عـوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن با رویکـرد روابط علیـتـی در مدل تصحیح خطای برداری: مطالعه موردی تهران

مجید صباغ کرمانی *
خالد احمدزاده **
سید هادی موسوی نیک ***

تاریخ دریافت: ۸۷/۵/۲۱
تاریخ پذیرش: ۸۷/۸/۲۵
صفحات: ۲۹۳- ۲۶۷

تغییرات قیمت مسکن در ایران از جمله مقولاتی است که در سالهای اخیر قابل تأمل بوده و در این راستا مطالعات متعددی به صورت بررسی عوامل تعیین کننده عرضه و تقاضای مسکن و نیز

* . دکتر مجید صباغ کرمانی؛ دانشیار گروه اقتصاد- دانشگاه تربیت مدرس.
E. mail: majix777@yahoo.com
** . خالد احمدزاده؛ دانشجوی دکتری اقتصاد- دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای بازرگانی.
E. mail: kh.ahmadzadeh@modares.ac.ir
*** . سیدهادی موسوی نیک؛ دانشجوی دکتری اقتصاد- دانشگاه تربیت مدرس.
E. mail: hadi.mousavy@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

قیمت آن انجام شده است؛ ولی این نوشتار درصدد است با نگاهی دیگر به بررسی رابطه علیتی میان قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن در تهران طی دوره (۸۵-۱۳۷۳) به صورت فصلی بپردازد.

روش مورد استفاده در این پژوهش، استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای برآورد مدل و نیز آزمون والد برای بررسی رابطه علیت در کوتاه مدت و بلند مدت است.

نتایج مطالعه حاضر حاکی از آن است که همه متغیرهای مدل تصحیح خطا در سطحی معنی‌دار، تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن هستند. در کوتاه مدت، رابطه علیت دو طرفه بین متغیرهای قیمت زمین، شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی و قیمت سکه طلا (به عنوان بازار جانشین) با قیمت مسکن برقرار است. همچنین علیت میان متغیرهای متوسط درآمد خانوار و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن (به صورت ساختمانهای تکمیل شده) با قیمت مسکن، در کوتاه‌مدت یک طرفه است و علیت گرنجری میان قیمت مسکن و نرخ بهره بانکی تأیید نمی‌شود. از سوی دیگر، معنی‌داری بالای ضریب جزء تصحیح خطا در همه معادلات برآورد شده و نیز آزمون توأمان با متغیرهای مستقل در مدل، نشان دهندهٔ برقراری رابطه بلندمدت است.

کلید واژه‌ها:

ایران، قیمت مسکن، علیت گرنجری، مدل تصحیح خطای برداری، تقاضای مسکن، آزمون والد

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

بازار مسکن در پانزده سال گذشته یکی از بخشهای پر نوسان اقتصادی در ایران بوده و طی این سالها، قیمت آن نیز متأثر از عوامل کلان اقتصادی بوده است. نوسانات بازار مسکن تحت تأثیر ساختار کلان اقتصادی کشور از مدل خاصی پیروی می‌کند. نگاهی به الگوی اقتصادی متکی به نفت در کشور نشان می‌دهد که طی سه دهه گذشته، ساختار روستایی بطور بطئی به نفع تراکم در شهرها شکل گرفته و به صورت نسبتاً ثابتی، نوسانات قیمت در بازار مسکن حاکم شده است. بخش مسکن از بخشهای مهم اقتصادی است که هم از نظر سهم در سبد هزینه خانوار و هم از نظر سهم در تولید و سرمایه‌گذاری و نقش آن در تغییرات شاخصهای کلان اقتصادی قابل تأمل است. چنین جایگاهی باعث شده تا رشد مناسب قیمت و نیز تحرک ملایم بازار مسکن به عنوان هدفی مطلوب و سیاستی دنبال شود.

در بیان اهمیت موضوع و ضرورت آن می‌توان به رابطه گسترده بخش مسکن با سایر بخشهای عمده اقتصادی و نیز موقعیت نسبی آن با توجه به تغییرات قیمت در بازار عرضه و تقاضای مسکن در کشور اشاره نمود. بخش مسکن از تغییر و تحولات سایر بخشها تأثیر می‌پذیرد و خود نیز بر آنها اثر قطعی می‌گذارد.

در بیشتر کشورها، ساختمان، بیش از نیمی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود که در آن، سهم مسکن به تنهایی ۲۰ تا ۵۰ درصد است. مطابق آمارهای مربوط به شاخص توسعه جهانی (WDI)[1] سهم مسکن از تولید ناخالص داخلی از ۲ تا ۱۰ درصد در کشورهای مختلف جهان متفاوت است. بررسیها نشان می‌دهد که فعالیت حدود ۱۲۰ رشته در ارتباط با بخش ساختمان است. مطابق مستندات طرح جامع مسکن و اطلاعات آماری، در کشور نیز هر سال حدود ۲۰ الی ۳۰ درصد از سرمایه ثابت کشور در بخش مسکن ایجاد می‌شود و بطور میانگین به همین نسبت از نقدینگی کل کشور در این بخش مصرف می‌شود.[2]

---

[1]. World Development Indicator, (2004).

[2]. احمد جعفری صمیمی، زهرا علمی و آرش هادی زاده، «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران»، ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، شماره ۳۲، سال نهم، (پاییز۱۳۸٦)، ص۳۲.

Archive of SID
www.SID.ir

پرسش آغازین پژوهش این است که چه عواملی تعیین کنندهٔ قیمت مسکن در شهر تهران بوده و روابط علیتی میان متغیرهای تعیین کننده قیمت مسکن با خود متغیر، در کوتاه مدت و بلند مدت چگونه است؟ به عبارت دیگر بررسی این روابط علّی، رویکرد اصلی پژوهش است که در مطالعات قبلی برای مسکن انجام نگرفته و بررسی این رهیافت در مدل تصحیح خطای برداری[1]، اهداف اصلی این پژوهش را تشکیل می‌دهد.

مروری بر ادبیات موضوع

در سالهای اخیر با توجه به تغییرات قابل تأمل در قیمت مسکن، مطالعات متنوعی در رابطه با چگونگی رفتار قیمت مسکن متأثر از عوامل تعیین‌کننده و مؤثر بر عرضه و تقاضای آن در بازار مسکن در داخل کشور صورت گرفته است.

«جعفری صمیمی، علمی و هادی زاده»[2]، عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران را در چارچوب الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[3]، مورد مطالعه قرار داده‌اند. مطابق یافته‌های آنان متغیرهای شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، درآمد سرانه خانوار، حجم پول و نرخ تورم در سطحی معنی‌دار، روابط بلندمدت در مدل را تأیید می‌کنند. قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها در بلندمدت و کوتاه‌مدت متفاوت است. مقدار پایین جمله تصحیح خطا بر سرعت کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت دلالت دارد.

