بررسی رابطه‌ی نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران

حسن حیدری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران و پژوهشگر معاونت اقتصادی و برنامه‌ریزی وزارت بازرگانی

hassanheydari78@yahoo.com

امیر رضا سوری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ملی دولتی تاجیکستان و پژوهشگر مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی amirsoory@yahoo.com

تاریخ دریافت : ۸۸/۲/۵ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۱/۶

چکیده

هدف این مقاله، بررسی رابطه‌ی بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران می‌باشد. در این راستا از چندین الگوی خودرگرسیونی برداری VAR استفاده شده است که شامل متغیرهای نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی (یک‌ساله و پنج‌ساله) و متغیرهای حجم پول در گردش (شامل نرخ رشد پایه‌ی 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 تعیین‌کننده‌ی سمت عرضه هستند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۰، هفت مدل مختلف برآورد شد، و نتایج مدل‌ها نشان داد که با کاهش نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی جذابیت بازار مسکن به عنوان دارایی جایگزین افزایش و تقاضا برای آن افزایش می‌یابد، که منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد. به عبارتی بین نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن، رابطه‌ای منفی برقرار است.

طبقه‌بندی JEL : E43, G12, R21, R31

کلید واژه: مسکن، قیمت مسکن، نرخ سود سپرده‌های بانکی، مدل خودرگرسیونی برداری، ایران.

۱- مقدمه

مسکن که مانند خوراک و پوشاک یکی از احتیاجات اساسی و اولیه‌ی انسان است، در تمام دوران حیات بشر به‌ویژه در قرن اخیر که شهرنشینی با سرعت زیادی افزایش یافته است، از مسایل 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. هر چند اگر 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.

در دنیای امروز، در برنامه‌های توسعه بر گسترش بخش مسکن به مثابه ابزاری در جهت افزایش تولید ملی، تأکید می‌شود. در بیش‌تر کشورها، ساختمان بیش از نیمی از تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود که در آن سهم مسکن 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[1].

بررسی‌ها نشان می‌دهد که فعالیت حدود ۱۲۰ رشته در ارتباط با بخش ساختمان است. در نتیجه نه تنها کیفیت، عرضه‌ی منظم و استاندارد فنی سایر صنایع بر روی مسکن اثر قطعی دارد، بلکه فعالیت‌های ساختمانی نیز اثر متقابلی بر رشد سایر بخش‌های اقتصاد می‌گذارد، بنابراین توازن بین بخش مسکن و دیگر بخش‌های اقتصاد مستلزم شناخت ابعاد کمی و کیفی مسکن و درک ماهیت قابل انعطاف و میان بخشی آن است.

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

در سال‌های اخیر مطالعات مختلفی در زمینه‌ی اقتصاد مسکن انجام گرفته است، که در بخش بعدی به آن‌ها اشاره می‌شود. با این حال به نظر می‌رسد که کم‌تر به ارتباط بین رفتار پس‌اندازی مردم و تأثیرگذاری آن بر روی تقاضا برای مسکن، پرداخته شده

1- World Development Indicator, 2006 (WDI).

است. در حال حاضر که بازار مالی در ایران هنوز به سطح توسعه‌یافتگی بالایی نرسیده است، گزینه‌های محدودی برای نگهداری پس‌اندازهای مردم وجود دارد. این گزینه‌ها شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری بانکی، سهام، ارز، طلا و مسکن می‌باشد. با توجه به این‌که مسکن تنها یکی از شکل‌های ذخیره‌ی دارایی است (ویژگی ذخیره‌ی دارایی در بخش مسکن در کنار ویژگی ارائه‌ی خدمات مسکونی است، به عبارتی دارنده‌ی مسکن هم از خدمات مسکونی آن و هم از افزایش ارزش آن به عنوان بازدهی دارایی استفاده می‌کند)، لذا تقاضا برای مسکن تحت تأثیر تقاضا برای سایر شکل‌های دارایی نیز خواهد بود، به‌طوری‌که نوسانات در بازدهی سایر دارایی‌ها، بر تقاضا برای مسکن مؤثر خواهد بود. با مروری بر مطالعات انجام شده‌ی داخلی و خارجی، می‌توان دریافت که در بیش‌تر موارد، سهام یا ارز را به عنوان دارایی جایگزین مسکن (به ویژه در ایران) استفاده کرده‌اند، به عنوان مثال جلالی نایینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۳)، نرخ ارز و جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده (۱۳۸۶)، شاخص قیمت سهام را مورد نظر قرار داده‌اند. در سایر مطالعات نیز که به بخش بانکی به عنوان بخشی مهم و تأثیرگذار در تقاضای مسکن توجه شده است، حجم وام‌های بانکی و نرخ سود این وام‌ها به عنوان متغیرهای مؤثر بر قدرت خرید متقاضی مسکن استفاده شده‌اند و به نقش سپرده‌های بانکی به عنوان دارایی رقیب برای تقاضای مسکن توجه نشده است، لذا در این مقاله تلاش داریم با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی برداری، رابطه‌ی بین نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان بازدهی یک دارایی رقیب مسکن با شاخص قیمت مسکن در ایران را بررسی کنیم. با این توضیح، فرضیه‌ای که در این مقاله بررسی خواهد شد، عبارتست از:«بین نرخ‌های سود سپرده‌های 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 است. وی نتیجه می‌گیرد 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 بـه سـوی واحـدهای مسـکونی بـا زیربنـای کـم‌تـر منتقـل می‌کنند.

عیان‌بد (۱۳۷۴)، با استفاده از اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۴۸ تـا ۱۳۶۸ منـاطق شهری و روش حداقل مربعات معمولی[1]، سعی در پیش‌بینـی تقاضـای مـؤثر مسـکن در طی سال‌های دهه‌ی ۷۰، با استفاده از متغیرهای شاخص هزینه‌ی سالیانه‌ی مسکن یـک خانوار در کل کشور ، شاخص هزینـه‌ی زنـدگی سـالیانه‌ی یـک خـانوار در کـل کشـور، شاخص هزینه‌های خوراکی و دخانی سالانه‌ی یک خانوار در کل کشور ، شـاخص بهـای مسکن و متوسط بعد خانوار در کل کشور کرده است. به عبارت دیگر وی این پیش‌بینـی را براساس روابطی که بین شاخص هزینه‌ی سالیانه‌ی مسکن یک خانوار در کل کشور با میزان تقاضای مسکن در کل کشور برقرار می‌باشد، انجـام داده اسـت. براسـاس تخمـین مزبور، کشش‌های درآمدی و قیمتی به ترتیب برابر ۱/۲۱ و ۰/۷۶ هستند.

