Archive of SID

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال پنجم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۷/ صفحات ۱۰۲-۷۵

اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد غیرخطی MS-VAR[1]

فرزاد ساقی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، farsaghi@yahoo.com
کامبیز هژبر کیانی*
استاد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، kianikh@yahoo.com
اکبر میرزاپور باباجان
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، akbar.mirzapour@gmail.com
بیت‌الله اکبری مقدم
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، akbari.beitollah@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۶/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۷/۲۱

چکیده

مطالعات اخیر در حوزه مسکن و خصوصا مطالعات انجام شده پس از بحران مالی ۲۰۰۷ نشان داده‌اند که اثر سیاست پولی بر بازار مسکن می‌تواند نامتقارن باشد. به عبارت دیگر، در دوران رونق و رکود بازار مسکن، سیاست پولی یکسان، می‌تواند نتایج متفاوتی را به همراه داشته باشد. در این راستا هدف اصلیاینمطالعه بررسیاثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکنطی دوره زمانی فصل اول ۱۳۷۴ تا فصل اول ۱۳۹۶ در اقتصاد ایران است. برای این منظور از روش مارکوف سویچینگ خودتوضیح برداری که یک روش غیرخطی بوده و امکان بررسی اثر سیاست پولی در وضعیت‌های مختلف بازار مسکن را فراهم می‌آورد، بهره گرفته شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی بر بازار مسکن نامتقارن است؛ همچنین نتایج توابع واکنش آنی وابسته به رژیم نشان می‌دهد که اثرگذاری سیاست پولی در دوران رکود مسکن، به مراتب بیشتر از دوران رونق این بازار است.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، قیمت مسکن، مارکوف سویچینگ
طبقه‌بندی JEL: C22، C32، E52، R31.

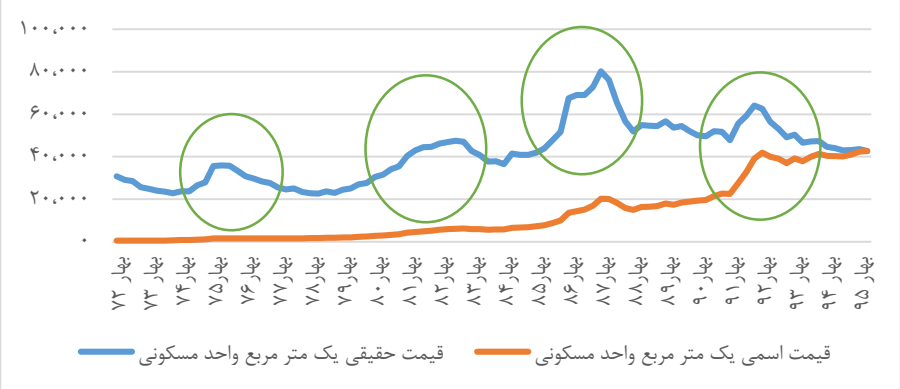
[1] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین است.
* نویسنده مسئول مکاتبات

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

مروری بر روند قیمت مسکن طی چند دهه اخیر نشان می‌دهد که بازار مسکن تهران از سال ۱۳۷۲[۱] چندین بار وارد فاز رونق شده و پس از رسیدن سطح قیمت‌ها به نقطه اوج، با کاهش نسبتا شدید قیمت‌ها همراه شده است. گرچه رفتار سیکلی مسکن و رونق و رکود شکل‌گرفته در این بازار، بر اساس قیمت اسمی چندان مشهود نیست، اما روند قیمت حقیقی به وضوح نشان‌دهنده وجود چنین رفتاری در بازار مسکن تهران است. نمودار ۱ روند قیمت‌های اسمی و حقیقی یک متر مربع واحد مسکونی در بازار مسکن تهران را نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار نیز مشاهده می‌شود، در دوره مورد بررسی حداقل چهار سیکل رونق و رکود در بازار مسکن شکل گرفته است که نقطه اوج قیمتی آنها به ترتیب در تابستان سال ۱۳۷۵، پاییز ۱۳۸۲، بهار ۱۳۸۷ و زمستان ۱۳۹۱ بوده است[۲].



نمودار (۱): روند قیمت‌های اسمی و حقیقی در بازار مسکن تهران

منبع: مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

وجود چنین سیکل‌های رونق و رکودی در بازار مسکن، منحصر به اقتصاد ایران نبوده و بازار مسکن در اغلب کشورها چنین رفتاری را از خود نشان می‌دهد. بارزترین مورد آن، بحرانی بود که در دهه ۲۰۰۰ در بازار مسکن کشور ایالات متحده آمریکا رخ داد و سپس سایر بازارهای مالی را نیز درگیر نمود. قیمت مسکن در این کشور از سال ۲۰۰۲ با افزایش چشمگیری روبرو شد و پس از آن در سال ۲۰۰۷ روند نزولی خود را آغاز کرد. شروع روند نزولی در بازار مسکن سبب ورشکستگی بانک‌ها و بسیاری از موسسات مالی شد و افت قابل ملاحظه در بازار سهام را به دنبال داشت. بخش واقعی اقتصاد نیز از این بحران در

[۱] آمار بخش مسکن برای پیش از این دوره موجود نیست.

[۲] این نقاط بر اساس قیمت‌های حقیقی محاسبه شده‌اند و با نقاط اوج قیمت‌های اسمی کمی متفاوت هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

امان نماند و اقتصاد این کشور با رکود عمیقی روبرو شد. تیلور[1] (۲۰۰۷) عامل اصلی حباب مسکن آمریکا را سیاست‌های نادرست پولی فدرال رزرو می‌داند. به اعتقاد تیلور، پس از سال ۲۰۰۰، فدرال رزرو نرخ بهره را در سطوح بسیار پایینی نگه داشته بود و این موضوع سبب شد تا به دلیل پایین بودن نرخ بهره، به صورت مصنوعی تقاضا برای وام‌های رهنی افزایش پیدا کند. از آنجایی که وام‌های رهنی اصلی‌ترین منبع تامین مالی خرید مسکن برای مصرف‌کنندگان است، مصرف‌کنندگان با هزینه بسیار پایین می‌توانستند، خرید مسکن را تامین مالی کنند، این موضوع سبب افزایش قدرت خرید مصرف‌کنندگان شده و افزایش در تقاضای مسکن و به تبع آن شکل‌گیری حباب را رقم زده است.اینکه سیاست‌های پولی بازار مسکن را تحت تاثیر قرار می‌دهد، موضوعی است که در مطالعات مختلف به آن پاسخ مثبت داده شده است. اما اخیرا مسئله جدیدی مطرح شده است و آن اینکه، آیا در شرایط مختلف بازار مسکن، سیاست‌های پولی اثر یکسانی بر این بازار دارد؟ یا به عبارت دیگر، آیا اثر سیاست‌های پولی بر بازار مسکن متقارن است؟ اعتقاد بر این است که اثر سیاست‌های پولی، زمانی که بازار مسکن در حال رکود است، می‌تواند متفاوت از حالتی باشد که این بازار در وضعیت رونق قرار دارد. بر این اساس، بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن تهران موضوعی است که در این تحقیق به آن پرداخته خواهد شد. برای این منظور از روش MSVAR استفاده خواهد شد که یک روش غیرخطی بوده و امکان بررسی عدم تقارن اثر سیاست پولی بر بازار مسکن را فراهم می‌سازد. در این راستا، این تحقیق در شش بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه حاضر، در ادامه ابتدا ادبیات مرتبط با موضوع بررسی شده و سپس روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم نیزیافته‌های تجربی تحقیق تجزیه و تحلیل شده و نهایتا در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

سیاست پولی از کانال‌های مختلف می‌تواند بازار مسکن را تحت تاثیر قرار دهد. در زیر به مهم‌ترین کانال‌هایی که سیاست پولی بازار مسکن را از طریق آن تحت تاثیر قرار می‌دهد، اشاره شده است.