«جلالی نایینی و نوغانی اردستانی»[4]، بررسی ارزش داراییها و چرخه‌های اقتصادی در بخش مسکن را مورد کاوش قرار داده‌اند. مطابق یافته‌های آنان در درازمدت سهم حجم پول در توضیح تغییرات قیمت مسکن، بیشتر از سایر متغیرها و سهم عمده‌ای از نوسانات قیمت مسکن، توسط خود شاخص، توضیح داده می‌شود. همچنین رابطه بلندمدت میان شاخص

---

[1]. Vector Error Correction Model

[2]. ***همان***، صص ۵۳-۳۱.

[3]. Autoregressive Distributed Lag

[4]. احمد رضا جلالی نایینی و نوغانی اردستانی، «بررسی ارزش داراییها و چرخه‌های اقتصادی در بخش مسکن»، تهران، ***دهمین سمینار مسکن و شهرسازی***، (۱۳۸۲).

Archive of SID
www.SID.ir

قیمت واقعی مسکن و شاخص قیمت کالاهای وارداتی معکوس بوده است. به علاوه آنان در راستای ارائه طرح جامع مسکن[1]، پیش بینی قیمت و عرضه مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) را برای تهران و تمام مناطق شهری انجام داده‌اند. بر اساس نتایج مطالعه، طی سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴، کشور شاهد رکود سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان و در سالهای ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و نیمه اول ۱۳۸۷ شاهد رونق سرمایه‌گذاری خواهد بود و چرخه رکود بار دیگر از نیمه دوم سال ۱۳۸۷ شروع خواهد شد.

«عسگری و چگنی»[2]، عوامل مؤثر بر سطح قیمتهای مسکن در بلندمدت و نوسانات آن در (کوتاه مدت) بین استانهای کشور طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۰) را با داده‌های ترکیبی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه مدت، شاخص قیمت بازار اوراق بهادار، سطح عمومی قیمتها، قیمت زمین، قیمت نفت، هزینه ساخت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کل مخارج خانوار و نرخ سود وامهای بانکی، عوامل مؤثر در نوسانات قیمت مسکن بوده و در بلندمدت نیز تعداد خانوار و قیمت طلا از عوامل مؤثر بر سطح قیمتهای جاری مسکن محسوب می‌شود.

در مطالعات خارجی، چن و پاتل[3] پویایی قیمت مسکن و علیت گرنجری را به صورت یک تحلیل از بازار مسکن در کشور تایوان بررسی نموده‌اند. رابطه میان قیمت مسکن با عوامل تعیین‌کننده؛ کل درآمد خانوار، نرخهای بهره کوتاه‌مدت، شاخص قیمت سهام، هزینه‌های ساخت و ساز و ساختمانهای تکمیل شده در بازار مسکن با استفاده از آزمونهای علیت گرنجری، بر پایه الگوی تصحیح خطا مطالعه شده است. طبق یافته‌ها، همه عوامل مذکور

---

[1]. احمد رضا جلالی نایینی و پدرام نوغانی اردستانی، «طرح جامع مسکن؛ پیش‌بینی قیمت و عرضه مسکن»، وزارت مسکن و شهر سازی، (۱۳۸۳).

[2]. حشمت الله عسگری و علی چگنی، «تعیین عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن در مناطق شهری کشوربه روش داده‌های تابلویی طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۷۰»، ***فصلنامه علمی اقتصاد مسکن***، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، شماره ٤٠، (تابستان ١٣٨٦)، صص ١٩-٣٦.

[3]. M. Chen, and K. Patel, "House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei new Dwelling Market", ***Journal of the Asia Real State Society***, Vol.1, No.1, (1998), pp.101-120.

Archive of SID
www.SID.ir

علیت گرنجری قیمتهای مسکن هستند. اما تنها شاخص قیمت سهام و قیمتهای مسکن دارای اثر بازخورد دوطرفه است.

در مدل «داویدوف»[1]، قیمت مسکن تابعی از متغیرهای شاخص قیمت زمین، شاخص قیمت سهام و سرمایه‌گذاری جدید در بخش ساختمان محسوب می‌شود. مطابق نتایج، کشش قیمتی مسکن نسبت به ارزش سهام، منفی و معنی‌دار است. کشش قیمت مسکن نسبت به نرخهای واقعی بهره، اندک و منفی است.

«مک کویین»[2]، شکلی از مدل معادلات همزمان را برای مسکن انتخاب نموده که شامل سه معادله در بخشهای عرضه و تقاضای مسکن و چسبندگی عرضه مسکن در برابر تغییرات قیمت است. شاخصهای درآمد سرانه، قیمت رهنی مسکن و شاخص دستمزد به عنوان متغیرهای توضیحی برای قیمت مسکن در بازار مسکن ایرلند محسوب می‌شود.

بررسی رابطه علیت گرنجری میان شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن با مصرف، پژوهشی است که توسط «لودویگ و اسلاک»[3] برای کشورهای OECD برآورد شده است. مطابق یافته‌ها شاخص بازار سهام، قیمت مسکن و درآمد قابل تصرف سرانه هرسه علیت گرنجری مصرف سرانه بخش خصوصی بشمار می‌آیند. بعلاوه شاخص بازار سهام و درآمد قابل تصرف سرانه علت گرنجری قیمت مسکن به حساب می‌آید؛ اما مصرف خصوصی سرانه علت گرنجری قیمت مسکن نیست.

بطور کلی باید اذعان داشت که عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن از ابعاد عرضه و تقاضا در مطالعات پیشین، متفاوت بوده و به نسبت پژوهش اندکی دربارهٔ روابط علیتی میان متغیرهای تعیین‌کننده قیمت مسکن با خود متغیر صورت گرفته است. بنابراین بررسی این رویکرد در مطالعه می‌تواند حائز اهمیت باشد.

---

1. T. Davidoff, "Labor Income, Housing Prices and Homeownership", ***Journal of Urban Economics***, Vol. 59, No.2, (March, 2006), pp. 209-235 .
2. Kiran. McQuinn, ***The Irish Housing Sector: A Financial Stability Assessment***, Financial Stability Report, (2004), pp. 77-78.
3. Alexader. Ludwig, and Toresren. Slok, "The Relationship Between Stock Price, House Price and Consumption in OECD Countries", ***IMF Working Paper***, No.2, (January 2002).

