فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال دوازدهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۹۱ ـ صفحات ۱۴۰-۱۱۳

بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه موثر بر بخش مسکن بر قیمت مسکن در ایران

امیر رضا سوری [۱]
حسن حیدری [۲]
حسین افضلی [۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۷/۱۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۰/۷/۲۴

چکیده

هدف این مقاله، بررسی رابطه بین نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران می‌باشد. در این راستا از چندین الگوی خودرگرسیونی برداری VAR استفاده شده است که شامل متغیرهای نرخ سود وام‌های بانکی و متغیرهای حجم پول در گردش (شامل نرخ رشد پایه پولی و نرخ رشد نقدینگی) و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیرهای تعیین‌کننده طرف تقاضا و هزینه‌های خدمات ساختمانی و نیز ساخت مسکن جدید به عنوان متغیرهای تعیین‌کننده سمت عرضه می‌باشند.

در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۸۶-۱۳۷۰ شش مدل مختلف برآورد گردید، و نتایج مدل‌ها نشان داد که با کاهش نرخ سود وام‌های بانکی هزینه استقراض از سیستم بانکی کاهش یافته و در نتیجه، تقاضا برای مسکن توسط خانوارها افزایش می‌یابد و به عبارتی، سیاست کنترل نرخ های سود تسهیلات بانکی که یکی از شیوه‌های سرکوب مالی در یک اقتصاد، است، موجب انتقال منابع به بخش مسکن و فرار منابع از بخش بانکی خواهد شد.

طبقه‌بندی JEL: R31، R21، G12،E43

واژگان کلیدی: *مسکن، قیمت مسکن، نرخ سود سپرده‌های بانکی، مدل خودرگرسیونی برداری، ایران.*

---

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد و عضو هیات علمی موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی amirsoory@yahoo.com
۲. دکترای اقتصاد و عضو هیات علمی موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی hassanheydari78@yahoo.com
۳. پژوهشگر موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی hafzali43@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

مسکن که مانند خوراک و پوشاک، یکی از احتیاجات اساسی و اولیه انسان است، در تمام دوران حیات بشر به خصوص در قرن اخیر که شهرنشینی با سرعت زیادی افزایش یافته است، از مسائل مهم اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف بوده است و دولت‌ها تلاش می‌کنند تا با مدیریت برنامه‌ریزی و سیاستگذاری، راه‌حل‌هایی برای پاسخ به مشکلات آن بیابند. اگرچه وقتی راه‌حل‌ها و مکانیزم‌های منتخب دولت برای برخورد با مشکلات قادر به پاسخگویی و حل معضلات نباشد، آن مشکلات رو به پیچیدگی گذاشته و در عین حال عمق بیشتری می‌یابند و در نهایت، منجر به بروز اعتراضات عمومی و بحران خواهند شد.

توجه به بخش مسکن و حل مشکل آن مختص کشورهای جهان سوم نیست، اما ابعاد این مشکل در کشورهای در حال توسعه وسیع تر می‌باشد. کشور ما نیز با معضلات و مشکلات خاص مربوط به آن روبرو می‌باشد، به طوری که در ۱۵ سال گذشته، بازار مسکن یکی از پرنوسان‌ترین بخش‌های اقتصادی و تحت تاثیر عوامل کلان اقتصادی بوده است.

مطالعات مختلفی در سال‌های اخیر در زمینه اقتصاد مسکن صورت گرفته که در بخش بعدی به آنها اشاره شده و با این حال به نظر می‌رسد که کمتر به ارتباط بین نرخ سود وام‌های بانکی و تاثیرگذاری آن بر روی تقاضا برای مسکن پرداخته شده و با مروری بر مطالعات داخلی و خارجی، درمی یابیم که به بخش بانکی به عنوان بخشی مهم و تاثیرگذار در تقاضای مسکن توجه شده است، لذا در این مقاله قصد داریم با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی برداری رابطه بین نرخ سود وام‌های بانکی با شاخص قیمت مسکن در ایران را بررسی کنیم. با این توضیح، فرضیه‌ای که در این مقاله بررسی خواهد شد، عبارت است از «بین نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت مسکن رابطه‌ای منفی برقرار است».

۲. مطالعات انجام شده

۲-۱. مطالعات داخلی

اسد سنگابی‌فرد (۱۳۶۹)، با استفاده از اطلاعات سال ۱۳۶۴ تقاضای مسکن شهری را در ۲۲ استان کشور با استفاده از داده‌های مقطعی و در سه فرم خطی، خطی- لگاریتمی و نیمه لگاریتمی برآورد کرده و نتیجه گرفته که تقاضا برای واحدهای مسکونی بر حسب سطح زیربنا در مقایسه با تقاضا برای واحدهای مسکونی بر حسب تعداد ساختمان‌ها نسبت به تغییرات قیمت و درآمد حساس است و با افزایش قیمت، افراد تقاضای خود را به سوی واحدهای مسکونی با زیربنای کمتر منتقل می‌کنند.

Archive of SID

www.SID.ir

عیان‌بد (۱۳۷۴)، با استفاده از اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۶۸ مناطق شهری و روش حداقل مربعات معمولی[1] سعی در پیش‌بینی تقاضای موثر مسکن در طی سال‌های دهه ۷۰ با استفاده از متغیرهای شاخص هزینه سالیانه مسکن یک خانوار در کل کشور ، شاخص هزینه زندگی سالیانه یک خانوار در کل کشور ، شاخص هزینه‌های خوراکی و دخانی سالانه یک خانوار در کل کشور ، شاخص بهای مسکن و متوسط بعد خانوار در کل کشور کرده است. به عبارتی، وی این پیش‌بینی را براساس روابطی که بین شاخص هزینه سالیانه مسکن یک خانوار در کل کشور با میزان تقاضای مسکن در کل کشور برقرار می‌باشد، انجام داده است. براساس تخمین مزبور، کشش‌های درآمدی و قیمتی به ترتیب برابر ۱/۲۱ و ۰/۷۶ می‌باشند.

شیرین‌بخش (۱۳۷۵)، در قالب طرحی به نام "ارتباط بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی" به طراحی مدلی برای تخمین تقاضا، به عرضه و سرمایه‌گذاری مسکن می‌پردازد، اما تاکید اصلی وی، بر تقاضای موثر مسکن است. وی بیان می‌کند که در تدوین سیاست‌های مسکن، سعی می‌گردد تا به جای تکیه بر نیازها، به تقاضای موثر توجه گردد؛ زیرا برنامه‌ریزی براساس نیازها می‌تواند به رهنمودهای نارسایی منجر گردد. شیرین‌بخش در برآورد مدل خود، معادلات رفتاری را به روش حداقل مربعات معمولی و با استفاده از داده‌های سری زمانی تخمین می‌زند. وی درآمد خانوار، اعتبارات مسکن، دارایی خانوار و قیمت مسکن را از عوامل تاثیرگذار بر تقاضای موثر مسکن می‌داند.

یزدانی (۱۳۸۲) با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۶ تابع مخارج مسکن و تابع تقاضای مسکن در بخش شهری را برآورد کرده است. از عمده نتایج این تحقیق آن است که کشش مخارج واقعی مسکن خانوار نسبت به قیمت مسکن حدود ۰/۲۸- است. این شاخص برای خانوارهای شهری با درآمد پایین (۴۰ درصد رده‌های پایین درآمدی) حدود ۰/۹- برآورد شده است که نشان می¬دهد کشش قیمتی برای خانوارهای با درآمد پایین دارای قدرمطلقی بیش از متوسط خانوارهاست. در این مطالعه، در تابع تقاضای مسکن، کشش درآمدی برابر با ۰/۷ می‌باشد و نشان داده شده که تقاضا برای مسکن نسبت به نرخ سود مورد انتظار حساس است. براساس مدل کلان سرمایه‌گذاری مسکن در کل کشور که در این مطالعه برآورد شده است، متغیرهای حجم پول، نرخ سود مورد انتظار، تولید ناخالص ملی و میزان تسهیلات اعطایی در بخش مسکن، بیشترین عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری شناخته شدند. در این مدل، ضریب کشش سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به تولید ناخالص ملی بیشتر از یک است که نشان دهنده اهمیت بالای بخش مسکن در اقتصاد

1. Ordinary Least Square (OLS).

Archive of SID

www.SID.ir

ایران است. علاوه‌براین، وی کشش قیمتی عرضه ساختمان را - براساس تعداد واحدهای مسکونی به اتمام رسیده تقریب شده - بیشتر از یک برآورد کرده است.

جلالی نائینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۲) با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری، تاثیر متقابل شاخص قیمت مسکن به عنوان مهم‌ترین دارایی در دسترس افراد در ایران بر نوسانات تولید و همچنین واکنش آن بر شوک‌های پولی و نحوه استفاده از ارزش دارایی‌ها در اتخاذ سیاست‌های پولی در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که، سهم حجم پول در درازمدت در توضیح تغییرات قیمت مسکن بیشتر از سایر متغیرهاست. از طرفی، سهم عمده‌ای از نوسانات قیمت مسکن توسط خود شاخص قیمت مسکن توضیح داده می‌شود، به این معنا که تغییرات کوچک در قیمت مسکن، انتظارات تورمی را بالا می‌برد و در نتیجه، اثر نوسانات باقی می‌ماند. از نتایج دیگر این مطالعه، وجود ارتباط معکوس بین شاخص قیمت واقعی مسکن و شاخص قیمت کالاهای وارداتی در بلندمدت است. قیمت مسکن پس از تقریباً شش فصل (یک سال و نیم) به بیشترین مقدار خود در پاسخ به شوک پولی می‌رسد و سپس اثر شوک به تدریج طی چند سال از بین می‌رود.

