

بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه^۱

کیومرث سهیلی^۲

شهرام فتاحی^۳

بهمن اویسی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۶/۱۳

چکیده

افزایش سریع قیمت مسکن در سال‌های اخیر در ایران به عنوان یک دغدغه ملی برای مردم و دولتمردان مطرح بوده و به همین دلیل، مطالعه عوامل مؤثر بر افزایش قیمت مسکن بسیار با اهمیت است. در این مقاله، اثرات برخی متغیرهای مهم از جمله 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 مورد بررسی قرار گرفته است. برای تجزیه و تحلیل تأثیر متغیرهای فوق بر قیمت مسکن، مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰، برآورد شد. همچنین به منظور بررسی سرعت تعدیل مدل پویا به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد گردید. نتایج حاصل از مدل برآورد شده بیانگر این واقعیت است که، متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت بالایی در توضیح رفتار قیمت مسکن و نوسانات آن برخوردار هستند.

واژگان کلیدی: نوسانات قیمت مسکن، مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی، الگوی تصحیح خطا، کرمانشاه.

طبقه بندی JEL: R31, E31, D22, D12, C22

۱. این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد بهمن اویسی، دانش آموخته دانشگاه رازی کرمانشاه و به راهنمایی دکتر کیومرث سهیلی استخراج شده است.

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی کرمانشاه

E-mail: ksohaili@razi.ac.ir qsoheily@yahoo.com

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی کرمانشاه

۴. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی کرمانشاه

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 و برای اغلب خانوارها مهمترین کالای مصرفی را تشکیل می‌دهد. از این جهت، مسکن به عنوان سر پناه و محل سکونت همانند خوراک و پوشاک، کالایی فاقد جانشین است.

در اغلب کشورها، ساختمان بیش از نیمی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود که در آن، سهم منازل مسکونی به تنهایی حدود ۲۰ تا ۵۰ درصد است. سهم مسکن از تولید ناخالص داخلی از ۲ تا ۱۰ درصد در کشورهای مختلف جهان متفاوت می‌باشد (جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده، ۱۳۸۶: ۳۲).

شایان ذکر است که هزینه‌های خرید یا احداث مسکن به عنوان یک کالای اساسی، به چندین برابر درآمد سالانه خانوارها بالغ می‌گردد و معمولاً پس‌انداز آنها جوابگوی این هزینه‌ها نیست و بنابراین، نیاز به استقراض دراز مدت برای تأمین مالی مسکن ضرورت پیدا می‌کند. به عبارت دیگر، خانوارها ناگزیر هستند مابه‌التفاوت بهای یک واحد مسکونی و وجوهی را که از محل پس‌اندازهای گذشته جمع‌آوری کرده‌اند، از محل پس‌اندازهای آتی خود بپردازند. بنابراین، عمدتاً بخش وسیعی از هزینه‌های مسکن از محل تسهیلات بانکی تأمین مالی می‌شوند.

در کشور ایران و در شهر کرمانشاه در چند دهه اخیر، قیمت مسکن به دفعات متناوب افزایش جهشی داشته و این افزایش در قیمت منازل مسکونی در حدی بوده که بخش وسیعی از اقشار جامعه خصوصاً طبقات ضعیف و حتی متوسط جامعه- خصوصاً خانوارهای جوان- جهت تهیه مسکن مناسب با مشکلات و دشواری‌های جدی روبرو شده‌اند. افزایش شدید قیمت مسکن در سال‌های اخیر، یک دغدغه اصلی مردم و دولتمردان بوده و لذا، کنترل افزایش قیمت مسکن به یک هدف اساسی برای سیاستگذاران کشور تبدیل شده است. کنترل قیمت مسکن، مستلزم شناسایی عوامل مؤثر بر آن می‌باشد و به همین دلیل در این تحقیق، به بررسی چگونگی ارتباط برخی متغیرهای اقتصادی از قبیل قیمت زمین، هزینه ساخت بنا، حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های مسکونی و درآمد خانوار، به عنوان متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته قیمت مسکن پرداخته می‌شود.

در این راستا، سعی می‌شود بر اساس الگوهای اقتصادسنجی، میزان تأثیرگذاری هر یک از عوامل کمی گردد تا بتوان با شناسایی عمده‌ترین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن، دلایل دقیق افزایش قیمت مسکن را تعیین و راهکارهای کنترل افزایش قیمت مسکن را تعیین نمود.

۲- مطالعات تجربی انجام شده

در ایران و سایر کشورها طی سال‌های اخیر مطالعات زیادی در زمینه‌ی متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن و نوسانات آن صورت گرفته که در ادامه، به نتایج کلی برخی از این مطالعات اشاره شده است.

۲-۱- مطالعات داخلی

خیابانی (۱۳۸۲) با فرضیه تأثیرپذیری قیمت مسکن در ایران از متغیرهای مهم اقتصادکلان نظیر لگاریتم تولید ناخالص، لگاریتم شاخص قیمت سهام، لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم رشد نقدینگی و لگاریتم درآمد نفتی، اقدام به برآورد معادله تصحیح خطا بر اساس یک الگوی خود رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) نمود. نتایج این مطالعه تأثیر مثبت حجم پول، GDP و شاخص سهام و تأثیر منفی نرخ ارز را در کوتاه و بلندمدت مورد تأیید قرار داد. در این بین تأثیر مثبت کوتاه مدت GDP در بلند مدت به اثری منفی تبدیل می‌گردد که این امر ناشی از مقاومت تولیدکنندگان مسکن در برابر کاهش قیمت در کوتاه مدت تفسیر شده است.

قرشی (۱۳۸۵) در مطالعه خود نحوه تأثیرپذیری بخش مسکن از درآمدهای نفتی را در کنار سایر عواملی که از طریق عرضه و تقاضا بر بخش مسکن مؤثر واقع می‌شوند، در فاصله زمانی سال‌های ۸۳-۱۳۵۰ مورد مطالعه قرار داده است. نتایج تخمین با استفاده از روش ARDL نشان داده که شاخص قیمت حقیقی مسکن در بلند مدت به طور مثبت با درآمد نفت و هزینه ساخت و به طور منفی با تولید ناخالص داخلی و قیمت سکه مرتبط است.

زارع‌پور (۱۳۸۵)، اثر متغیرهای کلان بر قیمت مسکن را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۲ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری و شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن، تأثیر مثبت داشته و اثر تغییرات تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده، تأثیر معکوس بر قیمت مسکن دارد.

عاقلی کهنه شهری (۱۳۸۶) در مقاله‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری پرداخته و با رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) نشان داده شده است که قیمت مصالح ساختمانی و بازدهی نقدی سهام با ضرایب منفی و تعداد پروانه‌های ساختمانی با ضریب مثبت، حدود ۹۳ درصد تغییرات سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری را توضیح می‌دهند.

عسگری و چگنی (۱۳۸۶) در مقاله‌ای عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن در بلند مدت و نوسان‌های آن در کوتاه مدت بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ را تحلیل نمودند. در این مقاله از روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) استفاده شده است. نتیجه تحلیل‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، شاخص قیمت بازار اوراق بهادار (بورس)، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کل مخارج خانوار، نرخ سود وام‌های بانکی و عواملی مانند اینها در تعیین نوسانات قیمت مسکن مؤثر هستند. در بلند مدت نیز قیمت مسکن در دوره قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق بهادار (بورس)، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین و نظیر اینها عوامل تعیین‌کننده سطح قیمت‌های جاری مسکن هستند. نکته اصلی این است که در تعیین قیمت مسکن و نوسانات آن در بین عوامل یاد شده، به ترتیب، قیمت زمین، سطح عمومی قیمت‌های دوره قبل، نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت نفت بیشترین اثر را داشته‌اند.

سامتی و معینی (۱۳۸۶) در مقاله‌ای علل رشد شدید و مداوم قیمت‌ها در بازار زمین و مسکن را بررسی کرده‌اند که در آن، از داده‌های شهر اصفهان در دوره زمانی ۸۳-۱۳۷۱ و برای تخمین، از روش OLS و از تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین رشد GNP سرانه (رشد درآمد خانوار) و رشد قیمت زمین رابطه مستقیم وجود دارد. به علاوه کاهش سرانه زمین شهری به شدت موجب افزایش قیمت زمین و در نتیجه مسکن می‌شود. این مقاله، ریشه بحران درباره ایران را عدم تناسب اندازه (وسعت) شهرها با جمعیت آنها (یعنی شهرهایی کوچک با جمعیت‌های زیاد) می‌داند.

