فصلنامه اقتصاد شهری
سال اول، شماره دوم، تابستان ۱۳۹۵
تاریخ وصول: ۱۳۹٤/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۲۲
صص: ۱۳۰- ۱۱۷

تحلیل تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر اصفهان)

ایمان کی‌فرخی[۱]، شکوفه فرهمند[۲*]

۱- دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
i.keyfarokhi@gmail.com
۲- استادیار، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

چکیده

مسکن به‌عنوان سرپناه و محل سکونت، همانند خوراک و پوشاک، کالایی فاقد جانشین است و یکی از احتیاجات اساسی و اولیه‌ی انسان است. بخش مسکن به‌عنوان یکی از بخش‌های عمده‌ی اقتصادی، رابطه‌ی تنگاتنگ و وسیعی با سایر بخش‌های اقتصادی هر کشور دارد و بر آن اثرگذار است و لذا واکاوی بخش مسکن از اهمیت بسزایی برخوردار است. در کشور ایران و بخصوص در کلان‌شهرها بخش مسکن در طی دهه‌ی اخیر با دوره‌های رکود و رونق تورمی و افزایش بی‌رویه‌ی قیمت‌ها مواجه بوده است. به همین دلیل در این پژوهش به تأثیرگذاری متغیرهای شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، درآمد سرانه‌ی خانوار، قیمت زمین، تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده و نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن بر قیمت مسکن در کلان‌شهر اصفهان پرداخته شده است. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر تأثیرپذیری زیاد قیمت مسکن از قیمت زمین و شاخص خدمات ساختمانی است. همچنین علامت ضریب برآورد شده برای شاخص قیمت سهام مطابق با تئوری اقتصادی است. علاوه بر این به‌منظور سرعت تعدیل الگو به سمت الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد شده است که مقدار این ضریب بیانگر سرعت کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است.

واژه‌های کلیدی: الگوی تصحیح خطا، الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت، رهیافت خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده، قیمت مسکن.

*نویسنده مسؤول sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۱- مقدمه

مسکن کالایی ضروری است و یکی از نیازهای اساسی بشر؛ یعنی سرپناه را تأمین می‌کند و نبود آن حیات انسان را به مخاطره می‌اندازد. برای اغلب خانوارها مسکن مهم‌ترین کالای مصرفی است. به همین سبب، مسکن به‌عنوان سرپناه و محل سکونت، همانند خوراک و پوشاک، کالایی فاقد جانشین است و یکی از احتیاجات اساسی و اولیه‌ی انسان است. این کالا در تمام دوران حیات بشر- به‌ویژه در قرن اخیر که شهرنشینی با سرعت زیادی افزایش‌یافته است - از مسائل مهم اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف بوده است و دولت‌ها تلاش کرده‌اند که با مدیریت و برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری راه‌حل‌هایی برای پاسخ به مشکلات آن بیابند. مسکن به‌مثابه یک کالای اقتصادی، ویژگی‌هایی دارد که آن را از کالاهای دیگر متمایز و تحلیل عرضه و تقاضا و بازار آن را پیچیده می‌کند؛ بدون در نظر گرفتن آن‌ها نمی‌توان تصمیم درستی در رابطه با بخش مسکن اتخاذ کرد.

یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های مسکن بادوام بودن آن است. کالاهای بادوام دارایی‌هایی هستند که در شرایط تورمی می‌توانند ارزش خود را حفظ کنند که مسکن ازجمله‌ی آن‌ها است. در حقیقت مسکن به‌عنوان کالای 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. به‌ویژه در شرایط تورمی که اطمینان به بازده سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی دیگر پایین است، خرید و احداث مسکن، سرمایه‌گذاری امن و مطمئنی به‌حساب می‌آید که در بلندمدت پربازده‌تر از سایر اشکال سرمایه‌گذاری است. همچنین عدم اطمینان به آینده و نبود سیستم تأمین اجتماعی، مسکن را به محل درآمد خانوار در دوران پیری و ازکارافتادگی تبدیل می‌کند (ناجی‌میدانی و همکاران، ۱۳۸۹).

بخش مسکن به‌عنوان یکی از بخش‌های عمده اقتصادی، رابطه‌ی تنگاتنگ و وسیعی با سایر بخشهای اقتصادی هر کشور دارد و بر آن اثرگذار است. در بین تمامی بخش‌های اقتصادی و در تمام جوامع، اعم از توسعه‌یافته یا در حال توسعه، مسکن سهم بزرگی از سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است. سرمایه‌گذاری در بخش مسکن معمولاً ۲ تا ۸ درصد از تولید ناخالص ملی و ۱۰ تا ۳۰ درصد از کل تشکیل سرمایه‌ی ثابت جهانی است (قادری و همکاران، ۱۳۹۰).

طبق بررسی‌های صورت گرفته، بنا بر دلایل خودکفا بودن بخش مسکن، دارا بودن خاصیت پیش‌رانگی[۱]، توان جذب نقدینگی بالا[۲]، توان بالای اشتغال‌زایی[۳]، سهم بالای مردان از اشتغال در این بخش[۴]، وجود تقاضای تضمین‌شده در بازار[۵] و فرصت‌های شغلی برای جوانان[۶]، این بخش به‌عنوان یک عامل محرک

---

[۱]- بالا بودن ضریب ارتباط پسین و پیشین این بخش با سایر بخش های صنعتی و خدماتی و ارتباط مستقیم با حدود صدها شغل.

[۲]- به طور متوسط ۲۵ درصد از نقدینگی موجود در کشور به این بخش اختصاص دارد.

[۳]- به ازای ساخت هر ۵۲ متر مربع ، یک شغل در یک سال به صورت مستقیم ایجاد می‌شود.

[۴]- ۱۴٫۶درصد از کل شاغلان مرد در کشور در این بخش فعال هستند.

[۵]- طی ۱۰ سال آینده، سالانه به طور متوسط ۱٫۴ میلیون واحد مسکونی مورد نیاز است

[۶]- حدود ۴۰ درصد از شاغلین آن ۱۵ تا ۲۹ سال هستند.