خیابانی (۱۳۸۲) با استفاده از روش الگوی خود توضیح با وقفه گسترده[1] (ARDL) به بررسی و تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر حجم پول، نرخ ارز، GDP و شاخص قیمت سهام بر نوسانات قیمت مسکن پرداخته است. وی در این مطالعه برای تفکیک اثرات شوک‌های مثبت و منفی روی قیمت مسکن و به عبارت دیگر، برای تمیز دادن اثر متقارن و نامتقارن شوک‌ها، از الگوی تعدیل شده ARDL استفاده می‌کند. براساس یافته‌های این مطالعه، حساسیت قیمت واقعی مسکن به یک درصد تغییر در تراز واقعی پول، در بلندمدت ۰/۸۶ و در کوتاه مدت ۰/۳۴ برآورد شده است. همچنین واکنش قیمت واقعی مسکن به تولید واقعی در بلندمدت ۰/۸۹- و در کوتاه‌مدت ۰/۳ برآورد گردیده است.

جلالی نایینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۳) در چارچوب طرح جامع مسکن به پیش‌بینی قیمت و عرضه مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) برای تهران و کلیه مناطق شهری پرداخته‌اند. وی از متغیرهایی چون نرخ ارز، GDP بدون نفت، نرخ تورم، حجم پول و شاخص قیمت مصالح ساختمانی برای پیش‌بینی عرضه عرضه مسکن در تهران، از متغیرهای قیمت مسکن، نرخ تورم، شاخص قیمت مصالح ساختمانی، حجم پول و GDP بدون نفت استفاده کرده‌اند. براساس نتایج این مطالعه، عرضه مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) در کلیه مناطق شهری در پایان سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۸۳ تغییر چندانی نخواهد کرد. براساس پیش‌بینی

1. Auto Regressive Distributed Lag Model.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعه که در سال ۱۳۸۳ انجام شده، طی سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ رکود و سپس در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ و نیمه اول سال ۱۳۸۷ شاهد رونق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان خواهیم بود، لیکن چرخه رکود باردیگر از نیمه دوم سال ۱۳۸۷ آغاز خواهد شد. در سال ۱۳۸۴ قیمت واقعی مسکن کاهش خواهد یافت ولی در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ شاهد افزایش قیمت مسکن در تهران خواهیم بود.

زارعپور (۱۳۸۵) اثر متغیرهای کلان بر قیمت مسکن را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۸۲- ۱۳۴۹ 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 تاثیر مثبت داشته و اثر تغییرات تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در فصل تامین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده، بر قیمت مسکن تاثیر معکوس دارد.

جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده (۱۳۸۶) با داده‌های فصلی ۸۴- ۱۳۸۴ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده به بررسی عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداختند. در این مطالعه از مدل اقتصاد کلانی استفاده شد که دارای پایه‌های اقتصاد خردی است و در آن از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده گردید. نتایج حاصل از برآورد، بیانگر این واقعیت بود که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند و متغیرهای سمت عرضه بر قیمت مسکن تاثیر زیادی دارند. بنابراین با اعمال سیاست‌های پولی مناسب در جهت کنترل نرخ تورم و شاخص‌های قیمتی مرتبط با بخش مسکن، از جمله شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تا حد زیادی می‌توان از افزایش بی‌رویه قیمت مسکن جلوگیری کرد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری» اثر سیاست‌های پولی بر حباب قیمت مسکن را با استفاده از روش داده‌های ترکیبی (پانل) طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴، برای ۱۸ کشور (از جمله ایران) مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که متغیرهای سیاست پولی و متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها، از عوامل موثر بر حباب قیمت مسکن می‌باشند و سیاست پولی، سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را در ایران و کشورهایی که دارای نسبت قیمت به اجاره بالاتری هستند، به خود اختصاص داده است.

Archive of SID

www.SID.ir

عابدین درکوش و رحیمیان(۱۳۸۸)در مقاله‌ای تحت عنوان «تحلیل عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره ۸۵-۱۳۷۰: با تاکید بر گروه‌بندی شهری» به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در بین استان‌های کشور طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که اثر متغیرهای اقتصادی بر قیمت مسکن در گروه‌های شهری مختلف متفاوت است برای مثال در تهران متغیرهایی مانند حجم نقدینگی و درآمد خانوار تاثیر بیشتری بر قیمت مسکن نسبت به شهرهای دیگر دارند و در مقابل، در نقاط شهری کوچک و بزرگ متغیر هزینه ساخت نقش بیشتری نسبت به تهران ایفا می‌کند. از دیگر نتایج این مطالعه این بود که اثر قیمت زمین بر قیمت مسکن در تمامی گروه‌های شهری مثبت و نقش آن در تمامی گروه ها تقریباً یکسان بوده است. در این مطالعه، اثر نرخ ارز و نرخ بهره واقعی به عنوان کالای جانشین برای تقاضای سرمایه گذاری مسکن تأیید شد، اما با توجه به اثر بسیار کوچک آن، این متغیرها نقش کلیدی در تعیین قیمت مسکن ندارند.

قلی‌زاده(۱۳۸۸)در مطالعه‌ای به بررسی حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن در ایران با استفاده از داده‌های فصلی سال ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۶ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد حباب در مسکن موضوعی کوتاه مدت است و در بلندمدت، جزء تعیین کننده‌ای در قیمت مسکن است. همچنین در دوره های مختلف در نقاط مختلف شهری کشور، حباب قیمت مسکن شکل گرفته و شدت شکل گیری آن متفاوت بوده است. از دیگر نتایج این مطالعه این بود که نرخ بهره، حجم نقدینگی و قیمت دارایی ها عوامل اصلی تعیین کننده حباب قیمت مسکن در نقاط شهری کشور می‌باشند.

نصراللهی، طیبی، شجری و فروتن (۱۳۸۸) با بهره گیری ازآمارهای دوره زمانی۸۳-۱۳۵۰ نشان دادند که با افزایش درآمدهای نفتی، بخش مسکن دچار رونق گردیده و قیمت افزایش می‌یابد. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه منفی میان نرخ سود تسیلات بانکی و قیمت حقیقی مسکن برقرار است و به عبارتی، جانشین بودن این دوکالا را تایید می‌کند؛ بدین معنا که افزایش نرخ سود موجب بازده بالاتر نگهداری ثروت درمقابل نگهداری مسکن است و در این صورت، تقاضای سوداگری برای مسکن کاهش یافته و لذا قیمت آن کاهش می¬یابد.

عباسی نژاد و یاوری(۱۳۸۷) به عوامل تاثیر گذار بربخش مسکن با تاکید بر ارتباط شوک‌های نفتی و رشد قیمت مسکن پرداخته¬اندکه نتایج آن حاکی است طی سال‌های ۸۴-۱۳۵۲ اثرمتغیرهای نرخ رشدجمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن و شوک‌های نفتی، اثر معنی‌دار و مثبتی بر رشد قیمت مسکن داشته‌اند و تاثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره مورد بررسی، بی معنی بوده است.

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲. مطالعات خارج از کشور

دیسپاسکال و ویتون (Dipasquale & Wheaton, 1994) برای توضیح تعیین قیمت در بلند مدت، مدلی چهار ربعی ارائه کردند که پایه نظری آن مطلوبیت و قید بودجه خانوار است. به نظر آنها، بازار مسکن ترکیبی از دو بازار مستغلات و دارایی می‌باشد. عرضه مسکن در کوتاه مدت ثابت و بدون کشش 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 آهستگی صورت می‌گیرد؛ زیرا ساختمان‌ها به آهستگی و در طی زمان مستهلک می‌شوند. طبق نظر وی اگر درآمد و یا تعداد خانوارها افزایش یابد، این امر منجر به افزایش تقاضا برای مسکن می¬شود که این خود موجب افزایش اجاره و به تبع آن افزایش قیمت مسکن شده، افزایش قیمت مسکن نیز باعث افزایش انگیزه‌های ساخت و ساز و در نتیجه افزایش عرضه مسکن جدید می‌شود. در صورتی که استهلاک ساختمان ها را ثابت فرض کنیم موجودی مسکن افزایش می‌یابد. وی همچنان بیان داشته که با افزایش نرخ بهره، قیمت مسکن کاهش و باعث کاهش فعالیت‌های ساختمانی و به تبع آن کاهش عرضه مسکن جدید و کاهش موجودی ساختمان می¬شود.