Archive of SID
www.SID.ir

مبانی نظری مدل

مبانی نظری عوامل تعیین کننده قیمت مسکن و روابط علیتی بین آنها در این نوشتار برگرفته از مدل تئوریکی مقاله «چن و پاتل[1]» با چهارچوب خرد به کلان[2] در بازار مسکن است. مدل مذکور از سمت تقاضا بر پایه رویکرد بازار دارایی -که «داورتی و وان اور»[3] (۱۹۸۲)، «مین»[4] (۱۹۹۰) و دیگران تنظیم کرده‌اند- بنا نهاده شده است. در ابتدا فرض می‌شود که یک خانوار نمونه در تلاش است، مطلوبیت خود را حداکثر کند و نیز دو کالای خدمات مسکن[5] و کالای مصرفی مرکب[6] در تابع مطلوبیت خانوار وجود دارد. خانوار نمونه در طول زمان و با توجه به قیود تکنیکی و بودجه ای خود، مطلوبیتش را حداکثر می‌کند. با این فرض که بازار مسکن بازاری رقابتی است و کالای مصرفی مرکب برابر واحد است، شرط مرتبه اول در حداکثر سازی برای نرخ نهایی جانشینی بین خدمات مسکن و کالای مصرفی مرکب $(\frac{U_h}{U_{cg}})$ برابر است با $\frac{U_h}{U_{cg}} = \mathrm{P}h(i - phGr^e)$ که در آن U_h مطلوبیت نهایی خدمات مسکن، U_{cg} مطلوبیت نهایی کالای مصرفی، ph قیمت واقعی مسکن، i نرخ بهره واقعی و $phGr^e$ نرخ انتظاری بازده سرمایه در بخش مسکن است. بعلاوه در رابطه هزینه واقعی اجاره مسکن؛ یعنی $R = ph(i - phGr^e)$ از آنجا که R غیرقابل مشاهده است، به شکل مرسوم از اجزای جایگزین آن استفاده می‌شود، بنابراین می‌توان معادله قیمت واقعی مسکن را تابعی از درآمد دائمی[7] (PY) و عوامل جمعیتی مانند بعد خانوار[8] (D) نوشت. به علاوه، افزایش تعداد یا سطح زیر بنای ساختمانهای جدید تکمیل شده (HC) نیز از عوامل تأثیرگذار بر قیمت در بازار مسکن محسوب می‌شوند. از طرف دیگر، بازار مسکن تحت‌تأثیر تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمانهای جدید است و می‌توان استدلال نمود که این

---

1. ***Ibid,*** pp.104-108.
2. Micro-to-macro
3. Dougherty and Van Order, (1982).
4. Meen, (1990).
5. Housing Services
6. Composite Consumption Good
7. Permanent Income
8. Household Formation

Archive of SID

www.SID.ir

تقاضای سرمایه‌گذاری از جهاتی تحت تأثیر رشد عرضه پول (M) است. در شرایط تورمی، خانوارها تلاش می‌کنند داراییهای نقدی خود را به داراییهای فیزیکی از جمله مسکن تبدیل کنند. با این وجود هنوز هم ممکن است، خانوارها به انواع دیگری از سرمایه‌های غیرفیزیکی (مانند بازار سهام و بازار طلا و ارز) روی بیاورند. شاخص قیمت سهام[1](SPI) می‌تواند نماینده وضعیت بازار سهام باشد. علاوه بر موارد فوق از دید هزینه‌ای، عرضه مسکن می‌تواند تابعی از هزینه خدمات ساختمانی(CC) و قیمت زمین(LC) باشد. پس مدل نهایی را می‌توان به صورت زیر معرفی کرد:

$$P = f(PY, (i - phGr^{e}), D, HC, M, SPI, CC, LC)$$

در مورد روابط علیتی میان قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن باید اذعان داشت که این روابط تا حدودی مبهم و بحث برانگیز است. از بعد نظری به نظر می رسد این عوامل، متغیرهایی برونزا بوده و علت تغییرات قیمت مسکن هستند، اما در اغلب موارد این رابطه دو طرفه بوده است؛ بطوریکه قیمتهای مسکن نیز ممکن است این عوامل را متأثر سازد.[2]

هزینه‌های ساخت و ساز (CC) که شامل هزینه های مواد خام، مصالح ساختمانی و دستمزد نیروی کار است، یکی از اجزای اصلی در ساخت مسکن بشمار می‌آید. افزایش در هزینه‌های ساخت و ساز بطور قطع به افزایش در قیمت مسکن منجر می‌شود ($CC \rightarrow Ph$). از سوی دیگر، افزایش در قیمت مسکن نیز می تواند باعث افزایش هزینه‌های ساخت و ساز شود ($Ph \rightarrow CC$)، زیرا افزایش در قیمت مسکن ممکن است باعث تحریک کارگران و عرضه کنندگان مواد خام و مصالح ساختمانی شود؛ یعنی آنها دستمزدهای بالاتر و نیز قیمت بالاتر برای عرضه مواد و مصالح خود مطالبه نمایند. این بازخورد[3] ممکن است الزاماً در کوتاه مدت در قیمتهای بالاتر مسکن انعکاس پیدا نکند، اما

[1]. Stock Price Index
[2]. ***Ibid***, p.106.
[3]. Feedback

Archive of SID
www.SID.ir

بازخورد آن در بلندمدت تأثیرگذار خواهد بود؛ بنابراین یک رابطه علیتی دو طرفه[1] قابل انتظار است. به علاوه از آنجا که قیمت زمین نیز از اجزای اصلی مسکن بشمار مـی رود، تأثیرپـذیری دو سویه بین قیمت زمین و مسکن نسبتاً زیاد است ($LC \Leftrightarrow Ph$)، ولی قابـل تأمـل آنکـه، گاهی علاوه بر افزایش قیمت زمین و زیر بنا، ارزش هر دو متغیر بهم نزدیک می شود و یکـی از دلایل این امر را می‌توان به رکود تورمی حاکم بر بازار مسکن نسبت داد کـه حبـاب قیمـت مسکن را بزرگتر می‌کند.

افزایش درآمد قابل تصرف خانوار، منجر به افزایش در تقاضا برای مسکن و در نتیجه افزایش قیمت آن می شود ($PY \rightarrow Ph$). از طرف دیگر درآمد نیز دارای یک اثر بازخوردی از سوی قیمتهای مسکن است؛ به عبارت دیگر مسکن به مثابه ثروت انباشته شده خانوارها است که با ازدیاد بهای آن، ثروت افزایش می‌یابد و برعکس؛ با کاهش قیمت مسکن، از ارزش ثروت خانوار کاسته می شود و می تواند به کاهش در مخارج مصرفی و آنچه که با درآمد فعلی وی مرتبط است، منجر شود ($Ph \rightarrow PY$). بطور کلی خانوارها به دو صورت با افزایش درآمد سرانه، تقاضا برای مسکن را افزایش می‌دهند؛ ابتدا با افزایش درآمد، تقاضای مصرفی خانوارها برای تملک مسکن (رهایی از پرداخت اجاره و رهن بالا) افزوده می‌شود، سپس از آنجا که با افزایش درآمد، مطابق تئوری کینزی، میل نهایی به پس انداز هم افزایش می‌یابد، خانوارها در راستای سرمایه‌گذاری، بخشی از پس اندازهای خود را در راستای ساخت و ساز و عرضه مسکن جدید به بازار مسکن گسیل می‌دارند و یا با خرید مسکن به عنوان کالای با دوام، تقاضای سرمایه‌ای خود را شکل می‌دهند؛ در واقع تقاضای مسکن به صورت خرید مسکن و یا به صورت اجاره، متأثر از سطح درآمد است.

