۲.۵	۶۲۴.۵
۱-۱۳۷۶	۹۱.۷	۹۶	۶۳۷۰۳	۱۷۵۲.۵	۵۲۸.۵
۲-۱۳۷۶	۹۷.۳	۹۷.۹	۸۵۱۱۳	۱۷۵۲.۵	۵۵۷
۳-۱۳۷۶	۱۰۲.۶	۹۹.۹	۷۵۲۸۳	۱۷۵۲.۵	۵۵۶.۳
۴-۱۳۷۶	۱۰۸.۴	۱۰۶.۲	۶۷۶۷۰	۱۷۵۲.۵	۵۹۶.۱
۱-۱۳۷۷	۱۱۱.۸	۱۱۲.۶	۶۵۸۱۴	۱۷۵۲.۵	۵۲۸.۹
۲-۱۳۷۷	۱۱۵.۸	۱۱۴.۷	۸۸۸۹۴	۱۷۵۲.۵	۵۵۶.۶

۳-۱۳۷۷	۱۲۲	۱۱۹.۱	۷۶۹۹۸	۱۷۵۲.۵	۵۵۹.۸
۴-۱۳۷۷	۱۲۸.۶	۱۲۶	۶۸۴۳۴	۱۷۵۲.۵	۵۹۳.۵
۱-۱۳۷۸	۱۳۳.۱	۱۳۷	۷۰۱۲۵	۱۷۵۲.۵	۵۳۶.۶
۲-۱۳۷۸	۱۳۶.۵	۱۳۸	۸۶۹۲۰	۱۷۵۲.۵	۵۶۹.۶
۳-۱۳۷۸	۱۴۰.۳	۱۴۲.۴	۷۹۷۲۱	۱۷۵۲.۵	۵۶۵.۱
۴-۱۳۷۸	۱۴۶.۸	۱۴۹.۹	۶۸۱۷۵	۱۷۵۲.۵	۵۷۸.۷
۱-۱۳۷۹	۱۵۱.۵	۱۵۴.۷	۷۱۰۶۶	۱۷۵۲.۵	۵۷۲.۳
۲-۱۳۷۹	۱۵۷.۶	۱۵۶.۴	۹۲۸۶۸	۱۷۵۲.۵	۶۱۱.۹
۳-۱۳۷۹	۱۷۰.۲	۱۶۱	۸۲۸۳۳	۱۷۵۲.۵	۶۲۲.۲
۴-۱۳۷۹	۱۷۹	۱۶۶.۷	۷۳۳۰۱	۱۷۵۲.۵	۶۸۶.۴
۱-۱۳۸۰	۱۸۵.۵	۱۷۲.۳	۷۲۹۶۹	۱۷۵۲.۵	۶۶۶.۷
۲-۱۳۸۰	۱۹۲.۳	۱۷۴.۸	۹۷۲۹۵	۱۷۵۲.۵	۷۰۶.۸
۳-۱۳۸۰	۱۹۹.۲	۱۷۸.۴	۸۵۶۳۴	۱۷۵۲.۵	۷۱۶.۶
۴-۱۳۸۰	۲۰۹	۱۸۶.۱	۷۴۶۶۸	۱۷۵۲.۵	۷۶۸.۲
۱-۱۳۸۱	۲۱۵.۹	۱۹۶.۴	۸۱۱۴۷	۷۹۲۴.۵	۷۱۷.۶
۲-۱۳۸۱	۲۲۷.۹	۲۰۱.۹	۱۰۴۳۹۸	۷۹۳۰.۴	۷۵۹.۳
۳-۱۳۸۱	۲۴۳.۴	۲۰۷	۸۷۷۹۳	۷۹۷۶.۵	۷۸۰.۴
۴-۱۳۸۱	۲۲۵	۲۱۸.۶	۸۲۲۱۷	۷۹۹۸.۷	۸۳۵.۵
۱-۱۳۸۲	۲۶۴.۶	۲۲۹.۳	۸۹۳۷۴	۸۱۴۸.۱	۷۵۴.۶
۲-۱۳۸۲	۲۷۳.۶	۲۳۴.۳	۱۱۰۳۲۲	۸۲۷۰.۴	۸۱۵.۶
۳-۱۳۸۲	۲۸۳.۵	۲۳۹.۵	۹۴۷۰۶	۸۳۴۴.۴	۸۰۶.۷
۴-۱۳۸۲	۲۹۸.۴	۲۴۹.۶	۸۵۴۳۶	۸۳۶۲	۸۷۰.۸
۱-۱۳۸۳	۳۱۴	۲۶۱.۷	۹۳۲۷۰	۸۵۵۸.۹	۸۰۰.۱
۲-۱۳۸۳	۳۲۷.۱	۲۶۹.۳	۱۱۵۵۳۹	۸۶۹۹.۲	۸۴۵.۸
۳-۱۳۸۳	۳۳۹	۲۷۷.۲	۱۰۰۱۰۶	۸۷۷۶.۵	۸۰۱.۳
۴-۱۳۸۳	۳۵۱.۱	۲۸۹.۶	۸۹۳۱۹	۸۸۴۱.۱	۸۷۳
۱-۱۳۸۴	۳۶۲.۸	۳۰۳.۳	۱۰۰۱۷۶	۸۹۲۴.۱	۷۸۸.۳
۲-۱۳۸۴	۳۷۵.۱	۲۹۹.۲	۱۲۲۱۸۷	۹۰۰۰.۹	۸۷۷.۸
۳-۱۳۸۴	۳۸۸.۴	۳۰۷.۸	۱۰۴۷۵۲	۹۰۶۳.۹	۸۸۷.۱
۴-۱۳۸۴	۴۰۰.۵	۳۱۹.۹	۹۳۸۱۲	۹۱۱۴	۹۹۳.۸
۱-۱۳۸۵	۴۱۰.۸	۳۳۰	۱۰۷۰۳۸	۹۱۵۴.۷	۹۴۰.۵
۲-۱۳۸۵	۴۲۹.۹	۳۳۸.۶	۱۲۸۶۵۷	۹۱۸۵.۷	۱۰۰۴.۷
۳-۱۳۸۵	۴۵۵	۳۵۴.۷	۱۱۲۲۸۹	۹۲۱۶.۳	۹۸۶.۴
۴-۱۳۸۵	۴۷۵	۳۷۴.۹	۹۸۸۹۷	۹۲۳۱.۷	۱۱۰۵.۷
۱-۱۳۸۶	۴۸۸.۳	۳۸۹.۵	۱۱۳۳۴۵.۱	۹۲۵۳.۷	۱۰۳۵.۹
۲-۱۳۸۶	۵۱۴.۷	۴۰۲	۱۳۷۶۴۸.۳	۹۲۹۶.۹	۱۱۲۱.۹