[1]Taylor

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۱-۱- کانال نرخ بهره (سود بانکی)

تغییر در نرخ بهره یکی از عواملی است که می‌تواند بازار مسکن را تحت تاثیر قرار دهد. برخلاف سایر کانال‌ها، کانال نرخ بهره بازار مسکن را به صورت مستقیم متاثر می‌سازد. به عنوان مثال، کاهش در نرخ بهره، هزینه سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و سبب افزایش تقاضا در بازار مسکن می‌شود. به بیان بهتر، چون در کوتاه‌مدت، سطح عمومی قیمت‌ها ثابت است تغییر در نرخ بهره اسمی، سبب تغییر در نرخ بهره حقیقی می‌شود. تغییر در نرخ بهره حقیقی نیز، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان را تحت تاثیر قرار داده و سبب تغییر تقاضای آنها برای مسکن می‌شود. (برنانکه[1]؛ ۱۹۹۵).

۲-۱-۲- کانال اعتبارات[2]

تئوری مکانیزم انتقال پولی، توسط برنانکه (۱۹۹۵) ارائه شده و قصد دارد مکانیزم انتقال پولی را از کانال اعتبارات، مدلسازی نماید. گرچه این تئوری، حالت کلی دارد و نحوه اثرگذاری سیاست پولی را بر بخش واقعی اقتصاد مدلسازی می‌کند. اما به راحتی می‌توان استدلالات این تئوری را در خصوص بخش مسکن نیز ارائه داد.

بر اساس مکانیزم انتقال پولی از کانال اعتبارات، تغییرات در سیاست‌های پولی بانک مرکزی روی حجم اعتبارات بانک‌ها (که به شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان اعطا می‌شود) اثر می‌گذارد و از این طریق بخش حقیقی اقتصاد، من جمله بخش مسکن را تحت تاثیر قرار می‌دهد. برنانکه (۱۹۹۵) عنوان می‌کند که کانال اعتباری انتقال پولی یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال پولی است و برخلاف کانال مستقیم نرخ بهره، که در بخش قبلی به آن اشاره شد، اثر غیرمستقیم بر بخش واقعی اقتصاد (و بخش مسکن) دارد و در کنار کانال مستقیم نرخ بهره، اقتصاد را متاثر می‌سازد.

کانال اعتباری سیاست پولی در واقع عنوان می‌کند که اثرات یک سیاست پولی که به صورت رایج سبب تغییر در نرخ بهره و حجم پول می‌شود، توسط تغییرات درونزا که در متغیری به اسم مازاد هزینه تامین مالی خارجی[3] ایجاد می‌گردد، تقویت می‌شود. معنی این عبارت این است که کانال اعتباری در مقابل کانال نرخ بهره (که در بخش قبلی به آن اشاره شد) نیست، بلکه کانالی است که در موازات با کانال نرخ بهره کار کرده و سبب تقویت آثار سیاست پولی می‌شود. مازاد هزینه تامین مالی خارجی، شکافی است که

[1] Bernanke
[2] Credit Channel
[3] External Finance Premium

www.SID.ir

Archive of SID

منعکس‌کننده هزینه اضافی است که بنگاه‌ها مجبور هستند برای تامین مالی خارجی (به عنوان مثال از طریق بازار دارایی یا بدهی) در مقایسه با تامین مالی داخلی (به عنوان نمونه از طریق تقسیم نکردن سود) بپردازند. این شکاف زمانی وجود دارد که بنگاه‌ها نتوانند وثیقه کامل برای تامین مالی خارجی در اختیار بانک‌ها قرار دهند. زمانی که وثیقه کامل وجود دارد، حتی در بدترین حالت نیز، درآمد انتظاری پروژه، به اندازه‌ای خواهد بود که بتواند امکان پرداخت کامل وام را فراهم آورد. به عبارت دیگر، وثیقه کامل به این معنی است که بنگاهی که اقدام به دریافت وام می‌کند، در مقایسه با حجم پروژه (وام) وجوه کافی داخلی داشته باشد، که حتی در صورت شکست پروژه نیز، بانک بتواند از این منابع وام خود را به صورت کامل دریافت نماید و اعطای وام برایش هیچ ریسکی نداشته باشد. آنچه گفته شد، به این معنی است که اگر بنگاهی منابع داخلی کافی برای وثیقه گذاشتن نداشته باشد، تامین مالی خارجی برای او، پرهزینه‌تر خواهد بود. در چنین حالتی، انتظار می‌رود که سیاست پولی انقباضی سبب افزایش مازاد هزینه تامین مالی خارجی شده و در نتیجه، از طریق کانال اعتباری، میزان اعتبار موجود در کل اقتصاد را کاهش دهد.

مازاد هزینه تامین مالی خارجی به دلیل برخی عوامل مانند اطلاعات ناقص یا پرهزینه بودن حل دعاوی مربوط به قراردادها در بازارهای مالی به وجود می‌آید. این عوامل باعث می‌شود تا منابع به صورت کارا تخصیص پیدا نکنند و سبب به وجود آمدن رفاه از دست رفته شوند. اندازه مازاد هزینه تامین مالی خارجی، متاثر از سیاست‌های پولی است که توسط بانک مرکزی اجرا می‌شود. تغییر در اندازه مازاد هزینه تامین مالی خارجی (یا همان کانال اعتباری سیاست پولی)، از طریق دو مجرا به وقوع می‌پیوندد: کانال ترازنامه[1] و کانال وام‌دهی بانکی[2].

۲-۱-۲-۱- کانال ترازنامه

کانال ترازنامه بیان می‌دارد که اندازه مازاده هزینه تامین مالی خارجی می‌بایست با ثروت خالص وام‌گیرنده رابطه عکس داشته باشد. به عنوان مثال، هرچقدر که ثروت خالص وام‌گیرنده بیشتر باشد، احتمال این موضوع بالاتر می‌رود که فرد، قسمت اعظمی از سرمایه‌گذاری خود را با منابع داخلی انجام دهد. همچنین، وام‌گیرنده‌هایی که دارای ثروت خالص بیشتری هستند، در صورتی که از تامین مالی خارجی استفاده کنند، وثیقه‌های

[1] Balance Sheet Channel
[2] Bank Lending Channel

www.SID.ir

Archive of SID

معتبرتر و کامل‌تری را می‌توانند در ازای تضمین وام دریافت‌شده، در اختیار وام‌دهنده قرار دهند. این موضوع باعث می‌شود، که وام‌دهندگان با ریسک کمتری مواجه باشند و در نتیجه، هزینه‌های کمتری را صرف مقابله با مسائلی مانند کژمنشی و ... بکنند. از این رو، هزینه‌ها تامین مالی خارجی برای عوامل اقتصادی که از ثروت خالص بیشتری برخوردار هستند، کمتر خواهد بود.از آنجا که وضعیت مالی وام‌گیرندگان، مازاد هزینه تامین مالی خارجی و به دنبال آن شرایط دریافت وام و اعتبار را تحت تاثیر قرار می‌دهد، تغییرات در کیفیت ترازنامه وام‌گیرنده، به شکل مشابهی می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری (من جمله سرمایه‌گذاری در بخش مسکن) و مخارج آن را تحت تاثیر قرار دهد. کانال ترازنامه‌ای سیاست پولی به این دلیل به وجود می‌آید که تغییرات در سیاست پولی بانک مرکزی، نه تنها نرخ‌های بهره را تغییر می‌دهد، بلکه وضعیت مالی وام‌گیرندگان را هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم تحت تاثیر قرار می‌دهد.به عنوان مثال یک سیاست پولی انقباضی، ترازنامه وام‌گیرنده را حداقل به صورت مستقیم از دو راه تضعیف می‌کند. اول اینکه، اگر وام‌گیرنده در حال حاضر وام‌های کوتاه‌مدت یا بدهی‌های با نرخ شناور داشته باشد، افزایش در نرخ بهره که در نتیجه سیاست پولی انقباضی رخ می‌دهد، مخارج مربوط به بهره را افزایش داده و سبب کاهش جریان نقدی و تضعیف موقعیت مالی وام‌گیرنده می‌شود. دوم اینکه، افزایش در نرخ بهره، به طور معمول سبب کاهش در قیمت دارایی‌ها می‌شود و از این طریق ارزش وثیقه‌های وام‌گیرنده را کاهش می‌دهد.