علیرغم اینکه فرض می شود، در بلند مدت عرضه با تقاضای مسکن برابر است، ولی در کوتاه مدت، عدم تعادل وجود دارد. اگر طی یک دوره، کاهش اندکی در عرضه مسکن حادث شود، کمبود مسکن باعث افزایش قیمت مسکن خواهدشد ($HC \rightarrow Ph$). پیامد این تغییر، تحریک سازندگان بنا، با عرضه بیشتر مسکن همراه خواهد شد ($Ph \rightarrow HC$) و برعکس؛

[1]. Bilateral (two-ways)

Archive of SID
www.SID.ir

اگر مازاد عرضه مسکن مورد انتظار باشد، این نگرش شمار طرحهای ساختمانی شروع شده را تعدیل خواهد کرد و در نتیجه کاهش قیمت مسکن را در پی خواهد داشت.

قیمت داراییهای مالی؛ سهام، ارز و طلا - به عنوان بازار های جانشین- نیز ممکن است رابطه ای دو طرفه با قیمت مسکن در جهت عکس داشته باشد ($SPI \Leftrightarrow Ph$). معمولاً مسکن در مقایسه با سهام نیازمند سپرده اولیه بیشتری است؛ به علاوه مالکین مسکن تمایل به خرید و فروش آن با تغییرات اندک قیمت را ندارند. از سوی دیگر، عدم رونق بازار سهام، متأثر از دلایلی مانند عدم شفافیت و کارایی پایین در این بازار، ناهمگونی در سیاستهای اقتصادی و... گرایش سرمایه‌گذاران را به بازارهای طلا، ارز و مسکن می افزاید. انتظارات ناشی از کاهش قیمت ارز موجب خروج سرمایه‌های فعال در فعالیتهای مربوط به ارز و طلا شده و به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود که نتیجه تبعی آن افزایش قیمت مسکن و زمین است. از سوی دیگر نرخ ارز از متغیرهای تعیین کننده منابع ارزی برای واردات نهاده‌های مورد نیاز مسکن و فناوریهای نوین این بخش است. از دیدگاهی دیگر، بازارهای مالی و داراییهای مانند ارز و طلا معمولاً نقش ضربه گیر را در اقتصاد بازی می‌کنند. بدین ترتیب که در واکنش به تغییر حجم نقدینگی یا سیاستهای پولی،لازم است که تعادل جدیدی بین قیمت و تقاضا ایجاد شود. از آنجا که کالاهای معمولی، عموما در کوتاه‌مدت دارای چسپندگی قیمت هستند، فوراً واکنش نشان نمی‌دهند ولی بازارهای طلا و ارز سریع‌تر دچار تغییر قیمت می‌شوند؛ درحالیکه در بلندمدت، قیمت سایر کالاها نیز به این سیاست واکنش نشان داده و به تدریج افزایش می‌یابد و در کنار آن قیمت ارز و طلا و داراییهای مالی نیز به تدریج کاهش می‌یابد.[1]

پایین نگه داشتن نرخ بهره (نرخ سود تسهیلات بانکی) می‌تواند یک سیاست پولی مطلوب در راستای تشویق سرمایه‌گذاران بخش خصوصی برای عرضه مسکن بیشتر بوده و در نتیجه، کاهش قیمت مسکن را به دنبال داشته باشد ($I \rightarrow Ph$). ولی باید توجه داشت که

[1]. این فرآیند در اقتصاد با عنوان Overshooting شناخته می‌شود؛حتی گاهی با اعمال کنترل‌های دولت روی بازارهای ارز و طلا، بخش مسکن این وظیفه را به عهده گرفته است و به عنوان ضربه‌گیر تورم، نقش ایفا می‌کند و در برابر افزایش نقدینگی، قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

Archive of SID
www.SID.ir

عدم مدیریت بر این سیاست منجر به افزایش نقدینگی و تورم - در اثر هدایت نشدن این منابع پولی به سمت عرضه بیشتر مسکن و گرایش به سمت بازار سوداگری- نشود. به علاوه، نرخ پایین سود سپرده ها نیز می‌تواند سپرده گذاران را در انتخاب بازاری که بازدهی بالاتر داشته باشد، ترغیب نماید و به خروج سپرده های بانکی بینجامد.

روش‌شناسی موضوع

بر اساس مطالعه «انگل و گرنجر»[1] (۱۹۸۷) در صورتی که بین متغیرهای مورد بررسی هم انباشتگی وجود داشته باشد، نادرست بودن رابطه برآورد شده بین متغیرها رد می‌شود. از سوی دیگر اگرچه وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها، وجود یا عدم وجود علیت گرنجری بین متغیرها را نشان می‌دهد، اما جهت علیت بین متغیرها را نمی‌تواند تعیین کند. بنابراین به منظور بررسی جهت علیت بین متغیرها از الگوی تصحیح خطا استفاده می‌شود. بطور کلی بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری، تغییرات متغیر وابسته تابعی از خطای دوره قبل از حالت تعادل و نیز تغییر مقادیر با وقفه سایر متغیرهای مدل و از جمله خود متغیر است. همچنین روش تصحیح خطای برداری علاوه بر اینکه علت بین متغیرها را تعیین می‌کند، این امکان را فراهم می‌آورد که علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت از یکدیگر تفکیک شوند؛ بدین صورت که با استفاده از معنی‌داری مجموع وقفه‌های ضرایب هریک از متغیرهای توضیحی در معادلات، از طریق آماره F با استفاده از آزمون والد[2]، علیت گرنجری متغیر توضیحی مورد نظر نسبت به متغیر وابسته در کوتاه‌مدت مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین از روی معنی‌دار بودن ضرایب عبارتهای تصحیح خطا به وسیله آماره t می‌توان به رابطه علی بلند مدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته پی برد. به علاوه معنی دار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی توأم با λ، نشان می‌دهد که در بلند مدت، رابطه علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به

[1]. Engle & Granger, (1987).
[2]. Wald Test

Archive of SID
www.SID.ir

متغیر وابسته وجود ندارد.[1] بنابراین برای بررسی هم انباشتگی از دو روش یوهانسون و جوسلیوس[2] و روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[3] استفاده می‌شود. مزیت روش ARDL در این است که علاوه بر تعیین تعداد بردارهای همجمعی (تعداد روابط بلند مدت بین متغیرها)، برخلاف روش جوهانسون، نیازی به دانستن درجه جمعی[4] متغیرهای موجود در مدل ندارد. بررسی مانایی متغیرها نیز با آزمون ریشه واحد امکانپذیر است.

معرفی الگو و منابع آماری داده‌ها

اکنون می‌توان الگوی مورد استفاده در این تحقیق را برای بررسی علیت گرنجری بین متغیرها به صورت زیر ارائه نمود:

$$\Delta LHP = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta LLP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{1i} \Delta LY + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i} \Delta LIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{1i} \Delta LCHN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \psi_{1i} \Delta LHMI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_{1i} \Delta LGP + \sum_{i=1}^{r} \lambda_{1i} ECM_{r,t-1} + \theta_1 Dum + U_1$$

LHP: لگاریتم قیمت مسکن در تهران (متوسط قیمت خرید و فروش یک متر مربع زیر بنای واحد مسکونی)

LLP: لگاریتم قیمت زمین در تهران (متوسط قیمت خرید و فروش یک متر مربع زمین ساختمان مسکونی)

LY: لگاریتم متوسط درآمد خانوار شهری در تهران

---

[1]. سید عزیز آرمن و روح الله زارع، «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۸۱-۱۳۴٦»، ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، شماره هفتم، (۱۳۸٤)، ص ۱۳۲.