پیوست شماره۲. تعیین وقفه بهینه

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

****

Based on ٦٤ observations from ١٣٧٠Q٣ to ١٣٨٦Q٢. Order of VAR = ٦

List of variables included in the unrestricted VAR:

LHP LCPI LM LGDP LER

List of deterministic and/or exogenous variables:

C SC١ SC٢ SC٣

****

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
٦	٧٠٣.٤٢٨٩	٥٣٣.٤٢٨٩	٣٤٩.٩٢٣٩	------	------
٥	٦٧٢.٩١٤٦	٥٢٧.٩١٤٦	٣٧١.٣٩٥٥	CHSQ(٢٥)=	٦١.٠٢٨٧[.٠٠٠]
٤	٦٤٠.٧١٧٢	٥٢٠.٧١٧٢	٣٩١.١٨٤٢	CHSQ(٥٠)=	١٢٥.٤٢٣٤[.٠٠٠]
٣	٥٩٦.٦٣٦٠	٥٠١.٦٣٦٠	٣٩٩.٠٨٩٠	CHSQ(٧٥)=	٢١٣.٥٨٥٨[.٠٠٠]
٢	٥٨٢.٧٩١١	٥١٢.٧٩١١	٤٣٧.٢٣٠٢	CHSQ(١٠٠)=	٢٤١.٢٧٥٥[.٠٠٠]
١	٥٦٤.٣٩٣٩	٥١٩.٣٩٣٩	٤٧٠.٨١٩١	CHSQ(١٢٥)=	٢٧٨.٠٧٠٠[.٠٠٠]
٠	١٠٩.٣٥٤٤	٨٩.٣٥٤٤	٦٧.٧٦٥٦	CHSQ(١٥٠)=	١١٨٨.١[.٠٠٠]

****

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:
.۵۴۰۶۵ .۳۴۰۲۲ .۱۷۸۶۱ .۰۸۶۰۶۳ .۰۰۵۵۱۸۱