میوت (Muth, 1972) مدلی را برای تابع تقاضای مسکن و جریان مسکن (مسکن نو ساز) ارائه می‌کند. به این منظور، وی فرض می‌کند، تعادل بازار مسکن در بلندمدت است و خالص تقاضای جریان مسکن بر مبنای اختلاف میان موجودی مطلوب و بالقوه شکل می‌گیرد، از آنجا که تابع تقاضای موجودی مسکن را از تابع تقاضای خدمات مسکن استخراج می‌کند، در ابتدا رابطه میان اجاره و قیمت هر واحد مسکونی را پیدا می‌کند. بنابراین فرض میوت، اجاره تعادلی، خالص هزینه استهلاک، نگهداری، تعمیر خانه و مالیات را تامین می‌کند که مابه‌التفاوت این دو، خالص بازدهی وام رهنی است. منظور از تعادل نیز وضعیتی است که هیچ تمایلی برای تغییر در خالص موجودی مسکن وجود ندارد، پس واحدهای مسکونی تازه‌ساز تنها برای جبران استهلاک و جمعیت جدید می‌باشد. به این ترتیب، با داشتن نرخ بازده می‌توان به راحتی تابع تقاضای موجودی مسکن را از تقاضا برای خدمات مسکن استخراج کرد.

بارتون اسمیت (Smith, 1981)، مدلی را برای بررسی حساسیت عرضه مسکن نسبت به تغییرات قیمت ارائه کرد. در این مدل، کمیت و کیفیت مسکن به شکل همزمان مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجا که هدف اسمیت برآورد حساسیت قیمتی عرضه مسکن می‌باشد، وی به تصریح مدل خاصی برای عرضه و یا سرمایه‌گذاری مسکن نپرداخته، بلکه شیوه‌ای را عرضه نموده است که از آن طریق بتواند حساسیت قیمتی عرضه مسکن از جنبه کمی را محاسبه کند.

Archive of SID

www.SID.ir

پوتربا (Poterba, 1984) با مدل‌سازی در زمینه سرمایه‌گذاری در مسکن و یا عرضه واحدهای مسکونی جدید، سعی می‌کند عرضه و تقاضا را تواماً ارائه کند، ولی به دلیل مشکلات تخمین تابع تقاضا، از برآورد آن صرف نظر می کند و تمامی آثار تقاضا بر عرضه مسکن را، در قیمت دارایی می‌بیند. براساس مدل پوتربا، خریدار عقلایی مسکن، قیمت مسکن را با ارزش حال تنزیل شده خدمات مسکن در آینده برابر می‌کند.

مدل دی‌پاسکال و ویتون (Dipasquale & Wheaton,1994)، بر پایه سازوکار تعدیل تدریجی قیمت و در واقع این مدل ترکیبی از مدل جریان موجودی و سازوکار تعدیل قیمت است. از آنجا که وی برای عرضه، سازوکار تعدیل جزئی قائل هستند، لذا تغییر در تقاضا، به سرعت باعث افزایش عرضه به همان میزان نمی‌شود. در واقع، در مدل وی قیمت- برخلاف مدل پوتربا- متغیر کاملی برای رفتار عرضه و ساختار مسکن نیست. بر این اساس، عدم تعادل در بازار مسکن در نتیجه هر شوک و تاثیر 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.

مک‌کویین (McQuinn, 2004)، شکلی از مدل معادلات همزمان را ارائه می‌کند که شامل سه سیستم معادله است که هر دو بخش عرضه و تقاضای مسکن و همچنین، چسبندگی عرضه مسکن در برابر تغییرات قیمت را شامل می‌شود. وی از شاخص‌هایی چون درآمد سرانه، قیمت‌های رهنی مسکن و شاخص دستمزد به عنوان متغیر توضیحی برای قیمت مسکن در بازار مسکن ایرلند استفاده کرده است.

لودویگ و اسلاک (Ludwig & Slok, 2004)، ارتباط بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن را با مصرف در کشورهای OECD تخمین زدند. و با استفاده از آزمون علیت گرنجر[1] به بررسی ارتباط علی متغیرهای مدل پرداختند. بر پایه یافته‌های آنها، درآمد قابل تصرف سرانه، شاخص بازار سهام و قیمت مسکن هر سه، علت گرنجری مصرف خصوصی سرانه هستند. علاوه براین، شاخص بازار سهام و درآمد قابل تصرف سرانه، علت گرنجری قیمت مسکن هستند. اما مصرف خصوصی سرانه، علت گرنجری قیمت مسکن نیست.

داویدف (Davidoff, 2005)، مدلی برای برآورد قیمت زمین و مسکن شهری ارائه داد. وی قیمت مسکن را تابعی از متغیرهایی چون شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت زمین و سرمایه‌گذاری جدید در بخش مسکن می‌داند. نتایج برآورد مدل وی، نشان داد که قیمت مسکن نسبت به شوک‌های متغیرهای کلان اقتصاد حساس، کشش قیمت مسکن نسبت به دستمزدها

1. Granger Causality Test

Archive of SID

www.SID.ir

معنی‌دار و عدد بزرگ، کشش قیمتی مسکن نسبت به نرخ های واقعی بهره و ارزش سهام سرمایه، منفی و معنی‌دار است.

زئو تساتسارونیس (Zhu Tsatsaronis, 2004) درمطالعه خود اطلاعات مربوط به ۱۷ کشور صنعتی در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۰ را جمع آوری و برای توضیح عوامل موثر بر قیمت مسکن، ازپنج متغیر: ۱- نرخ رشد تولید ناخالص داخلی که معیاری از وضعیت سیکل تجاری و درآمد خانوار است،۲- نرخ تورم براساس شاخص قیمت مصرف کننده،۳- نرخ بهره حقیقی کوتاه مدت،۴- حاشیه سود به عنوان تفاوت بازده اوراق قرضه بلندمدت وکوتاه مدت دولتی، ۵- نرخ رشد اعتبارات بانکی، استفاده نموده و تخمین صورت گرفته با استفاده از روش رگرسیون خودتوضیح برداری، مهمترین عامل موثر بر قیمت مسکن را نرخ تورم شناخته و این عامل به طور متوسط، نیمی از تغییرات قیمت مسکن رادرکشورهای مختلف توضیح داده و درکوتاه مدت، تاثیر این متغیر بیشتر وتا حدود ۹۰ درصد بوده است. از سایر عوامل موثر، به ترتیب می¬توان به اعتبارات بانکی، نرخ بهره کوتاه مدت و حاشیه سود اشاره کرد.

نئیوکیرچن و لانگ (Neukirchen&Lang, 2005) درمطالعه ای برای تجزیه و تحلیل افزایش قیمت مسکن دراسترالیا، یک مدل رگرسیونی را که در آن، قیمت مسکن به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ بهره بلندمدت، درآمدخانوار، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و جمعیت به عنوان متغیرهای توضیحی به کار رفته¬اند را تخمین زده¬اند. نتایج تخمین نشان داد که تغییرات جمعیتی دارای بالاترین قدرت توضیحی درافزایش قیمت مسکن می¬باشند؛ درحالی که نرخ بهره دارای تاثیرگذاری کمتری بوده است. این امر نشان می‌دهد رونق مسکن در استرالیا عمدتا ناشی از رشدجمعیت و وضعیت مالی - اقتصادی می¬باشد و نرخ های بهره تاثیر چندانی در ایجاد رکورد و رونق در بخش مسکن ندارند.

از دیگر مطالعات انجام شده در خارج از کشور، می‌توان به مطالعه‌های هوانگ و کویگلی[1]، جاد و وینکلر[2]، کاپوزا و هندرشوت[3]، و اپرجیس و رزیتیس[4] اشاره کرد که در تمامی این مطالعات، متغیرهای جمعیت، درآمد خانوار، نرخ بهره، هزینه ساخت و قیمت زمین از جمله عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن بوده‌اند[5].

1. Hwang and Quigley (2005).
2. Jud and Winkler (2002).
3. Capozza and Hendershott (2002).
4. Apergis and Rezitis (2001).
۵. عابدین‌درکوش، سعید و سارا رحیمیان (۱۳۸۸) تحلیل عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره ۸۵-۱۳۷۰: با تاکید بر گروه‌بندی شهری؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۶، ص ۱۵.

Archive of SID

www.SID.ir

۳. مقایسه روند شاخص قیمت مسکن با نرخ های سود و نقدینگی

در این بخش به بررسی روند کلی برخی داده‌های متغیرهای کلان، مرتبط با فرضیه این پژوهش خواهیم پرداخت.