[2]. Johanson and Jusilluse

[3]. Autoregressive Distributed Lag

[4]. Integration

Archive of SID
www.SID.ir

IR: نرخ سود تسهیلات در بخش ساختمان و مسکن

LCHN: لگاریتم تعداد ساختمانهای تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری تهران (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن)

LHMI: لگاریتم شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی (۱۰۰=۱۳۸۳)

LGP: لگاریتم متوسط قیمت سکه طلا در بازار تهران (بازار جانشین داراییهای خانوار)

لازم به ذکر است که در ادامه بررسی رابطه علیت درمدل های بعدی، متغیرهای نرخ بهره، لگاریتم ساختمانهای تکمیل شده، لگاریتم بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی و لگاریتم قیمت سکه طلا به عنوان متغیرهای وابسته قرار می‌گیرند.

آمار و اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش، به صورت داده های سری زمانی فصلی طی دوره (۸۵-۱۳۷۳) از آمار حسابهای ملی، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی و نیز اطلاعات مربوط به متغیرهای مسکن به صورت مستقیم از وزارت مسکن و شهرسازی اخذ و استخراج شده است. علاوه بر این به منظور همگن کردن داده‌ها از شکل لگاریتمی آنها استفاده شده است.

بررسی هم‌انباشتگی و پایایی متغیرها

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی نشان می‌دهد که همه متغیرها به غیر از متغیرهای لگاریتم درآمد خانوار شهری و قیمت سکه طلا در حالت سطح، پایا هستند و پایایی این متغیرها در سطوح اطمینان بالایی مورد تأیید است. البته عدم مانایی در متغیر لگاریتم درآمد خانوار نیز با اختلافی اندک از تأیید مانایی، در حالت تفاضل مرتبه اول مانا شده است.

برای بررسی هم انباشتگی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت، ضروری است تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود همگرایی انجام شود؛ زیرا برای آنکه الگوی پویای برآورد شده درروش ARDL به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، لازم است که مجموع ضرایب متغیر وابسته کمترازیک باشد؛ یعنی:

Archive of SID
www.SID.ir

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \leq 0$$

مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون برابر است[1] با:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\alpha_i}} = \frac{0.624 - 1}{0.086} = -4.37$$

از آنجا که قدر مطلق مقدار آماره (۴/۳۷-) از قدر مطلق مقدار بحرانی بنرجی- دولاد ومستر[2] (۴/۰۵-) بزرگتر است، فرضیه صفر رد می‌شود، بنابراین همگرایی و نیز وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود.[3] وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد.

---

[1]. محمد نوفرستی، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی***، (تهران: موسسه رسا، ۱۳۷۸)، ص ۹٤.

[2]. Banerjee, Dolado and Mestre, (1992).

[3]. لازم به ذکراست که در این مقاله، هم انباشتگی از روش حداکثر درست نمایی ارائه شده توسط جوهانسون و جوسلیوس نیز بررسی شده است؛ بگونه‌ای که مقدار وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز و بیزین معادل یک بوده است. به علاوه مطابق نتایج آزمون هم انباشتگی، بزرگتر بودن مقدار آماره آزمون اثر (٦٥/٥٥) از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط یوهانسون و جوسلیوس (٦٨/٣٣) و نیز بزرگتر بودن مقدار آماره آزمون حداکثر راستنمایی (٣١/٨٥٣) از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط یوهانسون و جوسلیوس (٣١/٠٢)، فرضیه صفر را رد کرده و در نتیجه وجود دو بردار هم انباشتگی برای متغیرهای موجود در مدل تأیید می‌شود. بنابراین در این روش نیز وجود رابطه هم انباشتگی، دال بر وجود رابطه بلند مدت و پایایی مدل مورد تأیید است.

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

برآورد معادله تصحیح خطای برداری مربوط به متغیر لگاریتم قیمت مسکن به صورت زیر است:

```
        Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
      ARDL(1,0,1,0,0,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
********************************************************************************
Dependent variable is dLHP
51 observations used for estimation from 1373Q2 to 1385Q4
********************************************************************************
Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
dLLP                      .30723            .071290             4.3097[.000]
dLY                       .15124            .073768             2.0502[.046]
dIR                     -.017574            .010506            -1.6728[.102]
dLCHN                     .056277            .020030             2.8096[.007]
dLHMI                      .26722             .12168             2.1962[.034]
dLGP                     -.16449            .079620            -2.0659[.045]
dC                        1.5824             1.1307             1.3995[.169]
ecm(-1)                  -.37603            .086232            -4.3607[.000]
********************************************************************************
List of additional temporary variables created:
dLHP = LHP-LHP(-1)
dLLP = LLP-LLP(-1)
dLY = LY-LY(-1)
dIR = IR-IR(-1)
dLCHN = LCHN-LCHN(-1)
dLHMI = LHMI-LHMI(-1)
dLGP = LGP-LGP(-1)
dC = C-C(-1)
ecm = LHP   -.81705*LLP +   .46117*LY +  .046736*IR   -.14966*LCHN   -.71063*
LHMI  -.048547*LGP   -4.2083*C
********************************************************************************
R-Squared                     .74187   R-Bar-Squared                    .68520
S.E. of Regression           .039720   F-stat.    F(  7,  43)   16.8332[.000]
Mean of Dependent Variable   .056776   S.D. of Dependent Variable      .070793
Residual Sum of Squares      .064684   Equation Log-likelihood         97.7209
Akaike Info. Criterion       87.7209   Schwarz Bayesian Criterion      78.0617
DW-statistic                  1.8206
********************************************************************************
```


www.SID.ir

یافته‌های مدل حاکی از آن است که معنی‌داری همه ضرایب (بجز ضریب ثابت مدل و ضریب متغیر نرخ بهره در سطح ۱۰ درصد) در سطوح بالایی تأیید می‌شوند. به علاوه ضرایب مثبت متغیرهای قیمت زمین، ساختمانهای تکمیل شده (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی)، متوسط درآمد شهری و نیز ضرایب منفی متغیرهای نرخ بهره، قیمت طلا (بازار دارایی جانشین)، مطابق انتظار است.[۱]

نتایج تخمین این معادله نشان می‌دهد که آماره t مربوط به عبارت تصحیح خطای با وقفه و نیز آماره F از لحاظ آماری (در سطح کمتر از ۱ درصد) کاملاً معنی‌دار است. این نتایج دلالت دارد بر اینکه رابطهٔ علیت بلندمدت از سمت متغیرهای قیمت زمین، درآمد خانوارهای شهری، ساختمانهای تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری، شاخص قیمت عمده فروشی مصالح ساختمانی، شاخص قیمت سهام، نرخ بهره و قیمت سکه طلا به سمت متغیر قیمت مسکن برقرار است. همچنین از آنجا که ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه، ضریب تعدیل کوتاه مدت است، بیانگر بخشی از عدم تعادل بلند مدت در متغیر وابسته است که در کوتاه مدت تصحیح می‌شود و بیان می‌دارد که ۳۸ درصد از فاصله قیمت مسکن از مسیر تعادلی‌اش در یک دوره بعد، توسط تغییرات متغیرهای دیگر تصحیح می‌شود.