در چرخه اقتصادی کشور و تحقق اهداف اشتغال‌زایی ایفای نقش می‌کند (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸). بنابراین نوعی رابطه‌ی متقابل میان بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی وجود دارد.

همان‌طور که توضیح داده شد، اهمیت و تأثیرگذاری بخش مسکن بر سایر بخش‌های اقتصادی، ضرورت پژوهش و مطالعه‌ی این موضوع را نمایان می‌کند. در کشور ایران و بخصوص در کلان‌شهرها در چند دهه‌ی اخیر، قیمت مسکن به‌دفعات متناوب افزایش جهشی داشته و این افزایش در قیمت در حدی بوده است که بخش وسیعی از اقشار جامعه، خصوصاً طبقات درآمدی پایین و حتی متوسط جامعه، جهت تهیه‌ی مسکن مناسب با مشکلات و دشواری‌های جدی روبرو شده‌اند. افزایش شدید قیمت مسکن در سال‌های اخیر، دغدغه‌ی اصلی مردم و دولت‌مردان بوده و لذا کنترل افزایش قیمت مسکن تبدیل به یک هدف اساسی سیاست‌گذاران کشور شده است. کنترل قیمت مسکن، مستلزم شناسایی عوامل مؤثر بر آن است. با توجه به آنچه گفته شد، هدف از این پژوهش، تحلیل تأثیر عوامل مؤثر بر شاخص قیمت مسکن در کلان‌شهر اصفهان است. بدین منظور از عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن همانند شاخص قیمت خدمات ساختمانی، قیمت زمین، درآمد سرانه، نرخ سود تسهیلات مسکن، شاخص قیمت سهام و تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده استفاده‌شده است که در ادامه به چگونگی تأثیرگذاری هریک از آن‌ها بر قیمت مسکن پرداخته خواهد شد. این پژوهش شامل ٤ بخش است. پس از بیان مسئله، ادبیات پژوهش آمده است. در بخش بعدی به معرفی و برآورد الگوی موردنظر پرداخته می‌شود و بخش آخر به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۱-۱- پیشینه پژوهش

مطالعات داخلی

سهیلی، فتاحی و اویسی (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه» عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر کرمانشاه را مورد واکاوی قرار داده‌اند. آن‌ها در این مقاله اثر متغیرهایی ازجمله قیمت زمین، هزینه ساخت بنا، حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های مسکونی و درآمد خانوار بر قیمت مسکن در شهر کرمانشاه را مورد بررسی قرار داده‌اند. برای تجزیه و تحلیل تأثیر این متغیرها بر قیمت مسکن در شهر کرمانشاه از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی[1] و از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰ استفاده‌شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که متغیر قیمت زمین در توضیح رفتار قیمت مسکن بسیار تأثیرگذار است. به‌طوری‌که یک واحد افزایش در قیمت زمین، باعث افزایش ۰/٦۳ واحدی در قیمت مسکن در شهر کرمانشاه می‌شود. در این مقاله نقش و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی همچون حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، درآمد سالانه خانوار، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز بر رفتار قیمت مسکن در شهر کرمانشاه تأیید شده است. همچنین به‌منظور بررسی سرعت تعدیل مدل پویا به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد گردیده است. مقدار ضریب جمله تصحیح خطا حدود ٤٥ درصد می‌باشد

[1]. Auto Regressive Distributed Lag

که به معنی این است که در هر دوره (فصل) حدود ٤٥ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می‌شود.

قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) در مقاله‌ای اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها در این مقاله از داده‌های فصلی ۱۳۸٦- ۱۳۷۰ استفاده کرده‌اند و توجه خاصی به شوک اتفاق افتاده در سال ۱۳۸٦- ۱۳۸۵ داشته‌اند. الگوی انتخابی این مقاله، روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده بوده است. نتایج حاصل از این تحقیق وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت را نشان داده است. به‌گونه‌ای که بر اساس نتایج به‌دست‌آمده ضریب تسهیلات در دوره افزایش قیمت برای مدل پویا ۰/۰۸۷ حاصل‌شده است. این ضریب بدین مفهوم است که با افزایش یک‌درصدی تسهیلات اعتباری، قیمت مسکن در دوره افزایش قیمت به‌اندازه هشت درصد افزایش‌یافته و در دوره کاهش قیمت ضریب تسهیلات برابر ۰/۵۹ شده است. از نتایج دیگر این مقاله رد فرضیه اثرگذاری شدید رشد اعتبارات بر افزایش قیمت مسکن است که نشان می‌دهد سیاست‌گذاران نباید نگرانی زیادی نسبت به رشد اعتبارات مسکن داشته باشند.

صمدی و معینی (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «تحلیل قیمت مسکن کلان‌شهری و محدوده رشد شهری در ایران؛ کاربرد الگوی پانل‌دیتا در شهرهای منتخب تهران، اصفهان و شیراز» به بررسی نحوه اثرگذاری متغیرهایی چون درآمد سرانه شهری، نقدینگی و سرانه زمین شهری بر قیمت مسکن کلان‌شهری در ایران با استفاده از یک الگوی داده‌های ترکیبی[1] مبتنی بر داده‌های سه شهر تهران، اصفهان و شیراز در دوره زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۷۷ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه و همچنین با کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] در تخمین مدل، نشان داده‌شده است که تغییرات درآمد سرانه شهری و حجم نقدینگی به‌صورت مستقیم و معنی‌داری بر قیمت مسکن کلان‌شهری در ایران مؤثر است. همچنین محدودیت عرضه‌ی زمین کلان‌شهری با توجه به تغییرات جمعیتی، منجر به روند کاهنده سرانه زمین در کلان‌شهرهای منتخب‌شده است. سرانه زمین شهری نیز رابطه معکوسی با قیمت مسکن داشته و بر روند افزایشی قیمت مسکن کلان‌شهری در ایران، به‌صورت معنی‌داری اثرگذار بوده است.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران» با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که طی سال‌های ۱۳۸٤-۱۳۵۲، متغیرهای نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن و شوک‌های مثبت و منفی نفتی بر رشد قیمت مسکن، معنی‌دار و موافق نظریه و تأثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره مورد بررسی معنادار نبوده است.