۲-۱-۲-۲- کانال وام‌دهی بانکی

سیاست پولی، علاوه بر تاثیری که بر ترازنامه بنگاه‌ها دارد، می‌تواند از طریق تغییر در عرضه اعتبارات، خصوصا از طریق کاهش در وام‌هایی که بانک‌های تجاری اعطا می‌کنند، متغیر مازاد هزینه تامین مالی خارجی را تحت تاثیر قرار دهد. به این کانال، اصطلاحا کانال وام‌دهی بانکی گفته می‌شود. کانال وام‌دهی بانکی، اساسا همان کانال ترازنامه‌ای است که این بار به جای بنگاه‌ها یا وام‌گیرنده‌ها، وام‌دهندگان یا بانک‌ها را تحت تاثیر قرار داده است.بانک‌ها در بسیاری از کشورهای جهان، یکی از مهم‌ترین منابع تامین مالی و اعطای وام و اعتبار هستند. سیاست پولی انقباضی ممکن است سبب کاهش در عرضه منابعی شود که بانک‌ها با اتکا به آن اقدام به اعطای وام می‌کنند (دارایی‌های بانک‌ها)؛ این موضوع سبب می‌شود که تعداد و مقدار وام‌هایی که بانک‌ها اعطا می‌کنند، کمتر شده و بنگاه‌ها در تامین مالی با مشکل مواجه شوند. بنگاه‌های کوچک و متوسطی که اغلب

www.SID.ir

Archive of SID

برای تامین مالی، متکی به بانک‌ها هستند، ممکن است در کوتاه‌مدت نتوانند به اعتبارات دسترسی پیدا کنند یا ممکن است با صرف هزینه‌های بیشتری به دنبال یک وام‌دهنده جدید باشند. عدم دسترسی بنگاه‌ها به اعتبارات سیستم بانکی باعث می‌شود که مازاد هزینه تامین مالی خارجی افزایش یابد و در نتیجه آن، فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری (من جمله بخش مسکن) با کاهش روبرو شود.سوالی که ممکن است در خصوص کانال وام‌دهی بانکی پیش بیاید این است که سیاست‌های پولی چگونه می‌تواند، عرضه وام‌های بانکی را تحت تاثیر قرار دهد. برنانکه و بلایندر[1] (۱۹۸۸) مدلی از کانال وام‌دهی بانکی ارائه داده‌اند که در آن سیاست‌های پولی بانک مرکزی می‌تواند عرضه وام را تحت تاثیر قرار دهد. این مدل عنوان می‌کند که فروش اوراق قرضه در بازار باز توسط بانک مرکزی، سبب کاهش ذخایر و همچنین سپرده‌ها در سیستم بانکی می‌شود، بانک‌ها نیز به دلیل کاهش دسترسی بانک‌ها به منابع قابل وام‌دهی، عرضه وام را کاهش می‌دهند.

۲-۱-۳- مکانیزم تعدیل بهینه پورتفولیو[2]

مکانیزم تعدیل بهینه پورتفولیو اساس تئوری پولییون در خصوص مکانیزم انتقال پولی به بازارهای دارایی و کل اقتصاد را تشکیل می‌دهد. بر اساس این تئوری می‌توان چگونگی اثرگذاری شوک‌های پولی بر بازار مسکن را تشریح نمود. افزایش در عرضه پول سبب می‌شود تا حجم و مطلوبیت نهایی دارایی‌های نقد نسبت به حجم و مطلوبیت نهایی سایر دارایی‌ها تغییر پیدا کند. عوامل اقتصادی پس از مشاهده این موضوع، تلاش خواهند کرد تا مجددا تعادل را بازیابی کنند. برای بازیابی تعادل، لازم خواهد بود تا عوامل اقتصادی حجم دارایی‌های را که در اختیار دارند و همچنین میزان مصرفشان را به گونه‌ای تغییر دهند که نسبت مطلوبیت‌های نهایی مجددا برابر با نسبت قیمت‌ها شود. این موضوع به این معنی خواهد بود که با افزایش در حجم پول، قیمت بسیاری از دارایی‌ها مانند مسکن افزایش یافته و قیمت دارایی‌های نقد (انواع نرخ بهره) کاهش خواهد یافت. در واقع، در چارچوب این تئوری پولیون معتقدند که افزایش در حجم پول، سبب تغییر در قیمت دارایی‌ها (و قیمت نسبی آنها) شده و از این طریق تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری عوامل اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (ملتزر[3] ، ۱۹۹۵؛ نلسون[4]، ۲۰۰۳).

---

[1] Bernanke and Blinder
[2] Optimal portfolio adjustmentmechanisms
[3] Meltzer
[4] Nelson

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۱-۴- رابطه نامتقارن سیاست پولی با بازار مسکن

همانطور که در بخش قبلی عنوان شد، کانال اعتباری، یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال پولی به بخش واقعی اقتصاد، من جمله بازار مسکن است. همانطور که پیشتر نیز ذکر شد، یکی از کانال‌های اثرگذاری سیاست‌های پولی از طریق کانال ترازنامه بود. در کانال ترازنامه، به این دلیل که بنگاه‌ها ممکن بود، برای دریافت وام نتوانند وثیقه کامل در اختیار بانک قرار دهند، مجبور به پرداخت هزینه بیشتری بودند، این موضوع باعث می‌شد تا هزینه سرمایه افزایش پیدا کرده و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و سایر بخش‌ها کاهش یافته و از حجم فعالیت‌های اقتصادی کم شود. کانال ترازنامه علاوه بر اینکه سبب انتقال اثر سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد می‌شود، می‌تواند، این اثرات را به صورت نامتقارن انتقال دهد. دلیل آن نیز واضح است. زمانی که در حالت رکودی هستیم، ترازنامه بنگاه‌ها (و خانوارها) در وضعیت نامطلوب‌تری قرار دارد. این موضوع باعث می‌شود تا مسئله اطلاعات نامتقارن تشدید شود. تشدید مسئله اطلاعات نامتقارن نیز به این معنی است که بانک‌ها مجبور به صرف هزینه بیشتری برای اعتبارسنجی و رصد وام‌گیرندگان هستند و همچنین به دلیل وجود ریسک بالاتر متغیر صرفه ریسک نیز افزایش می‌یابد. در مجموع، موارد فوق‌الذکر باعث می‌شود که وام‌ها با نرخ بیشتری در اختیار بنگاه‌ها قرار گیرند.

حال اگر یک سیاست انقباضی پولی توسط بانک مرکزی انجام شود، علاوه بر اینکه، افزایش نرخ بهره از طریق کانال ترازنامه، منجر به کاهش فعالیت اقتصادی می‌شود، به دلیل رکودی بودن شرایط اقتصادی، اثر سیاست انقباضی تشدید می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که سیاست پولی در شرایط رکودی تاثیر بیشتری بر بازار مسکن داشته باشد. به بیان بهتر اگر یک سیاست هم‌اندازه را در شرایط رکود و رونق اجرا کنیم، اثر سیاست در شرایط رکودی، بیشتر خواهد بود (سیموکگنه[1] و همکاران، ۲۰۱۳).

۲-۲- مروری بر مطالعات تجربی

۲-۲-۱- مطالعات داخلی

در میان مطالعات داخلی، هیچ مطالعه‌ای وجود ندارد که اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی را بر بازار مسکن مورد ارزیابی قرار داده باشد، اما مطالعاتی وجود دارد که به صورت خطی، اثر سیاست‌های پولی را بر بازار مسکن بررسی نموده‌اند. در زیر به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود.