شیرین‌بخـش (۱۳۷۵)، در قالـب طرحـی بـه نـام "ارتبـاط بخـش مسـکن بـا سـایر بخش‌های اقتصادی"، به طراحی مدلی بـرای تخمـین تقاضـا، عرضـه و سـرمایه‌گـذاری مسکن می‌پردازد، اما تأکید اصلی وی، بر تقاضای مؤثر مسکن است. وی بیان می‌کند که در تدوین سیاست‌های مسکن، تلاش می‌شود تا به جای تکیه بر نیازها، به تقاضای مـؤثر توجه شود، زیرا برنامه‌ریزی براساس نیازها، می‌تواند به رهنمودهـای نارسـایی بیانجامـد. شیرین‌بخش در برآورد مدل خود معادلات رفتاری را به روش حداقل مربعات معمـولی و با استفاده از داده‌های سری زمانی تخمین می‌زند. وی درآمد خـانوار، اعتبـارات مسـکن، دارایی خانوار و قیمت مسکن را از عوامل تأثیرگذار بر تقاضای مؤثر 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. مهم‌ترین نتایج این تحقیـق نشان می‌دهد، که کشش مخارج واقعی مسکن خانوار نسبت بـه قیمـت مسـکن، حـدود ۰/۲۸- است، این شاخص برای خانوارهای شهری با درآمد پـایین (۴۰٪ رده‌هـای پـایین درآمدی) حدود ۰/۹- برآورد شده، که نشان می‌دهد کشش قیمتی بـرای خانوارهـای بـا درآمد پایین دارای قدرمطلقی بیش از متوسـط خانوارهاسـت. در ایـن مطالعـه، در تـابع تقاضای مسکن، کشش درآمدی برابر بـا ۰/۷ اسـت و نشـان داده شـد کـه تقاضـا بـرای مسکن نسبت به نرخ بهره‌ی بانکی حساس است. بر اساس مـدل کـلان سـرمایه‌گـذاری مسکن در کل کشور که در این مطالعه برآورد شده است، متغیرهـای حجـم پـول، نـرخ

1- Ordinary Least Square (OLS).

بهره، تولید ناخالص ملی و میزان تسهیلات اعطایی در بخش مسکن، بیش‌ترین عوامل تعیین کننده‌ی سرمایه‌گذاری شناخته شدند. در این مدل، ضریب کشش سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به تولید ناخالص ملی بیش‌تر از یک است، که نشان دهنده‌ی اهمیت بالای بخش مسکن در اقتصاد ایران می‌باشد. علاوه بر این، وی کشش قیمتی عرضه‌ی ساختمان را (که براساس تعداد واحدهای مسکونی تکمیلی، تقریب شده است) بیش‌تر از یک برآورد کرده است.

جلالی نائینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۲)، با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری، تأثیر متقابل شاخص قیمت مسکن به عنوان مهم‌ترین دارایی در دسترس افراد در ایران برنوسانات تولید و هم‌چنین واکنش آن بر شوک‌های پولی و نحوه‌ی 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 سویی سهم بزرگی 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 وقفه‌ی گسترده‌ی[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 تشخیص دادن اثر متقارن و نامتقارن شوک‌ها، از الگوی تعدیل شده‌ی 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 شده است.

1- Auto Regressive Distributed Lag Model.

جلالی نایینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۳)، در چارچوب طرح جامع مسکن، به پیش‌بینی قیمت و عرضه‌ی مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) برای تهران و تمام مناطق شهری پرداخته‌اند. آن‌ها از متغیرهایی چون نرخ ارز، GDP بدون نفت، نرخ تورم، حجم پول و شاخص قیمت مصالح ساختمانی، برای پیش‌بینی عرضه در مناطق شهری کشور استفاده کرده‌اند. آن‌ها برای پیش‌بینی عرضه‌ی مسکن در تهران، از متغیرهای قیمت مسکن، نرخ تورم، شاخص قیمت مصالح ساختمانی، حجم پول و GDP بدون نفت استفاده کردند. براساس نتایج مطالعه آن‌ها، عرضه‌ی مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) در تمامی مناطق شهری در پایان سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۸۳ تغییر چندانی نخواهد کرد. براساس پیش‌بینی آن‌ها که در سال ۱۳۸۳ انجام شد، طی سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴، رکود و سپس در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ و نیمه‌ی اول سال ۱۳۸۷ رونق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان را شاهد خواهیم بود، ولی چرخه‌ی رکود باردیگر از نیمه‌ی دوم سال ۱۳۸۷ آغاز خواهد شد. در سال ۱۳۸۴ قیمت واقعی مسکن کاهش خوهد یافت ولی در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ افزایش قیمت مسکن در تهران را تجربه خواهیم کرد.

زارع‌پور (۱۳۸۵)، اثر متغیرهای کلان بر قیمت مسکن را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در فاصله‌ی زمانی ۱۳۴۹- 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.

جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده (۱۳۸۶)، با داده‌های فصلی ۱۳۷۳- ۱۳۸۴ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده، به بررسی عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداختند. در این مطالعه از مدل اقتصاد کلانی استفاده شد که دارای پایه‌های اقتصادی خرد است و در آن از متغیرهای درآمد سرانه‌ی خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم، به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته‌ی شاخص قیمت مسکن استفاده شد. 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 تأثیر 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 بی‌رویه‌ی قیمت مسکن جلوگیری کرد.

۲-۲- مطالعات خارج از کشور

میوت[1] (۱۹۷۲)، مدلی را برای تابع تقاضای مسکن و جریان مسکن (مسکن نو ساز) ارایه 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 وی تابع تقاضای موجودی مسکن را از تابع تقاضای خدمات مسکن به‌دست می‌آورد، در ابتدا رابطه‌ی میان اجاره و قیمت هر واحد مسکونی را پیدا می‌کند. بنابراین فرض میوت، اجاره‌ی تعادلی، خالص هزینه‌ی استهلاک، نگهداری، تعمیر خانه و مالیات را تأمین 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[2] (۱۹۸۱)، مدلی را برای بررسی حساسیت عرضه‌ی مسکن نسبت به تغییرات قیمت ارایه کرد. در این مدل، کمیت و کیفیت مسکن به شکل هم‌زمان مورد بررسی قرار گرفته است. از آن‌جا که هدف اسمیت برآورد حساسیت قیمتی عرضه‌ی مسکن می‌باشد، وی مدل خاصی برای عرضه و یا سرمایه‌گذاری مسکن تصریح نکرده، بلکه شیوه‌ای را ارایه داده است که از آن طریق حساسیت قیمتی عرضه‌ی مسکن از جنبه کمی را محاسبه می‌کند.

پوتربا[3] (۱۹۸۴)، با مدل‌سازی در زمینه‌ی سرمایه‌گذاری در مسکن و یا عرضه‌ی واحدهای مسکونی جدید، تلاش می‌کند عرضه و تقاضا را با هم ارایه کند، ولی به دلیل مشکلات تخمین تابع تقاضا، از برآورد آن صرف‌نظر و تمامی آثار تقاضا بر عرضه‌ی

---

1 -Muth.
2 -Barton Smith.
3- Poterba.

مسکن را در قیمت دارایی می‌بینند. براساس مدل پوتربا، خریدار عقلایی مسکن، قیمت مسکن را با ارزش حال تنزیل شده خدمات مسکن در آینده برابر می‌کند.

مدل دی‌پاسکال و ویتون[1] (۱۹۹۴)، بر پایه سازوکار تعدیل تدریجی قیمت است و در حقیقت این مدل ترکیبی از مدل جریان موجودی و سازوکار تعدیل قیمت می‌باشد. از آن‌جا که آن‌ها برای عرضه، سازوکار تعدیل جزئی قائل هستند، لذا تغییر در تقاضا، به سرعت سبب افزایش عرضه به همان میزان نمی‌شود. در حقیقت، در مدل آن‌ها قیمت، برخلاف مدل پوتربا، متغیر کاملی برای رفتار عرضه و ساختار مسکن نیست. براین اساس، عدم تعادل در بازار مسکن در نتیجه‌ی هر شوک و تأثیر آن بر قیمت، در 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 هزینه‌ی فرصت سرمایه فرض شده است.

مک‌کویین[2] (۲۰۰۴)، شکلی از مدل معادلات هم‌زمان را ارایه می‌کند که شامل سه سیستم معادله است که هر دو بخش عرضه و تقاضای مسکن و هم‌چنین، چسبندگی عرضه‌ی 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[3] (۲۰۰۴) ، ارتباط بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن را با مصرف، در کشورهای OECD تخمین زدند. آن‌ها با استفاده از آزمون علیت گرنجر[4]، به بررسی ارتباط علی متغیرهای مدل پرداختند. برپایه‌ی 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 می‌باشند، اما مصرف خصوصی سرانه، علت گرنجری قیمت مسکن نیست.