****

Null	Alternative	Statistic	۹۵% Critical Value	۹۰% Critical Value
r = ۰	r>= ۱	۱۰۲.۵۳۸۸	۷۰.۴۹۰۰	۶۶.۲۳۰۰
r<= ۱	r>= ۲	۴۸.۸۶۱۲	۴۸.۸۸۰۰	۴۵.۷۰۰۰
r<= ۲	r>= ۳	۲۰.۱۶۷۶	۳۱.۵۴۰۰	۲۸.۷۸۰۰
r<= ۳	r>= ۴	۶.۵۹۱۴	۱۷.۸۶۰۰	۱۵.۷۵۰۰
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
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:
.۵۴۰۶۵ .۳۴۰۲۲ .۱۷۸۶۱ .۰۸۶۰۶۳ .۰۰۵۵۱۸۱

****

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = ۰	۵۴۹.۷۶۸۹	۵۲۹.۷۶۸۹	۵۰۷.۴۲۷۹	۵۲۰.۹۰۵۵

r = ۱	٥٧٦.٦٠٧٧	٥٤٧.٦٠٧٧	٥١٥.٢١٣٢	٥٣٤.٧٥٥٧
r = ۲	٥٩٠.٩٥٤٥	٥٥٤.٩٥٤٥	٥١٤.٧٤٠٦	٥٣٩.٠٠٠٣
r = ۳	٥٩٧.٧٤٢٦	٥٥٦.٧٤٢٦	٥١٠.٩٤٣٥	٥٣٨.٥٧٢٦
r = ٤	٦٠٠.٨٤٧٤	٥٥٦.٨٤٧٤	٥٠٧.٦٩٧١	٥٣٧.٣٤٧٨
r = ٥	٦٠١.٠٣٨٣	٥٥٦.٠٣٨٣	٥٠٥.٧٧٠٩	٥٣٦.٠٩٥٦

****

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 =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 restriction(s) on cointegrating vectors:
a۱=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

۶۹ observations used for estimation from ۱۳۶۹Q۲ to ۱۳۸۶Q۲

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
Intercept	−۱.۲۰۶۲	.۲۷۰۴۰	−۴.۴۶۰۷[.۰۰۰]
ecm۱(−۱)	-.۱۷۳۹۸	.۰۳۷۵۲۸	−۴.۶۳۵۹[.۰۰۰]
SC۱	.۰۰۷۳۳۵۵	.۰۰۷۸۱۸۵	.۹۳۸۲۳[.۳۵۲]
SC۲	.۰۰۶۲۵۱۸	.۰۰۷۷۰۷۰	.۸۱۱۱۸[.۴۲۰]
SC۳	-.۰۰۴۰۹۹۳	.۰۰۸۵۶۴۷	-.۴۷۸۶۲[.۶۳۴]

****

List of additional temporary variables created:

dLHP = LHP-LHP(−۱)

ecm۱ = 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, ۶۴)	۶.۰۷۰۳[.۰۰۰]
Mean of Dependent Variable	.۰۴۷۲۸۹	S.D. of Dependent Variable	.۰۲۵۸۶۸
Residual Sum of Squares	.۰۳۲۹۸۷	Equation Log-likelihood	۱۶۵.۸۷۱۱
Akaike Info. Criterion	۱۶۰.۸۷۱۱	Schwarz Bayesian Criterion	۱۵۵.۲۸۵۸
DW-statistic	۲.۶۰۲۶	System Log-likelihood	۵۷۶.۶۰۷۷

****

Diagnostic Tests

****

* Test Statistics *	LM Version *	F Version *
* A:Serial Correlation*	CHSQ(۴)= ۸.۴۷۵۴[.۰۷۶]*	F(۴, ۶۰)= ۲.۱۰۰۵[.۰۹۲]*
* B:Functional Form *	CHSQ(۱)= .۳۵۸۰۹[.۵۵۰]*	F(۱, ۶۳)= .۳۲۸۶۶[.۵۶۸]*
* C:Normality *	CHSQ(۲)= ۵۵۸.۱۲۲۴[.۰۰۰]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*	CHSQ(۱)= .۰۸۱۰۶۶[.۷۷۶]*	F(۱, 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:
a۱=۱
****

Horizon	LHP	LCPI	LM	LGDP	LER
۰	۱.۰۰۰۰۰	.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
**********************************************************************
```