درویدیان (۱۳۸۷) در قالب رساله خود با به کارگیری الگوی VAR و استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۵ اقدام به تحلیل نوسانات قیمت مسکن در تهران و عوامل مؤثر بر آن نمود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد 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 قیمت زمین و هزینه ساخت و نرخ بهره در کوتاه مدت تأثیر مثبت و معنی داری بر قیمت‌های مسکن می‌گذارند. حجم نقدینگی دارای اثر مثبت و نرخ ارز دارای اثر منفی بر قیمت مسکن می‌باشند. حجم واحدهای مسکونی نوساز نیز با یک وقفه تأثیری منفی و البته نه چندان قابل توجه بر قیمت مسکن می‌گذارد. البته در بین نتایج، ضریب منفی دو عامل درآمد خانوار و تعداد خانوارهای تشکیل شده و اثر مثبت قیمت طلا و شاخص بورس بر خلاف مبانی تئوری بوده است.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸)، با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها حاکی از آن

بود که طی سال‌های ۸۴-۱۳۵۲ اثر 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 تئوری و تأثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره مورد بررسی بی‌معنی بوده است. نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. مدل به کار گرفته شده در این تحقیق، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و بر اساس آمار قابل دسترس برای دوره زمانی ۸۳-۱۳۵۰ می‌باشد. متغیرهایی که به عنوان 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 می‌باشند. نتایج این تحقیق نشان داد که ضریب درآمدهای نفتی مطابق انتظار، مثبت است و ضریب مثبت هزینه ساخت و ساز نیز مطابق تئوری بوده ولی ضریب به دست آمده برای GDP منفی بوده و از معنی‌داری بالایی برخوردار است.

۲-۲- مطالعات خارجی

مدل دی‌پاسکال و ویتون بر پایه مکانیسم تعدیل تدریجی قیمت بوده و در واقع، ترکیبی از مدل جریان موجودی و مکانیسم تعدیل قیمت است. از آنجایی که آنها برای عرضه، مکانیسم تعدیل جزئی قائل هستند، لذا تغییر در تقاضا، به سرعت باعث افزایش عرضه به همان میزان نمی‌شود و قیمت در این مدل، متغیر کاملی برای رفتار عرضه و ساختار مسکن نیست. بر این اساس، عدم تعادل در بازار مسکن در نتیجه هر شوک و تأثیر آن بر قیمت، طی چند دوره از بین می‌رود. در این مدل، تقاضا تابع یک سری متغیرهای برونزا نظیر ویژگی جمعیت، درآمد دائمی واقعی، سطح قیمت واقعی مسکن و هزینه فرصت سرمایه فرض شده است (Dipasquale & Wheaton, 1994).

چن و پاتل با رویکرد تأثیر متقابل قیمت مسکن و پنج عامل تعیین کننده آن شامل درآمد کل خانوار، نرخ بهره، شاخص قیمت بازار سهام، هزینه ساخت و ساختمان‌های تکمیل شده، در اقتصاد تایوان اقدام به آزمون علیت گرنجر در قالب یک الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) نمودند. استدلال آنها در مورد وجود فرضیه علیت دو طرفه متوجه تأثیرگذاری متقابل قیمت مسکن بر عوامل تعیین کننده‌اش می‌باشد. پس از تشخیص یک رابطه هم‌انباشته کننده بلند مدت بین متغیرها، نتیجه آزمون علیت حاکی از تأثیر معنی‌دار کلیه عوامل پیش گفته بر قیمت مسکن بود. البته رابطه دو طرفه صرفاً بین قیمت مسکن و شاخص سهام وجود دارد. از دیگر نتایج مطالعه، سهم بالای (۸۰ درصدی) نوسانات دوره گذشته قیمت بر نوسانات جاری بوده که محققان آن را نماینده تأثیر وسیع عامل انتظارات گذشته‌نگر بر روند جاری و آتی قیمت‌ها دانسته‌اند. البته به واسطه

همبستگی بالای بین قیمت زمین و مسکن عامل قیمت دوره گذشته مسکن به عنوان نماینده عامل قیمت زمین تلقی شده و لذا نتیجه اخیر تحقیق علاوه بر انتظارات به اثر قیمت زمین نیز منتسب شده است (Chen and Patel, 1998).

جود و وینکلر با بهره گیری از داده های تلفیقی ۱۳۰ شهر بزرگ آمریکا به بررسی عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت مسکن پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از تأثیرپذیری عمده قیمت مسکن به ترتیب از عوامل رشد جمعیت، تغییرات درآمد، هزینه ساخت و نرخ بهره (با تأثیر منفی) می باشد. از دیگر یافته های مطالعه، تأثیر کم ولی معنی دار مقادیر جاری و با وقفه ثروت خانوار بر قیمت مسکن می باشد. این اثرگذاری توسط محققان چنین تفسیر شده است که افزایش قیمت در بازار مسکن در دوره جاری با ایجاد ثروت برای خانوار موجب افزایش تقاضا و قیمت در دوره بعد می گردد (Jud and Winkler, 2002).

میز و والیس (۲۰۰۳) با تمرکز بر رفتار قیمت های مسکن در کلان شهر پاریس، کیفیت همراهی و تأثیرگذاری متغیرهای بنیادین طرف عرضه و تقاضا را بر قیمت مسکن در این شهر مورد بررسی قرار دادند. در طرف عرضه، عوامل هزینه ساخت مسکن و هزینه فرصت سرمایه (نرخ بهره) به عنوان عواملی با تأثیر مستقیم و در طرف تقاضا، عوامل درآمد خانوار، تعداد شاغلان در هر خانوار و هزینه فرصت تملک مسکن (نرخ بهره) مهم تلقی و وارد مدل شده اند. آنان برای تخمین رابطه قیمت از یک الگوی خود رگرسیون با وقفه توزیع شده (ARDL) و مدل تصحیح خطای حاصل از تبدیل مدل اصلی استفاده نمودند. تخمین مدل با استفاده از داده های ماهانه ۹۲-۱۹۸۷ حاکی از معنادار بودن متغیرهای بنیادین تصریح شده بجز اشتغال و هزینه ساخت بود. از نتایج قابل توجه دیگر تحقیق، تأثیر منفی و معنی دار نرخ بهره بر قیمت ها و تعدیل نسبتاً سریع قیمت ها به مقدار بلندمدت (۳۱ درصد در هر ماه) بود که در مقایسه با تعدیل کند قیمت مسکن گزارش شده در دیگر مطالعات، تعدیل بسیار سریعی محسوب می گردد.

ابلسون و همکاران در تحقیق خود به تبیین نوسانات قیمت مسکن طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۷۰ در اقتصاد استرالیا پرداخته اند. فرضیه مدل، فرضیه کلاسیک بوده و مطابق آن، تغییرات قیمت مسکن ناشی از عدم تعادل عرضه و تقاضا است. نتایج حاصل از تخمین بلند مدت به روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) بیانگر تأثیر مثبت درآمد قابل تصرف، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (نماینده انتظارات قیمتی) و رابطه منفی نرخ های بهره و قیمت سهام با قیمت مسکن بود. نکته قابل توجه در خصوص قیمت سهام اینکه رابطه منفی این عامل با قیمت مسکن فرضیه اثر ثروت را رد و فرضیه جانشینی سهام و مسکن را تأیید می کند. از دیگر نتایج، تعدیل سریع تر قیمت ها به تعادل

بلند مدت به هنگام افزایش قیمت در مقایسه با دوره کاهش قیمت‌ها است (Abelson et al., 2005).

چن و همکاران با توجه به نقش و اهمیت دو شهر پکن و شانگهای در اقتصاد چین، اقدام به بررسی رابطه قیمت مسکن در این دو شهر و عوامل بنیادین مؤثر بر آن شامل ساختمان‌های نوساز خالی به عنوان نماینده عامل مازاد عرضه (تقاضا)، درآمد قابل تصرف خانوار، GDP و شاخص بازار سهام که فقط در شانگهای فعال است، نمودند. نظیر مطالعه چن و پاتل فرضیه این تحقیق نیز بر وجود رابطه علیت دو طرفه بین قیمت مسکن و عوامل مذکور بوده است. پس از تشخیص هم‌انباشتگی بین قیمت مسکن و عوامل بنیادین، نتایج تخمین نشان داد که در پکن درآمد خانوار، موجودی مسکن و شاخص قیمت سهام علت گرنجری قیمت مسکن بوده و بین قیمت مسکن و GDP رابطه معنی‌داری مشاهده نشد. همچنین در این شهر، رابطه دو سویه صرفاً بین قیمت مسکن و سهام تشخیص داده شد. در شانگهای GDP و بازار سهام علت گرنجری قیمت مسکن و در مقابل قیمت مسکن نیز علت گرنجری درآمد خانوار و موجودی خانه‌های خالی بود که بیانگر تأثیر بالای فعالیت ساخت و ساز مسکن بر تولید ناخالص منطقه شانگهای با توجه به سطح بالای فعالیت ساخت و ساز در این ناحیه می‌باشد. تأثیر منفی قیمت مسکن بر خانه‌های خالی در شانگهای نیز ناشی از فعالیت‌های سوداگرانه و تمایل به خرید مسکن به هنگام افزایش قیمت‌ها در شانگهای تعبیر شده است (Chen et al., 2005).