[1] Simo-Kengne

www.SID.ir

Archive of SID

جعفری صمیمی و همکاران[1] (۱۳۸۶) در مطالعه خود تلاش کردند تا عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران را شناسایی نمایند. در این مطالعه که به روش خود توضیح با وقفه‌هایتوزیعی (ARDL) انجام شده است، محققین اثر متغیرهای مختلف را روی قیمت مسکن مورد بررسی قرار دادند. یکی از متغیرهای اصلی مورد استفاده در این تحقیق، حجم پول است که بر اساس نتایج تحقیق، دارای اثر مثبت بر قیمت مسکن است.
نظری و فرزانگان[2] (۱۳۸۹) اثر سیاست پولی بر حباب مسکن را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور، محققین از یک مدل کلان نیو کینزی بهره برده و با استفاده از روش GMM آن را برآورد نمودند. نتایج این مطالعه، حاکی از آن است که نرخ بهره حقیقی که نشان‌دهنده سیاست پولی است، اثر منفی بر بازده حقیقی مسکن داشته است.
عسگری و الماسی[3] (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور پرداخته‌اند. در این مطالعه محققین، در کنار سایر متغیرها اثر نرخ سود بانکی را نیز بر قیمت مسکن مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه ایشان که با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی انجام شده است، نشان می‌دهد که نرخ سود وام‌های بانکی که نماینده بازار پول در این مطالعه است، یکی از متغیرهای اصلی اثرگذار بر قیمت مسکن در نقاط شهری بوده و اثر مثبت بر بازار مسکن دارد.
شهبازی و کلانتری[4] (۱۳۹۱) به بررسی شوک‌های سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران پرداختند. ایشان در این مطالعه از رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) و از داده‌های فصلی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ استفاده نموده‌اند. نتایج برآورد مدل مذکور، نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیستند. اما این سیاست‌ها می توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین‌کننده ایفا کنند.
افشاری و همتی[5] (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به شناسایی عوامل موثر بر احتمال وقوع رونق و رکود در بازار مسکن پرداخته‌اند. در این مطالعه، به منظور شناسایی چرخه‌های رونق و رکود قیمت حقیقی مسکن از روش تاریخ گذاری به نام روش مثلثی استفاده شده که برای

[1] Jafari Samimi et al. (2007)
[2] Nazari & Farzanegan (2010)
[3] Asgari & Almasi (2011)
[4] Shahbazi & Kalantari (2012)
[5] Afshari & Hemmati (2013)

www.SID.ir

Archive of SID

اولین بار توسط هاردینگ و پاگان (۲۰۰۲) پیشنهاد شده است.استفاده از روش مثلثی به محققین این امکان را داده است که بتوانند دوره‌های رونق و رکود از دوره‌های نرمال تفکیک نمایند. پس از انجام این کار، محققین دو متغیر مجازی برای وقوع رونق و رکود در بازار مسکن تعریف نموده و از الگوی پروبیت برای شناسایی عوامل موثر بر ایجاد این چرخه‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نرخ رشد حجم نقدینگی حقیقی بیشترین اثر نهایی را بر افزایش احتمال وقوع دوره‌های رونق شدید در بازار مسکن دارد.

موسوی و درودیان[1] (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر بازار مسکن تهران پرداختند. برای این منظور از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم کالمن فیلتر استفاده شده است. در این مطالعه از متغیر نقدینگی و همچنین نرخ بهره حقیقی به عنوان نماینده سیاست پولی استفاده شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نرخ بهره حقیقی دارای اثر منفی و معنی‌دار و رشد نقدینگی دارای اثر بی‌معنی بر بازار مسکن است.

ابوالحسنی و همکاران[2] (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تکانه‌های پولی و نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن پرداخته‌اند. در این مطالعه از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است که بخش مسکن را در مدل اقتصاد ایران وارد نموده است. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که شوک پولی باعث افزایش موقت تولید و تورم در هر دو بخش مسکن و غیر مسکن می‌شود. البته با توجه به کشش پایین عرضه در بخش مسکن، افزایش در تولید در بخش غیر مسکن (در نتیجه شوک پولی) بیشتر از افزایش تولید در بخش مسکن بوده است.

۲-۲-۲- مطالعات خارجی

سیموکنگنه و همکاران[3] (۲۰۱۳) اثرات نامتقارن سیاست پولی را بر بازار مسکن مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه که برای اقتصاد آفریقای جنوبی انجام شده است، محققین از روش خودتوضیح برداری مارکوف سویچینگ (MSVAR) استفاده کردند. ایشان برای ارزیابی اثرات نامتقارن سیاست پولی، از توابع واکنش آنی به تفکیک رژیم استفاده کرده‌اند. این نوع توابع واکنش آنی اثر شوک وارد شده به متغیر بر سیستم را در هر رژیم بهصورت جداگانه مورد ارزیابی قرار می‌دهد و از این طریق به محقق این امکان

[1] Mousavi & Doroodian (2015)
[2] Abolhasani et al. (2016)
[3] Simo-Kengne

www.SID.ir

Archive of SID

را می‌دهد تا اثر یک متغیر بر سایر متغیرها را در رژیم‌های مختلف بررسی کرده و با هم مقایسه کند. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد که سیاست پولی بر بازار مسکن موثر بوده و دارای اثرات نامتقارن بر این بازار است. یافته‌های محققین همچنین حاکی از آن است که سیاست پولی در دوره رکود بازار مسکن، اثر بیشتری بر این بازار داشته است.

تی‌سی[1] (۲۰۱۳) اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی را بر بازار مسکن بریتانیا مورد بررسی قرار داده است. وی تاکید می‌کند که زیان‌گریزی فروشندگان ممکن است منجر به عدم فروش آنها در قیمت‌های انتظاری خریداران شود و سبب پیدایش چسبندگی قیمتی در بازار رکودی مسکن شود. محقق در ادامه، برای اینکه اثر سیاست پولی را بر بازار مسکن ارزیابی کند، ابتدا از روش تصحیح خطای معمولی انگل گرنجر[2] (۱۹۸۷) و سپس از روش تصحیح خطای آستانه‌ای هنسن و سئو[3] (۲۰۰۲) استفاده نموده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر (که یک روش خطی است) نشان می‌دهد که این متغیرها در بلندمدت رابطه‌ای با هم ندارند. اما نتایج آزمون هم‌انباشتگی هنسن و سئو، کمی متفاوت‌تر است. بر اساس این آزمون بین متغیرهای مدل (سیاست پولی و بازار مسکن) رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. البته این رابطه در دوران رونق قوی‌تر است. به عبارت دیگر اثرات سیاست پولی بر بازار مسکن نامتقارن است.

چاودوری و مک‌لنان[4](۲۰۱۴) در مطالعه‌ای اثرات نامتقارن سیاست پولی را بر بازار مسکن بریتانیا مورد ارزیابی قرار دادند. محققین برای بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن از یک مدل مارکوف سویچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) استفاده نموده‌اند. رویکرد این محققین، مشابه روشی است که توسط سیموکنگنه و همکاران (۲۰۱۳) به کارگرفته شده است. نتایج مطالعه ایشان، حاکی از آن است که اثر سیاست پولی در دوره‌های رکود و رونق متفاوت است یا به عبارت دیگر، سیاست پولی دارای اثرات نامتقارن بر بازار مسکن است. مضاف بر این، نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی در دوران رکود، اثر کمتری بر بازار مسکن در مقایسه با دوران رونق دارد.

فیری[5] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای مشابه با مطالعه تی‌سی (۲۰۱۳)، اثرات نامتقارن سیاست پولی را بر بازار مسکن آفریقای جنوبی مورد ارزیابی قرار داده است. وی در این مطالعه از

[1] Tsai
[2] Engle and Granger
[3] Hansen and Seo
[4] Chowdhury and Maclennan
[5] Phiri

www.SID.ir

Archive of SID

روش خودرگرسیون آستانه‌ای گشتاوری[1] و تصحیح خطای آستانه‌ای[2] مربوط به آن استفاده نموده است. نتایج این مطالعه کاملا مشابه با نتایج تی‌سی (۲۰۱۳) است و نشان می‌دهد که سیاست پولی و بازار مسکن، در دوران رونق، در مقایسه با دوران رکود، رابطه قوی‌تری با هم دارند و شوک وارد شده به سیستم (کاهش نرخ بهره در اثر سیاست پولی انبساطی) در دوران رونق، با سرعت بیشتری تعدیل شده و رابطه بلندمدت بین سیاست پولی و بازار مسکن مجددا برقرار می‌شود. حال آنکه چنین رابطه‌ای در دوران رکود، ضعیف‌تر است. دلیل آن نیز چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در دوران رکود است.

آستویت و آنوندسن[3] (۲۰۱۶) اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی را بر بازار مسکن مورد بررسی قرار داده‌اند. برخلاف مطالعات سیموکنگنه و همکاران (۲۰۱۳) و تی‌سی (۲۰۱۳) که اثرات سیاست پولی را در دوره‌های رکود ور رونق بازار مسکن ارزیابی کرده‌اند، محققین این مطالعه معتقدند که سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی دارای اثر نامتقارن هستند. مطابق نظریه استاندارد عرضه و تقاضا محققین استنباط نموده‌اند که سیاست‌های پولی انبساطی می‌تواند در بازارهایی که کشش تقاضای کمتری دارند، اثر بیشتری در مقایسه با سیاست‌های انقباضی بر بازار داشته باشد. همچنین به علت چسبندگی رو به پایین عرضه مسکن، محققین بر این باورند که سیاست‌های انقباضی، اثر بیشتری بر بازار مسکن خواهد داشت. نتایج این مطالعه، موید ادعای اولیه محققین است و نشان می‌دهد که در مجموع، اثر سیاست پولی انبساطی برای اغلب بازهای مسکن منطقه‌ای ایالات متحده آمریکا (که دارای کشش‌های متفاوت هستند) بیشتر بوده است. البته برای مناطقی که دارای کشش خیلی بالاتری بودند، اثر سیاست انقباضی بیشتر از سیاست پولی انبساطی بوده است.