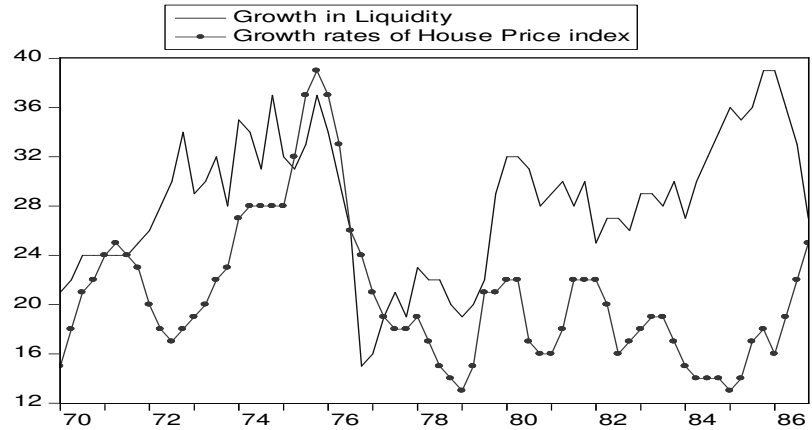
نمودار ۱ روند رشد شاخص قیمت مسکن را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، بیشترین رشد قیمت‌های مسکن در بین سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۶ رخ داده است. بعد از آن گرچه تا ابتدای سال ۱۳۸۴ رشد قیمت‌های مسکن بسیار کاهش یافته است، اما از سال ۱۳۸۴ به بعد، قیمت‌های مسکن دوباره روند افزایشی داشته است، به طوری که رشد شاخص قیمت مسکن در سال ۱۳۸۶ به بیشترین میزان خود پس از سال ۱۳۷۶ رسیده است.

نمودار ۱. روند رشد شاخص قیمت مسکن در بین سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۰

در نمودار ۲ روند رشد شاخص قیمت‌های مسکن با نرخ رشد نقدینگی در سال‌های دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ مقایسه شده است. بررسی نرخ رشد این دو متغیر نشان می‌دهد که تا سال‌های پایانی دهه ۱۳۷۰ همراهی بالایی بین نرخ های رشد نقدینگی و نرخ رشد قیمت‌های مسکن وجود دارد، اما در سال‌های دهه ۱۳۸۰ این همراهی کمتر شده است.

www.SID.ir

نمودار ۲. مقایسه روند رشد شاخص قیمت مسکن با رشد نقدینگی در بین سالهای ۱۳۷۰-۸۶



در نمودار ۳ روند نرخ رشد شاخص قیمت مسکن با نرخ سود وام‌های بانکی مقایسه شده است. همان طور که در نمودار زیر مشاهده می‌شود، در کل دوره مورد بررسی، هر زمان که نرخ های سود حقیقی کاهش یافته است، نرخ رشد شاخص قیمت مسکن افزایش یافته است؛ این روند فرضیه‌ای را مطرح می‌کند مبنی بر اینکه بین نرخ سود وام‌های بانکی و نرخ افزایش در قیمت‌های مسکن، یک رابطه معکوس برقرار است. توجیه نظری این پدیده بر این مبنا استوار است که با افزایش نرخ سود وام‌های بانکی، هزینه استقراض از سیستم بانکی افزایش یافته در نتیجه تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

نمودار ۳. مقایسه روند رشد شاخص قیمت مسکن با نرخ سود وام‌های بانکی (۸۶-۱۳۷۰)

بررسی روند کلی متغیرهای کلان، فرضیه وجود رابطه منفی بین قیمت مسکن و نرخ سود وام‌های بانکی را تایید می‌کند. در ادامه به بررسی این فرضیه با کمک الگوهای اقتصادسنجی خواهیم پرداخت.

۴. الگوی تجربی و داده‌ها

در این بخش، الگوی تجربی و داده‌های مورد استفاده در این مطالعه معرفی می‌شود و سپس در بخش بعد نتایج تخمین مدل‌ها ارائه خواهد شد.

۴-۱. الگوی تجربی

در این مقاله، برای بررسی تاثیر نرخ سود وام‌های بانکی بر روی شاخص قیمت مسکن از الگوی خودرگرسیون برداری[1] (VAR) استفاده می‌شود. در الگوی خودرگرسیونی برداری، ابتدا هر متغیر درونزا در یک سیستم به روش حداقل مربعات معمولی بر روی وقفه‌های خود و وقفه‌های سایر متغیرهای درونزا تخمین زده می‌شود، سپس برای بررسی اثر متغیرهای مختلف بر روی متغیر مورد نظر (در اینجا، شاخص قیمت مسکن) از توابع واکنش ضربه‌ای استفاده می‌شود. در این مطالعه از چند مدل VAR مختلف استفاده شده تا بررسی شود آیا تاثیر نرخ سود وام‌های بانکی به انتخاب متغیرها حساس است؟ معادله (۱) یک الگوی کلی خودرگرسیونی برداری را نشان می‌دهد که در آن Y_t بردار متغیرهای درونزا در زمان t، C ضریب ثابت، X_t متغیرهای برونزا در زمان t، B

1. Vector Auto Regressive Model (VAR).

Archive of SID

www.SID.ir

ماتریسی است شامل ضریب متغیرهای برونزا، Γ_j ها ماتریس ضرایب متغیرهای درونزا با وقفه j ام، p حداکثر درجه وقفه و U_t برداری است شامل باقیمانده‌های مدل VAR.

$$Y_t = C + BX_t + \sum_{j=0}^{p} \Gamma_j Y_{t-j} + U_t \quad (۱)$$

در این معادله، متغیرها می باید شرط مانایی را داشته باشند؛ زیرا در غیر این صورت، توابع واکنش ضربه‌ای، همگرا نمی‌شوند. برای تعیین میزان وقفه بهینه p، می‌توان از معیارهای تعیین وقفه مختلف نظیر معیار آکاییک[۱](AIC)، شوارتز بیزین[۲](SBC)، هنان کویین[۳](HQ)، آزمون حداکثر درستنمایی[۴](LR) و معیار خطای پیش بینی[۵] استفاده کرد. اگر حجم نمونه کوچک نباشد، استفاده از آزمون نسبت درستنمایی (LR) برای تعیین تعداد وقفه بهینه مناسب‌تر است (Gianni and Giannini, 1997)، بنابراین، از این آزمون برای تعیین وقفه بهینه استفاده خواهیم کرد.

علاوه بر معیارهای تعیین وقفه بهینه، پس از برآورد مدل‌ها چندین آزمون کنترل و تشخیصی انجام خواهد شد تا مشخص شود آیا مدل‌های تصریح شده به طور کلی از ویژگی‌های آماری مناسبی برخوردار هستند یا خیر. این آزمون‌ها عبارت از آزمون ضریب لاگرانژ[۶] برای بررسی خودهمبستگی در پسماندهای مدل، آزمون نرمال بودن پسماندها و آزمون بررسی واریانس ناهمسانی در پسماندهای مدل می‌باشند. پس از بررسی تمام این مراحل، با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای و نیز تجزیه واریانس‌های مدل‌ها، رابطه بین متغیرهای مورد نظر بررسی و تحلیل خواهد شد.

۲-۴. داده‌های مورد استفاده

برای برآورد یک مدل مناسب VAR که با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آنها بتوان تاثیر نرخ سود وام‌های بانکی را بر شاخص قیمت‌های مسکن سنجید، باید علاوه بر متغیرهای شاخص قیمت مسکن و نرخ سود وام‌های بانکی، سایر متغیرهای مهم کلان که بر قیمت مسکن تاثیرگذار هستند نیز در مدل گنجانده شوند. متغیرهای مهم تاثیرگذار بر شاخص قیمت مسکن را می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی کرد:

1. Akaike
2. Schwarz-Bayesian
3. Hannan-Quinn.
4. Likelihood Ratio Tests.
5. Finite Prediction Error (FPE)
6. Lagrange Multiplier Test

Archive of SID

www.SID.ir

۱- نرخ سود حقیقی وام‌های بانکی (LOANRATE) که از نرخ متوسط وزنی نرخ سود تسهیلات شبکه بانکی به بخش مسکن، پس از کسر نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] (CPI) می‌باشد. شایان ذکر است با توجه به اینکه سود حقیقی مورد انتظار وام‌های مسکن پایین یا منفی می‌باشد، همواره دریافت اینگونه وام‌ها به نفع متقاضیان این گونه وام بوده و متقاضیان این وام‌ها، نرخ «سود مورد انتظار» تسهیلات مسکن خیلی برایشان مهم نمی‌باشد و میزان و مقدار دسترس و سهولت دسترسی به وام مسکن مهمتر می‌باشد که کمی کردن این امر به عنوان یک متغیر، مشکل یا ناممکن می‌باشد که سعی شده از نرخ سود حقیقی وام‌های بانکی در توجیه این امر استفاده شود.

۲- متغیرهای تعیین‌کننده تقاضای مسکن، شامل حجم پول در گردش با این توجیه که با افزایش تقاضا در اقتصاد، طبیعتا بخشی از تقاضای مازاد نیز به سمت بخش مسکن معطوف خواهد شد، برای حجم پول در گردش از دو متغیر استفاده شده است: نرخ رشد پایه پولی (H) و نرخ رشد نقدینگی (M).

از دیگر متغیرهای تعیین کننده تقاضای مسکن، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب مقادیر حقیقی است. با افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، [2] قدرت خرید لازم برای خرید مسکن افزایش می‌یابد (Y).

۳- متغیرهای تعیین‌کننده در سمت عرضه مسکن، شامل هزینه‌های خدمات ساختمانی (به عنوان نماینده‌ای از هزینه‌های ساخت مسکن) و نیز ساخت مسکن جدید است. برای هزینه‌های خدمات ساختمانی، از نرخ رشد شاخص قیمت خدمات ساختمانی (PHS) و برای ساخت مسکن جدید نیز از تعداد مجوزهای صادر شده برای ساخت مسکن جدید در شهرهای بزرگ (NEWHOUSE) استفاده شده است.