نصراللهی، طیبی، شجری و فروتن (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. مدل به‌کارگرفته شده در این تحقیق

[1]. Panel data Model
[2]. Generalized Method of Moments

الگوی خودتوضیحی با وقفه گسترده و بر اساس آمار قابل دسترس برای دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۰ است. متغیرهایی که به‌عنوان عوامل مؤثر بر قیمت حقیقی مسکن در نظر گرفته شده‌اند، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، متوسط نرخ بهره وام‌های مسکن و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی است. نتایج این تحقیق نشان داده است که ضریب درآمدهای نفتی مطابق انتظار مثبت است و ضریب مثبت هزینه ساخت‌وساز نیز مطابق نظریه بوده، ولی ضریب به‌دست‌آمده برای تولید ناخالص داخلی منفی بوده و از معنی‌داری بالایی برخوردار است.

اکبری و توسلی (۱۳۸۷) در پژوهشی با عنوان «تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان» به واکاوی اثرات وضع عوارض بر بخش مسکن در شهر اصفهان پرداخته‌اند. در این پژوهش با استفاده از فن اقتصادسنجی فضایی به‌منظور نشان دادن تأثیرات قیمت زمین‌های مسکونی یک منطقه بر قیمت زمین‌های مسکونی مناطق دیگر، از متغیری تحت عنوان متغیر فضایی استفاده شده است. برای تخمین مدل از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی اطلاعات آماری دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۷۷ برای ۱۰ منطقه‌ی شهر اصفهان استفاده شده است. بر اساس نتایج این مطالعه، قیمت زمین‌های تجاری و عوارض بر پروانه‌های ساختمانی و عوارض بر مازاد تراکم ازنظر آماری تأثیر معنی‌داری بر قیمت زمین‌های مسکونی داشته است. همچنین، قیمت زمین‌های تجاری بیشترین تأثیرات را بر قیمت زمین‌های مسکونی داشته است.

درودیان (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل نوسانات قیمت مسکن در تهران و عوامل مؤثر بر آن» با به‌کارگیری الگوی خودبازگشت برداری[1] نوسانات قیمت مسکن در تهران را مورد تحلیل قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که با وجود اثر مثبت وقفه اول قیمت مسکن بر قیمت جاری مسکن، تأثیری منفی از ناحیه قیمت‌های دو دوره گذشته بر قیمت‌های جاری مشاهده می‌شود. سه عامل، یعنی قیمت زمین، هزینه ساخت و نرخ بهره در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت‌های مسکن گذاشته‌اند. حجم نقدینگی دارای اثر مثبت و نرخ ارز دارای اثر منفی بر قیمت مسکن است. حجم واحدهای مسکونی نوساز نیز با یک وقفه، تأثیری منفی و البته نه‌چندان قابل‌توجه بر قیمت مسکن می‌گذارد. البته در بین نتایج، ضریب منفی دو عامل درآمد خانوار و تعداد خانوارهای تشکیل‌شده و اثر مثبت قیمت طلا و شاخص بورس برخلاف مبانی نظری بوده است.

مطالعات خارجی

آت[2] (۲۰۱٤) تعادل بلندمدت قیمت مسکن در منطقه یورو و پویایی‌های کوتاه‌مدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطای پانل[3] برآورد کرده است. این مطالعه با هدف بررسی رابطه‌ی تجربی بین قیمت مسکن در منطقه‌ی یورو و مجموعه‌ای از متغیرها است و شامل نمونه‌ای متشکل از هشت کشور عضو منطقه یورو برای سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۰ برآورد شده است. نتایج این تحقیق ارتباط بلندمدت بین قیمت خانه با سهام و درآمد قابل‌تصرف و همچنین ارتباط ضعیف و بلندمدت بین قیمت مسکن با نرخ بهره و هزینه زمین را نشان داده است.

---

1. Vector Autoregressive Regression
2. Ott
3. Panel Error Correction Model

وانگ و ژانگ[1] (۲۰۱٤) اهمیت تغییر در عوامل اساسی عرضه و تقاضا، مانند جمعیت شهری، درآمد دستمزد، عرضه‌ی زمین شهری و هزینه‌ی ساخت‌وساز، در توضیح افزایش قیمت مسکن در شهرهای چین بین سال‌های ۲۰۰۲- ۲۰۰۸ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که برای بیشتر شهرهای نمونه، تغییر عوامل بنیادی مثل درآمد، تأمین زمین و هزینه‌های ساخت توانسته است بخش عمده‌ای از تغییرات واقعی قیمت مسکن را توضیح دهد. با این حال در چندین شهر ساحلی، افزایش واقعی قیمت مسکن انحراف زیادی از آنچه می‌توان از تغییرات بنیادی پیش‌بینی کرد، دارد.

بلتراتی و مورانا[2] (۲۰۱۰) ارتباط بین عوامل کلان اقتصادی و بازار مسکن را برای کشورهای عضو گروه ۷[3] مورد واکاوی قرار داده‌اند. نتیجه مقاله نشان داده است 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.

گیمنو و کاراسکال[4] (۲۰۱۰) متغیرهای قیمت مسکن و وام خرید مسکن و رابطه‌ی بین آن‌ها را در کشور اسپانیا مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه هدف، تعیین انحراف این متغیرها از سطح تعادلی آن‌ها است که برای این منظور از مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتیجه این پژوهش حاکی از آن است که این دو متغیر در بلندمدت به هم وابسته‌اند و تا انتهای دوره‌ی مورد مطالعه هر دو متغیر از سطح تعادلی خودشان بالاتر هستند.