۳- روش تحقیق

۳-۱- روش خودتوضیح برداری مارکوف سویچینگ

روش خودتوضیح برداری (VAR) توسط سیمز[4] (۱۹۸۰) مطرح شد و بعدها مکررا توسط محققان در مطالعات تجربی به کار گرفته شد. معادله (۱) یک مدل خودتوضیح برداری از مرتبه P را نشان می‌دهد:

---

[1] Momentum Threshold Autoregressive
[2] Threshold Error Correction
[3] Aastveit and Anundsen
[4] Sims

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

مشکلی که در مدل VAR وجود دارد این است که زمانی که سری‌های زمانی حاضر در مدل خودتوضیح برداری دارای تغییرات رژیمی هستند، مدل VAR، مدل مناسبی برای بررسی رابطه متقابل متغیرها نخواهد بود؛ چرا که در این مدل امکان لحاظ نمودن تغییرات رژیمی وجود ندارد. همیلتون[1] (۱۹۸۹) برای رفع مشکل تغییرات رژیمی در مدل‌های خود توضیح (AR)، مدل مارکوف-سویچینگ را مطرح نمود. این مدل، بعدها توسط کرالزیگ[2] (۱۹۹۷) برای مدل‌های VAR نیز توسعه داده شد. ایده‌ی کلی در مدل خودتوضیح برداری مارکوف-سویچینگ (MS-VAR) مربوط به فرآیند تولید داده‌ها می‌باشد؛ در این مدل فرض می‌شود فرآیند تولید بردار متغیرهای سری زمانی Y_t تابعی از متغیر غیر قابل مشاهده s_t بوده و $s_t \in \{1, 2, 3, \dots, M\}$ می‌باشد. یک مدل مارکوف-سویچینگ که در آن عرض از مبدا مدل، تابعی از متغیر پنهان s_t است را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

البته همانند قبل، فرآیند تولید داده‌ها فقط با معادله بالا تکمیل نشده و باید در مورد ویژگی‌های متغیر s_t نیز ملاحظاتی در نظر گرفته شود. s_tیک فرآیند تصادفی مارکوف مرتبه اول می‌باشد که در آن مقدار اخیر متغیر s_t تنها به مقدار آن در دوره‌ی قبل بستگی دارد. به عبارت دیگر:

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij},$$
$$\sum_{j=1}^{M} P_{ij} = 1 \quad \forall\, i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (۳)$$

که در آن P_{ij} ماتریس احتمالات انتقال می‌باشد. به عبارت دیگر، s_t یک فرآیند مارکوف مرتبه اول است که دارای M حالت بوده و تحویل‌ناپذیر[3]و ارگودیک[4]می‌باشد. دو شرط تحویل‌ناپذیر و ارگودیک بودن متغیر s_t شروط ضروری برای مدل MS-VAR می‌باشند.

۳-۲- توابع واکنش آنی وابسته به رژیم[5]

معادله ۴ یک مدل MS-VAR با K متغیر درونزا و p وقفه را نشان می‌دهد. $A_i u_t$ نیز نشان‌دهنده جملات خطااست. اگر فرض کنیم که m رژیم وجود داشته باشد و پارامترهای مدل در این m رژیم تغییر پیدا می‌کنند. می‌توان نوشت:

---

[1] Hamilton
[2] Krolzig
[3] Irreducible
[4] Ergodic
[5] Regime Dependent Impulse Response Functions

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_t = \begin{cases} v_1 + B_{11}y_{t-1} + \cdots + B_{p1}X_{t-p} + A_1u_t & if \quad s_t = 1 \\ \vdots & \\ v_m + B_{1m}y_{t-1} + \cdots + B_{pm}X_{t-p} + A_mu_t & if \quad s_t = m \end{cases} \quad (۴)$$

که در آن بردار y_t حاوی K متغیر درونزا بوده، A_i ماتریس حاوی ضرایب ساختاری است که وابسته به رژیم بوده و $u_t \sim N(0; I_K)$ است. بردار u_t، بردار جملات خطای ساختاری مربوط به K معادله (معادلات مربوط به هر متغیر درونزا) سیستم است. این جملات خطا دارای توزیع نرمال بوده و با هیچ کدام از مقادیر آتی و گذشته خود همبستگی ندارد. در معادله ۴ واریانس تمامی جملات خطای ساختاری به ۱ نرمال سازی شده‌اند. گرچه در معادله ۴، جملات خطای ساختاری در یک ماتریس A ضرب شده است که وابسته به رژیم است و این موضوع باعث می‌شود که ماتریس واریانس کواریانس جملات خطای مدل، خود تابعی از رژیم باشند:

$$\Sigma_i = E(A_iu_tu_t'A_i') = A_iE(u_tu_t')A_i' = A_iI_KA_i' = A_iA_i' \quad (۵)$$

درحالت کلی، توابع واکنش آنی تغییرات انتظاری متغیرهای درونزا را پس از وارد شدن یک شوک به سیستم اندازه‌گیری می‌کنند. توابع واکنش آنی وابسته به رژیم نیز دقیقا همین مفهوم را در چارچوب مدل مارکوف سویچینگ خودتوضیح برداری انجام می‌دهند. تنها تفاوتی که وجود دارد این است که در توابع واکنش آنی وابسته به رژیم، توابع واکنش آنی به صورت مجزا برای هر رژیم استخراج می‌شود. برای مدل عمومی که در معادله ۴ معرفی شد، می‌بایست mK^2 تابع واکنش آنی مجزا محاسبه کنیم. این mK^2 تابع واکنش آنی، پاسخ K متغیر درونزا به K شوک در m رژیم است. توابع واکنش آنی وابسته به رژیم، در رژیم i از طریق معادله ۶ قابل محاسبه هستند. معادله ۶ پاسخ متغیرهای درونزای مدل را به شوک وارد شده (به اندازه یک انحراف معیار) به جزء خطای kام در دوره t و در رژیم i نشان می‌دهد. سری بردارهای K بعدی واکنش $\theta_{ki,1}, \dots, \theta_{ki,h}$ نیز مقدار واکنش متغیرهای توضیحی را اندازه‌گیری می‌کنند.

$$\frac{\partial y_{n,t+h}}{\partial v_{kt}} | s_t = \cdots = s_{t+h} = \theta^n_{ki,h} \quad for \quad h \geq 0 \quad (۶)$$

تخمین سری بردارهای واکنش $\theta_{ki,1}, \dots, \theta_{ki,h}$ نیز از طریق ترکیب تخمین پارامترهای مدل خودتوضیح برداری مارکوف سویچینگ نامقید با تخمین ماتریس پارامترهای ساختاری $\hat{A}_1, \dots, \hat{A}_m$ که از طریق محدودیت‌های شناسایی (در این مطالعه از روش تجزیه چولسکی استفاده شده است) بدست آمده‌اند، امکان‌پذیر است. اولین بردار واکنش $\theta_{ki,0}$، اثر شوک وارد شده به جزء خطای kام را روی متغیرهای درونزای مدل نشان می‌دهد. یک

www.SID.ir

Archive of SID

انحراف معیار شوک وارد شده به جزء خطای kام در زمان صفر معادل این است که بردار جملات خطا در این دوره به شکل $u_0 = (0, \dots, 0,1,0, \dots, 0)$ باشد. یا به عبارت دیگر، تنها جزء kام این بردار برابر ۱ باشد. با ضرب کردن این بردار در ماتریس ضرایب بردار ساختاری ($\hat{A}_i$) که وابسته به رژیم است، اولین بردار واکنش به دست خواهد آمد. سایر بردارهای ضرایب پاسخ با حل رو به جلو معادله ۴ برای متغیرهای توضیحی قابل محاسبه است. معادلات ۷ و ۸، نحوه محاسبه بردارهای پاسخ را بر اساس ماتریس ضرایب مدل نامقید و ماتریس ضرایب ساختاری نشان می‌دهد (اهرمن و همکاران[1]، ۲۰۰۳).