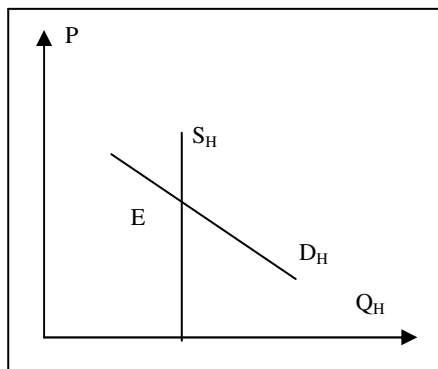
جانستون و واتووا نیز در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ۱۸ شهر بزرگ کانادا پرداختند و با توجه به داده‌های مورد استفاده، روش GMM داده‌های تابلویی جهت برآورد مدل و استخراج نتایج مورد استفاده قرار گرفت. بر این اساس، دو معادله تقاضا (معکوس) و عرضه واحدهای مسکونی جدید همزمان مورد برآورد قرار گرفتند. نتایج برآورد مدل بر نقش بالای سه عامل اساسی درآمد خانوار و جمعیت (به طور مثبت) و تغییر در موجودی مسکن (به طور منفی) در تعیین قیمت مسکن تأکید کرد. همچنین تأثیر منفی نرخ بیکاری نیز مورد تأیید قرار گرفت که علت آن، مهاجرت به سایر مناطق و کاهش تقاضای مسکن در اثر افزایش نرخ بیکاری یک ناحیه تفسیر شده است. نتیجه دیگر مطالعه بی معنا بودن ضریب نرخ بهره می‌باشد (Johnstone and Watuwa, 2007).

۳- مبانی نظری

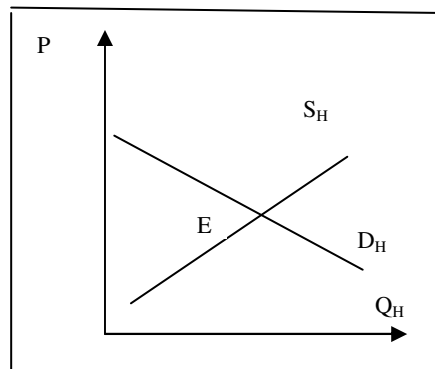
عرضه مسکن در کوتاه مدت ثابت و بی‌کشش است و به صورت خطی عمودی است و به کندی به شوک‌های مثبت تقاضا واکنش نشان می‌دهد، زیرا ساختن یک واحد مسکونی عمدتاً زمان‌بر است.

تعدیل رو به پایین عرضه مسکن نیز به کندی صورت می‌گیرد، زیرا ساختمان‌ها به آهستگی و طی زمان مستهلک می‌شوند. منحنی عرضه مسکن در بلندمدت شیب مثبت دارد و این به علت افزایشی بودن ارزش زمین طی زمان است (عسگری و چگنی، ۱۳۸۶: ۲۲).

نمودار ۱. واحدهای تولید شده مسکن در کوتاه مدت و بلند مدت



واحدهای تولید شده مسکن در کوتاه مدت

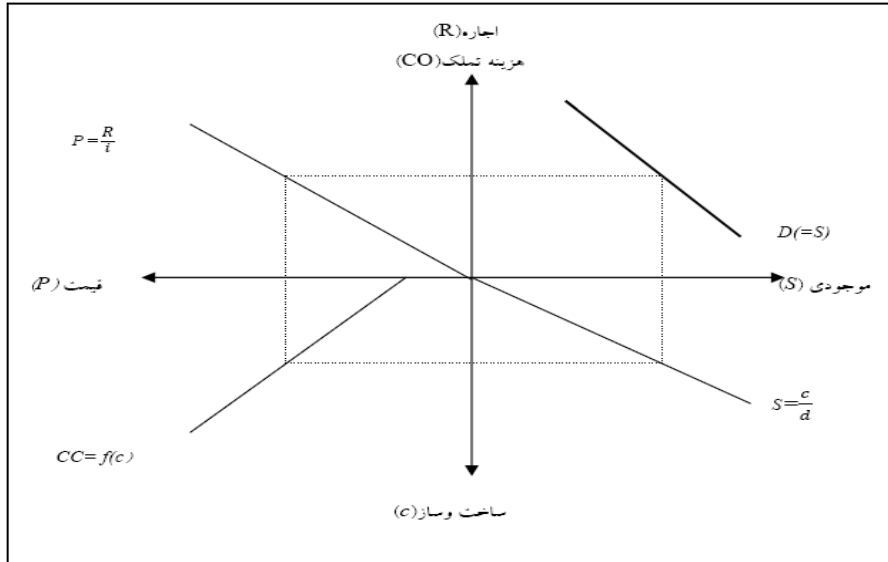


واحدهای تولید شده مسکن در بلند مدت

البته با توجه به محدودیت‌های جغرافیایی و قیدهای ساختمان‌سازی و سایر مشکلات مرتبط با ساخت و ساز، منحنی عرضه مسکن می‌تواند در بلندمدت کاملاً عمودی باشد. دیپاسکال و ویتون برای توضیح تعیین قیمت در بلندمدت، مدلی چهار ربعی ارائه کردند که در نمودار (۲) ترسیم شده است. در این نمودار دو ربع سمت راست بیانگر بازار استفاده از فضا (بازار مستغلات) است و دو ربع سمت چپ بازار دارایی را نشان می‌دهند (همان منبع، ۱۳۸۶: ۲۲). بازار مستغلات، بازاری است که در آن، ساختمان برای سکونت خریداری و یا اجاره می‌شود. بازار دارایی، نیز بازاری است که در آن، ساختمان با هدف سرمایه‌گذاری خرید و فروش می‌شود (عابدین درکوش و رحیمیان، ۱۳۸۸: ۱۵). در نمودار (۲)، بردار شمالی سطح اجاره به ازای هر متر مربع (R) را نشان می‌دهد. بردار غربی نمودار که مربوط به قیمت مسکن (P) می‌باشد در واقع بیانگر قیمت پرداختی خانوار برای یک متر مربع واحد مسکونی است. بردار جنوبی بیانگر حجم ساخت و ساز^۱ جدید مسکن (C) و بردار شرقی بیانگر موجودی مسکن (S)^۲ می‌باشد.

1. Construction
2. Housing stock

نمودار ۲. مدل چهار بخشی



در ربع بالا و راست نمودار، تقاضا برای مسکن نشان داده شده که در تعادل برابر موجودی واحدهای مسکونی می باشد. بر این اساس، منحنی تقاضای نزولی حاکی از آن است که تقاضای مسکن با سطح اجاره رابطه ای معکوس دارد؛ به این ترتیب که هر قدر سطح اجاره مسکن افزایش یابد، از میزان تقاضای آن کاسته می شود. موقعیت منحنی تقاضا را عواملی نظیر تعداد خانوارهای متقاضی مسکن یا درآمد آنها تعیین می کند. از آنجا که حجم موجودی مسکن در کوتاه مدت تقریباً ثابت می باشد، این ربع نمودار نمایانگر آن است که چگونه سطح اجاره از طریق منحنی تقاضا توسط موجودی جاری مسکن تعیین می شود.

اما در تحلیل حاضر، سطح قیمت مسکن در ربع بالا و چپ نمودار تعیین می گردد. منحنی قیمت در این قسمت توسط نسبت اجاره به نرخ سرمایه گذاری تصریح شده است. نرخ سرمایه گذاری بالاتر با افزایش دادن عرضه مسکن، سطح قیمت پایین تری را به همراه دارد. منحنی قیمت نسبت به اجاره صعودی است؛ چرا که فرض می شود با افزایش اجاره به علت همبستگی بین اجاره و قیمت مسکن، قیمت مسکن نیز افزایش می یابد. i که در رابطه قیمت $(P=R/i)$ نقش نرخ سرمایه گذاری را ایفا می کند، که به طور عمده تحت تأثیر نرخ سود (بهره) قرار می گیرد؛ هر چند عواملی نظیر سطح انتظاری اجاره بها و ریسک های مختلف نظیر ریسک ناشی از رفتار مالیاتی دولت نیز i را تحت تأثیر قرار می دهند. در اینجا فرض می شود که نرخ سرمایه گذاری برونزا است. در قسمت

پایین و چپ نمودار چهار بخشی، حجم ساخت و ساز جدید مسکن مشخص می شود. شیب نمودار بیانگر آن است که با افزایش قیمت‌ها در بازار مسکن، ساخت واحد مسکونی جدید افزایش می یابد. با افزایش ساخت و ساز، هزینه تمام شده ساخت مسکن و به تبع، قیمت آن افزایش می یابد. هر قدر ساخت و ساز واحد مسکونی جدید، کمتر هزینه های ساخت را افزایش دهد، منحنی $f(c)$ عمودی تر خواهد بود. به تعبیر دیگر هر قدر عرضه نهاده های تولید - نظیر زمین و مواد اولیه - باکاهش تر باشد، افزایش در ساخت واحد مسکونی، قیمت زمین یا قیمت مواد اولیه را در بازار کمتر افزایش داده و لذا منحنی عمودی تر خواهد شد. ولی اگر عرضه نهاده های تولید، به واسطه کمبود زمین - بویژه زمین مرغوب - یا عدم توانایی تولید مواد اولیه در پاسخگویی به موقع به تقاضای ناشی از ساخت و ساز جدید، بی کشش باشد، منحنی مسطح تر بوده یعنی با افزایش های کوچک در ساخت و ساز جدید و در نتیجه تقاضای زمین و مواد اولیه، هزینه ساخت و به تبع آن قیمت مسکن، بیشتر افزایش می یابد.