هو، سو، جین و جیانگ[5] (۲۰۰٦) به‌منظور تحلیل نوسان قیمت مسکن در چین طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۰، به بررسی تأثیر عوامل بنیادی اقتصاد و رفتارهای سفته‌بازی بر قیمت مسکن پرداخته‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که این عوامل بنیادیِ درآمد و نرخ بهره نقش اصلی در توضیح نوسانات قیمت مسکن دارند، درحالی‌که بازده انتظاری سرمایه و درنتیجه رفتارهای سفته‌بازی، نقش چندانی در توضیح افزایش قیمت مسکن در چین نداشته است.

دیویدف[6] (۲۰۰۵) مدلی برای برآورد قیمت زمین و مسکن شهری ارائه داده است. وی قیمت مسکن را تابعی از متغیرهایی چون شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت زمین و سرمایه‌گذاری جدید در بخش مسکن می‌داند و اقدام به واکاوی تأثیر این متغیرها بر قیمت مسکن کرده است. نتایج تخمین مدل وی، نشان‌دهنده‌ی حساسیت قیمت مسکن نسبت به شوک‌های متغیرهای اقتصاد کلان است. عدد نسبتاً بزرگ و معنی‌دار کشش قیمت مسکن نسبت به دستمزدها، کشش کوچک و منفی قیمت مسکن نسبت به نرخ‌های بهره واقعی و کشش قیمتی منفی معنی‌دار مسکن نسبت به ارزش سهام سرمایه در این مدل، قابل‌توجه است.

۱-۲- مبانی نظری پژوهش

[1]. Wang and Zhang
[2]. Beltratti and Morana
[3]. Canada, France, Germany, Italy, Japan, the United Kingdom and the United States
[4]. Gimeno and Carrscal
[5]. Hu, Su, Jin and Jiang
[6]. Davidoff

در این بخش از مطالعه از دیدگاه نظری به چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای اقتصادی بر قیمت مسکن پرداخته می‌شود.

یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن درآمد خانوار است. بر اساس الگوی استاندارد بکار گرفته شده در مطالعه‌ی جانستون و واتووا[۱] (۲۰۰۷) تقاضا برای مسکن که به شکل نسبتی از موجودی مسکن است، به شکل زیر است:

$$\frac{hs}{pop} = y^{\propto} r_h^{-\beta} d \qquad (۱)$$

که hs موجودی مسکن، pop جمعیت، r_h قیمت اجاره واقعی، y درآمد واقعی و d دیگر عوامل انتقال‌دهنده‌ی تقاضای مسکن نظیر اشتغال و عوامل جمعیتی است. توان $\propto$ و β، کشش‌های درآمدی و قیمتیِ تقاضای مسکن را نشان می‌دهد. در بیشتر مطالعات انجام گرفته به‌جای استفاده از قیمت اجاره از هزینه‌ی استفاده از مسکن استفاده می‌شود. برای محاسبه‌ی هزینه‌ی استفاده از مسکن روش زیر به‌کاربرده می‌شود:

$$uc_h = ph\left[r^a + m + t_h - \frac{\dot{p}h^e}{ph}\right] \equiv ph.V_h \qquad (۲)$$

که در آن uc_h هزینه‌ی استفاده از مسکن، Ph قیمت واقعی مسکن، $\frac{\dot{p}h^e}{ph}$ نرخ انتظاری از افزایش قیمت واقعی مسکن، t_h نرخ خالص مالیات بر مسکن، r^a مالیات تعدیل‌شده بر اساس نرخ بهره‌ی واقعی، m نرخ هزینه‌های تعمیرات و نگهداری مسکن و V_h هزینه‌ی استفاده از مسکن به‌عنوان نسبتی از قیمت واقعی مسکن است. با جایگذاری معادله (۲) در (۱) معادله تقاضای مسکن به شکل زیر به دست می‌آید:

$$ph = y^{\propto/\beta}\left[\frac{hs}{pop}\right]^{-\beta} V_h^{-1} d^{1/\beta} \qquad (۳)$$

مطابق با معادله‌ی تقاضای مسکن، قیمت مسکن یک ارتباط مثبت با درآمد واقعی و موجودی سرانه‌ی مسکن و با هزینه‌ی استفاده از مسکن ارتباط منفی دارد (جانستون و واتوا، ۲۰۰۷).

از دیدگاه نظری و در صورت برقراری ثبات در سایر شرایط، با افزایش درآمد خانوار به دلیل آن‌که کالای مسکن کالایی معمولی است، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت. این موضوع از دو منظر قابل واکاوی است. اول آن‌که با افزایش درآمد گرایش خانوارها به سمت تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی به‌خصوص در کلان‌شهرها سوق پیدا خواهد کرد. این موضوع منجر به افزایش تقاضا برای مسکن می‌شود. این بخش از تقاضا برای مسکن مربوط به تقاضای مصرفی مسکن است. از سویی دیگر، با افزایش درآمد، تقاضا برای مسکن به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای افزایش خواهد یافت. همان‌طور که در ادبیات اقتصادی نیز آمده است، با افزایش درآمد، میل نهایی به پس‌انداز افزایش می‌یابد و لذا می‌توان انتظار داشت که با افزایش پس‌انداز، خانوارها تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری خواهند داشت. با توجه به آنچه گفته شد، دور از انتظار نیست که این افزایش درآمد خانوارها به شکل سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نمایان شود. این سرمایه‌گذاری هم بخش تقاضای مسکن را (به‌عنوان خرید کالای مسکن) تحت تأثیر قرار می‌دهد و هم بخش عرضه‌ی مسکن را (ساخت و عرضه‌ی کالای مسکن توسط بخش خصوصی) دستخوش تغییر می‌کند. در نهایت می‌توان گفت که افزایش درآمد خانوارها منجر به افزایش تقاضا برای

۱. Johnstone and Watuwa

مسکن گشته و به‌تبع آن منجر به افزایش قیمت این کالا خواهد شد.