$$\hat{\theta}_{ki,0} = \hat{A}_i u_0 \qquad (۷)$$

$$\hat{\theta}_{ki,h} = \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \hat{B}_{ji}^{h-j+1} \hat{A}_i u_0 \qquad for \qquad h > 0 \qquad (۸)$$

۳-۳- مدل تحقیق

در این تحقیق، برای بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن از روش خودتوضیح برداری مارکوف سویچینگ حالت MSIAH استفاده خواهد شد. در واقع این حالت از مدل مارکوف سویچینگ به ما این امکان را می‌دهد که تمامی اجزای معادله را تابعی از رژیم در نظرگرفته و فرضیه نامتقارن بودن را بتوانیم آزمون کنیم.به بیان دیگر، تنها در این حالت[2] از مدل مارکوف سویچینگ است که امکان بررسی اثرات نامتقارن و همچنین رسم توابع واکنش آنی وابسته به رژیم فراهم می‌شود. مدل مورد استفاده در این تحقیق یک مدل MSIAH-VAR[3] دو متغیره خواهد بود که متغیر اول، متغیر قیمت حقیقی مسکن (ph) و متغیر دوم متغیر حجم پول(m) است[4]. البته در صورتی که این دو متغیر دارای ریشه واحد باشند از تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده خواهد شد. در غیر این صورت از سطح متغیرها در این مدل بهره گرفته خواهد شد. مدل MSIAH-VAR مذکور را در حالت کلی می‌توان به شکل زیر نوشت:

---

[1] Ehrmann, Ellison & Valla

[2] برای آشنایی با سایر حالت‌های مدل مارکوف سویچینگ به Krolzig(1997) مراجعه شود.

[3] Markov Switching *Intercept Autoregressive Heteroskedasticity*-Vector Autoregression

[4] قیمت حقیقی مسکن از تقسیم قیمت اسمی مسکن بر شاخص قیمت مصرف کننده بدست آمده است. برای متغیر قیمت اسمی مسکن از داده‌های قیمت یک متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران استفاده شده که از مرکز آمار ایران استخراج شده است. داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. همچنین داده‌های حجم پول نیز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، به صورت فصلی بوده و شامل بازه ۱-۱۳۷٤ تا ۱-۱۳۹٦ است.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\begin{cases} ph_t = c_1(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i}(s_t) ph_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}(s_t) m_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ m_t = c_2(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{2i}(s_t) ph_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i}(s_t) m_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

در صورتی که اثر سیاست پولی بر بازار مسکن در هر دو رژیم یکسان باشد، باید مجموع ضرایب متغیر حجم پول در معادله قیمت حقیقی مسکن که نشان‌دهنده اثر تجمیعی این متغیر بر بازار مسکن است، به لحاظ آماری در هر دو رژیم با هم برابر باشند یا به عبارت دیگر قید $\sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}(1) = \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}(2)$ برقرار باشد. می‌توان برقراری این قید را با استفاده از آزمون والد یا آزمون نسبت راستنمایی بررسی نمود. در صورتی که این قید برقرار باشد به این معنی است که اثرات سیاست پولی بر بازار مسکن متقارن است، در غیر این صورت، می‌توان نتیجه گرفت که اثر سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود بر بازار مسکن، متفاوت است. علاوه بر آزمون والد، برای بررسی دقیق‌تر متقارن یا نامتقارن بودن اثر سیاست پولی بر سطح قیمت‌ها در بازار مسکن از توابع واکنش آنی استفاده شده است. توابع واکنش آنی مذکور برای هر رژیم متفاوت است و اثر سیاست پولی را در هر رژیم به صورت جداگانه روی بازار مسکن مورد بررسی قرار می‌دهد. رسم توابع واکنش آنی به تفکیک هر رژیم این امکان را می‌دهد که اثر سیاست پولی را در رژیم‌های مختلف بتوانیم مقایسه نموده و در صورت متفاوت بودن این اثر در رژیم‌ها، در مورد متقارن یا نامتقارن بودن آن اظهار نظر بکنیم.

۴- یافته‌های تحقیق

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت ایستایی متغیرها می‌باشد. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیمیافته (ADF)، فیلیپس- پرون (Phillips-Perron) و KPSS ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول ارائه می‌شوند. در این تحقیق از روش بالا به پایینبرای بررسی درجه انباشتگی متغیرها استفاده می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد برای دو متغیر اصلی تحقیق در جدول ۱ گزارش شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۱): آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

متغیر	سطح		
	ADF	Phillips-Perron	KPSS
m_t	-۲/۴۸	-۴/۲۵***	۱/۲۶***
ph_t	-۱/۹۱	-۱/۷۴	۰/۸۷***
	تفاضل مرتبه اول		
m_t	-۳/۷۸***	-۱۷/۴۹***	۰/۱۲
ph_t	-۶/۶۶***	-۶/۵۸***	۰/۱۳

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد***معنی‌دار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بدست‌آمده در جدول ۱ نشان می‌دهد که متغیر m_t بر اساس هر دو آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و KPSS در سطح ناایستا است؛ اما بر اساس آزمون فیلیپس-پرون در سطح ایستا است. با توجه به اینکه آزمون‌های ریشه واحد در شرایط خاصی ممکن است نتایج نادرستی را به دست دهند و همچنین با مدنظر قراردادن این مسئله که از میان سه آزمون انجام شده، دو مورد دلالت بر ناایستایی متغیر حجم پول دارند، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر در سطح ناایستا است. آزمون ریشه واحد برای تفاضل این متغیر حاکی از ایستا شدن این متغیر با یکبار تفاضل‌گیری است.نتایج گزارش شده در جدول ۱، همچنین نشان می‌دهد که متغیر ph_t بر اساس هر سه آزمون، در سطح ناایستا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شود. بنابراین با توجه به ناایستا بودن هر دو متغیر در سطح، در مراحل بعدی تحقیق، از تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده خواهد شد.

برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل نمود از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون، از مقادیر حداکثر راستنمایی دومدل رقیب، یک مدل با یک رژیم(مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم(مدل غیر خطی)، محاسبه می‌گردد و دارای توزیع کای‌دو می‌باشد.

جدول (۲): نتایج آزمون LR(آزمون خطی بودن رابطه)

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۲۳	۱۲۱/۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

همانطور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۱ درصد بزرگتر بوده و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل-های خطی، بهتر است که از روش غیرخطی مارکوف-سویچینگ برای تخمین مدل استفاده شود[۱].

یکی از مهم‌ترین آزمون‌هایی که باید در خصوص تخمین مدل VAR انجام شود، تعیین تعداد وقفه بهینه مدل است. به طور رایج در مطالعات، برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه این مدل، از آماره‌های اطلاعاتی نظیر شوارتز[۲] و آکاییک[۳] استفاده می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه مدل MSIAH-VAR حاکی از آن است که مدل با ۴ وقفه دارای کمترین مقدار آماره اطلاعاتی آکاییک است و از این رو مدل MSIAH-VAR(4) به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود. جدول ۳، نتایج تخمین این مدل را نشان می‌دهد.

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، متغیر حجم پول در رژیم یک در معادله قیمت حقیقی مسکن، دارای وقفه‌های معنی‌دار است. وقفه اول این متغیر در سطح ۱۰ درصد و وقفه چهارم این متغیر در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. در رژیم ۲ نیز فقط وقفه اول این متغیر در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. البته باید توجه داشت که انحراف معیار ضرایب مدل VAR همواره بزرگتر از مقدار واقعی برآورد می‌شود و از این رو نمی‌توان در خصوص معنی‌داری ضرایب به درستی اظهار نظر نمود. اما با این وجود، هم در رژیم یک و هم در رژیم دو، متغیر حجم پول دارای تاثیر معنی‌دار بر متغیر قیمت حقیقی مسکن است.