البته به نظر می رسد واکنش ساخت و ساز به افزایش قیمت مسکن تحت تأثیر عوامل نهادی نیز قرار می گیرد. از آن جمله می توان به قوانین و مقررات ناظر به ساخت و ساز مسکن اشاره کرد که مورد توجه مدل قرار نگرفته است. بر این اساس وجود قوانین تشویق، تسهیل و تسریع کننده احداث مسکن بویژه قوانین حامی انبوه سازی می تواند شیب منحنی ساخت و ساز جدید را افزایش دهد.

در نهایت، همان طور که در نمودار مشاهده می شود، منحنی $f(c)$ از مبدأ مختصات نگذشته بلکه بردار P را قطع می کند و به این واقعیت باز می گردد که چنانچه ساخت و ساز جدیدی نیز صورت نگیرد ($c = 0$)، به هر حال مسکن دارای ارزش بازاری است.

اما در ربع چهارم، رابطه طبیعی بین حجم ساخت و ساز جدید و موجودی مسکن نشان داده شده که طبعاً رابطه ای مثبت است. رابطه $(s=c/d)$ بیانگر آن است که با افزایش ساخت و ساز جدید (c) موجودی واحد مسکونی بلند مدت افزایش می یابد. البته شدت این امر بستگی به نرخ استهلاک (d) دارد. هر قدر در هر دوره d بالاتر باشد، نیاز به احداث مسکن جدید جهت ثابت ماندن موجودی جاری مسکن بیشتر خواهد بود. در حقیقت نرخ استهلاک شیب منحنی S را تعیین می کند؛ به این ترتیب که هر قدر نرخ استهلاک بیشتر باشد، منحنی S عمودی تر بوده، یعنی حجم کمتری از ساخت و ساز جدید به موجودی بلندمدت مسکن افزوده می شود؛ زیرا بخش عمده واحدهای مسکونی جدید صرف جایگزینی واحدهای مستهلک شده می گردد. در عوض کم بودن نرخ استهلاک که به معنای خوابیده تر بودن منحنی S است، بیان کننده اضافه شدن حجم بیشتری از ساختمان های نوساز به موجودی مسکن و افزایش بلند مدت آن می باشد. در تعادل بلند مدت نیز حجم ساخت و ساز جدید مسکن معادل نرخ استهلاک می باشد. روشن است که هر چهار ربع

از یکدیگر تأثیر می‌پذیرند، به طوری که سطح اجاره، قیمت مسکن را و قیمت مسکن، حجم ساخت و ساز جدید مسکن را و حجم ساخت و ساز جدید، موجودی مسکن را و موجودی مسکن، اجاره را تعیین می‌کند.

تغییرات برونزا در نرخ سرمایه‌گذاری و تقاضا از جمله مواردی هستند که مقادیر بلند مدت، کلیه متغیرهای مدل را تحت تأثیر قرار خواهند داد. افزایش نرخ سرمایه‌گذاری، قیمت مسکن را کاهش می‌دهد و در صورت کاهش قیمت مسکن، حجم ساخت و ساز جدید مسکن و موجودی بلندمدت مسکن کاهش و سطح اجاره افزایش پیدا می‌کند. افزایش برونزای تقاضای مسکن ناشی از افزایش تعداد خانوارها و یا افزایش درآمد آنها با فرض ثابت بودن تقریبی موجودی مسکن در کوتاه مدت، اجاره بها افزایش می‌یابد. این افزایش مطابق فرض مدل، قیمت مسکن و در نتیجه حجم ساخت و ساز و در نهایت موجودی بلندمدت مسکن را افزایش داده و بازار مجدداً در تعادل بلندمدت قرار می‌گیرد.

مدل قبلی، یک مدل ایستا بود، به طوری که فقط وضعیت نقاط مختلف تعادل را نشان می‌داد، ولی مسیر زمانی انتقال از یک نقطه تعادل به نقطه دیگر را نشان نمی‌دهد. یکی از مدل‌های پویا در این زمینه، مدل پویای انباره- روانه بازار مسکن است. این مدل فرض می‌کند قیمت مسکن در یک دوره به وسیله ارزش جاری سایر متغیرهای مدل تعیین می‌شود. از طرفی چون مسکن کالایی با دوام است، موجودی مسکن به ارزش تاریخی این متغیرها بستگی دارد. به سادگی فرض می‌شود تقاضا برای مسکن مالک‌نشین (یعنی افرادی که در مسکن تحت تملک خود سکونت دارند) در دوره t ، (D_t) به وسیله تعداد خانوار (H_t) ^۱ و هزینه مالکیت مسکن (U_t) بستگی دارد:

$$D_t = H_t(a_0 - a_1 U_t) \quad (1)$$

a_0 نسبتی از خانوارها است که اگر هزینه استفاده مسکن صفر باشد می‌توانند صاحب خانه شوند. a_1 نیز واکنش تقاضای مسکن مالک‌نشین نسبت به تغییر در هزینه مالکیت مسکن را نشان می‌دهد. تابع هزینه مالکیت مسکن نیز به صورت ذیل است:

$$U_t = P_t(R_t + M_t - I_t) \quad (2)$$

که در آن: p_t سطح قیمت جاری، R_t نرخ بهره جاری، M_t هزینه‌های نگهداری مسکن و I_t نرخ افزایش انتظاری قیمت مسکن است. نرخ بهره به عنوان هزینه فرصت سرمایه و از سوی دیگر، هزینه اخذ وام جهت خرید مسکن تلقی می‌گردد و M_t شامل مالیات بر دارایی و هزینه استهلاک مسکن است که برای حفظ کیفیت مسکن نیاز به تعمیر و نگهداری است. قیمت مسکن در زمان t طوری تعیین می‌شود که تقاضا برای مسکن مالک‌نشین مساوی موجودی مسکن شود:

$$D_t = S_t \quad (3)$$

با جای گذاری معادله (۲) در (۱) و سپس استفاده از معادله (۳)، رابطه قیمت مسکن به صورت زیر خواهد بود:

(۴)

$$P_t = \frac{(a_0 - S_t / H_t)}{a_1(R_t + M_t - I_t)}$$

بر این اساس، قیمت فعلی مسکن در صورتی که موجودی مسکن از تعداد خانوارها کمتر باشد، بسیار بیشتر، و همین طور اگر نرخ بهره کمتر، سرعت استهلاک کمتر و قیمت انتظاری مسکن بیشتر باشد، سطح جاری قیمت مسکن بالاتر خواهد بود. تغییر در عرضه مسکن نیز به صورت معادله زیر است:

$$S_t - S_{t-1} = C_t - \delta S_{t-1} \quad (5)$$

این معادله نشان می دهد که رشد موجودی مسکن معادل ساخت و سازهای جدید (C_t) منهای درصدی از ساختمان های دوره قبل است که مستهلک می شوند. فرض می شود ES_t معرف موجودی تعادلی بلند مدت مسکن^۱ باشد. اگر S_t برابر ES_t باشد، هیچ ساخت و ساز جدیدی صورت نمی گیرد. با فرض عدم استهلاک، با افزایش تقاضا، ارزش زمین های توسعه یافته (یعنی زمین هایی که روی آنها بنا احداث شده است) و به تبع آن، قیمت مسکن بالا می رود و این مساله باعث جریان موقتی ساخت و ساز جدید می شود و در نتیجه ES_t افزایش پیدا می کند.

با افزایش تقاضا برای ساخت و ساز جدید، تقاضای زمین های بایر نیز افزایش می یابد و در این صورت، موجودی مسکن نیز رشد خواهد کرد. این رابطه در معادلات (۶) و (۷) آمده است :

$$ES_t = -\beta_0 + \beta_1 P_t \quad (6)$$

$$C_t = \tau(ES_{t-1} - S_{t-1}) \quad (7)$$

که در آن β_1 نشان می دهد که قیمت های بالاتر با چه سرعتی منجر به توسعه زمین های بایر می شود. در شرایطی که عرضه زمین محدود شده باشد- و به عنوان مثال به علت محدودیت های جغرافیایی- β_1 کوچکتر خواهد بود. هر چه عرضه زمین بایر بی کشش تر باشد (β_1 کوچکتر) افزایش در ارزش زمین بعد از شوک مثبت قیمت های مسکن بزرگتر خواهد بود. بنابراین انتظار می رود با ایجاد تقاضای مسکن، قیمت مسکن در مناطق مرکزی شهر که ممکن است زمین خالی نداشته باشند، برای ساختمان های جدید بسیار بیشتر از مناطق حومه ای رشد کند. مدل فرض می کند ارتفاع ساختمان ها ثابت بماند. در عمل موجودی مسکن می تواند از طریق ساختن

ساختمان‌های بلندتر و در نتیجه، ساخت و ساز واحدهای بیشتر در یک اندازه مشخص زمین، افزایش یابد.