یکی دیگر از متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن، شاخص قیمت خدمات ساختمانی است. قیمت خدمات ساختمانی به‌عنوان یکی از اجزای هزینه‌ای مسکن به شمار می‌آید و لذا هرگونه افزایش در قیمت این خدمات منجر به افزایش هزینه‌ی تمام‌شده مسکن می‌شود و قیمت این کالا را در بازار افزایش خواهد داد. پس انتظار بر این است که ارتباط بین این شاخص و قیمت مسکن ارتباطی مثبت باشد.

از متغیرهای مهم دیگر که قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده است. در حقیقت تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده را می‌توان به‌عنوان عرضه‌ی مسکن در هر دوره دانست. از منظر اقتصادی، افزایش عرضه با حفظ ثبات سایر شرایط منجر به کاهش قیمت خواهد شد. پس می‌توان انتظار داشت که رابطه‌ای منفی بین این شاخص عرضه و قیمت مسکن وجود دارد.

از شاخص بازار سهام می‌توان به‌عنوان یکی دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن نام برد. بازار سهام به‌عنوان یک بازار جانشین برای بازار مسکن، برای سرمایه‌گذاران بخش خصوصی مطرح است. هرگونه کاهشی در بازده بازار سهام سبب انتقال سرمایه‌ها از این بازار به بازار مسکن می‌شود و این امر اگر با بازار سفته‌بازی همسو شود، افزایش قیمت را در پی خواهد داشت. پس بازار سهام و مسکن به‌عنوان بازارهای جانشین برای یکدیگر مطرح هستند. پس انتظار بر این است که یک ارتباط منفی بین قیمت مسکن و شاخص بازار سهام وجود داشته باشد (جعفری‌صمیمی، علمی و هادی‌زاده، ۱۳۸٦).

۲- روش پژوهش

۲-۱- معرفی و برآورد الگو

چارچوب نظری الگوی به کار گرفته‌شده در این پژوهش از مطالعه‌ی تئوریکی چن و پاتل[1] (۱۹۹۸) اقتباس‌شده است که یک الگوی نظری با چارچوب خرد به کلان در بازار مسکن است. مدل موردنظر از سمت تقاضا، بر پایه رویکرد بازار دارایی بنانهاده شده است. در ابتدا فرض بر این است که یک خانوار نمونه سعی در حداکثر کردن مطلوبیت خود دارد. در تابع مطلوبیت خانوار دو کالای خدمات مسکن[2] و کالای مصرفی مرکب[3] وجود دارد. برای سادگی فرض می‌شود که جریان خدمات مسکن متناسب با موجودی مسکن است. خانوار نمونه، مطلوبیت خود را با توجه به قیود فنی و بودجه‌ای خود در طول زمان حداکثر می‌کند. با این فرض که بازار مسکن، بازاری رقابتی و قیمت کالای مصرفی مرکب برابر واحد است، شرط مرتبه اول مسئله حداکثر سازی، برای نرخ نهایی جانشینی بین خدمات مسکن و کالای مصرفی مرکب به شکل زیر خواهد شد:

$$\frac{U_h}{U_{cg}} = Ph(i - PhGr^e) \qquad (٤)$$

که در آن، U_h مطلوبیت نهایی خدمات مسکن، U_{cg} مطلوبیت نهایی کالای مصرفی، Ph قیمت واقعی مسکن، i نرخ بهره‌ی واقعی و $PhGr^e$ نرخ انتظاری بازده سرمایه در بخش مسکن است. در تعادل بازار سرمایه، قیمت اجاره‌ی واقعی مسکن(R)که درحقیقت قیمت اجاره‌ی واقعی پرداخت‌شده توسط مصرف‌کننده برای جریان خدمات ناشی از موجودی

1. Chen and Patel
2. Housing Services
3. Composite Consumption Good

مسکن است، غیرقابل مشاهده است و باید با هزینه‌ی واقعی مصرف‌کننده در معادله (٤) برابر باشد، لذا نتیجه می‌شود:

$$R = Ph(i - PhGr^e) \qquad (٥)$$

ازآنجایی‌که(R)غیرقابل مشاهده است، به شکل مرسوم از اجزای جایگزین آن استفاده می‌شود؛ بنابراین می‌توان معادله‌ی قیمت واقعی مسکن را تابعی از درآمد دائمی[1] (PY)، عوامل جمعیتی همانند بعد خانوار[2] (D) نوشت. همچنین موجودی مسکن که تحت عنوان ساختمان‌های تکمیل‌شده[3] (HC) از آن نام برده می‌شود، از عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن به شمار می‌آید. از سوی دیگر، بازار مسکن تحت تأثیر تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید است. می‌توان این‌گونه استدلال نمود که تقاضای سرمایه‌گذاری از جهاتی تحت تأثیر رشد عرضه‌ی پول[4] (MS) قرار می‌گیرد. زیرا در شرایطی که رشد عرضه‌ی پول به شکل ناگهانی رخ می‌دهد، خانوارها به علت کاهش ارزش پول تمایل چندانی به نگهداری پول به شکل نقد نخواهند داشت و دارایی‌های نقدی خود را به دارایی‌های فیزیکی ازجمله مسکن تبدیل می‌کنند. با این وجود خانوارها ممکن است به بازارهای دیگری همچون بازار طلا، بازار سهام و ارز روی بیاورند. چراکه خانوارها در تصمیم برای سرمایه‌گذاری به نرخ بازده نسبی سرمایه در بازارهای مختلف توجه می‌کنند. همان‌طور که بیان شد یکی از بازارهای جانشین، بازار سهام است. شاخص قیمت سهام[5] (SPI) می‌تواند گویای شرایط بازار سهام باشد و به‌عنوان یک عامل توضیح‌دهنده نوسانات قیمت مسکن به کار گرفته شود. علاوه بر موارد فوق از دید هزینه‌ای، عرضه‌ی مسکن می‌تواند تابعی از هزینه خدمات ساختمانی[6] (CC) و قیمت زمین[7] (LC) باشد. پس مدل نهایی را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$Ph = f[PY, [i - PhGr^e], D, HC, MS, SPI, CC, LC] \qquad (٦)$$