داویدف[5] (۲۰۰۵)، مدلی برای برآورد قیمت زمین و مسکن شهری ارایه 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

---

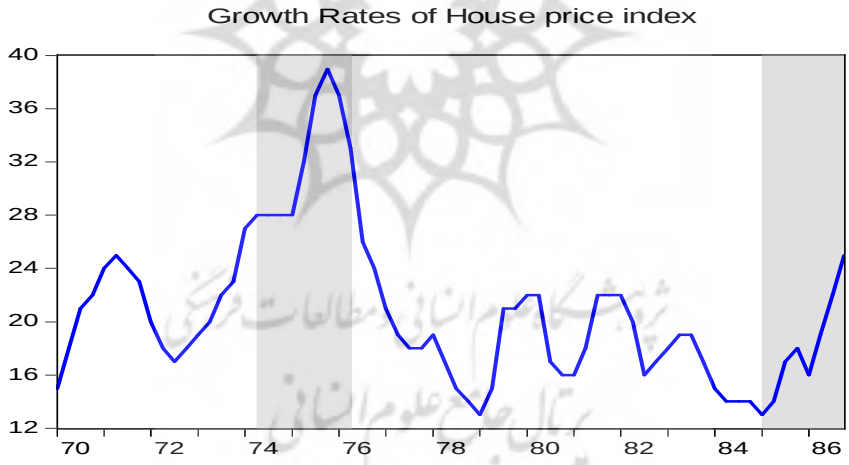
1 -Dipasquale & Wheaton.
2 -McQuinn.
3 -Ludwig & Slok.
4 -Granger Causality Test.
5 -Davidoff.

قیمت مسکن نسبت به شوک‌های متغیرهای کلان اقتصاد حساس است. کشش قیمت مسکن نسبت به دستمزدها، معنی‌دار و عدد بزرگ است، کشش قیمتی مسکن نسبت به نرخ‌های واقعی بهره و ارزش سهام سرمایه منفی و معنی‌دار است.

۳- مقایسه‌ی روند شاخص قیمت مسکن با نرخ‌های سود و نقدینگی

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

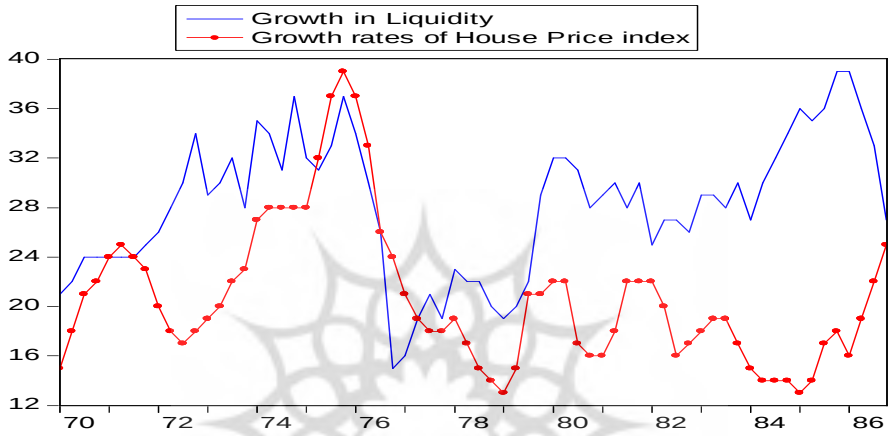
نمودار ۱، روند رشد شاخص قیمت مسکن در مناطق شهری را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، بیش‌ترین رشد قیمت‌های مسکن در بین سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۶ رخ داده است. بعد از آن، گرچه تا ابتدای سال ۱۳۸۴ رشد قیمت‌های مسکن بسیار کاهش یافته است، اما از سال ۱۳۸۴ به بعد، قیمت‌های مسکن دوباره روند افزایشی داشته، به طوری که 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[1]

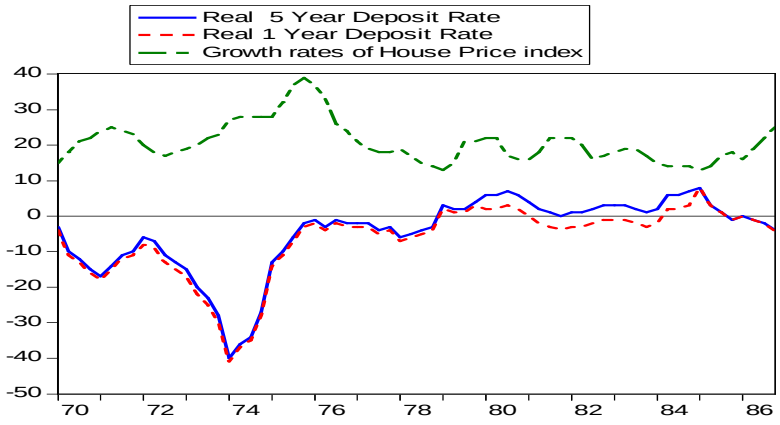
۱- در حقیقت داده‌های مربوط به شاخص قیمت مسکن عبارتند از: نرخ رشد شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی که زیر گروه شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی است، از بانک اطلاعات سری زمانی در سایت رسمی بانک مرکزی تهیه شده است.

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



نمودار ۲- مقایسه‌ی روند رشد شاخص قیمت مسکن با رشد نقدینگی در بین سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۰

در نمودار ۳، روند نرخ رشد شاخص قیمت مسکن با نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی بر حسب مقادیر حقیقی (۱ ساله و ۵ ساله)، مقایسه شده است. همان‌طور که در نمودار زیر مشاهده می‌شود، در کل دوره‌ی مورد بررسی، هر زمان که نرخ‌های سود حقیقی کاهش یافته، نرخ رشد شاخص قیمت مسکن افزایش پیدا کرده است؛ به عبارتی، یک رابطه‌ی معکوس بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و نرخ رشد شاخص قیمت مسکن وجود دارد. این مسأله فرضیه‌ای را مطرح می‌کند که بین نرخ سود بانکی و نرخ افزایش در قیمت‌های مسکن رابطه‌ای معکوس برقرار است. توجیه نظری این پدیده بر این مبنا استوار است که مسکن و حساب‌های پس‌انداز بانکی از نظر خانوارها دارایی‌های جایگزین هستند، لذا هر زمان که بازدهی یکی از این دارایی‌ها کاهش می‌یابد، تقاضا برای دارایی رقیب می‌رود.



نمودار ۳- مقایسه‌ی روند رشد شاخص قیمت مسکن با نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی یک‌ساله و پنج ساله (۱۳۸۶-۱۳۷۰)

بررسی روند کلی متغیرهای کلان، فرضیه‌ی وجود رابطه‌ی منفی بین قیمت مسکن و نرخ سود سپرده‌های بانکی را تأیید 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 ارایه خواهد شد.

۴-۱- *الگوی تجربی*

در این مقاله برای بررسی تأثیر نرخ‌های سود سپرده‌های 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

1-Vector Auto Regressive Model (VAR).

VAR مختلف استفاده شده، تا بررسی شود آیا تأثیر نرخ‌های سود حقیقی به انتخاب متغیرها حساس است یا نه؟ معادله‌ی (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 ماتریسی شامل ضریب متغیرهای برون‌زا، Γ_j، ماتریس ضرایب متغیرهای درون‌زا با وقفه‌ی j ام، p حداکثر درجه‌ی وقفه و U_t برداری است شامل باقیمانده‌های مدل VAR می‌باشد.