اما وجود β_0 با علامت منفی در معادله (۶) حاکی از این حقیقت است که زمین بجز کاربری آن در احداث واحد مسکونی دارای ارزش کاربری در سایر زمینه‌ها نظیر کشاورزی نیز می‌باشد. از این رو، سطح قیمت مسکن باید دست کم به اندازه ارزش کشاورزی زمین به علاوه هزینه‌های تغییر کاربری و ساخت بنا باشد، و می‌توان β_0 را علاوه بر هزینه‌های تبدیل و تغییر کاربری، تحت تأثیر هزینه‌های ساخت نیز دانست؛ لذا هزینه‌های ساخت بالاتر β_0 را بزرگتر می‌کند. τ نیز در معادله (۷) بیانگر سرعتی است که بر اساس آن، ساخت و ساز جدید مسکن به انحراف بین موجودی جاری و موجودی تعادلی واکنش نشان می‌دهد. دقت شود که در معادلات (۶) و (۷)، ES_{t-1} باید بیش از S_{t-1} باشد تا موجب ساخت و سازی شود که موجودی فعلی مسکن را همچنان پایدار نگهدارد.

با استفاده از معادلات (۵) و (۷) رابطه بین قیمت و رشد موجودی، به صورت زیر خواهد بود:

$$S_t - S_{t-1} = \tau(-\beta_0 + \beta_1 P_{t-1} - S_{t-1}) - \delta S_{t-1} \quad \text{اگر } ES_{t-1} > S_{t-1} \quad (۸)$$

$$S_t - S_{t-1} = -\delta S_{t-1} \quad \text{اگر } ES_{t-1} \leq S_{t-1} \quad (۹)$$

در نهایت، سطح پایدار موجودی مسکن برای همیشه افزایش پیدا نمی‌کند. S^* موجودی مسکن در شرایطی است که سطح قیمت‌ها در P_{t-1} برای همیشه ثابت باقی بماند. با اعمال شرط $S_t = S_{t-1} = S^*$ به صورت ذیل به دست می‌آید:

$$S^* = \tau(-\beta_0 + \beta_1 P_{t-1}) / (\delta + \tau) \quad (۱۰)$$

معادله (۱۰) سطح موجودی را در شرایطی که قیمت‌ها برای همیشه ثابت بمانند، نشان می‌دهد.

تعالی حالت پایدار همچنین شامل یک معادله برای قیمت نیز می‌باشد. این معادله به آسانی با توجه به رابطه (۴) به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$P^* = (a_0 - \frac{S^*}{H_t}) / [a_1(R_t + M_t - I_t)] \quad (۱۱)$$

با جای گذاری به جای S^* از معادله (۱۰)، رابطه نهایی قیمت در حالت تعادل پایدار را خواهیم داشت. بر این اساس در شرایط تعادل پایدار، قیمت P^* به صورت زیر خواهد بود:

$$P^* = (a_0 H_t (\delta + \tau) + \tau \beta_0) / [-\frac{S^*}{H_t}] / [H_t (\delta + \tau) a_1 (R_t + M_t - I_t) + \tau \beta_1] \quad (۱۲)$$

انتظار می رود در شرایط تعادل پایدار، قیمت مسکن و موجودی آن ثابت بماند. از این رو I_t در تعادل پایدار صفر خواهد بود. با قرار دادن $I_t = 0$ در معادله (۱۲)، قیمت تعادلی در شرایطی که تعداد خانوارها، نرخ بهره، هزینه های نگهداری و پارامترهای مدل ثابت باقی بمانند، تعیین می گردد. روشن است در صورتی که خانوارهای بیشتری وجود داشته باشند، نرخ بهره پایین تر باشد و عرضه مسکن کم کشش تر باشد، P^* بالاتر خواهد بود.

در معادله P^* ، سطح درآمد خانوار لحاظ نشده است. با این حال، رشد درآمد، قیمت تعادلی مسکن را افزایش می دهد. رشد درآمد، تقاضای مسکن را به بالا منتقل می کند. در این صورت، تقاضای مسکن و سطح قیمت تعادلی، به ترتیب در معادلات (۱۳) و (۱۴) نشان داده شده است:

$$D_t = (\mu y_t) / [(R_t + M_t - I_t)P_t] \quad \text{و} \quad 0 \leq \mu \leq 1 \quad (13)$$

$$P_t = (\mu y_t) / [(R_t + M_t - I_t)S_t] \quad (14)$$

فرض می شود رشد درآمد a_0 را زیاد و a_1 را کم می کند. در عمل به ندرت شرایط تعادل پایدار اتفاق می افتد، زیرا متغیرهای مدل برای دوره های طولانی ثابت نخواهند بود. علاوه بر این، ارزش های انتظاری آتی متغیرهای بنیادین مدل بویژه قیمت، به ندرت معادل ارزش جاری است و $I_t = 0$ به ندرت اتفاق می افتد.

۴- تبیین متغیرهای مدل

با توجه به مبانی نظری بیان شده، می توان متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن را به صورت زیر بیان نمود. در درون بازار مسکن، عوامل اثرگذار بر قیمت تمام شده بنا از مهمترین عوامل تعیین کننده قیمت های مسکن می باشند. در این بین «قیمت زمین» (LP)^۱ و «هزینه های ساخت بنا» (CC)^۲ عمدتاً شامل قیمت مواد اولیه و دستمزد، بخش اصلی هزینه های ساخت مسکن را پوشش می دهد. با توجه به سهم بالای قیمت زمین در هزینه تمام شده مسکن و کاهش تدریجی زمین های بایر و املاک فرسوده به سبب رشد جمعیت و ساخت و ساز که توأم با افزایش قیمت زمین و افزایش سهم آن در هزینه مسکن خواهد بود، نوسانات قیمت زمین مستقیماً می تواند قیمت های مسکن را دستخوش تغییر نماید.

همچنین کاربرد وسیع مواد اولیه در احداث مسکن در کنار کاربرد بودن ذاتی فعالیت تولید مسکن، توجیه کننده تأثیر مستقیم هزینه های ساخت بنا بر قیمت مسکن می باشد. علاوه بر موارد فوق از «تعداد واحد مسکونی» (HN)^۳ نیز به عنوان نماینده عرضه مسکن می توان نام برد که انتظار

1. Land Price
2. Construction Cost
3. House Number

می رود افزایش آن تأثیری منفی بر قیمت‌های مسکن بگذارد. از دیگر فاکتورهای درون بخشی قابل توجه می‌توان به «حجم تسهیلات بانکی اعطایی بخش مسکن» (BL)^۱ اشاره کرد که می‌تواند با افزایش توان خرید و تقاضای بازار، قیمت‌ها را متاثر کند و انتظار می‌رود تأثیری مثبت بر قیمت مسکن بگذارد. اما در بین فاکتورهای برون بخشی بیش از هر چیز نقش بازارهای جایگزین دارایی و تأثیر آنها بر قیمت مسکن با توجه به وسعت تقاضای سرمایه‌ای در بازار مسکن قابل توجه است. هر قدر بازدهی سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب بیشتر باشد انتظار می‌رود از میزان تقاضای مسکن کاسته شود.

بر این اساس از شاخص قیمت سهام (SPI)^۲، نرخ ارز (ER)^۳، قیمت طلا (GP)^۴ به عنوان فاکتورهایی با احتمال تأثیر منفی بر قیمت مسکن می‌توان نام برد. علاوه بر این عوامل، با توجه به استدلالات مربوط به اثرپذیری بازار کالاهای غیر قابل تجارت از درآمدهای نفتی در کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی در قالب توجیهات مربوط به بیماری هلندی^۵، می‌توان عامل درآمد نفت (OI)^۶ را نیز با احتمال وجود رابطه مثبت آن با قیمت مسکن واجد اهمیت برشمرد. عامل دیگر، درآمد خانوار (HI)^۷ می‌باشد. درآمد خانوار به واسطه تأثیر آن بر قدرت خرید خانوار مورد توجه قرار قرار گرفته است و انتظار می‌رود افزایش آن تأثیری مثبت بر قیمت مسکن داشته باشد. البته با توجه به گران قیمت بودن مسکن و عدم پرداخت وام‌های خرید مسکن با درصد بالای پوشش قیمت مورد معامله توسط نهادهای اعتباری در کشور، به نظر می‌رسد عامل ثروت بیش از درآمد، بر تقاضای مسکن، مؤثر باشد که به واسطه نبود داده‌های مربوط به ثروت در کشور، امکان تصریح این متغیر وجود ندارد.

$$HP = f (LP , CC , HN , BL , SPI , ER , GP , OI , HI) \quad (۱۵)$$

اما به دلیل اینکه نقدینگی موجود در بازار طلا عموماً شامل سرمایه‌های خرد بوده و با توجه به اینکه ورود به بازار مسکن نیازمند حجم عمده‌ای از سرمایه نقدی می‌باشد، نقدینگی موجود در بازار طلا توانایی ایجاد تقاضای مؤثر در بازار مسکن و تأثیر بر آن را ندارد، بنابراین متغیر قیمت طلا از مدل کنار گذاشته می‌شود (درودیان، ۱۳۸۷: ۹۶).