از دیدگاه نظری درآمد سرانه خانوار، بر تقاضای مسکن تأثیرگذار است و بعد خانوار به شکل منحصربه‌فرد به‌عنوان یک عامل مؤثر بر تقاضای مسکن مطرح نیست. انتظار بر این است که با افزایش جمعیت یک خانوار، نیاز به مسکن بزرگ‌تر نیز به‌عنوان یک تقاضا در سبد مصرفی خانوار مطرح شود، اما تا زمانی که خانوار به درآمد بیشتری دسترسی نداشته باشد، این تقاضا به تقاضای مؤثر تبدیل نمی‌شود و به‌نوبه‌ی خود بر قیمت مسکن نیز تأثیرگذار نیست. به همین دلیل به‌جای دو متغیر درآمد و بعد خانوار از متغیر درآمد سرانه که دربرگیرنده دو متغیر مذکور است، استفاده می‌شود. همچنین در معادله (٦) به دلیل آنکه نرخ بازده انتظاری سرمایه در بخش مسکن $PhGr^e$ در دنیای واقعی قابل‌مشاهده نیست، این متغیر حذف شده و تنها از نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن که به‌عنوان شاخصِ جایگزینِ نرخ بهره مطرح است، استفاده می‌شود. درنهایت می‌توان مدل به کار

1. Permanent Income
2. Household Formation
3. House completions
4. Money supply
5. Stock Price Index
6. construction costs
7. land cost

گرفته‌شده در این پژوهش را به شکل زیر تصریح نمود:

(۷)

$$LPH = INPT + \sum_{j=1}^{p} \propto_j LPH_{1,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LSPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LLP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LHC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} LCC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} IR_{t-j}$$

که در آن LPH لگاریتم شاخص قیمت مسکن،INPT عرض از مبدأ، LY لگاریتم درآمد سرانه، LSPI لگاریتم شاخص قیمت سهام، LLP لگاریتم قیمت یک مترمربع زمین، LHC لگاریتم تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، LCC لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمانی و IR نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن است.

۳- یافته‌های پژوهش

برای برآورد الگوی این مطالعه، از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده بهره گرفته‌شده است. دلیل استفاده از این روش آن است که این فن، ضمن تخمین پویایی‌هایِ کوتاه‌مدت الگو، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل را نیز فراهم می‌آورد. همچنین این رهیافت، مدت‌زمان لازم برای تعدیل یک شوک وارده بر الگو را نیز محاسبه می‌کند.

پسران و شین[1] (۱۹۹۶) ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌انباشتگی[2] حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات[3] بر یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده ARDL که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح‌شده است، به دست آید، علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. همچنین آن‌ها نشان می‌دهند که یکی از مزایای استفاده از روش ARDL این است که بدون توجه به I(0) یا I(1) بودن متغیرها، می‌توان برآورد سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست آورد.

در این روش پس از تصریح الگو، باید تعداد وقفه‌های بهینه یکایک متغیرها را اعم از درون‌زا و برون‌زا تعیین کرد. نرم‌افزار ایویوز[4] این امکان را می‌دهد که از بین $(m+1)^{k+1}$ الگوی برآورد شده، (در اینجا m حداکثر تعداد وقفه‌های تعیین‌شده و k تعداد متغیرهای توضیحی است) با کمک یکی از چهار معیار ضریب تعیین تعدیل‌شده[5]، آکائیک[6]، شوارتز- بیزین[7] و یا حنان- کویین[8]، الگویی را انتخاب کند که تعداد وقفه‌های آن در مقایسه با سایر الگوها بهینه باشد. معمولاً از معیار شوارتز- بیزین برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو استفاده می‌شود، چراکه این معیار از وقفه‌های کمتری استفاده می‌کند و به‌نوبه‌ی خود درجه آزادی زیادی از دست نمی‌رود.

پس از تصریح الگوی بهینه‌ی اقتصادسنجی، برآوردی از ضرایب متغیرهای الگو ارائه می‌شود که نمایانگر پویایی‌های مدل در کوتاه‌مدت هستند. در گام بعدی، ارتباط بین متغیرهای الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حقیقت هدف از این واکاوی، آزمون این نکته است که آیا رابطه‌ی پویایِ کوتاه‌مدت برآورد شده به سمت رابطه‌ی تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر. برای آزمون این موضوع از آزمون باندهای مرزی

1. Pesaran and shin
2. Cointegrated
3. Ordinary Least Squares
4. Eviews
5. Adjusted R-Square
6. Akaike Information Criterion
7. Schwarz- Bayesian Criterion
8. Hannan-Quinn Criterion

پسران[1] بهره گرفته‌شده است. در روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده، پسران، شین و اسمیت[2] (۲۰۰۱)، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را در برابر فرضیه‌ی مقابل آزمون می‌کنند. آن‌ها برای این کار یک توزیع F که مقادیر بحرانی در آن واردشده است، به دست آورده‌اند. حال اگر مقدار F به‌دست‌آمده از مقدار باند بالایی ارائه شده توسط پسران و همکاران در سطح احتمال موردنظر بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود عدم رابطه بلندمدت بین متغیرها رد و فرضیه‌ی مقابل پذیرفته می‌شود. اگر آماره F به‌دست‌آمده کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه‌ی صفر که همان عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در مدل است، مورد تأیید قرار می‌گیرد و درنهایت، اگر آماره F محاسبه‌شده بین این دو مقدار بحرانی (بالا و پایین) قرار گیرد، نتیجه‌ی آزمون بی‌اعتبار خواهد بود (تشکینی، ۱۳۹۳).

همچنین می‌توان مدل تصحیح خطایِ[3] مربوط به الگوی انتخاب‌شده در رهیافت ARDL را برآورد کرد. روش کار به این صورت است که پس از آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها، جمله خطای مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی را با یک وقفه‌ی زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داده و پس از آن به کمک روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌گردد. ضریب جمله‌ی تصحیح خطا[4]، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

داده‌های مورداستفاده در این پژوهش به شکل فصلی هستند. بدین منظور از داده‌هایِ سایت بانک مرکزی ایران و همچنین برای قیمت زمین کلان‌شهر اصفهان از داده‌های ارائه‌شده در تارنمایِ مرکز آمار ایران استفاده شده است.