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

در این معادله باید متغیرها شرط مانایی را داشته باشند، زیرا در غیراین صورت توابع واکنش ضربه‌ای هم‌گرا نمی‌شوند. برای تعیین میزان وقفه‌ی بهینه‌ی p، می‌توان از معیارهای تعیین وقفه‌ی مختلف نظیر معیار آکاییک[۱] (AIC)، شوارتز بیزین[۲] (SBC)، هنان کویین[۳] (HQ)، آزمون حداکثر درست‌نمایی[۴] (LR) و معیار خطای پیش‌بینی[۵] استفاده کرد. معمولا هیچ تضمینی وجود ندارد که تعداد وقفه‌های بهینه براساس هرکدام از این روش‌ها با یکدیگر برابر باشد. هم‌چنین، هیچ کدام از این معیارها نیز به تنهایی کامل نیستند. با این حال، اگر حجم نمونه کوچک نباشد، استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) برای تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه مناسب‌تر است،[۶] بنابراین از این آزمون برای تعیین وقفه‌ی بهینه استفاده خواهیم کرد.

علاوه بر معیارهای تعیین وقفه‌ی 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[۷]، برای بررسی خودهمبستگی در پسماندهای مدل، آزمون نرمال بودن پسماندها و آزمون بررسی واریانس ناهمسانی در پسماندهای مدل هستند. پس از بررسی تمام این مراحل، با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای و نیز تجزیه‌ی واریانس‌های مدل‌ها، رابطه‌ی بین متغیرهای مورد نظر بررسی و تحلیل خواهد شد.

1- Akaike.
2- Schwarz-bayesian.
3- Hannan-Quinn.
4- Likelihood Ratio Tests.
5- Finite Prediction Error (FPE).
6- Gianni and Giannini (1997).
7- Lagrange Multiplier Test.

۲-۴- داده‌های مورد استفاده

برای برآورد یک مدل مناسب VAR که با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آن بتوان تأثیر نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی را بر شاخص قیمت‌های مسکن سنجید، باید علاوه بر متغیرهای شاخص قیمت مسکن و نرخ‌های سود بانکی، سایر متغیرهای مهم کلان که بر قیمت مسکن تأثیرگذار هستند نیز در مدل گنجاده شوند. متغیرهای مهم تأثیرگذار بر شاخص قیمت مسکن را می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی کرد:

۱- نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی به عنوان بازدهی دارایی رقیب مسکن که می‌تواند تقاضا برای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. برای نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی از میانگین نرخ‌های سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری یک ساله در شبکه‌ی بانکی (SR) و میانگین نرخ‌های سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵ ساله در شبکه‌ی بانکی (LR) پس از کسر نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] (CPI) استفاده شده است. با توجه به این‌که نرخ‌های تورم در برخی از سال‌ها بیش از نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی یک‌ساله و ۵ ساله بوده‌اند، لذا نرخ‌های سود حقیقی در برخی از سال‌ها در دوره‌ی مورد بررسی منفی خواهند بود. این موضوع را می‌توان در نمودار ۳ مشاهده کرد. بر این اساس، نرخ‌های سود حقیقی یک‌ساله و ۵ ساله بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۹ منفی بوده‌اند و نرخ‌های سود حقیقی یک‌ساله در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۴ و نیز از سال ۱۳۸۵ به بعد منفی بوده‌اند. این موضوع که نرخ‌های سود حقیقی در برخی سال‌ها منفی بوده‌اند، خود می‌تواند انگیزه‌ی خروج منابع، از سیستم بانکی و سپس ورود آن به بازار مسکن به شکل تقاضا برای خرید مسکن را افزایش دهد، لذا همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود، یک رابطه‌ی معکوس بین شاخص قیمت مسکن و نرخ‌های سود حقیقی برقرار است، لذا منفی بودن نرخ‌های سود حقیقی نه تنها رابطه‌ی جایگزینی بین سپرده‌های بانکی و مسکن و مستقلات را نفی نمی‌کند، بلکه تشدید کننده‌ی برتری مسکن به عنوان یک دارایی رقیب سپرده‌های بانکی نیز هست.

۲- متغیرهای تعیین‌کننده‌ی تقاضای مسکن، شامل حجم پول در گردش، با این توجیه که با افزایش تقاضا در اقتصاد به‌طور طبیعی 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 پایه‌ی پولی (H) و نرخ رشد نقدینگی (M).

1- Consumer price index (CPI).

از دیگر متغیرهای تعیین کننده‌ی تقاضای مسکن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب مقادیر حقیقی است. با افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه،[1] قدرت خرید لازم برای خرید مسکن افزایش می‌یابد (Y).

۳- متغیرهای تعیین‌کننده در سمت عرضه‌ی 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[2] برای دوره‌ی زمانی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۰ 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. به بیان دیگر، با مشخص شدن متغیرهایی که در بردار Y_t در معادله‌ی (۱) قرار می‌گیرند، بیش از یک مدل برای برآورد وجود خواهد داشت. در تمام مدل‌ها یک متغیر نماینده‌ی نرخ سود، یک متغیر نماینده بخش تقاضای مسکن و یک متغیر نماینده‌ی بخش عرضه‌ی مسکن و متغیر نرخ رشد شاخص قیمت مسکن (PH) وجود دارد. در حقیقت داده‌های مربوط به شاخص قیمت مسکن عبارتند از نرخ رشد شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی، که زیر گروه شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی است.

جدول ۱- مدل‌ها بر اساس ترتیب قرار گرفتن متغیرها[3] در آن‌ها

ترتیب متغیرها	۱	۲	۳	۴
مدل ۱	M	LR	NEWHOUSE	PH
مدل ۲	M	LR	PHS	PH
مدل ۳	H	LR	PHS	PH
مدل ۴	M	SR	PHS	PH
مدل ۵	Y	LR	PHS	PH
مدل ۶	Y	SR	PHS	PH
مدل ۷	Y	SR	NEWHOUSE	PH

۱- در این مقاله منظور از نرخ‌های رشد، افزایش در مقدار متغیر مورد نظر نسبت به فصل مشابه سال قبل است.

2- www.cbi.ir.

3- Ordering of the Variables.

ترتیب متغیرها در تمام مدل‌ها به این صورت است که ابتدا متغیرهای بخش تقاضا (M، H و Y)، سپس نرخ‌های سود (LR و SR)، بعد از آن متغیرهای بخش عرضه‌ی مسکن (NEWHOUSE، و PHS) و در نهایت قیمت مسکن (PH) قرار می‌گیرند. شایان ذکر است در این مطالعه ترتیب‌های دیگری از متغیرها نیز برآورد شد، اما نتایج آن‌ها تفاوت معنی‌داری با نتایج ارائه شده در این مقاله نداشت.