داده‌های مورد نظر به صورت فصلی بوده و همگی از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی[3] برای دوره زمانی سال‌های ۸۶-۱۳۷۰ استخراج شده‌اند.

با توجه به اینکه برای هر دسته از متغیرهای ذکر شده، بیش از یک نماینده وجود دارد، لذا مدل‌های برآوردی بیش از یک مدل خواهند بود. در تمام مدل‌ها یک متغیر، نماینده بخش تقاضای مسکن و یک متغیر، نماینده بخش عرضه مسکن، متغیر نماینده نرخ سود وام‌های بانکی و متغیر نرخ رشد شاخص قیمت مسکن (PH) وجود دارد.

---

1. Consumer Price Index (CPI)

۲. در این مقاله، منظور از نرخ های رشد، افزایش در مقدار متغیر مورد نظر نسبت به فصل مشابه سال قبل است.

3. www.cbi.ir

Archive of SID

www.SID.ir

ترتیب متغیرها در تمام مدل‌ها به این صورت است که ابتدا متغیرهای بخش تقاضا (M، H و Y)، سپس نرخ سود وام‌های بانکی (LOANRATE) و بعد از آن متغیرهای بخش عرضه مسکن (NEWHOUSE و PHS) و در نهایت، قیمت مسکن (PH) قرار می‌گیرند.

جدول ۱. مدل‌ها بر اساس ترتیب قرار گرفتن متغیرها[1] در آنها

ترتیب متغیرها	۱	۲	۳	۴
مدل ۱	M	LOANRATE	NEWHOUSE	PH
مدل ۲	M	LOANRATE	PHS	PH
مدل ۳	H	LOANRATE	PHS	PH
مدل ۴	H	LOANRATE	NEWHOUSE	PH
مدل ۵	Y	LOANRATE	NEWHOUSE	PH
مدل ۶	Y	LOANRATE	PHS	PH

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۴. آزمون ریشه واحد

قبل از برآورد مدل‌های VAR، باید ویژگی متغیرهای مورد بررسی از نظر مانایی یا نامانایی بررسی شود. اگر متغیرهای مورد استفاده در مدل VAR نامانا باشند، در این صورت، مدل شرط ثبات[2] را تامین نمی‌کند و لذا توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آن نیز از اعتبار کافی برخوردار نخواهند بود. برای بررسی فرضیه وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی، در حال حاضر آزمون‌های مختلفی معرفی شده‌اند که مهمترین آنها آزمون ریشه واحد ADF[3]، آزمون فیلیپس و پرون[4]، آزمون GLS-DF[5]، و آزمون KPSS[6] است.

با توجه به اینکه آزمون KPSS نسبت به آزمون‌های دیگر دارای مزیت‌هایی است، ازجمله اینکه فرضیه صفر در این آزمون برخلاف آزمون دیکی فولر مانایی متغیر مورد بررسی است، لذا ما ترجیح دادیم که از این آزمون برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرها استفاده کنیم.

1. Ordering of the Variables.
2. Stability Condition.
3. Augmented Dickey-Fuller.
4. Phillips-Perron.
5. GLS-Detrended Dickey-Fuller.
6. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS).

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مورد نظر نشان داد که هیچیک از متغیرها در سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد ریشه واحد ندارند. لذا فرضیه مانایی متغیرهای مورد بررسی را نمی‌توانیم رد کنیم. با این تفسیر، استفاده از مدل VAR ساده در سطح متغیرها[1] بدون اشکال و شرط ثبات در مدل‌ها تامین شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیه صفر مانایی)

نام متغیر	PH	H	M	LOANRATE	PHS	NEHOUSE
مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	0/146	0/460	0/146	0/091	0/146	0/146
مقدار آماره آزمون	0/084	0/133	0/105	0/146	0/095	0/056
نتیجه آزمون	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۴. تخمین مدل و نتایج آن

قبل از بررسی توابع واکنش ضربه‌ای و نیز نتایج حاصل از تجزیه واریانس‌ها، باید آزمون‌های کنترلی و تشخیصی بر روی مدل‌ها انجام شود تا معین شود که آیا مدل‌های مورد بررسی، به طور کلی ویژگی‌های مناسبی دارند که بتوان بر مبنای آنها به تحلیل‌های حاصل از توابع واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس‌ها اعتماد کرد. در جدول ۳ و ۴ نتایج این آزمون‌ها ارائه شده است.

ستون دوم در جدول ۳ تعداد وقفه‌های مدل را نشان می‌دهد که بر اساس آزمون‌های نسبت درستنمایی در سطح ۵ درصد تعیین شده‌اند. در ستون سوم و چهارم به ترتیب نتایج حاصل از آزمون وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در پسماندهای حاصل از تخمین مدل‌های 6 گانه در سطح خطای نوع اول ۵ درصد ارائه شده است. بر اساس این نتایج، در تمامی مدل‌ها نشانه‌ای از خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی دیده نمی‌شود.

در جدول شماره ۴ نتایج حاصل از آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل‌های VAR ارائه شده است. در آزمون فرض نرمال بودن پسماندها این فرضیه بررسی می‌شود که آیا پسماندهای حاصل از تخمین مدل VAR از یک توزیع نرمال چندمتغیره[2] تبعیت می‌کنند یا خیر. در واقع این آزمون،

---

۱. لازم به توضیح است که بجز نرخ سود و متغیر NEWHOUSE، سایر متغیرهای مورد استفاده در مدل‌ها همگی نرخ رشد هستند، لذا به طور طبیعی هرکدام یک بار تفاضل‌گیری شده‌اند

2. Multivariate Normal

Archive of SID

www.SID.ir

نوعی از آزمون تصریح مدل است، با این منطق که اگر مدل مورد بررسی به درستی تصریح شده باشد، پسماندهای حاصل از آن باید کاملا تصادفی بوده و از یک الگوی توزیع نرمال چند متغیره تبعیت کنند.

جدول ۳. تعداد وقفه‌ها، نتایج آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی مدل‌ها (در سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد)

ترتیب متغیرها در مدل	تعداد وقفه در مدل	خودهمبستگی	واریانس ناهمسانی
مدل ۱	۳	ندارد	ندارد
مدل ۲	۶	ندارد	ندارد
مدل ۳	۶	ندارد	ندارد
مدل ۴	۵	ندارد	ندارد
مدل ۵	۵	ندارد	ندارد
مدل ۶	۶	ندارد	ندارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

البته این آزمون‌ها را می‌توان بر اساس ویژگی چولگی[1]، کشیدگی[2] و یا به صورت کلی[3] (بررسی همزمان کشیدگی و چولگی متغیرها) انجام داد. نکته مهم این است که نمی‌توان آزمون نرمال بودن را مستقیما با استفاده از پسماندها انجام داد، بلکه قبل از آن باید ابتدا ماتریس ها پسماندها را در یک ماتریس مناسب ضرب کرد، تا پسماندهایی متعامد حاصل شود، سپس آزمون‌ها را بر اساس آن انجام داد. بر همین اساس، آزمون‌های نرمال بودن متعددی وجود دارد که در هر یک از ماتریس ضرایب متفاوتی استفاده می‌شود. لوتکپل (Lutkepohl, 1991) استفاده از معکوس ماتریس پایین مثلثی چولسکی را برای متعامد کردن پسماندها پیشنهاد می‌دهد؛ ولی باید توجه کرد که این روش به ترتیب متغیرها حساس است و با عوض شدن ترتیب متغیرها ممکن است نتایج حاصله تغییر کند. برای حل این مشکل اورزا (Urzua, 1997) استفاده از معکوس مربع ریشه‌های مشخصه

1. Skewness.
2. Kurtosis.
3. Joint Test.

Archive of SID

www.SID.ir

ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها[1] را پیشنهاد می‌دهد. گزینه دیگر، استفاده از یک ماتریس ضربی حاوی قیود ساختاری است که در روش SVAR[2] از آن استفاده می‌شود.

در این مقاله، از هر دو روش لوتکپل و اورزا استفاده کرده‌ایم. بر اساس نتایج جدول ۴، تمامی مدل‌ها از نظر ویژگی چولگی مشابه توزیع نرمال چندمتغیره هستند، اما همگی در مقایسه با توزیع نرمال استاندارد از کشیدگی بیشتری برخوردارند. با این حال، آزمون مشترک نرمال بودن متغیرها نشان می‌دهد که بر اساس آزمون لوتکپل تنها در مورد پسماندهای حاصل از مدل ۱ و بر اساس آزمون اورزا، در مورد پسماندهای حاصل از مدل ۱ و ۵ فرضیه نرمال بودن پسماندها رد نمی‌شود. این بدان معناست که مدل‌های ۱ و ۵ از نظر تصریح متغیرها نسبت به سایر مدل‌ها ویژگی بهتری دارند. لذا ما در ادامه تنها نتایج حاصل از این دو مدل را گزارش می‌کنیم.