برای برآورد الگوی پژوهش، ابتدا باید با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تمام ترکیب‌های موجود بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها را برآورد کرد. در صورت استفاده از داده‌های فصلی حداکثر تعداد وقفه‌ها برابر سه تعیین می‌شود. در گام بعدی با بهره‌گیری از یکی از چهار معیار ضریب تعیین تعدیل‌شده، آکائیک، شوارتز- بیزین و یا حنان- کویین یکی از $(m+1)^{k+1}$ الگوی برآورد شده انتخاب می‌گردد. نرم‌افزار ایویز ۹ از میان تعداد $(m+1)^{k+1}$ معادله $ARDL(1,1,1,0,1,0,1)$ پویایِ کوتاه‌مدت را با توجه به معیار شوارتز- بیزین پیشنهاد می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد این الگو در جدول (۱) ارائه‌شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود به‌جز ضریب لگاریتم شاخص قیمت سهام و وقفه‌ی آن‌که در سطح پنج درصد معنی‌دار است، مابقی ضرایب از معناداری در سطح یک درصد برخوردار هستند.

به دلیل آنکه مدل پژوهش به فرم لگاریتمی ارائه شده است، تمامی ضرایب به‌جز ضریب نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن، نشان‌دهنده‌ی کشش قیمت مسکن نسبت به متغیرهای تعریف شده در مدل هستند.

1. Bound Testing Approach
2. Pesaran, Shin and Smith
3. Error Correction Model
4. Error Correction Term

جدول (۱). برآورد ضریب الگوی کوتاه‌مدت

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPH(-1)	0.91662	0.07074	12.95669	0.0000
LSPI	-0.09936	0.04577	-2.17056	0.0377
LSPI(-1)	0.07865	0.03599	2.18495	0.0366
LY	0.02935	0.00763	3.84632	0.0006
LY(-1)	0.20547	0.06299	3.26163	0.0027
LLP	0.17729	0.00401	44.19017	0.0000
LCC	0.13362	0.00220	6.05172	0.0000
LCC(-1)	-1.00705	0.28722	-3.50610	0.0014
LHC	-0.01207	0.00313	3.84799	0.0031
IR	0.01181	0.00209	5.65357	0.0000
IR(-1)	-0.04319	0.00856	-5.04499	0.0000
C	-1.54055	0.33615	-4.58281	0.0001
R^2=0.999887		$\bar{R}^2$=0.999847		

علامت ضریب محاسبه شده برای متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام موافق با علامت پیشنهادی مبانی نظری بوده و مقدار نسبتاً کوچک آن بیانگر تأثیر اندک و متقابل بازار مسکن و بازار سهام است. همچنین ضریب محاسبه‌شده برای لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمانی حاکی از تأثیرپذیری زیاد قیمت مسکن از این متغیر است. ضریب برآوردی برای تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده نیز نشانگر آن است که با افزایش تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل‌شده، شاخص قیمت مسکن گرایش به کاهش در همان دوره خواهد داشت.

علاوه بر این ضریب محاسبه‌شده برای نرخ سود تسهیلات مسکن حاکی از اثرگذاری مثبت این متغیر بر قیمت مسکن در دوره‌ی موردنظر است. درنهایت ضریب برآوردی برای قیمت زمین گویایِ تأثیرپذیری زیاد قیمت مسکن از قیمت زمین است. همچنین برای رفع مشکل ناشی از همبستگی سریالی جملات پسماند و واریانس ناهمسانی از ماتریس استاندارد واریانس و کوواریانس HAC که در نرم‌افزار ایویز ۹ تعبیه‌شده است، کمک گرفته‌شده است.

برای برآورد الگوی بلندمدت، از الگوی کوتاه‌مدت استفاده می‌شود؛ اما همان‌طور که بیان شد پیش از برآورد الگوی بلندمدت باید از وجود رابطه‌ی بلندمدت یا وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها اطمینان حاصل نمود. به همین دلیل ابتدا باید با استفاده از آزمون باندهای مرزی پسران وجود رابطه بلندمدت را اثبات نمود. جدول (۲) بیانگر مقدار آماره F مربوط به این آزمون را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در هر سه سطح معناداری مقدار آماره‌ی F محاسبه‌شده از مقادیر باند بالایی بزرگ‌تر است و لذا می‌توان فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو را رد کرد و فرضیه‌ی وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت پذیرفته می‌شود.

جدول (۲). نتایج حاصل از آزمون باندهای مرزی پسران

Test Statistic	Value	
F-statistic	16.95627	
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.5%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

الگوی بلندمدت برآورد شده در جدول (۳) آمده است:

جدول (۳). برآورد ضرایب الگوی بلندمدت

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LSPI	-0.13624	0.01674	-8.13463	0.0000
LY	0.11154	0.01262	8.83555	0.0000
LLP	0.25469	0.01583	16.08608	0.0000
LCC	0.19035	0.02680	7.10211	0.0000
LHC	-0.04461	0.00484	-9.21473	0.0000
IR	0.08544	0.00868	-8.82646	0.0000
C	-2.18136	0.44379	-4.91519	0.0000

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمام ضرایب برآورد شده در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. آنچه

قابل‌توجه است، تفاوت در حساسیت کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت مسکن نسبت به متغیرهایی همچون شاخص قیمت سهام، درآمد سرانه، قیمت زمین و شاخص قیمت خدمات ساختمانی است. با نگاهی به ضرایب برآورده شده‌ی بلندمدت برای متغیرهای نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن و تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده می‌توان بیان کرد که اثر این متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت آن‌چنانی با یکدیگر ندارند. همچنین تفاوت در واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت مسکن نسبت به شاخص قیمت سهام مطابق با دیدگاه اقتصادی است. چراکه مدت زمان زیادی لازم است تا انتقال سرمایه بین دو بازار سهام و مسکن انجام گیرد و تأثیر آن بر قیمت مسکن نمایان گردد.