۳-۴- آزمون ریشه‌ی 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[1] را تأمین نمی‌کند و لذا توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آن نیز از اعتبار کافی برخوردار نخواهند بود. برای بررسی فرضیه‌ی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی، در حال حاضر آزمون‌های مختلفی معرفی شده‌اند که مهم‌ترین آن‌ها عبارت از آزمون ریشه‌ی واحد ADF[2]، آزمون فیلیپس و پرون[3]، آزمون GLS-DF[4]، و آزمون KPSS[5] است. با توجه به این‌که آزمون KPSS نسبت به آزمون‌های دیگر دارای مزیت‌هایی می‌باشد، ازجمله این‌که فرضیه‌ی صفر در این آزمون برخلاف آزمون دیکی فولر مانایی متغیر مورد بررسی است، لذا ترجیح دادیم که از این آزمون برای بررسی وجود یا عدg وجود ریشه‌ی واحد در متغیرها استفاده کنیم. نتایج

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد KPSS (فرضیه‌ی صفر مانایی)

نام متغیر	PH	H	M	SR	LR	PHS	NEHOUSE
مقدار آماره‌ی بحرانی در سطح ۵ درصد	۰.۱٤٦	۰.٤٦۰	۰.۱٤٦	۰.۱٤٦	۰.۱٤٦	۰.۱٤٦	۰.۱٤٦
مقدار آماره‌ی آزمون	۰.۰۸٤	۰.۱۳۳	۰.۱۰۵	۰.۰۷۸	۰.۰۸۸	۰.۰۹۵	۰.۰۵٦
نتیجه‌ی آزمون	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

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

آزمون ریشه‌ی واحد بر روی متغیرهای مورد نظر نشان داد که هیچ یک از متغیرها در سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد ریشه‌ی واحد ندارند، لذا فرضیه‌ی مانایی متغیرهای مورد بررسی را نمی‌توان رد کرد. با این تفسیر، استفاده از مدل VAR ساده در سطح متغیرها[1] بدون اشکال است و شرط ثبات در مدل‌ها تأمین شده است.

۴-۴- تخمین مدل و نتایج آن

در ابتدا معادله‌ی (۱) با استفاده از متغیرهای مختلفی که در سطرهای بردار Y_t قرار می‌گیرند، برآورد شد. به این صورت که در هر مدل، سطرهای جدول (۱) به عنوان متغیرهای موجود در بردار Y_t انتخاب شد و سپس هر مدل به صورت جداگانه با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات تخمین زده شد. هر کدام از مدل‌ها شامل عرض از مبدا و بدون جمله‌ی روند بودند. با توجه به این‌که متغیرهای مورد استفاده در برآورد معادله‌ی (۱) به شکل نرخ‌های رشد هستند، لذا اگر در سطح متغیرها جمله‌ی روند زمانی وجود داشته باشد، در شکل تفاضلی متغیرهای روند زمانی حذف شده و تبدیل به جمله‌ی عرض از مبدا خواهد شد. با توجه به این‌که مدل‌های حاصل از برآورد معادله‌ی (۱) در حقیقت فرم خلاصه شده هستند، لذا برای تفسیر تأثیر متغیرها باید از توابع واکنش ضربه‌ای و نیز تجزیه‌ی واریانس معادلات موجود در آن استفاده کرد.

قبل از بررسی توابع واکنش ضربه‌ای و نیز نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس‌ها، باید آزمون‌های کنترلی و تشخیصی بر روی مدل‌ها انجام گیرد 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 تجزیه‌ی واریانس‌ها اعتماد کرد؟ در جدول ۳ و ۴ نتایج این آزمون‌ها ارایه 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 ۷ گانه در سطح خطای نوع اول ۵ درصد ارایه شده است. بر اساس این نتایج، در تمامی مدل‌ها نشانه‌ای از خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی دیده نمی‌شود.

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

در جدول 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[1] تبعیت می‌کنند یا خیر؟ در حقیقت این آزمون 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 چندمتغیره 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	٦	ندارد	ندارد
مدل ۳	٦	ندارد	ندارد
مدل ۴	٦	ندارد	ندارد
مدل ۵	٦	ندارد	ندارد
مدل ۶	۵	ندارد	ندارد
مدل ۷	۵	ندارد	ندارد

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

البته این آزمون‌ها را می‌توان بر اساس ویژگی چولگی[2]، کشیدگی[3] و یا به صورت کلی[4] (بررسی هم‌زمان کشیدگی و چولگی متغیرها) انجام داد. نکته‌ی مهم این است که نمی‌توان آزمون نرمال بودن را به‌طور مستقیم با استفاده از پسماندها انجام داد، بلکه قبل از آن باید ابتدا ماتریس 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 دارند، که در هر یک از ماتریس‌ها ضرایب متفاوتی استفاده می‌شود. لوتکپل (۱۹۹۱)[5]، استفاده از معکوس ماتریس پایین مثلثی

1 -Multivariate Normal.
2- Skewness.
3- Kurtosis.
4- Joint Test.
5- Lutkepohl (1991).

چولسکی را برای متعامد کردن پسماندها پیشنهاد می‌دهد. اما باید توجه کرد که این روش به ترتیب متغیرها حساس است و با تغییر ترتیب متغیرها ممکن است نتایج حاصله متفاوت شود. برای حل این مشکل، اورزا (۱۹۹۷)[1] استفاده از معکوس مربع ریشه‌های مشخصه‌ی ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها[2] را پیشنهاد می‌دهد. گزینه‌ی دیگر، استفاده از یک ماتریس ضربی حاوی قیود ساختاری است که در روش SVAR[3] 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

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

نرمال بودن پسماندها بر اساس آزمون لوتکپل			
مدل	چولگی	کشیدگی	فرضیه‌ی 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
مدل ۷	ندارد	دارد	رد شد
نرمال بودن پسماندها بر اساس آزمون اورزا			
مدل	چولگی	کشیدگی	فرضیه‌ی 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 شد
مدل ۶	ندارد	دارد	رد نشد
مدل ۷	ندارد	دارد	رد نشد

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

1- Urzua (1997).
2- Inverse Square Root of Residual Covariance Matrix.
3- structuralVector Auto Regressive(SVAR).

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 ۷، فرضیه‌ی نرمال بودن پسماندها رد نمی‌شود، این بدان معناست که مدل‌های ۱ و ۷ از نظر تصریح متغیرها نسبت به سایر مدل‌ها ویژگی بهتری دارند. لذا در ادامه تنها نتایج حاصل از این دو مدل را گزارش می‌کنیم.

۱-۴-۴- تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای

در این قسمت برای تحلیل اثرات نرخ سود سپرده‌های بانکی بر روی شاخص قیمت مسکن، توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از مدل‌های ۱ و ۷ بررسی شده‌اند. البته لازم به توضیح است که نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه‌ای و نیز تجزیه‌ی واریانس سایر مدل‌ها تفاوت چندانی با نتایج مدل‌های ۱و۷ نداشت، لذا برای تصریح بهتر و خلاصه‌تر بودن مطالب، تنها نتایج حاصل از مدل‌های ۱ و ۷ ارایه شده است.

در تحلیل VAR، یک مسأله‌ی 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 کنیم، 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 ارایه شده است. به عنوان مثال، سیمز (۱۹۸۰)[1]، استفاده از یک سیستم عطفی[2] به شکل ماتریس پایین مثلثی را پیشنهاد داد. در این سیستم از تجزیه‌ی چولسکی برای متعامد کردن پسماندهای فرم خلاصه شده استفاده می‌شود. مشکل این روش این است که نتایج به ترتیب متغیرها[3] حساس است. برای حل این مشکل، پسران و شین (۱۹۹۸)[4]، استفاده از توابع واکنش عمومی[5] را پیشنهاد کردند. نتایج در این روش به ترتیب متغیرها حساس نیست. در این روش برای تصریح شوک معادله zام، 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.

1- Sims (1980).
2- Recursive.
3- Ordering.
4- Pesaran and Shin (1998).
5- Generalized Response.