1. Bank Loan
2. Stock Price Index
3. Exchange Rate
4. Gold Price
5. Dutch Disease
6. Oil Income
7. Household Income

رابطه دو عامل درآمد نفت و نرخ ارز بسیار نزدیک است. افزایش در درآمدهای نفتی، از طریق جریان یافتن درآمد ارزی عمده حاصل از فروش نفت به سمت بازار در قالب افزایش مخارج دولت و رشد سرمایه‌گذاری، می‌تواند به رونق و تورم قیمت در بازار کالاهای غیر قابل مبادله (غیر تجاری) بیانجامد، چون در این شرایط، به دلیل کاهش نرخ ارز و رونق واردات، به طور معمول کالاهای قابل مبادله (تجاری) که امکان واردات از خارج دارند، افزایش قیمت نخواهند داشت و بار تورم بر دوش کالاهای غیرتجاری است. بدین ترتیب، بیماری هلندی باعث بروز تورم در بازارهایی مثل بازار مسکن می‌شود (ملایری‌فر، ۱۳۸۸). لذا به واسطه آنکه تأثیر درآمدهای نفتی بر تقویت بخش غیرتجاری (مسکن) و تضعیف بخش تجاری- بیماری هلندی- از کانال کاهش نرخ ارز صورت می‌گیرد، در اینجا عامل نرخ ارز را علاوه بر نقش آن به عنوان یک بازار دارایی، نماینده فاکتور درآمد نفتی نیز محسوب کرده و لذا متغیر درآمد نفت از مدل کنار گذاشته می‌شود. این امر از این جهت نیز قابل توجیه است که افزایش درآمد نفت در یک دوره زمانی لزوماً به معنای تزریق آن به اقتصاد در همان دوره و به همان میزان نبوده، حال آنکه نوسانات نرخ ارز در هر دوره تحت تأثیر میزان ارز تزریق شده قرار گرفته و می‌تواند در درون خود، منعکس کننده اطلاعات مربوط به نحوه خرج کرد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت نیز باشد.

$$HP = f(LP, CC, HN, BL, SPI, ER, HI) \quad (۱۶)$$

۵- طراحی و برآورد الگو

برای برآورد مدل در این تحقیق، از تکنیک خود توضیح با وقفه‌های توزیعی^۱ استفاده می‌شود. دلیل استفاده از تکنیک ARDL این است که در این مقاله، هدف آن است که در کنار تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل، ارتباط بلند مدت متغیرهای مدل نیز برآورد گردد. علاوه بر این، تلاش می‌شود مشخص شود که چند دوره زمانی طول می‌کشد تا اثر یک شوک وارد شده بر مدل تعدیل شود.

پسران و شین (Pesaran & Shin, 1995) ثابت کردند که اگر بردار هم‌انباشتگی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد، به‌دست آید، علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. به‌علاوه، آنها نشان می‌دهند که یکی از مزایای استفاده از روش ARDL این است که بدون توجه به $I(0)$ یا $I(1)$

1. Auto regressive Distributed Lag

بودن متغیرها، می‌توان برآوردهای سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست آورد (جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده، ۱۳۸۶: ۳۲).

در این روش پس از تصریح مدل، باید تعداد وقفه‌های بهینه یکایک متغیرها، اعم از درونزا و برونزا را تعیین کرد. وقفه بهینه متغیرها بر اساس معیارهای \bar{R}^2 ، آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و یا حنان-کوین (HQC) تعیین می‌گردد.^۱ ممکن است وقفه بهینه بر اساس تمامی ضابطه‌های \bar{R}^2 ، AIC، SBC و HQC، یکسان نباشد. اگر معیارهای فوق تعداد وقفه بهینه متفاوتی را پیشنهاد نمایند، معمولاً وقفه بهینه بر اساس معیار SBC که کمترین تعداد وقفه را پیشنهاد می‌کند، انتخاب می‌شود. شایان ذکر است که نرم‌افزار میکروفیت (MICROFIT) به کاربر این امکان را می‌دهد که از بین $(m+1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شده، با استفاده از یکی از چهار معیار \bar{R}^2 ، آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و یا حنان-کوین (HQC)، الگویی را برگزیند که تعداد وقفه‌های آن در مقایسه با سایر الگوها، بهینه باشد. پس از تصریح شکل بهینه اقتصادسنجی مدل، برآوردی از ضرایب متغیرهای الگو ارائه می‌شود. این ضرایب نشان‌دهنده پویایی‌های مدل در کوتاه‌مدت هستند.

در مرحله بعد، این مساله بررسی می‌شود که آیا بین متغیرهای الگو ارتباط تعادلی بلندمدت وجود دارد و یا در واقع هدف در این مرحله، آزمون این نکته است که آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت برآوردشده، به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟ برای این آزمون، از آماره t ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (Banerjee, Dolado & Master, 1992) استفاده می‌شود. اگر آماره t برآورد شده از مدل، از آماره t ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت، رد شده و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. همچنین می‌توان مدل تصحیح خطا^۲ (ECM) مربوط به الگوی انتخاب شده در روش ARDL را برآورد نمود؛ به این ترتیب که پس از آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها، جمله خطای مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی با یک وقفه زمانی را، به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول

۱. مقدار حداکثر هر یک از معیارهای \bar{R}^2 ، AIC، SBC و HQC تعیین کننده وقفه بهینه است. برای تعیین وقفه بهینه، مدل رگرسیون با وقفه‌های متفاوت برآورد می‌گردد و مقادیر هریک از معیارهای مذکور در وقفه‌های متفاوت با هم مقایسه می‌شوند. وقفه بهینه بر اساس هر کدام از معیارهای \bar{R}^2 ، AIC، SBC و HQC، وقفه‌ای است که در آن وقفه، مقادیر ضابطه‌های مورد اشاره حداکثر است.

2. Error Correction model

سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش OLS ضرایب برآورد می‌گردند. ضریب جمله تصحیح خطا^۱ (ECT)، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

به واسطه جمع‌آوری داده‌های مربوط به قیمت خرید و فروش زمین و مسکن در مناطق شهری کشور از ابتدای سال ۱۳۷۰ و فقدان آمار رسمی سال‌های قبل از آن، دوره تحقیق محدود به دوره ۸۷-۱۳۷۰ است که به کارگیری داده‌های فصلی علاوه بر کمک به تحلیل دقیق‌تر روابط، مساله طول نسبتاً کوتاه دوره زمانی داده‌ها را به طور قابل توجهی مرتفع می‌کند. تمامی متغیرهای مورد استفاده با استفاده از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی تورم زدایی و تبدیل به مقادیر حقیقی شده‌اند.

ابتدا باید مدل را با روش OLS برای تمام ترکیب‌های ممکن بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. در صورت استفاده از داده‌های فصلی، حداکثر تعداد وقفه متغیرها در نرم‌افزار میکروفیت، سه وقفه تعیین می‌شود (جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده، ۱۳۸۶: ۴۷). سپس در مرحله بعد، با استفاده از یکی از چهار معیار R^2 تعدیل شده، آکائیک، شوارز - بیزین و یا حنان - کوئین، یکی از $(m + 1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شده انتخاب می‌گردد. تعداد معادله تخمین زده شده، برابر $(m + 1)^{k+1} = (3 + 1)^{8+1} = 262144$ است. زیرا حداکثر تعداد وقفه $m = 3$ در نظر گرفته شده و هشت متغیر نیز $(k = 8)$ در مدل وجود دارد.

نرم افزار میکروفیت از میان ۲۶۲۱۴۴ معادله رگرسیون برآوردی، مدل $ARDL(1,1,0,3,0,0,0,0)$ را با توجه به معیار شوارز - بیزین، شکل بهینه برای برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت تشخیص داد. نتایج تخمین این مدل در جدول (۱) ارائه شده است.

به غیر از حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز، بقیه متغیرها در سطح ۵ درصد معنی دارند. نتایج مدل بیانگر آن است که یک واحد افزایش در قیمت مسکن در دوره گذشته، باعث افزایش ۰/۵۴ واحدی در قیمت مسکن دوره جاری می‌شود و یک واحد افزایش در قیمت زمین در دوره جاری، باعث افزایش ۰/۶۳ واحدی در قیمت مسکن دوره جاری شده ولی یک واحد افزایش در قیمت زمین در دوره گذشته، باعث کاهش ۰/۳۹ واحدی در قیمت مسکن در دوره کنونی می‌شود. هزینه ساخت بنا بدون وقفه در مدل ظاهر شده و افزایش هزینه ساخت مطابق انتظارات تئوریک باعث افزایش قیمت مسکن در همان دوره می‌شود.