جدول ۴. آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل‌ها (در سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد)

نرمال بودن پسماندها بر اساس آزمون لوتکپول			
مدل	چولگی	کشیدگی	فرضیه نرمال بودن کلی پسماندها
مدل ۱	ندارد	دارد	رد نشد
مدل ۲	ندارد	دارد	ردشد
مدل ۳	ندارد	دارد	رد شد
مدل ۴	ندارد	دارد	رد شد
مدل ۵	ندارد	دارد	رد شد
مدل ۶	ندارد	دارد	رد شد
نرمال بودن پسماندها بر اساس آزمون اورزا			
مدل	چولگی	کشیدگی	فرضیه نرمال بودن کلی پسماندها
مدل ۱	ندارد	دارد	رد نشد
مدل ۲	ندارد	دارد	رد شد
مدل ۳	ندارد	دارد	رد شد
مدل ۴	ندارد	دارد	رد شد
مدل ۵	ندارد	دارد	رد نشد
مدل ۶	ندارد	دارد	رد شد

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Inverse Square Root of Residual Covariance Matrix.
2. structural Vector Auto Regressive(SVAR).

Archive of SID

www.SID.ir

۱-۴-۴. تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای

در این قسمت برای تحلیل اثرات نرخ سود وام‌های بانکی بر روی شاخص قیمت مسکن، توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از مدل‌های ۱ و ۵ بررسی شده‌اند. البته لازم به توضیح است که نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه‌ای و نیز تجزیه واریانس سایر مدل‌ها تفاوت چندانی با نتایج مدل‌های ۱و۵ نداشت، لذا برای تصریح بهتر و خلاصه‌تر بودن مطالب، تنها نتایج حاصل از مدل‌های ۱ و ۵ ارائه شده است.

در تحلیل VAR، یک مساله مهم، تشخیص شوک‌های هر معادله از درون پسماندهای فرم خلاصه شده است. به بیان دیگر، اگر قرار باشد که پسماند یک معادله را شوک وارد بر متغیر وابسته در آن متغیر تفسیر نماییم، باید قبل از آن اطمینان حاصل کنیم که آیا شوک مورد نظر به درستی تصریح شده است یا خیر. برای این منظور در ادبیات تجربی مدل‌های VAR راه‌حل‌های مختلفی ارائه شده است. به عنوان مثال، سیمز (Sims, 1980) استفاده از یک سیستم عطفی[1] به شکل ماتریس پایین مثلثی را پیشنهاد داد. در این سیستم، از تجزیه چولسکی برای متعامد کردن پسماندهای فرم خلاصه شده استفاده می‌شود. مشکل این روش این است که نتایج به ترتیب متغیرها[2] حساس است. برای حل این مشکل، پسران و شین (Pesaran and Shin, 1998) استفاده از توابع واکنش عمومی[3] را پیشنهاد کردند. نتایج در این روش، به ترتیب متغیرها حساس نیست. در این روش برای تصریح شوک معادله j ام به طوری که با شوک‌های حاصل از سایر معادلات متعامد باشد، از عامل چولسکی برای آن معادله استفاده می‌شود؛ یعنی برای تصریح شوک در هر معادله از ماتریس ضریب چولسکی استفاده می‌شود که در آن، متغیر مربوط به آن معادله در ترتیب متغیرها اول است.

در این مقاله، از هر دو روش برای تصریح توابع واکنش ضربه‌ای استفاده کرده‌ایم. با توجه به اینکه نتایج هر دو روش تصریح توابع واکنش ضربه‌ای در مدل‌های اول و پنجم و همچنین در سایر مدل‌ها، تفاوت معنی‌داری نداشته و در اینجا تنها نتایج حاصل از روش تجزیه چولسکی نشان داده شده است. شایان ذکر است در روش تجزیه چولسکی، متغیرها بر اساس جدول شماره ۱ مرتب شده‌اند.

همان‌گونه که در شکل‌های ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، اثر یک شوک، به‌اندازه یک انحراف معیار به قیمت مسکن، باعث افزایش قیمت‌های مسکن بین ۷ (بر اساس مدل ۱) تا ۸ (بر اساس مدل ۵) فصل می‌شود، اما پس از آن، اثر شوک به تدریج میرا می‌شود. بر اساس مدل ۱، که از متغیر M

1. Recursive.
2. Ordering.
3. Generalized Response

Archive of SID

www.SID.ir

(نرخ رشد نقدینگی) به عنوان متغیر نماینده تقاضا استفاده شده است، افزایش در رشد نقدینگی در ابتدا تا فصل ۵ ام بر قیمت مسکن اثری ندارد و درواقع کمی هم آن را کاهش می‌دهد، اما پس از آن، باعث می‌شود تا حدود فصل ۱۶ ام نرخ رشد قیمت مسکن افزایش یابد. این افزایش در حدود دوسال و نیم به طول می‌انجامد. اثر تاخیری پول در تاثیرگذاری بر قیمت مسکن با نظریات اقتصادی نیز سازگار است و به طور معمول اقتصاددانان انتظار دارند که افزایش در حجم نقدینگی با یک وقفه چند ماهه در اقتصاد اثرگذار باشد؛ زیرا زمان لازم است تا خانوارها پس از یک افزایش در موجودی نقدینه خود با افزایش در سایر دارایی‌ها، سبد دارایی خود را متعادل کنند.

براساس مدل ۵ که از رشد درآمد سرانه (Y) به عنوان نماینده طرف تقاضا استفاده شده است، اثر افزایش در درآمد سرانه بر روی قیمت مسکن در ۶ فصل اولیه پس از شوک وارده مثبت است و پس از آن، با شیبی ملایم میرا می‌شود. درواقع می‌توان نتیجه گرفت که تحریک عوامل سمت تقاضا (افزایش رشد نقدینگی و درآمد سرانه) باعث می‌شود که قیمت مسکن افزایش یابد، با این تفاوت که اثر نقدینگی با تاخیر بر قیمت وارد می‌شود، اما اثر درآمد سرانه تقریبا در همان یک سال اولیه تخلیه می‌شود.

در هر دو مدل اول و پنجم، متغیر تعداد مجوزهای صادره برای احداث واحدهای مسکونی جدید در مناطق شهری NEWHOUSE به عنوان متغیر طرف عرضه وجود دارد. بر این اساس، با وارد شدن یک واحد شوک به این متغیر، رشد شاخص قیمت مسکن بین ۱۵ تا ۱۸ فصل افزایش می‌یابد. که نشان می‌دهد افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، اثر افزایشی بر هزینه‌های ساخت مسکن نظیر مصالح ساختمانی و سایر نهاده‌های مورد نیاز در بخش مسکن را بین ۳/۵ تا ۴/۵ سال به دنبال دارد.

الگوی واکنش نرخ رشد قیمت مسکن به نرخ سود وام‌های بانکی نشان می‌داد که بر اساس مدل ۱، افزایش نرخ سود وام‌های بانکی به میزان یک انحراف معیار در ابتدا باعث می‌شود که تا حدود فصل ۴ ام از نرخ رشد قیمت مسکن به میزان اندکی کاسته شود و پس از آن، اثر اولیه بر قیمت مسکن از بین می‌رود، سپس، تا حدود فصل ۱۶ ام بعد از شوک اولیه نرخ رشد قیمت مسکن به میزان زیادی کاهش یابد. الگوی مشابهی در مدل ۵ دیده می‌شود، به طوری که در ابتدا تا حدود یک سال یک کاهش ملایم در نرخ رشد قیمت مسکن به وجود می‌آید، اما این کاهش بعد از یک سال از بین می‌رود؛ سپس تا حدود فصل ۲۰ ام نرخ رشد قیمت مسکن به میزان زیادی کاهش می‌یابد.

درواقع، می‌توان اثر افزایش در نرخ سود وام‌های بانکی بر قیمت مسکن را به دو اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم‌بندی کرد. در کوتاه‌مدت که حدود یک سال و نیم به طول می‌انجامد، افزایش نرخ سود وام‌های بانکی موجب کاهش رشد قیمت مسکن می‌شود، ولی در بلندمدت که از حدود فصل ۵

Archive of SID

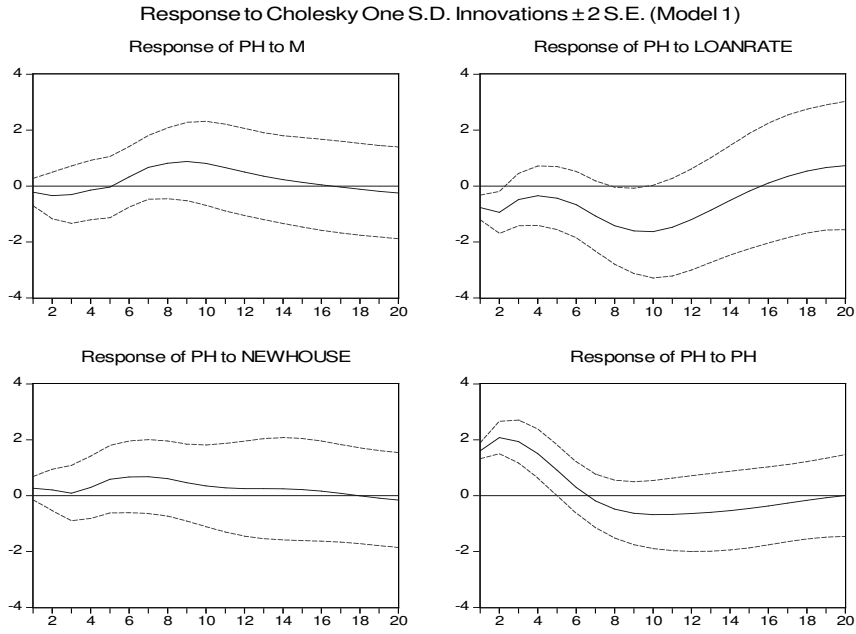
www.SID.ir

ام یا ۶ ام آغاز شده و تا فصل ۱۶ ام یا ۲۰ ام ادامه می‌یابد، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد.