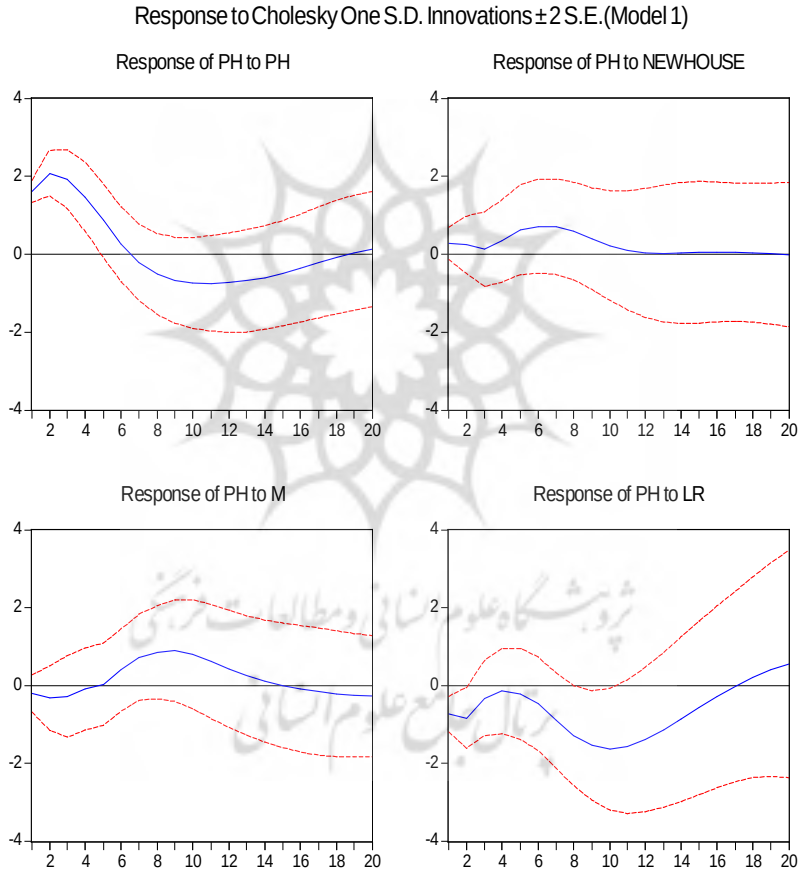
در این مقاله از هر دو روش برای تصریح توابع واکنش ضربه‌ای استفاده کـرده‌ایـم. بـا توجه به این‌که نتایج هر دو روش تصریح توابع واکنش ضربه‌ای در مدل‌های اول و هفتم (و هم‌چنین در سایر مدل‌ها) تفاوت معنی‌داری نداشته است، در این‌جا تنها نتایج حاصل از روش تجزیه‌ی چولسکی نشان داده شده است. شـایان ذکـر اسـت در روش تجزیـه‌ی چولسکی متغیرها بر اساس جدول ۱ مرتب شده‌اند. محورهـای عمـودی در نمودارهـای موجود در شکل‌های ۱ و ۲، نشان‌دهنده‌ی میزان واکنش شاخص قیمت مسـکن نسـبت به شوک ناشی از متغیرهای مختلف است و محورهای افقی نشان‌دهنده‌ی تعداد فصـولی است که طی می‌شود تا تأثیر شوک وارده از ناحیه‌ی سایر متغیرهـا بـر شـاخص قیمـت مسکن اعمال شود. در نمودارهای مورد بررسی این مدت زمـان ۲۰ فصـل (۵ سـال) در نظر گرفته شده است که تقریبا یک دوره‌ی تجاری در بازار مسکن را شامل می‌شود.

همان‌گونه که در شکل‌های ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، اثر یک شوک بـه انـدازه‌ی یـک انحراف معیار به قیمت مسکن، سبب افزایش قیمت‌های مسکن بین ۶ (بـر اسـاس مـدل ۱) تا ۸ (بر اساس مدل ۷) فصل می‌شـود، امـا پـس از آن، اثـر شـوک بـه تـدریج میـرا می‌شود. بر اساس مدل ۱، که در آن از متغیر M (نرخ رشد نقدینگی) بـه عنـوان متغیـر نماینده‌ی تقاضا استفاده شده است (شکل ۱، نمودار گوشه‌ی چپ و پـایین)، افـزایش در رشد نقدینگی در ابتدا تا فصل پنجم بر قیمت مسکن اثری ندارد (در حقیقت کمـی هـم آن‌را کاهش می‌دهد)، اما پس از آن سبب می‌شود تا حدود فصـل چهـاردهم نـرخ رشـد قیمت مسکن افزایش یابد. این افزایش در حدود دوسال و نیم به طـول مـی‌انجامـد. اثـر تأخیری پول در تأثیرگذاری بر قیمت مسکن با نظریات اقتصادی نیز سـازگار اسـت؛ بـه طور معمول اقتصاددانان انتظار دارند که افزایش در حجم نقدینگی با یک وقفـه‌ی چنـد ماهه در اقتصاد اثرگذار باشد، زیرا زمان لازم است تـا خانوارهـا پـس از یـک افـزایش در موجودی نقدینه‌ی خود با افزایش در سایر دارایی‌ها سبد دارایی خـود را متعـادل کننـد. براساس مدل ۷، که در آن از رشد درآمد سرانه (Y) به عنـوان نماینـده‌ی طـرف تقاضـا استفاده شده است (شکل ۲، نمودار گوشه‌ی چپ و بالا)، اثر افـزایش درآمـد سـرانه بـر روی قیمت مسکن در ۶ فصل اولیه پس از شوک وارده مثبت است و پس از آن با شیبی ملایم میرا می‌شود. در حقیقت می‌توان نتیجه گرفت که تحریـک عوامـل سـمت تقاضـا (افزایش رشد نقدینگی و درآمد سرانه) سبب می‌شود که قیمت مسکن افزایش یابـد، بـا این تفاوت که اثر نقدینگی بر قیمت با تأخیر است، اما اثر درآمـد سـرانه در همـان یـک سال اولیه تخلیه می‌شود.

در هر دو مدل اول و هفتم متغیر تعداد مجوزهـای صـادره بـرای احـداث واحـدهای مسکونی جدید در مناطق شهری NEWHOUSE، به عنوان متغیر طـرف عرضـه وجـود دارد (شکل ۱، نمودار گوشه‌ی راست و بالا، و شکل ۲، نمودار گوشه‌ی چپ و پایین). بر این اساس، با وارد شدن یک واحد شوک به این متغیر، رشد شاخص قیمت مسـکن بـین ۱۲ تا ۱۴ فصل افزایش می‌یابد. که نشـان مـی‌دهـد افـزایش سـرمایه‌گـذاری در بخـش مسکن، اثر افزایشی بـر هزینـه‌هـای سـاخت مسـکن نظیـر مصـالح سـاختمانی و سـایر نهاده‌های مورد نیاز در بخش مسکن بین ۳ تا ۳/۵ سال به دنبال دارد.