پس از الگوی بلندمدت به برآورد الگوی تصحیح خطا پرداخته می‌شود. در این الگو ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. با برآورد الگوی تصحیح خطا ضریب جمله‌ی تصحیح خطا برابر ۰/۰۸۶- به‌دست‌آمده که از معناداری در سطح یک درصد برخوردار است. این مقدار حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۸ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می‌شود. به‌بیان‌دیگر با توجه به اینکه داده‌های مورداستفاده در این پژوهش فصلی هستند در حدود ۱۲ دوره طول می‌کشد تا کل عدم تعادل جبران شود.

٤- نتیجه‌گیری

افزایش شدید قیمت مسکن در سال‌های اخیر، دغدغه‌ی اصلی مردم و دولتمردان بوده و لذا کنترل افزایش قیمت مسکن به یک هدف اساسی سیاست‌گذاران کشور تبدیل شده است. کنترل قیمت مسکن، مستلزم شناسایی عوامل مؤثر بر آن است. با توجه به آنچه گفته شد، هدف از این پژوهش، تحلیل تأثیر متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت مسکن در کلان‌شهر اصفهان است.

برای تحلیل عوامل مؤثر از رهیافت خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده بهره گرفته شده است. در کوتاه‌مدت شاخص قیمت سهام تأثیر اندکی بر قیمت سهام دارد اما در بلندمدت به دلیل وجود زمان بیشتر برای جابجایی سرمایه‌ها بین دو بازار این ضریب مقدار بیشتری را به خود اختصاص می‌دهد. همچنین مقادیر ضرایب بلندمدت قیمت زمین و شاخص قیمت خدمات ساختمانی بیانگر تأثیرگذاری زیاد این عوامل بر قیمت مسکن در بلندمدت است. بدیهی است که با کنترل نرخ تورم و اعمال سیاست‌های پولی مناسب می‌توان تا حد زیادی از افزایش قیمت خدمات ساختمانی جلوگیری کرد.

علامت ضریب برآورد شده برای تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده نیز مطابق با دیدگاه نظری بوده و نشانگر آن است که با افزایش تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده می‌توان از افزایش بی‌رویه‌ی قیمت مسکن در کلان‌شهر اصفهان جلوگیری کرد. همچنین مقدار برآورد شده برای ضرایب درآمد و نرخ سود تسهیلات مسکن گویایِ آن است که با افزایش درآمد و نرخ سود، قیمت مسکن افزایش خواهد یافت. درنهایت ضریب جمله‌ی تصحیح خطای برآورد شده نشان می‌دهد که در هر دوره در حدود ۸ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن تعدیل می‌شود.

منابع

اکبری، نعمت اله؛ توسلی، ناهید. (۱۳۸۷). تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۵(۱)، ٦٤- ٤٧.

تشکینی، احمد. (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت*. تهران: انتشارات نور علم.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و هادی‌زاده، آرش. (۱۳۸٦). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۲)، ۵۳-۳۱.

درودیان، حسین. (۱۳۸۷). *تحلیل نوسانات قیمت مسکن در تهران و عوامل موثر بر آن*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تهران.

سهیلی، کیومرث؛ فتاحی، شهرام و اویسی، بهمن. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ١٤(۲)، ٦٧- ٤١.

صمدی، سعید؛ معینی، شهرام. (۱۳۹۱). تحلیل قیمت مسکن کلان شهری و محدوده رشد شهری در ایران؛ کاربرد الگوی پانل‌دیتا در شهرهای منتخب تهران، اصفهان و شیراز. *مطالعات و پژوهش‌های شهری و منطقه‌ای*، ٤(١٤)، ١٠٠-٨٣.

عباسی‌نژاد، حسین؛ یاری، حمید. (۱۳۸۸). تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۹(۱)، ۷۷-۵۹.

قادری، جعفر؛ اسلاملوئیان، کریم و اوجی مهر، سکینه. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۱(۳)، ۷۰-٤۷.

قلی‌زاده، علی اکبر؛ بختیاری پور، سمیرا. (۱۳۹۱). اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۱(۳)، ۱۷۹-۱۵۹.

ناجی‌میدانی، علی اکبر؛ فلاحی، محمد علی و ذبیحی، مریم. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر پویایی عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران. مجله دانش و توسعه، ۱۸(۳۱)، ۱۸٦-۱٦۰.

نصراللهی، خدیجه؛ طیبی، کمیل؛ شجری، هوشنگ و فروتن، محمدرضا. (۱۳۸۸). بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، ٤٥، ٤٥-۲۳.

Beltratti, A., & Morana, C. (2010). International Housing Prices and Macroeconomic Fluctuations. *Journal of Banking and Finance*, 34, 533-545.

Chen, M., & Patel, K. (1998). House Price Dynamics & Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. *Journal of the Asia Real State Society*, 1(1), 101-120.

Davidoff, T. (2005). *A House Price Is Not A Home Price: Land Structures and the Macroeconomy*. California Berkeley: Haas University of Business.

Gimeno, R., & Martinez-Carrascal, C. (2010). The Relationship between Housing Prices and House Purchase Loans: The Spanish case. *Journal of Banking and Finance*, 34, 1849-1855.

Hu, J., Su, L., Jin, S., & Jiang, W. (2006). The Rise in House Prices in China: Bubbles or Fundamentals. *Economics Bulletin*, 37, 1-9.

Johnstone, H., & Watuwa, R. (2007). House Price in Canada: An Empirical Investigation. *Journal of Urban Economics*, 35(1), 1-27.

Ott, H. (2014). Will euro area house prices sharply decrease?. *Economic modeling*, 42, 116-127.

Pesaran, M., & Shin, Y. (1996). An Autoregressive distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. *DAE Working Paper 9514*.

Shin, Y., Pesaran, M. H., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Wang, zh., & Zhang, Q. (2014). Fundamental factors in the housing market of chain. *Journal of Housing Economics*, 53-61.