اگر قصد تفسیر این یافته را داشته باشیم، بین نرخ سود وام‌های بانکی و نرخ افزایش در قیمت‌های مسکن یک رابطه معکوس برقرار است. توجیه نظری این پدیده بر این مبنا استوار است که با کاهش نرخ سود وام‌های بانکی، هزینه استقراض از سیستم بانکی کاهش یافته در نتیجه در کوتاه مدت تقاضا برای مسکن توسط خانوارها افزایش می‌یابد. در بلندمدت نیز هر گونه کاهشی در نرخ سود اسمی یا افزایش در نرخ تورم موجب کاهش نرخ سود حقیقی در اقتصاد می‌گردد.

هر گاه بنا به هر دلیلی، نرخ بهره واقعی در اقتصاد منفی گردد، شرایط برای گیرندگان وام مساعد می‌شود، چرا که همه طرح‌های سرمایه‌گذاری، در این شرایط دارای توجیه خواهند بود. که با توجه به جذابیت بازار مسکن نسبت به سایر اشکال دارایی، امکان فروش سایر دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش می‌یابد.

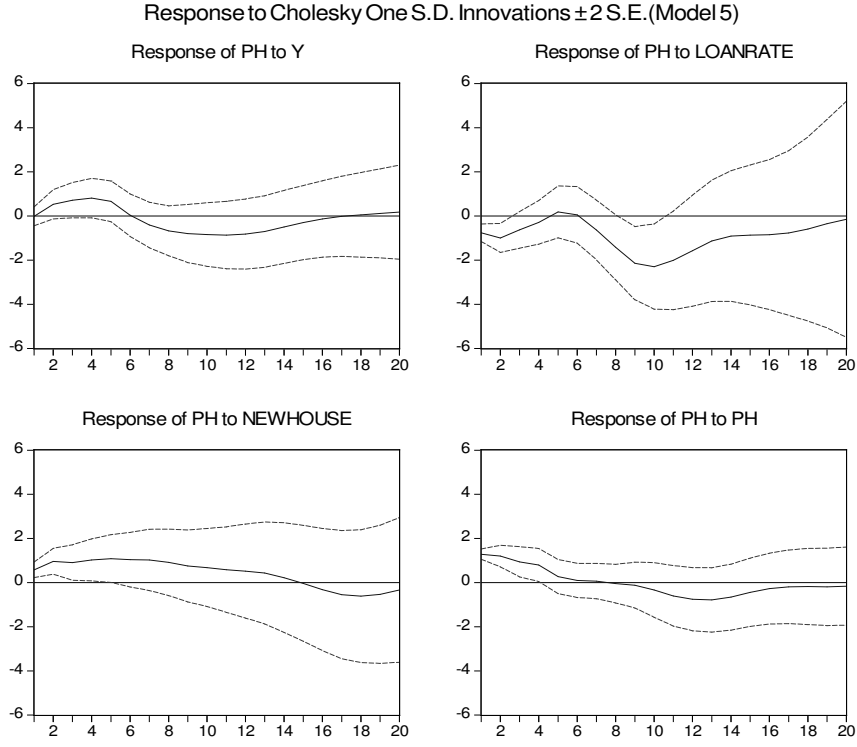
شکل ۱. توابع واکنش ضربه‌ای مبتنی بر تجزیه چولسکی در مدل ۱



مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

شکل ۲. توابع واکنش ضربه‌ای مبتنی بر تجزیه چولسکی در مدل ۵



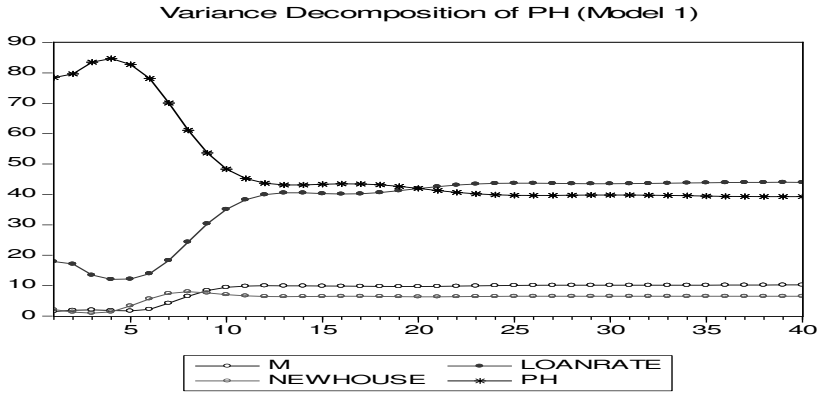
مأخذ: محاسبات تحقیق

۲-۴-۴. تجزیه واریانس‌ها

در این بخش برای تعیین وزن هریک از متغیرهای مورد بررسی در نرخ رشد قیمت مسکن، از تجزیه واریانس‌ها استفاده شده است. با توجه به اینکه دو مدل اول و پنجم از نظر آزمون‌های کنترلی و تشخیصی، ویژگی‌های قابل‌قبول‌تری داشتند، لذا در اینجا نیز تنها تجزیه واریانس‌ها بر اساس این دو مدل ارائه شده است.

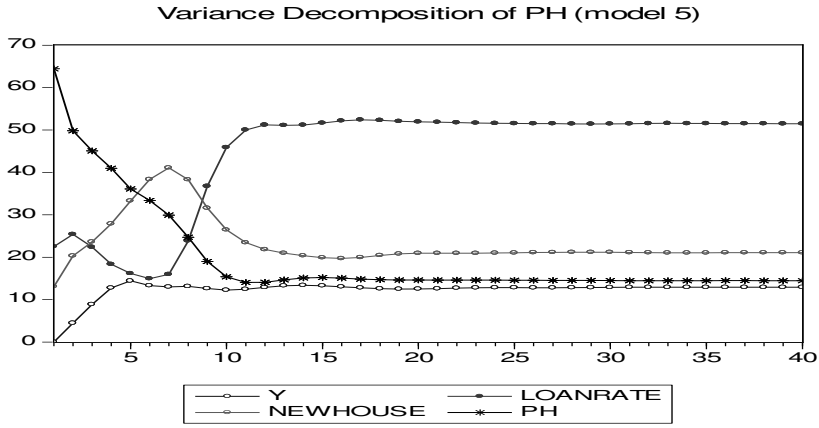
www.SID.ir

شکل ۳. تجزیه واریانس رشد قیمت مسکن بر مبنای مدل ۱



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل۴. تجزیه واریانس رشد قیمت مسکن بر مبنای مدل ۵



مأخذ: محاسبات تحقیق

همان طور که در شکل‌های ۳ و ۴ ملاحظه می‌شود، در ابتدا نرخ سود وام‌های بانکی تا حدود فصل ۵ ام تنها حدود ۲۰ درصد از تغییرات در نرخ رشد قیمت مسکن را توضیح می‌دهند، اما پس

www.SID.ir

از آن، به تدریج قدرت توضیح‌دهندگی نرخ های سود بانکی از تغییرات مسکن افزایش می‌یابد، به طوری که تا حدود فصل ۲۰ ام به ۴۰ تا ۵۰ درصد افزایش می‌یابد. این الگو بسیار شبیه به الگوی توابع واکنش ضربه‌ای در بخش قبل است. با توجه به اینکه در بخش قبل مشخص شد که افزایش در نرخ سود وام‌های بانکی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدتی بر قیمت مسکن دارد و این اثرات در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است، طبیعی است که انتظار داشته باشیم قدرت توضیح‌دهندگی نرخ سود وام‌های بانکی در تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن در بلندمدت بسیار بیشتر از کوتاه‌مدت باشد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله با روش الگوی خودرگرسیونی برداری و با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۸۶-۱۳۷۰ رابطه بین نرخ سود وام‌های بانکی و نرخ رشد شاخص قیمت مسکن و همچنین سایر عوامل موثر بر نرخ رشد شاخص قیمت مسکن بررسی شده است.

بر اساس نتایج حاصل از تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای، تحریک عوامل سمت تقاضا (افزایش رشد نقدینگی و درآمد سرانه) باعث می‌شود که قیمت مسکن افزایش یابند، با این تفاوت که اثر نقدینگی با تاخیری حدود یک ساله بر قیمت مسکن وارد می‌شود، اما پس از آن و تا حدود فصل ۱۶ ام نرخ رشد قیمت مسکن افزایش می‌یابد، ولی اثر درآمد سرانه تقریبا در همان یک سال اولیه تخلیه می‌شود. اثر تاخیری پول در تاثیرگذاری بر قیمت‌های مسکن با نظریات اقتصادی نیز سازگار است، به طوری که معمولا اقتصاددانان انتظار دارند که افزایش در حجم نقدینگی با یک وقفه چند ماهه در اقتصاد اثرگذار باشد؛ زیرا زمان لازم است تا خانوارها پس از یک افزایش در موجودی نقدینه خود با افزایش در سایر دارایی‌ها، سبد دارایی خود را متعادل کنند.