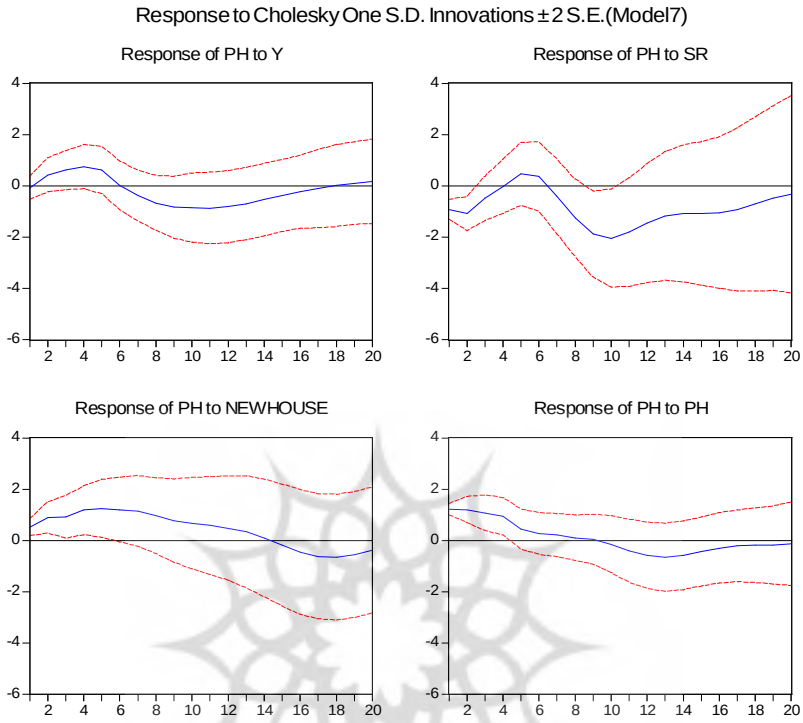
در مدل ۱، از نرخ سود حقیقی سپرده‌های بـانکی ۵ سـاله (LR) (شـکل ۱، نمـودار راست و پایین) و در مدل ۷، از نرخ سود حقیقی سـپرده‌هـای ۱ سـاله (SR) (شـکل ۲، نمودار گوشه‌ی راست و بالا)، به عنـوان نماینـده‌ی نـرخ‌هـای سـود سـپرده‌هـای بـانکی استفاده شده است. الگوی واکنش نرخ رشد قیمت مسکن بـه ایـن دو متغیـر (نـرخ‌هـای بلندمدت و کوتاه‌مدت) بسیار به هم شبیه است. بر اسـاس مـدل ۱، افـزایش نـرخ سـود بلندمدت سپرده‌های بانکی به میزان یک انحراف معیار، در ابتدا سـبب مـی‌شـود کـه تـا حدود فصل چهارم، از نرخ رشد قیمت مسکن به میزان اندکی کاسته شـود و پـس از آن اثر اولیه بر قیمت مسکن از بین می‌رود، سپس تا حدود فصل هفدهم بعد از شوک اولیه، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان زیادی کاهش یابد. الگوی مشابهی در مدل ۷ و درمورد نرخ سود سپرده‌های یک‌ساله دیده می‌شود، به طوری که در ابتدا تا حدود یک سال یک کاهش ملایم در نرخ رشد قیمت مسکن به‌وجود می‌آید، اما این کاهش بعد از یک سـال از بین می‌رود؛ سپس تا حدود فصل بیستم نرخ رشـد قیمـت مسـکن بـه میـزان زیـادی کاهش می‌یابد. در حقیقت می‌توان اثر افزایش در نرخ‌های سود بانکی بر قیمـت مسـکن را به دو اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم‌بندی کرد. در کوتاه‌مدت که حدود یک سال به طول می‌انجامد، افزایش نرخ‌های سود بانکی موجب کاهش رشد قیمت مسکن می‌شـود، ولی در بلندمدت که از حدود فصل پنجم یا ششم آغـاز شـده و تـا فصـل ۱۷ام یـا ۲۰ام ادامه می‌یابد، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان قابل توجهی کاهش پیـدا مـی‌کنـد. اگـر قصد تفسیر این یافته را داشته باشیم، شاید بتوان آن‌را به انتظـارات پـس‌انـدازکننـدگان ارتباط داد. وقتی یک افزایش در نرخ سـود حقیقـی سـپرده‌هـا بـه عنـوان یـک دارایـی جایگزین مسکن به‌وجود می‌آید، درواقع برای پـس‌انـدازکننـدگان بـازدهی سـپرده‌هـای بانکی به عنوان یک دارایی رقیب مسکن افزایش می‌یابد. اما در ابتدا پس‌اندازکنندگان به دلایل مختلف، از جمله زمان‌بر بودن تبدیل مسکن (و یا سایر دارایـی‌هـای حقیقـی) بـه

پول نقد و تبدیل آن به سپرده بانکی، و نیز زمان‌بر بودن فرایند تعدیل انتظارات، نمی‌توانند میزان سپرده‌های خود را افزایش دهند، ولی با گذشت زمان، با توجه به این‌که همه‌ی تعدیلات لازم انجام شده است، تقاضا برای سپرده‌ی بانکی افزایش می‌یابد و در مقابل، تقاضا برای مسکن کاهش پیدا می‌کند، در نتیجه رشد قیمت مسکن به تبع آن کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، با کاهش نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی جذابیت مسکن بالا می‌رود و تقاضا برای آن افزایش می‌یابد که منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد.



مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

شکل ۱- توابع واکنش ضربه‌ای مبتنی بر تجزیه‌ی چولسکی در مدل ۱

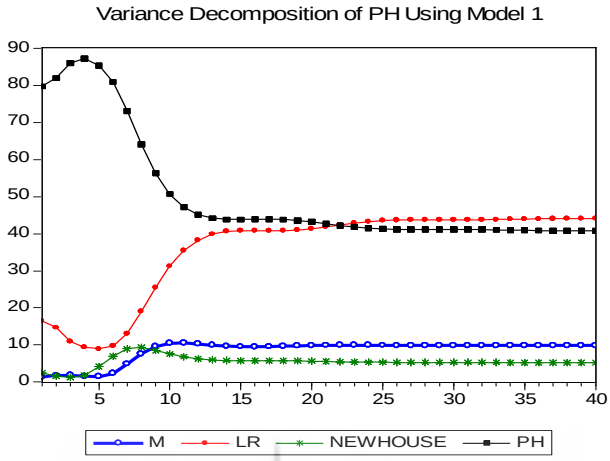


مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

شکل ۲- توابع واکنش ضربه‌ای مبتنی بر تجزیه چولسکی در مدل ۷

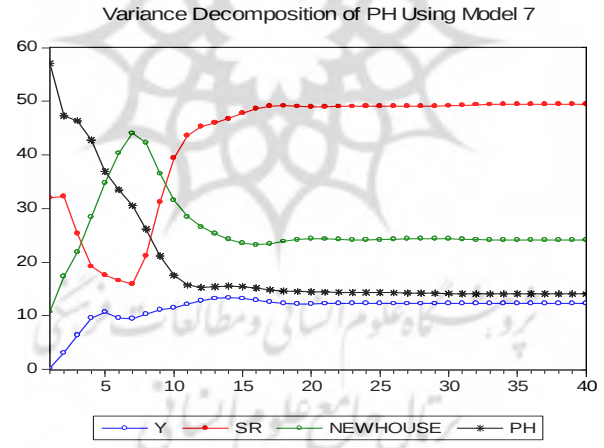
۲-۴-۴- *تجزیه واریانس‌ها*

در این بخش برای تعیین وزن هریک از متغیرهای مورد بررسی در نرخ رشد قیمت مسکن از تجزیه‌ی واریانس‌ها استفاده شده است. با توجه به این‌که دو مدل اول و هفتم از نظر آزمون‌های کنترلی و تشخیصی ویژگی‌های قابل‌قبول‌تری داشتند، لذا در این‌جا نیز تنها تجزیه‌ی واریانس‌ها بر اساس این دو مدل ارائه شده است. محور عمودی در هر کدام از نمودارها نشانگر سهمی از واریانس متغیر نرخ رشد شاخص قیمت مسکن است که توسط متغیرهای موجود در نمودار توضیح داده می‌شود و محور افقی نشانگر بازه‌ی زمانی (تعداد فصول) مورد بررسی است که در آن تأثیر متغیرهای مختلف بر میزان واریانس نرخ رشد شاخص قیمت مسکن بررسی می‌شود.



مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

شکل ۳- تجزیه‌ی واریانس رشد قیمت مسکن بر مبنای مدل ۱



مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

شکل۴- تجزیه‌ی واریانس رشد قیمت مسکن بر مبنای مدل ۷

در شکل ۳، نرخ سود حقیقی سپرده‌های ۵ ساله در ابتدا کم‌تر از ۲۰ درصد از واریانس نرخ رشد شاخص قیمت مسکن را توضیح می‌دهد و تا فصل پنجم این سهم حتی کاهش می‌یابد، اما بعد از فصل پنجم به تدریج این سهم افزایش می‌یابد و در

حدود فصل ۱۴ به بیش از ۴۰ درصد می‌رسد. به همین ترتیب، در شکل ۴، سهم نرخ سود حقیقی سپرده‌های ۱ ساله در توضیح دهندگی کل واریانس نرخ رشد شاخص قیمت مسکن در فصل اول بیش از ۳۰ درصد بوده است که در ۸ فصل اولیه به زیر ۲۰ درصد کاهش می‌یابد، اما پس از آن در حدود فصل ۱۸ به حدود ۵۰ درصد می‌رسد.

همان‌طور که در شکل‌های ۳ و ۴ ملاحظه می‌شود، در ابتدا نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی در فاصله‌ی بین ۵ تا ۸ فصل (کم‌تر از ۲ سال) سهمی بین ۲۰ تا ۳۰ درصد از کل واریانس نرخ رشد قیمت مسکن را توضیح می‌دهند، اما پس از آن به تدریج قدرت توضیح‌دهندگی نرخ‌های سود بانکی از تغییرات مسکن افزایش می‌یابد، به طوری که تا حدود فصل بیستم به ۴۰ تا ۵۰ درصد می‌رسد. 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 حقیقی سپرده‌های بانکی به عنوان یک دارایی رقیب مسکن 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 نرخ‌های سود بانکی در تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن در بلندمدت بسیار بیش‌تر از کوتاه‌مدت باشد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مطالعات مختلفی در سال‌های اخیر در زمینه‌ی اقتصاد مسکن انجام گرفته است، با این حال به نظر می‌رسد که کم‌تر به ارتباط بین رفتار پس‌اندازی مردم و تأثیرگذاری آن بر روی تقاضای مسکن پرداخته شده است. با مروری بر مطالعات انجام شده‌ی داخلی و خارجی، می‌توان دریافت که مطالعات چندانی در این زمینه انجام نشده است و در بیش‌تر موارد بازار سهام یا ارز را به عنوان بازدهی دارایی جایگزین مسکن (به ویژه در ایران) مد نظر قرار داده‌اند. در این مقاله با روش الگوی خودرگرسیونی برداری و با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۰، رابطه‌ی بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و نرخ رشد شاخص قیمت مسکن و هم‌چنین سایر عوامل مؤثر 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) سبب می‌شود که قیمت مسکن افزایش یابد، با این تفاوت که اثر نقدینگی با تأخیری حدود یک‌سال بر قیمت مسکن وارد می‌شود، اما

پس از آن و تا حدود فصل چهاردهم نرخ رشد قیمت مسکن افزایش می‌یابد، ولی اثر درآمد سرانه در همان یک سال اولیه تخلیه می‌شود. اثر تأخیری پول در تأثیرگذاری بر قیمت‌های مسکن با نظریات اقتصادی نیز سازگار است، به طوری که معمولا اقتصاددانان انتظار دارند که افزایش در حجم نقدینگی با یک وقفه‌ی چند ماهه در اقتصاد اثرگذار باشد، زیرا زمان لازم است تا خانوارها پس از یک افزایش در موجودی نقدینه‌ی 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 ۱۲ تا ۱۴ فصل افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن که به طور طبیعی 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 سبب می‌شود.

می‌توان اثر افزایش در نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی بر قیمت مسکن را به دو اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم‌بندی کرد. در کوتاه‌مدت که حدود یک سال به طول می‌انجامد، افزایش نرخ‌های سود بانکی موجب کاهش نرخ رشد قیمت مسکن می‌شود، ولی در بلندمدت که از حدود فصل پنجم یا ششم آغاز شده و تا فصل هفدهم یا بیستم (بسته به مدل مورد استفاده) ادامه می‌یابد، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان قابل توجهی کاهش پیدا می‌کند. نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس‌ها نیز نشان داد که در ابتدا نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی تا حدود فصل پنجم، تنها حدود ۲۰ درصد از تغییرات در نرخ رشد قیمت مسکن را توضیح می‌دهند، اما پس از آن به تدریج قدرت توضیح‌دهندگی نرخ‌های سود بانکی از تغییرات مسکن افزایش می‌یابد، به طوری که تا حدود فصل بیستم 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، شاید بتوان آن‌را به انتظارات پس‌اندازکنندگان ارتباط داد. وقتی یک افزایش در نرخ سود حقیقی سپرده‌ها به عنوان یک دارایی جایگزین مسکن به‌وجود می‌آید، در حقیقت برای پس‌اندازکنندگان، بازدهی سپرده‌های بانکی به عنوان یک دارایی رقیب مسکن افزایش می‌یابد. اما در ابتدا پس‌اندازکنندگان به دلایل مختلف، از جمله زمان‌بر بودن تبدیل مسکن (و یا سایر دارایی‌های حقیقی) به پول نقد و تبدیل آن به سپرده بانکی و نیز زمان‌بَر بودن فرایند

تعدیل انتظارات، نمی‌توانند میزان سپرده‌های خود را افزایش دهند، ولی با گذشت زمان، با توجه به این‌که همه‌ی تعدیلات لازم انجام شده است، تقاضا برای سپرده، بانکی افزایش و در مقابل تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد و در نتیجه رشد قیمت مسکن به تبع آن کاهش پیدا می‌کند. به بیان دیگر، با کاهش نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی جذابیت مسکن افزایش می‌یابد و تقاضا برای آن بالا می‌رود، که منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد. شایان ذکر است نتایج حاصل از سایر مدل‌ها نیز در راستای یافته‌های مدل‌های ۱ و ۷ بوده است (نتایج سایر مدل‌ها در پیوست ارایه شده است). در حقیقت یافته‌ها در این مطالعه در جهت تأیید این فرضیه هستند که: بین نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن رابطه‌ای منفی برقرار است.

فهرست منابع

۱- اسد سنگابی‌فرد، سیما (۱۳۶۹)، "بررسی تقاضای مسکن شهری در ایران"، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.

۲- جعفری صمیمی، احمد، زهرا علمی و بیش‌تر هادی‌زاده (۱۳۸۶)، "وامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران" فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره‌ی ۳۲.

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

۴- جلالی نایینی، سید احمدرضا و پدرام نوغانی اردستانی (۱۳۸۳) "طرح جامع مسکن: پیش‌بینی قیمت و عرضه‌ی مسکن"، وزارت مسکن و شهرسازی.

۵- خیابانی، ناصر (۱۳۸۲) "عوامل تعیین کننده‌ی قیمت مسکن در ایران"، فصلنامه‌ی اقتصاد مسکن، شماره‌ی ۳۴.

۶- زارعپور، علی (۱۳۸۵) "یررسی اثر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن مورد ایران (۱۳۸۲-۱۳۴۹)" پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

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

۸- عیان‌بد، ناهید (۱۳۷۴) "پیش‌بینی تقاضای مسکن در دهه‌ی ۷۰"، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

۹- یزدانی، فردین (۱۳۸۲) "بررسی کارایی سازوکار بازار مسکن در مناطق شهری ایران" سازمان ملی زمین و مسکن.

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

11- 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.

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

13- Ludwig A. and Slok, T. (2004), "The Relationship Between Stock Price, House Price and Consumption in OECD Countries", Mannheim University, Feb 2004.

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

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

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

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

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

19- Sims, Chris (1980). “Macroeconomics and Reality,” Econometrica, 48, 1-48.

20- Smith, B. A. (1981), "The Supply of Urban Housing", The Quarterly Journal of Urban Economics, Vol. 30,, PP.36-48.

21- 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.