جدول ۱. برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل قیمت مسکن، با استفاده از الگوی ARDL با استفاده از معیار شوارز - بیزین

متغیرهای توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره t [Prob]
HP(-1)	0.5462	0.089705	6.0889[.000]
LP	0.63583	0.11733	5.4193[.000]
LP(-1)	-0.39062	0.14994	-2.6052[.012]
CC	0.47784	0.15584	3.0662[.003]
BL	.2232E-6	.2483E-6	.89904[.372]
BL(-1)	-.2025E-6	.3055E-6	-.66294[.510]
BL(-2)	.3568E-6	.2769E-6	1.2886[.203]
BL(-3)	-.5454E-6	.1976E-6	-2.7603[008]
SPI	-6.1856	8.9897	-.68808[.494]
ER	-10.9965	9.5171	-1.1555[.253]
HI	0.081665	0.018208	4.4850[.000]
HN	0.60605	0.22166	2.7342[.008]
C	-1792.1	1060	-1.6906[.096]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حجم تسهیلات با سه وقفه در مدل ظاهر و افزایش آن مطابق انتظار باعث افزایش قیمت مسکن در همان دوره شده ولی این افزایش با یک دوره وقفه، در دوره بعد، باعث کاهش قیمت مسکن شده اما در دو دوره بعد باعث افزایش و با سه دوره وقفه باعث کاهش قیمت مسکن می‌شود. اثر نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بر قیمت مسکن، منفی و مطابق انتظار است که نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، افزایش آنها باعث کاهش قیمت مسکن می‌شود که این بیانگر جانشین بودن بازارهای ارز و سهام و بازار مسکن می‌باشد. افزایش یک واحدی درآمد سالانه خانوار باعث افزایش ۰/۰۸ واحدی در قیمت مسکن در همان دوره می‌شود. و همچنین افزایش تعداد واحد مسکونی باعث افزایش قیمت مسکن در همان دوره شده است.

سایر اطلاعات مربوط به برآورد مدل، به شکل زیر است :

$$R - \text{Squared} = .98299$$

$$R - \text{Bar} - \text{Squared} = .97935$$

$$DW - \text{statistic} = 2.0875$$

$$\chi_{sc}^2 = 4.7973[0.309]$$

$$\chi_F^2 = 1.4599[0.227]$$

$$\chi_N^2 = 16.1816[0.000]$$

$$\chi_H^2 = 7.0929[0.008]$$

آزمون‌های تشخیص صحت الگو در بالا ذکر شده‌اند که در آن: χ^2_{SC} ، χ^2_F ، χ^2_N و χ^2_H آماره‌های ضریب لاگرانژ^۱ است که به ترتیب، همبستگی سریالی جملات پسماند، تصریح فرم تابعی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی را مورد آزمون قرار می‌دهند. نتیجه آزمون خودهمبستگی حاکی از عدم مشکل خودهمبستگی در مدل می‌باشد. برای آزمون تصریح مدل، آزمون رمزی^۲، تصریح صحیح مدل را نشان می‌دهد. بر طبق نظر شرستا و چودهاری (Shrestha & Chowdhury, 2005) "از آنجایی که سری‌های زمانی شکل دهنده مدل ARDL به طور بالقوه از رتبه جمعی $I(0)$ و $I(1)$ ترکیب شده‌اند، وجود ناهمسانی واریانس طبیعی است."

فرض نرمالیتی یک فرض الزامی برای مدل رگرسیون نیست و از این فرض در صورتی استفاده می‌شود که بخواهیم فاصله اطمینان بسازیم یا آزمون فرضیه انجام دهیم. برای محاسبه ضرایب بلند مدت مدل، از همان مدل پویای کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. اما مطابق تئوری، پیش از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت باید از صحت فرض وجود همجمعی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد. شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر شده و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود:

$$\frac{0.5462 - 1}{0.089705} = -5.058$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود همجمعی یا رابطه بلند مدت می‌باشد و با توجه به اینکه قدر مطلق t به دست آمده $(-5/058)$ از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح یک درصد $(-4/92)$ بزرگتر می‌باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود یک رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود.

در بلندمدت به غیر از حجم تسهیلات و شاخص قیمت سهام و نرخ ارز، بقیه متغیرها در سطح یک درصد معنی دارند. معمولاً وقتی یک الگوی خود توضیح برآورد می‌شود، با توجه به کثرت پارامترها و وجود همخطی (درودیان، ۱۳۸۷: ۹۵)، انتظار نمی‌رود که کلیه ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار باشند اما ممکن است که ضرایب در مجموع بر اساس آماره آزمون F معنی‌دار بوده باشند (نوفرستی، ۱۳۸۷: ۱۱۲). از آنجایی که $F = 269.6948[0.000]$ ، بنابراین مدل معنی‌دار است و معنادار نبودن بعضی از ضرایب، خللی به مدل وارد نمی‌سازد.

-
1. Lagrange Multiplier Test
 2. Ramsey's Reset

جدول ۲. برآورد ضرایب بلندمدت مدل قیمت مسکن، با استفاده از الگوی ARDL

متغیرهای توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره t [Prob]
LP	.54034	.18507	2.9196[.005]
CC	1.0530	.27258	3.8630[.000]
BL	-.3700E-6	.4190E-6	-.88294[.381]
SPI	-13.6309	19.0339	-.71614[.477]
ER	-24.2322	21.3768	-1.1336[.262]
HI	.17996	.036468	4.9347[.000]
HN	1.3355	.37202	3.5899[.001]
C	-3949.2	2149.7	-1.8371[.072]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قیمت زمین در بلند مدت دارای رابطه مثبت با قیمت مسکن می‌باشد که در سطح یک درصد معنی‌دار است. هزینه ساخت بنا نیز معنی‌دار بوده و در بلندمدت رابطه‌ای مثبت با قیمت مسکن دارد. حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن در بلندمدت رابطه‌ای منفی با قیمت مسکن دارد و بیانگر آن است که نه تنها این متغیر در بلندمدت باعث افزایش قیمت مسکن نشده بلکه بر اساس یافته‌های تحقیق حتی رابطه‌ای منفی بین حجم تسهیلات و قیمت مسکن برقرار است. شاخص قیمت سهام و نرخ ارز با قیمت مسکن رابطه عکس دارند و بیانگر آن است که بازارهای ارز، سهام و مسکن، جانشین یکدیگر بوده و رکود در یک بازار باعث رونق گرفتن بازار دیگر خواهد شد. درآمد سالانه خانوار نیز اثری مطابق انتظار داشته و افزایش آن در بلندمدت باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. تعداد واحد مسکونی رابطه‌ای مثبت با قیمت مسکن دارد و بیانگر آن است که نه تنها این متغیر در بلندمدت باعث کاهش قیمت مسکن نشده بلکه حتی رابطه‌ای مثبت با قیمت مسکن دارد. پس از الگوی بلند مدت، الگوی تصحیح خطا برآورد می‌شود. به این ترتیب که پس از آزمون همجمعی بین متغیرها، جمله خطای مربوط به رگرسیون همجمعی با یک وقفه زمانی را به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش OLS، ضرایب الگو برآورد می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا ECT، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول (۳) ارائه شده است. در نتیجه تخمین الگوی تصحیح خطا، ضریب جمله تصحیح خطا برابر $0/4538$ - است که در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. بر اساس این رقم، در هر دوره (فصل) حدود ۴۵ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن، تعدیل می‌شود و حدود $2/5$ فصل طول می‌کشد که یک شوک به تعادل بلند مدت برسد.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره t [Prob]
dLP	.63583	.11733	5.4193[.000]
dCC	.47784	.15584	3.0662[.003]
dB�	.2232E-6	.2483E-6	.89904[.372]
DBL1	.1886E-6	.1454E-6	1.2967[.200]
DBL2	.5454E-6	.1976E-6	2.7603[.008]
dSPI	-6.1856	8.9897	-.68808[.494]
dER	-10.9965	9.5171	-1.1555[.253]
dHI	.081665	.018208	4.4850[.000]
dHN	.60605	.22166	2.7342[.008]
dC	-1792.1	1060.0	-1.6906[.096]
ecm(-1)	-.45380	.089705	-5.0588[.000]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶- نتایج و پیشنهادات

۶-۱- نتایج

نتایج برآورد مدل پویا، حاکی از آن است که متغیر قیمت زمین در توضیح رفتار قیمت مسکن بسیار تأثیرگذار است؛ به طوری که یک واحد افزایش در قیمت زمین، باعث افزایش ۶۳٪ واحدی در قیمت مسکن در شهر کرمانشاه می‌شود. از دیگر یافته‌های بارز مطالعه، 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 است. علاوه بر این، معلوم شد که عواملی چون قیمت زمین و هزینه ساخت بنا، از قدرت قابل توجهی برای توضیح رفتار قیمت مسکن در شهر کرمانشاه برخوردارند. مقدار ضریب جمله تصحیح خطا، بیانگر این است که در هر دوره (فصل) حدود ۴۵ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن، تعدیل می‌شود.

۶-۲- پیشنهادات

اتخاذ سیاست‌هایی با هدف کنترل قیمت زمین و یا دست کم کاهش نرخ رشد بلند مدت قیمت آن، از جمله ضروری‌ترین سیاست‌های مورد نیاز در کنترل قیمت مسکن در شهر کرمانشاه است. با توجه به محدودیت زمین مسکونی در شهر کرمانشاه، استفاده بهینه از اراضی بایر موجود و البته ساختمان‌های کلنگی و بافت‌های فرسوده ضرورت دارد. در این زمینه، تعیین سیاست‌ها و جهت‌گیری‌های مشوق انبوه‌سازی با هدف استفاده بیشتر از فضا در یک مترآژ مشخص زمین باید مورد توجه بیشتر قرار گیرد.