---

[۱] مشکلی که در آزمون غیرخطی بودن به کمک آزمون LR وجود دارد این است که در فرضیه صفر این آزمون به علت وجود پارامترهای مزاحم، توزیع مجانبی آماره آن (آماره آزمون نسبت راستنمایی) غیر استاندارد می‌باشد. متاسفانه، در فرضیه صفر این آزمون پارامترهای p_{ij} (احتمالات انتقال) قابل تعریف نبوده و ماتریس اطلاعات، ماتریس منفرد می‌باشد. آنگ و بکارت[۱] (۱۹۹۸) نشان دادند که می‌توان توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین دو رژیم یک و دو را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری که درجه‌ی آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد (این رویکرد در جدول فوق، اعمال شده است).

[2] Schwarz Information Criterion

[3] Akaike Information Criterion

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۳): نتایج تخمین مدل MSIAH-VAR(4)

		معادله ph_t			معادله m_t		
		مقدار	آماره t	ارزش	مقدار	آماره t	ارزش
رژیم ۱	c_1	-۴۰/۰۴۶	-۴/۶۷۰	۰/۰۰۰	۱۸/۵۵۸	۵/۳۱۰	۰/۰۰۰
	ph_{t-1}	۰/۷۱۷	۵/۳۵۰	۰/۰۰۰	۰/۱۱۸	۲/۲۱۰	۰/۰۳۳
	ph_{t-2}	-۰/۱۲۲	-۰/۷۰۹	۰/۴۸۳	۰/۰۳۷	۰/۵۲۷	۰/۶۰۱
	ph_{t-3}	-۰/۳۵۴	-۲/۰۹۰	۰/۰۴۴	۰/۰۲۳	۰/۳۲۴	۰/۷۴۸
	ph_{t-4}	-۰/۰۶۸	-۰/۴۹۲	۰/۶۲۶	-۰/۱۵۲	-۲/۶۸۰	۰/۰۱۱
	m_{t-1}	۰/۵۸۵	۱/۷۷۰	۰/۰۸۵	۰/۶۹۷	۵/۱۷۰	۰/۰۰۰
	m_{t-2}	۰/۶۶۶	۱/۵۵۰	۰/۱۳۰	-۰/۰۱۸	-۰/۱۰۶	۰/۹۱۶
	m_{t-3}	-۰/۰۵۵	-۰/۱۲۲	۰/۹۰۴	-۰/۰۶۹	-۰/۳۷۷	۰/۷۰۸
	m_{t-4}	۰/۷۴۸	۲/۴۶۰	۰/۰۱۹	-۰/۲۷۶	-۲/۲۰۰	۰/۰۳۴
رژیم ۲	c_2	-۱۴/۵۲۳	-۴/۵۲۰	۰/۰۰۰	۹/۹۶۹	۲/۶۹۰	۰/۰۱۱
	ph_{t-1}	۰/۳۰۲	۳/۴۶۰	۰/۰۰۱	۰/۰۳۸	۰/۳۷۵	۰/۷۱۰
	ph_{t-2}	۰/۱۱۵	۱/۲۱۰	۰/۲۳۲	۰/۰۷۵	۰/۶۸۴	۰/۴۹۸
	ph_{t-3}	-۰/۲۲۱	-۲/۳۸۰	۰/۰۲۲	-۰/۱۴۱	-۱/۳۱۰	۰/۱۹۷
	ph_{t-4}	-۰/۱۰۸	-۱/۶۷۰	۰/۱۰۴	۰/۰۸۰	۱/۰۷۰	۰/۲۹۲
	m_{t-1}	۰/۲۲۳	۱/۷۰۰	۰/۰۹۷	۰/۸۰۸	۵/۳۶۰	۰/۰۰۰
	m_{t-2}	-۰/۰۲۷	-۰/۱۵۷	۰/۸۷۶	۰/۱۷۹	۰/۸۹۱	۰/۳۷۹
	m_{t-3}	۰/۱۸۲	۰/۹۱۸	۰/۳۶۵	-۰/۲۹۸	-۱/۳۱۰	۰/۲۰۰
	m_{t-4}	-۰/۲۱۲	-۱/۴۹۰	۰/۱۴۴	-۰/۱۰۹	-۰/۶۶۸	۰/۵۰۸
ماتریس احتمالات انتقال							
p_{11}=۰/۹۱				p_{12}=۰/۰۹			
p_{21}=۰/۰۸				p_{22}=۰/۹۲			
آزمون‌های مربوط به جملات خطا*							
آزمون نرمال بودن				۵/۰۴ (۰/۲۸)			
آزمون عدم وجود خودهمبستگی				۴۹/۹۵ (۰/۴۰)			
آزمون همسانی واریانس				۰/۵۴ (۰/۷۱)			

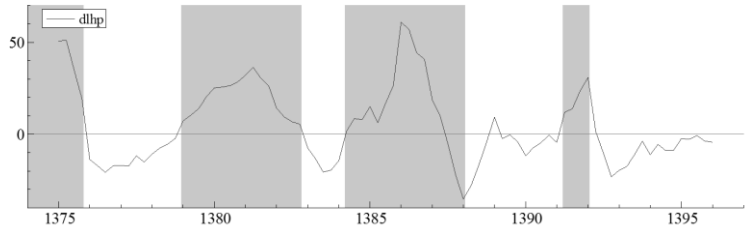
منبع: یافته‌های تحقیق

*آزمون خودهمبستگی برای ۱۲ وقفه انجام شده است. آزمون ناهمسانی واریانس نیز با یک وقفه انجام شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۲، تقسیم‌بندی رژیم‌های استخراج شده را نشان می‌دهد. این نمودار شامل یک نمودار خطی است که نشان دهنده روند متغیر رشد قیمت حقیقی مسکن است و همچنین شامل نقاطی است که به رنگ خاکستری مشخص شده است. نقاط خاکستری رنگ نشان‌دهنده دوره‌هایی است که در رژیم ۲ قرار گرفته‌اند. مناطق سفید نیز نشان دهنده دوره‌های مربوط به رژیم یک هستند. همانطور که مشاهده می‌شود، رژیم یک مربوط به دوره‌هایی است که نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن منفی بوده یا به عبارت دیگر، بازار مسکن در رکود بوده است و رژیم دو نیز منطبق بر دوره‌های رونق این بازار است.



نمودار (۲): تقسیم‌بندی رژیم‌ها

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول ۳، متغیر قیمت حقیقی مسکن نیز در رژیم یک بر متغیر حجم پول اثرگذار است. به عبارت دیگر، سیاست پولی به وقایع رخ‌داده در بازار مسکن در دوره رکود مسکن واکنش نشان می‌دهد. ضریب وقفه اول و وقفه چهارم متغیر قیمت حقیقی مسکن در معادله حجم پول معنی‌دار هستند. در رژیم ۲، هیچ یک از ضرایب متغیر قیمت حقیقی مسکن در معادله حجم پول معنی‌دار نیستند. البته همانطور که پیشتر نیز ذکر شد، سطح معنی‌داری محاسبه شده برای ضرایب در الگوی VAR قابل اتکا نیستند و بنابراین نمی‌توان از آنها برای تفسیر آماری در خصوص ضرایب استفاده نمود. علاوه بر این، ضرایب مدل VAR، به دلیل اینکه بیانگر هیچ رابطه همزمانی بین متغیرها نیستند، به لحاظ اقتصادی فاقد تفسیر هستند و برای اینکه بتوانیم در چارچوب مدل VAR به بررسی رابطه همزمان بین متغیرها بپردازیم از توابع واکنش آنی استفاده می‌شود که در ادامه به آن پرداخته خواهد شد. البته پیش از آن به بررسی تقارن اثر سیاست پولی بر بازار مسکن پرداخته می‌شود.برای بررسی تقارن اثر سیاست پولی بر بازار مسکن، همانطور که پیشتر نیز عنوان شد، فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیر حجم پول در معادله قیمت حقیقی

www.SID.ir

Archive of SID

مسکن در دو رژیم مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور از آزمون والد استفاده می‌شود. نتایج آزمون والد، در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون والد(آزمون $(\sum_{i=1}^{p}\beta_{1i}(1) = \sum_{i=1}^{p}\beta_{1i}(2)$

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۱	۲۷/۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج جدول ۴، نشان می‌دهد، فرضیه برابری ضرایب متغیر حجم پول در معادله قیمت حقیقی مسکن (تقارن اثر سیاست پولی بر بازار مسکن) در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر، نتایج حاکی از آن است که اثر سیاست پولی بر بازار مسکن، نامتقارن است.