به علاوه، نتایج آزمونهای تشخیصی از قبیل عدم خود همبستگی، تصریح فرم تابعی، نرمال بودن جملات خطا و عدم واریانس ناهمسانی حاکی از تأیید تمامی فروض استاندارد کلاسیک است.

نتایج آزمون علیت (کوتاه مدت و بلند مدت) در معادله تصحیح خطای قیمت مسکن و دیگر متغیرها

برای بررسی علیت کوتاه مدت از آزمون والد بر روی ضرایب معادله تصحیح خطای قیمت مسکن استفاده شده و نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در قسمت پیوست تحقیق به صورت کامل آورده شده است.

---

[۱]. نتایج برآورد مدل VECM در قسمت پیوست آورده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

مطابق نتایج حاصل شده در کوتاه مدت رابطه علیت گرنجری دو طرفه ای بین متغیرهای قیمت مسکن و قیمت زمین وجود دارد. معنی‌داری بالای آماره آزمون در سطح کمتر از ۱ درصد، گویای تأیید این رابطه است. معنی داری آماره آزمون در سطح کمتر از ۵ درصد نیز، رابطه علیت دو طرفه بین متغیرهای قیمت مسکن و قیمت سکه طلا را در کوتاه‌مدت تأیید می‌کند. همچنین در کوتاه مدت بین دو متغیر قیمت مسکن و شاخص مصالح عمده فروشی، رابطه علیت گرنجری دو طرفه برقرار است.

بین متغیرهای قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری، رابطه علیت یک طرفه ای از درآمد خانوار به سمت قیمت مسکن در کوتاه مدت بر قرار است ولی حالت عکس به علت معنی‌داری پایین آماره برقرار نیست.

در کوتاه‌مدت رابطه علیت بین متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمانهای تکمیل شده و قیمت مسکن نیز یک طرفه بوده و جهت آن از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمانهای تکمیل شده به سمت قیمت مسکن می‌باشد. البته حالت عکس علیت نیز در سطح نسبتاً پایینی رد می‌شود.

همچنین معنی‌دار نبودن آماره آزمون بین متغیرهای قیمت مسکن و نرخ سود تسهیلات بخش مسکن، رابطه علیت گرنجری را در کوتاه مدت (اعم از علیت یک طرفه و دو طرفه) تأیید نمی‌کند.

از آنجا که ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه ECM(-1) در همه معادلات برآورد شده در سطح بالایی معنی‌دار است، می‌توان وجود رابطه علیت در بلند مدت را برای متغیرها نتیجه گرفت. به علاوه، نتایج آزمون علیت بلندمدت توامان بین متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن و ECM(-1) نیز در قسمت ضمائم به صورت کامل آورده شده است. از نتایج بدست آمده می‌توان دریافت که بر اساس آزمون والد؛ معنی‌داری بالای مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی توأم با ضریب جزء خطای با وقفه (در سطح کمتر از ۱ درصد)، نشان می‌دهد در بلندمدت رابطه علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود دارد.

Archive of SID
www.SID.ir

تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری

بررسی رابطه علیت گرنجری میان قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن در تهران طی دوره (۸۵-۱۳۷۳) به صورت فصلی هدف این نوشتار بوده است. در این راستا پس از بررسی پایایی متغیرها و تعیین وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها، مدل تصحیح خطای برداری برآورد شده است و با استفاده از آزمون والد، رابطه علیت کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای مدل مورد کاوش قرار گرفته است.

در میان متغیرهای مورد مطالعه، معنی‌داری بالا در قیمت زمین تهران، در معادله تصحیح خطای برداری قابل تأمل است؛ به عبارت دیگر، میزان اثر گذاری آن در توضیح متغیر وابسته قیمت مسکن، زیاد است. افزایش روز افزون قیمت زمین در شهرهای بزرگ و سرایت آن به شهرهای کوچکتر را می‌توان از یکسو به بالا بودن میزان تقاضا برای اراضی شهری -که خود بازتابی از رشد سریع شهرنشینی، تحولات اقتصادی و اجتماعی است- و از سوی دیگر به پایین بودن ظرفیت تولید و عرضه زمین مناسب برای انواع کاربردهای مورد نیاز جامعه نسبت داد. همچنین علاوه بر افزایش قیمت زمین و زیر بنا، قیمت هردو متغیر بهم نزدیک شده‌اند[1] و یکی از دلایل این امر را می‌توان به رکود تورمی حاکم بر بازار مسکن نسبت داد که حباب قیمت مسکن را بزرگتر می‌کند. معنی داری علیت دو طرفه مؤید این مدعا است. لازم به ذکر است که این نتیجه در مطالعه عسگری و چگنی (۱۳۸۶)- که برای استانهای کشور انجام شده است- قیمت زمین را مهمترین عامل تعیین‌کننده قیمت مسکن می‌داند.

سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن، با انتخاب متغیر تعداد ساختمان های تکمیل شده در مناطق شهری تهران تجسم یافته است. ضریب مثبت این متغیر بیان می‌دارد که فاصله عرضه با تقاضای مسکن نسبتاً زیاد است و نیاز به افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به صورت عرضه آن در بازار مسکن محسوس است؛ چون مازاد عرضه می‌تواند در بلند

[1]. نمودار مقایسه نرخ رشد قیمت زمین و نرخ رشد قیمت مسکن در قسمت پیوستها آورده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

مدت به کاهش قیمت مسکن بینجامد. همچنان که از نتایج بر می‌آید، جهت علیت می‌تواند از سوی قیمت مسکن به عرضه بیشتر آن بینجامد که در سطح نسبتاً پایین رد شده است.

ضریب مثبت درآمد خانوار شهری در معادله برآوردی و نیز علیت گرنجری یک طرفه از درآمد خانوار به قیمت مسکن، بیان می دارد که خانوارها با افزایش درآمد، تقاضای مصرفی برای تملک مسکن-رهایی از پرداخت اجاره و رهن بالا- را افزایش می‌دهند و در راستای سرمایه‌گذاری، بخشی از پس‌اندازهای خود را به صورت ساخت و ساز و عرضه مسکن جدید به بازار مسکن گسیل می‌دارند و یا با خرید مسکن به عنوان کالای با دوام، تقاضای سرمایه‌ای خود را شکل می‌دهند.