با وارد شدن یک واحد شوک به متغیر تعداد مجوزهای صادره برای ساخت واحدهای مسکونی جدید، نرخ رشد شاخص قیمت مسکن بین ۱۵ تا ۱۸ فصل افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن که طبیعتا افزایش تقاضا برای مصالح ساختمانی و سایر نهاده‌های مورد نیاز در بخش مسکن را به دنبال دارد، از طریق افزایش هزینه‌های ساخت مسکن، افزایش نرخ رشد قیمت‌های مسکن را به دنبال دارد.

می‌توان اثر افزایش در نرخ سود وام‌های بانکی بر قیمت مسکن را به دو اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم‌بندی کرد. در کوتاه‌مدت که حدود یک سال و نیم به طول می‌انجامد، افزایش نرخ سود وام‌های بانکی موجب کاهش نرخ رشد قیمت مسکن می‌شود، ولی در بلندمدت که از حدود فصل ۵ ام یا ۶ ام آغاز شده و تا فصل ۱۶ ام یا ۲۰ ام (بسته به مدل مورد استفاده) ادامه می‌یابد، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس‌ها نیز

Archive of SID

www.SID.ir

نشان داد که در ابتدا نرخ های سود وام‌های بانکی تا حدود فصل۵ ام تنها حدود ۲۰ درصد از تغییرات در نرخ رشد قیمت مسکن را توضیح می‌دهند، اما پس از آن به تدریج قدرت توضیح‌دهندگی نرخ سود وام‌های بانکی از تغییرات مسکن افزایش می‌یابد، به طوری که تا حدود فصل ۲۰ ام به رقمی بین ۴۰ تا ۵۰ درصد می‌رسد. این الگو بسیار شبیه به الگوی توابع واکنش ضربه‌ای در بخش قبل است.

اگر قصد تفسیر این یافته را داشته باشیم، بین نرخ سود وام‌های بانکی و نرخ افزایش در قیمت‌های مسکن یک رابطه معکوس برقرار است. توجیه نظری این پدیده بر این مبنا استوار است که با کاهش نرخ سود وام‌های بانکی، هزینه استقراض از سیستم بانکی کاهش یافته در نتیجه در کوتاه مدت، تقاضا برای مسکن توسط خانوارها افزایش می‌یابد. در بلندمدت نیز هر گونه کاهشی در نرخ سود اسمی یا افزایش در نرخ تورم موجب کاهش نرخ سود حقیقی در اقتصاد می‌گردد. هر گاه بنا به هر دلیلی، نرخ بهره واقعی در اقتصاد منفی گردد، شرایط برای گیرندگان وام مساعد می‌شود؛ زیرا همه طرح‌های سرمایه‌گذاری، در این شرایط دارای توجیه خواهند بود.

در این شرایط با توجه به جذابیت بازار مسکن نسبت به سایر اشکال دارایی، امکان فروش سایر دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش می‌یابد. شایان ذکر است نتایج حاصل از سایر مدل‌ها نیز در راستای یافته‌های مدل‌های ۱ و ۵ بوده است. در واقع یافته‌ها در این مطالعه در جهت تایید این فرضیه هستند که: بین نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت مسکن رابطه‌ای منفی برقرار است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که سیاست کنترل نرخ های سود تسهیلات بانکی که یکی از شیوه‌های سرکوب مالی در یک اقتصاد، است، موجب انتقال منابع به بخش مسکن و فرار منابع از بخش بانکی در ایران می‌شود.

باید توجه نمود که نرخ سود در ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود. لذا نرخ سود حقیقی، بیشتر تحت تاثیر نرخ تورم است تا نوسانات نرخ سود. لذا نتیجه به دست آمده بیشتر تحت تاثیر تورم است تا نرخ سود بانکی در بخش مسکن. در نتیجه، تفسیری که در اینجا از نرخ سود حقیقی می‌شود را با توجه به تحت کنترل بودن نرخ های سود می‌توان به نرخ تورم نیز نسبت داد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

اسد سنگابی‌فرد، سیما (۱۳۶۹) بررسی تقاضای مسکن شهری در ایران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

جعفری صمیمی، احمد؛ زهرا علمی و آرش هادی‌زاده (۱۳۸۶) عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲.

جلالی نایینی، سید احمدرضا و پدرام نوغانی اردستانی (۱۳۸۲) بررسی ارزش دارایی‌ها و چرخه‌های اقتصادی در بخش مسکن؛ دهمین سمینار مسکن و شهرسازی، تهران.

جلالی نایینی، سید احمدرضا و پدرام نوغانی اردستانی (۱۳۸۳) طرح جامع مسکن: پیش‌بینی قیمت و عرضه مسکن؛ وزارت مسکن و شهرسازی.

خیابانی، ناصر (۱۳۸۲) عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۴.

زارعپور، علی (۱۳۸۵) بررسی اثر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن مورد ایران (۱۳۸۲-۱۳۴۹)؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

شیرین بخش، محسن (۱۳۷۵) ارتباط بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی؛ وزارت مسکن و شهرسازی.

عابدین‌درکوش، سعید و سارا رحیمیان (۱۳۸۸) تحلیل عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۸۵-۱۳۷۰): با تاکید بر گروه‌بندی شهری؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۶.

عابدین‌درکوش، سعید و سارا رحیمیان (۱۳۸۸) تحلیل عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۸۵-۱۳۷۰): با تاکید بر گروه‌بندی شهری؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۶، صفحه ۱۵.

عباسی نژاد، حسین و یاوری، حمید(۱۳۸۷) تاثیر شوکهای نفتی برقیمت مسکن درایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال نهم، شماره اول.

عیان‌بد، ناهید (۱۳۷۴) پیش‌بینی تقاضای مسکن در دهه ۷۰؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

قلی زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۸) حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده آن در ایران؛ فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۶.

Archive of SID

www.SID.ir

نصراللهی،خدیجه؛ طیبی،کمیل؛ شجری، هوشنگ و فروتن، محمدرضا (۱۳۸۸) بررسی چگونگی عملکرد؛ بیماری هلندی وتاثیر نرخ تسهیلات بانکی برقیمت مسکن درایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه های گسترده؛ فصلنامه اقتصادمسکن، شماره۴۵.

یزدانی، فردین (۱۳۸۲) بررسی کارآیی سازوکار بازار مسکن در مناطق شهری ایران؛ سازمان ملی زمین و مسکن.

Apergis, N. & Rezitis , A (2003) Housing prices and Macroeconomic Factors in Greece: Prospects within The EMU Applied Economic Letters, Vol.10, No.9.

Capozza, D.R, P.H. Hendershott, C .Mack & C. J. Mayer (2002) Determinants of Real House Price Dynamics National Bureau of Economic Research Working Paper (Cambridge MA) No.9262.

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

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

Donald Jud, G. & Winkler, D. (2002) The Dynamics of Metropolitan Housing Prices Journal of Real Estate, Vol. 23, pp 29-46.

Gianni, A. and Giannini, C. (1997) Topics in Structural VAR Econometrics; 2nd Ed, Berlin: Springer-Verlag.

Hwang, M. & Quigley, J. (2006) Economic Fundamentals in Local Housing Markets: Evidence from U.S Metropolitan Regions Journal of Regional Science, Vol. 46, No.3, pp 426-453.

Ludwig A. and Slok, T. (2004) The Relationship Between Stock Price, House Price and Consumption in OECD Countries; Mannheim University, Discussion Papers.

Lutkepohl, Helmut (1991). Introduction to Multiple Time Series Analysis, New York: Springer-Verlag.

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

Muth, R. F. (1972) Demand For Non-Farm Housing; in Readings in Urban Economics, Edited by Edel, Matthew & Rathenberg, Jerome.

Neukirchen, MAX & Lang, Helen (2005) Characteristics and Macroeconomic Drivers of House Price Changes in Austrailia; http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1614697

Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin (1998) Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models; Economics Letters, 58:17-29.

Poterba, J. M, (1984) Tax Subsides To Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach; The Quarterly Journal of Economics, Nov., PP. 729-752.

Archive of SID

www.SID.ir

Sims, Chris (1980) Macroeconomics and Reality; Econometrica, 48: 1-48.
Smith, B. A. (1981) The Supply of Urban Housing; The Quarterly Journal of Urban Economics, Vol. 30, PP.36-48.
Urzua, Carlos M. (1997) Omnibus Tests for Multivariate Normality Based on a Class of Maximum Entropy Distributions; in Advances in Econometrics, Volume 12, Greenwich, Conn.: JAI Press: 341-358.
Zhu,Tsatsaronis(2004) What Drives Housing Price Dynamics:Cross Country Evidence; Bis Quarterly Review, pp25-27.

Archive of SID

www.SID.ir