- از آنجا که عدم تعادل در بازار مصالح ساختمانی و شکاف بین تولید و تقاضای این محصولات، یکی از عوامل اصلی افزایش هزینه ساخت بنا است که زمینه‌های افزایش در قیمت مسکن را فراهم می‌آورد، پیشنهاد می‌شود ظرفیت تولید مصالح ساختمانی جهت رفع زمینه افزایش قیمت مصالح و مسکن، افزایش یابد.

- جهت جلوگیری از افزایش هزینه ساخت بنا و افزایش قیمت مسکن ناشی از آن، پیشنهاد می‌شود در انجام و اتمام عملیات ساختمانی تسریع شود.

- با توجه به نقش بازارهای مالی شامل بازار پول و بازار سرمایه در جذب نقدینگی سوداگران و ایفای نقش ضربه‌گیر برای بازار کالا بویژه دارایی‌های حقیقی، پیشنهاد می‌شود نسبت به نهادسازی و تقویت نهادهای مالی و همچنین اصلاح فرهنگ عمومی جهت توجه بیشتر به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی به جای خرید مستغلات، برنامه‌ریزی شود.

- با توجه به وجود تقاضای بالقوه انباشته در بازار مسکن و عدم تعادل موجود، پیشنهاد می‌شود با هدف جلوگیری از تحریک تقاضای بالقوه و افزایش قیمت مسکن، سهم تسهیلات بانکی اعطایی برای خرید مسکن کاهش و در مقابل، سهم تسهیلات بانکی اعطایی جهت ساخت مسکن افزایش یابد و سپس تسهیلات تخصیص یافته جهت ساخت مسکن به قراردادهای بلندمدت فروش اقساطی و اجاره به شرط تملیک تبدیل گردد.

فهرست منابع

- اثنی‌عشری، ابوالقاسم و فرهانیان، سید محمدجواد (۱۳۸۶) بررسی حساسیت عوامل اثرگذار بر تقاضای مؤثر مسکن در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۴۱ و ۴۲.
- باستانی، علی‌رضا و رضایی، جواد (۱۳۸۷) تحلیلی بر بازار مسکن؛ مجله بررسی‌های بازرگانی، شماره ۳۰.
- برانسون، ویلیام، اچ. (۱۳۸۶) تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان؛ ترجمه عباس شاکری؛ تهران: انتشارات نشر نی، چاپ دهم.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک مایکروفیت؛ تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول.
- جعفری صمیمی، احمد و علمی، زهرا (میلاد) و هادی‌زاده، آرش (۱۳۸۶) عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲.
- جهانی، محمود (۱۳۸۶) عوامل مؤثر بر افزایش قیمت مسکن؛ روزنامه اعتماد، شماره ۱۶۱۵.
- حیدری، حسن و سوری، امیررضا (۱۳۸۹) بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۲.
- خلیلی عراقی، منصور و موسوی، سایه (۱۳۷۹) تابع عرضه مسکن در ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۷.
- خیابانی، ناصر (۱۳۸۲) عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۴.
- چگنی، علی (۱۳۸۳) بررسی شاخص‌های کلان بخش مسکن؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۵ و ۳۶.
- درودیان، حسین (۱۳۸۷) تحلیل نوسانات قیمت مسکن در تهران و عوامل مؤثر بر آن؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- رفعتی، پریسا (۱۳۸۲) نقش سیاست‌های اعتباری بانکی بر روی رشد و گسترش بخش مسکن شهری؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).
- رفیعی، مینو (۱۳۸۲) سرمایه‌گذاری در مسکن در مناطق مختلف کشور؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۴.
- سامتی، مرتضی و معینی، شهرام (۱۳۸۶) بازار زمین، مضیقه دستوری و بحران قیمت‌ها (مطالعه موردی شهر اصفهان)؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۱.

- سهیلی، کیومرث (۱۳۸۷) تقاضای انرژی؛ نظریه‌ها، مدل‌ها و الگوهای کاربردی برای ایران؛ کرمانشاه: انتشارات دانشگاه رازی، چاپ اول.
- عابدین درکوش، سعید و رحیمیان، سارا (۱۳۸۸) تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۸۵-۱۳۷۰) با تأکید بر گروه بندی شهری؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۶.
- عاقلی کهنه‌شهری، لطفعلی (۱۳۸۶) تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۰.
- عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸۸) تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره اول.
- عسگری، حشمت اله و چگنی، علی (۱۳۸۶) تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵)؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۰.
- قرشی، منیره سادات (۱۳۸۵) بررسی تأثیر درآمدهای بخش نفت بر قیمت و سطح فعالیت مسکن در ایران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.
- کازرونی، سید علی‌رضا (۱۳۷۵) عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در ایران؛ مجموعه مقالات سومین سمینار سیاست‌های توسعه مسکن در ایران، دانشگاه تهران، جلد دوم.
- کرمی، افشین و ایزدی، مهرداد (۱۳۸۳) بررسی وضع مسکن و علل افزایش قیمت آن؛ مجله بررسی‌های بازرگانی، شماره ۹.
- گجراتی، دامودار (۱۳۸۵) مبانی اقتصادسنجی؛ ترجمه: حمید ابریشمی؛ تهران: انتشارات دانشگاه تهران، جلد دوم.
- ملایری‌فر، مژگان (۱۳۸۸) گزارش تحلیلی علل افزایش قیمت مسکن و سیاست‌های اجرایی لازم در جهت کاهش آن؛ ماهنامه اداره مدیریت ریسک، شماره ۱۰۹.
- مدیریت امور عمران شهری و مسکن (۱۳۷۰) تحلیل علل افزایش قیمت مسکن و سیاست‌های پیشنهادی؛ سازمان برنامه و بودجه.
- نجف‌راد، خسرو (۱۳۷۹) بررسی مسائل اقتصادی بخش مسکن و عوامل مؤثر در عرضه و تقاضای آن؛ سازمان برنامه و بودجه مازندران، معاونت هماهنگی و برنامه‌ریزی.
- نجفی، بنفشه (۱۳۸۵) سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه مسکن در مناطق شهری کشور طی سال‌های (۸۱-۱۳۷۰)؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۷ و ۳۸.

نصراللهی، خدیجه؛ طیبی، سید 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، شماره ۴۵.

نوفروستی، محمد (۱۳۸۷) ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی؛ تهران: خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.

یزدانی، فردین و الیاسی، طهمورث (۱۳۸۰) بررسی اقتصادی عرضه و تقاضای مسکن در مناطق شهری استان اصفهان؛ سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان اصفهان، معاونت برنامه‌ریزی و هماهنگی.

یزدانی بروجنی، فردین (۱۳۷۹) حباب مسکن عامل نوسانات اقتصادی؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۱.

Abelson, P. et al. (2005) Explaining House Prices in Australia: 1970-2003; Economic Record, Vol.81, Issue 1.

Banerjee, A.; J. J. Dolado and Master, R. (1992) On Some Simple Test For Cointegration: The Cost Simplicity; Bank of Spain Working Paper, No. 9302.

Chen, Ming - Chi and Patel, Kanak (1998) House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market; Journal of Asian Real Estate Society, Vol. 1, No. 1: 121-137.

Davidoff, Thomas (2005) A House Price is Not a Home Price: Land Structures and the Macroeconomy; Haas University of Business.

Dipasquale, Y. V. & Wheaton, S. S. (1994) Estimation the Consumption and Investment Demand For Owner-Occupied Housing; The Review of Economic and Statistics: 127-141.

Egert, Balazs and Carol S. Leonard (2008) Dutch Disease Scare in Kazakhstan: Is it real?; Open Economies Review, Vol. 19, No. 2.

Johnstone, Harvey and Watuwa, Richard (2007) House Price in Canada: An Empirical Investigation; Journal of Urban Economics, Vol. 35, No. 1: 1-27.

Ludwig, Alexander and Slok, Torsren (2004) The Relationship Between stock Price, House Price and Consumption in OECD Countries; Mannheim University.

Mankiw, N. G. and Weil, D. N. (1989) The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market; Journal of Regional Science and Urban Economics, Vol. 19, No. 2: 235-258.

McQuinn, Kieran (2004) The Irish Housing Sector A Financial Stability Assessment; Financial Stability Report: 77-78.

- Muellbauer, J. and Murphy, A. (1994) Explanation of Regional House Prices in the UK; University College Dublin, Department of Economics working Paper, No. 94.
- Muth, Richard F. (1972) Demand For Non - Farm Housing; in Readings in Urban Economics, Edited by Edel, Matthew and Rathenberg.
- Oikarinen, Elias (2007) Studies on Housing Price Dynamics; Turku School of Economics, Sarja/Series A-9.
- Poterba, James M. (1984) Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach; The Quarterly Journal of Economics: 729-752.
- Shrestha M. B. & Chowdhury, K. (2005) ARDL Modeling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis; Economics Working Paper Series, University of Wollongong.
- Smith, Barton A. (1981) The Supply of Urban Housing; The Quarterly Journal of Urban Economics, Vol. 30: 36-48.
- Taltavull de La Paz, Paloma (2003) Determinants of Housing Prices in Spanish Cities", Journal Investment and Finance, Vol. 21, Issue 2: 109-137.