افزایش قیمت مصالح ساختمانی، هزینه فعالیتهای بخش ساختمان را در بر داشته و با اثرگذاری منفی در بخش عرضه، باعث افزایش قیمت مسکن شده و از سوی دیگر افزایش قیمت مسکن نیز منجر به افزایش قیمت مصالح شده است. این نتایج در رابطه علیت دو طرفه در کوتاه مدت و بلندمدت بین دو متغیر مذکور در مدل، حاصل شده است. بعلاوه، این متغیر در مطالعات هادی‌زاده (۱۳۸۵)، نجفی (۱۳۸۴)، و چن و پاتل (۱۹۹۸) نیز به عنوان متغیر اصلی تأثیرگذار عنوان شده است.

افزایش قیمت دوره قبل مسکن به صورت قیمت انتظاری در سطح معنی‌داری بالایی (کمتر از ۱ درصد) به افزایش قیمت در دوره جاری مسکن منجر شده است. مقدار ضریب این متغیر معادل (۰/۶۲) است که از همه متغیرهای دیگر بیشتر است و بیان می‌دارد که نگرش روانی حاکم بر بازار در قالب قیمت انتظاری مسکن، به صورت تصاعدی و جهش‌وار ظاهر می‌شود.

نتیجهٔ کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی در بخش مسکن و ساختمان طی دوره مورد مطالعه، افزایش قیمت مسکن بوده و از طرف دیگر علیت بین دو متغیر مذکور، تأیید نشده است. از آنجا که سیاست دولت و قانون برنامه‌های توسعه در راستای کاهش سود تسهیلات بوده است؛ ولی می‌توان اظهار داشت که کاهش نرخ سود تسهیلات نتوانسته با افزایش میزان عرضه مسکن به کاهش قیمت آن نیز منجر شود. به علاوه با کاهش این نرخ، تسهیلات پولی اخذ شده توسط افراد، در بازارهای سوداگری (خرید و فروش) و یا در بازارهای مالی جانشین،

Archive of SID
www.SID.ir

جذب شده است. از سوی دیگر، عدم شفافیت در مکانیزم بازار بورس اوراق بهادار و کارایی پایین آن نیز نقدینگی را به سمت بازار مسکن روانه ساخته است؛ بنابراین تأثیر غیرمستقیم نرخ پایین سود تسهیلات در قالب عرضه نقدینگی فزاینده، می‌تواند علیت قیمت مسکن باشد.

مطابق نتایج بدست آمده، تغییرات بازار مسکن با بازار جانشین آن (بازار سکه و طلا) به صورت عکس است؛ به عبارت دیگر رابطه علیت دو طرفه بین دو متغیر، افزایش قیمت سکه را با کاهش قیمت مسکن همراه می‌سازد. این نتیجه علیت دو طرفه در بازارهای جانشین، در مطالعه چن و پاتل (۱۹۹۸) نیز حاصل شده است.

در پایان باید اذعان داشت که افزایش جمعیت ناشی از سیاستهای ناهمگون جمعیتی دهه ۶۰ و قبل از انقلاب در راستای افزایش جمعیت، ازدیاد تمایل به شهرنشینی و مهاجرت گسترده روستاییان به شهرها، تأثیر مسائلی نظیر جاذبه مسکن ملکی، تقاضای گروه سنی جوان برای مسکن در راستای تشکیل خانواده از یکسو و سیاست‌گذاریهای نامتعادل و با تأخیر در بازار مسکن به صورت عرضه در مقابل تقاضا، نیز سیر صعودی قیمتهای مسکن، زمین، مصالح ساختمانی و ... به همراه داشته است.

پیشنهادات و توصیه های سیاستی

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش می‌توان پیشنهاداتی به صورت زیر ارائه نمود:

- عرضه مسکن در راستای پاسخگویی به تقاضای آن افزایش یابد. این مهم با هدایت نقدینگی سرگردان به بخش ساخت و ساز می‌تواند دامنه نوسانات این بخش را محدود کند. در این راستا مدیریت نظام مند بر معادلات تعیین نرخ سود تسهیلات و نیز نظارت دقیق و کافی بر تسهیلات اعطایی در بخش مسکن در جهت ساخت و ساز بیشتر از جانب بانک ها و مؤسسات پولی اعمال شود.

- با توجه به تأثیرپذیری بالای قیمت زمین از قیمت مسکن، اجرای سیاستهای خذف بهای زمین از قیمت تمام شده مسکن به صورت برنامه اجاره ۹۹ ساله زمین و مانند آن، می‌تواند نقش مهمی در ثبات نسبی یا کنترل نوسانات قیمت مسکن داشته باشد.

Archive of SID
www.SID.ir

- جو روانی بازار مسکن را- که در ایجاد انتظارات تورمی نیز مؤثر است- باید کنترل کرد و در این راستا سیاست تثبیت و کاهش قیمت مصالح و نهاده های تولید مسکن می‌تواند مؤثر واقع شود.

- شفاف‌سازی سیاستهای اعمال شده در بازار مسکن و دیگر بازارهای جانشین می‌تواند تعادلهای همسو و کارا را در پی داشته باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر. «بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده های نفتی در ایران». ***مجله دانش و توسعه***، شماره ۱۴، (۱۳۸۰).

۲. آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله. «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۸۱-۱۳۴۶». ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، شماره هفتم، (۱۳۸۴).

۳. آقابابایی، زهره. «هم‌انباشتگی و علیت میان متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام». ***پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی***، دانشگاه تهران، (۱۳۸۴).

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. «اداره بررسیها و سیاستهای اقتصادی». نماگرهای اقتصادی سنوات مختلف (۸۶-۱۳۷۴)، شماره‌های ۴۹-۱، (www.cbi.ir)

۵. جلالی نایینی، احمدرضا و نوغانی اردستانی، پدرام. ***بررسی ارزش داراییها و چرخه‌های اقتصادی در بخش مسکن***. تهران، دهمین سیمینار مسکن و شهرسازی، (۱۳۸۲).

۶. جلالی نایینی، احمدرضا و نوغانی اردستانی، پدرام. طرح جامع مسکن: پیش بینی قیمت و عرضه مسکن، وزارت مسکن و شهر سازی، (۱۳۸۳).

۷. جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و هادی‌زاده، آرش. «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران». ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، شماره ۳۲، (۱۳۸۶).

۸. جهانی، محمود. «تحولات بازار مسکن؛ رمینه‌ها و راهکارها». ***فصلنامه علمی اقتصاد مسکن***، فتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، شماره ۳۹، (بهار ۱۳۸۵).

۹. عسگری، حشمت الله و چگنی، علی. «تعیین عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۷۰». ***فصلنامه علمی اقتصاد مسکن***، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، شماره ۴۰، (تابستان ۱۳۸۶).

۱۰. کرمی، افشین. ***بررسی وضعیت بازار مسکن در ایران با تأکید بر سیاستهای دولت***، مؤسسه اقتصادی تدبیر اقتصاد، (۱۳۸۶).

۱۱. مرکز آمار ایران، پایگاه اطلاعات نشریات آماری؛ سنوات مختلف، (www.sci.org.ir).

۱۲. منجذب، محمد. ***داده‌های فصلی شده محاسبات ملی ایران***. تهران، نشر جهاد دانشگاهی، ۱۳۷۶.

۱۳. نجفی، بنفشه. «سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه مسکن در مناطق شهری کشور با تأکید بر قیمت زمین طی سالهای ۸۱-۱۳۷۰». ***پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی و بازاریابی***، دانشگاه تهران، (مهر ۱۳۸۳).

۱۴. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***. تهران، مؤسسه رسا، ۱۳۷۸.

۱۵. وزارت مسکن و شهرسازی. دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، طرح جامع مسکن: سند راهبردی و اجرایی، (۱۳۸۵).

16. Chen, M. and Patel, K. "House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei new Dwelling Market", ***Journal of the Asia Real State Society***, Vol.1, No.1, (1998).

17. Davidoff, T. "Labor Income, Housing Prices and Homeownership"., ***Journal of Urban Economics***, Vol. 59, No.2, (March, 2006).

Archive of SID

www.SID.ir

18. Ludwig, Alexader. and Slok, Toresren. "The Relationship Between Stock Price, House Price and Consumption in OECD Countries"., ***IMF Working Paper***, No.2, (January 2002).

19. McQuinn, Kiran. "The Irish Housing Sector: A Financial Stability Assessment"., Financial Stability Report, Central Bank & Financial Services Authority of Ireland, Section 3, (2004): 77-89.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست‌ها:

نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای قیمت مسکن و دیگر متغیرها

جدول ۲. نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)	نتیجه گیری
LHP	LLP	$\beta_{1i}=0$	۱۸/۱۸ (۰/۰۰۰)	LLP→LHP
LLP	LHP	$\beta_{2i}=0$	۱۳/٤۷ (۰/۰۰۰)	LHP→LLP

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LLP: لگاریتم قیمت زمین

جدول ۳. نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)	نتیجه گیری
LHP	LY	$\gamma_{1i}=0$	٤/۹۰ (۰/۰۲۷)	LY→LHP
LY	LHP	$\gamma_{3i}=0$	۰/۳۷ (۰/٥٤۲)	LHP # LY

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LY: لگاریتم درآمد خانوار شهری

جدول ۴. نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)	نتیجه گیری
LHP	IR	$\delta_{1i}=0$	۲/۲۰ (۰/۱۳۸)	IR # LHP
IR	LHP	$\delta_{4i}=0$	۰/۸۹٦ (۰/۳٤٤)	LHP # IR

LHP: لگاریتم قیمت مسکن IR: نرخ سود تسهیلات

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۵. نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)	نتیجه گیری
LHP	LCHN	σ_{1i} =۰	۷/۸۲ (۰/۰۰۵)	LCHN→LHP
LCHN	LHP	σ_{5i} =۰	۲/۲۳ (۰/۱۳۵)	LHP # LCHN

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LCHN: لگاریتم ساختمان های تکمیل شده توسط بخش خصوصی

جدول ۶. نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)	نتیجه گیری
LHP	LHMI	ψ_{1i} =۰	٤/۲٤ (۰/۰۳۹)	LHMI→LHP
LHMI	LHP	ψ_{6i} =۰	٤/٤٦ (۰/۰۳۵)	LHP→LHMI

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LHMI: لگاریتم شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی

جدول ۷. نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)	نتیجه گیری
LHP	LGP	θ_{1i} =۰	٤/۱٤ (۰/۰٤۲)	LGP→LHP
LGP	LHP	θ_{7i} =۰	۹/۷٦ (۰/۰۰۲)	LHP→LGP

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LGP: لگاریتم قیمت سکه طلا

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

منبع: نتایج تحقیق.

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج آزمون بلندمدت در معادله تصحیح خطای قیمت مسکن و دیگر متغیرها

جدول ۸. نتایج آزمون علیت بلندمدت (توام) در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)
LHP	LLP	$\beta_{1i}=0$	۱۹/۸ (۰/۰۰۰)
	ECM_{t-1}	$\lambda=0$	

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LLP: لگاریتم قیمت زمین

جدول ۹. نتایج آزمون علیت بلندمدت (توام) در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)
LHP	LY	$\gamma_{1i}=0$	۲٦/۲٤ (۰/۰,۰)
	ECM_{t-1}	$\lambda=0$	

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LY: لگاریتم درآمد خانوار شهری

جدول ۱۰. نتایج آزمون علیت بلندمدت (توام) در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)
LHP	IR	$\delta_{1i}=0$	۱۹/۳ (۰/۰۰۰)
	ECM_{t-1}	$\lambda=0$	

LHP: لگاریتم قیمت مسکن IR: نرخ سود تسهیلات

جدول ۱۱. نتایج آزمون علیت بلندمدت (توام) در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)
LHP	LCHN	$\sigma_{1i}=0$	٤٤/۷ (۰/۰۰۰)
	ECM_{t-1}	$\lambda=0$	

LHP: لگاریتم قیمت مسکن CHN: لگاریتم ساختمانهای تکمیل شده توسط بخش خصوصی

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۱۲. نتایج آزمون علیت بلندمدت (توام) در معادله تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)
LHP	LHMI	ψ_{1i} =۰	۱۹/۵۳ (۰/۰۰)
	ECM_{t-1}	λ =۰	

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LHMI: لگاریتم شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی

جدول ۱۳. نتایج آزمون علیت بلندمدت (توام) در معادله تصحیح خطای برداری

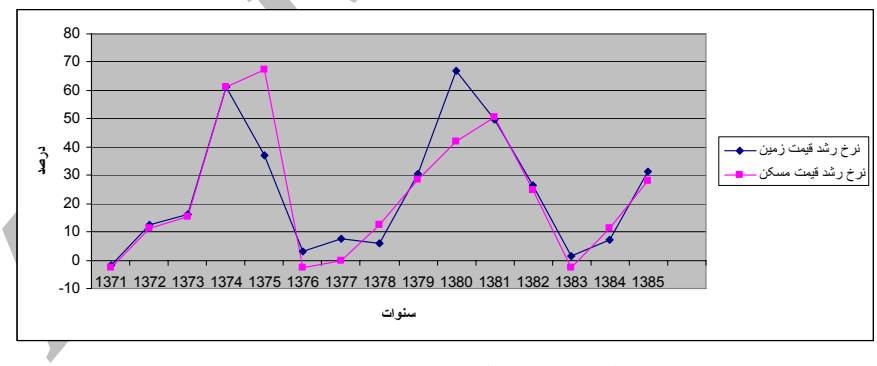
متغیر وابسته	متغیر تاثیر گذار	H_0	آماره والد(χ^2)
LHP	LGP	θ_{1i} =۰	۱۹/۰۵ (۰/۰۰)
	ECM_{t-1}	λ =۰	

LHP: لگاریتم قیمت مسکن LGP: لگاریتم قیمت سکه طلا

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۱. مقایسه نرخ رشد قیمت زمین و نرخ رشد قیمت مسکن



منبع: دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی، (۱۳۸۷).

Archive of SID
www.SID.ir