حال برای اینکه بتوانیم اثر همزمان سیاست پولی بر بازار مسکن را مورد ارزیابی قرار دهیم، در این قسمت از توابع واکنش آنی وابسته به رژیم بهره گرفته می‌شود. این توابع به ما کمک می‌کند تا اثر سیاست پولی بر بازار مسکن را در هر رژیم به صورت جداگانه مورد ارزیابی قرار دهیم. نمودار ۳، پاسخ متغیرهای قیمت حقیقی مسکن و حجم پول را به شوک وارد شده (به اندازه یک انحراف معیار) به متغیر حجم پول را در رژیم یک نشان می‌دهد. علاوه بر پاسخ متغیرها به شوک‌های وارد شده در نمودارهای رسم شده، فواصل اطمینان مربوط به توابع واکنش آنی (نمودار خط‌چین) نیز نمایش داده شده است. همانطور که پیشتر نیز ذکر شد، انحراف معیار ضرایب مدل VAR، بزرگتر از معمول تخمین زده می‌شود و بنابراین در صورتی که فواصل اطمینان توابع واکنش آنی نیز بر این اساس محاسبه شود، دارای ایراد خواهند بود. از این رو در این مطالعه از روش بوت استرپ برای محاسبه فواصل اطمینان توابع واکنش آنی استفاده شده است. فواصل اطمینان محاسبه شده[۱] در نمودارهای زیر با ۱۰،۰۰۰ بار تکرار بدست آمده‌اند[۲]. همانطور که نتایج نمودار ۳ نشان می‌دهد، در هر دو رژیم، قیمت حقیقی مسکن به شوک وارد شده به متغیر حجم پول به لحاظ آماری پاسخ معنی‌دار داده‌اند. در رژیم یک، پس از شوک مثبت وارد

[۱] برای اطلاع از نحوه محاسبه فواصل اطمینان با استفاده از روش بوت استرپ، به مطالعه Ehrmann, Ellison and Valla (2001) مراجعه شود.

[۲] کد این روش توسط محققین در نرم‌افزار Oxmetrics 7.2 نوشته شده است. در صورت نیاز امکان ارائه این کدها وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

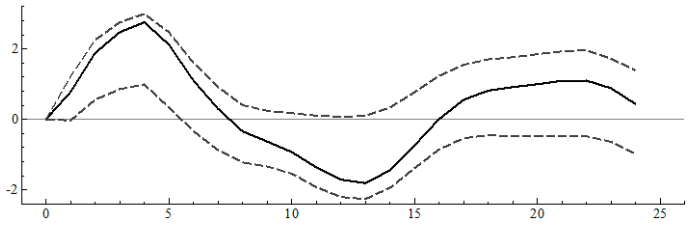
شده به متغیر حجم پول، قیمت حقیقی مسکن، پاسخ مثبت به آن داده و این پاسخ تا دوره پنجم معنی‌دار بوده است. پس از دوره پنجم، اثر شوک از بین رفته و به سمت صفر میل کرده است. گرچه پس از دوره هشتم، متغیر قیمت حقیقی مسکن، پاسخ منفی به شوک نشان داده است، اما به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است؛ به عبارت دیگر، نمی‌توان گفت که پاسخ این متغیر مخالف صفر بوده است. بنابراین می‌توان عنوان نمود که در رژیم یک متغیر حجم پول صرفا تا دوره پنجم بر متغیر قیمت حقیقی مسکن اثرگذار بوده است و بعد از آن هیچ اثری بر این متغیر نداشته است. جهت اثرگذاری شوک پولی نیز در جهت مثبت بوده است. به عبارت دیگر، یک شوک انبساطی پولی در دوران رکود مسکن باعث افزایش سطح قیمت حقیقی مسکن می‌شود.در رژیم دوم نیز، پاسخ قیمت حقیقی مسکن به شوک انبساطی پولی در دوره‌های ابتدایی (تا دوره پنجم) مثبت بوده است. البته صرفا در دوره سوم و چهارم این اثر معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر، یک شوک پولی انبساطی، زمانی که بازار مسکن در رونق است، پس از سه دوره بر سطح قیمت‌ها در بازار مسکن اثر معنی‌دار خواهد داشت. این اثر به سرعت پس از گذشت یک دوره (پس از دوره چهارم) به صفر میل خواهد کرد. نکته جالب توجه در خصوص رژیم دوم این است که طی دوره‌های هفتم تا نهم، شوک پولی انبساطی دارای اثر معنی‌دار منفی بر سطح قیمت‌های حقیقی در بازار مسکن است.

در خصوص تقارن اثر شوک‌ها نیز، همانطور که مشاهده می‌شود، به لحاظ شکلی، نحوه اثرگذاری شوک پولی بر بازار مسکن، در دو رژیم کاملا متفاوت است. همچنین به لحاظ اندازه نیز، در رژیم یک پاسخ قیمت حقیقی مسکن به شوک پولی، بزرگتر از رژیم دو است. این نتیجه منطبق بر مبانی نظری تصریح شده بر اساس کانال اعتباری پولی است. همانطور که پیشتر نیز در بخش مبانی نظری عنوان شد، در دوران رکود، اثر ترازنامه‌ای و وام‌دهی بانکی نمود بیشتری دارند و از این رو سیاست انبساطی در این دوره‌ها با تسهیل شرایط اعطای وام و ... دارای تاثیر بیشتری بر بخش مسکن خواهد بود.

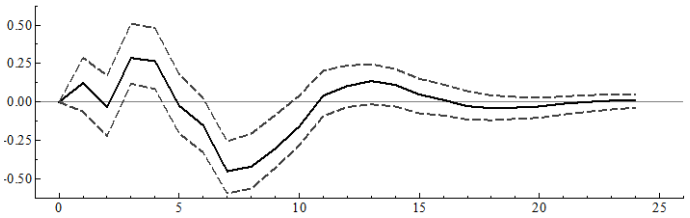
www.SID.ir

Archive of SID

پاسخ متغیر قیمت حقیقی مسکن به شوک وارد شده به متغیر حجم پول در رژیم ۱



پاسخ متغیر قیمت حقیقی مسکن به شوک وارد شده به متغیر حجم پول در رژیم ۲



نمودار (۳): پاسخ متغیر قیمت حقیقی مسکن به شوک وارد شده به متغیر حجم پول (به اندازه یک انحراف معیار) در رژیم‌های یک و دو

منبع: یافته‌های تحقیق

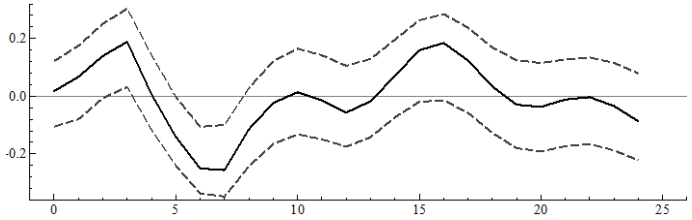
نمودار ۴، نیز پاسخ متغیر حجم پول به شوک وارد شده به متغیر قیمت حقیقی مسکن را نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار مشاهده می‌شود، قیمت حقیقی مسکن، صرفا در رژیم یک دارای اثر معنی‌دار بر متغیر حجم پول است. به عبارت دیگر، فقط در رژیم رکودی است که سیاست‌گذار پولی به تغییرات قیمت در بازار مسکن واکنش نشان می‌دهد. زمانی که در دوره رکودی بازار مسکن، یک شوک مثبت به قیمت حقیقی مسکن وارد می‌شود، حجم پول پس از سه دوره، به این تغییرات واکنش مثبت معنی‌دار نشان می‌دهد و پس از دوره سوم اثر معنی‌دار بر حجم پول ندارد. البته در دوره‌های ششم و هفتم پاسخ حجم پول به شوک مثبت وارد شده به سطح حقیقی قیمت‌ها در بازار مسکن منفی است. به عبارت دیگر افزایش قیمت‌ها در بازار مسکن، باعث کاهش در حجم پول می‌شود. نتیج بدست‌آمده در نوع خود شایان توجه است. زیرا انتظار می‌رود که بانک مرکزی در واکنش به افزایش قیمت‌ها در دوران رونق بازار مسکن، که معمولا در بازار ایران با افزایش شدید قیمت‌ها همرا است، واکنش منفی نشان دهد، اما آنچه در عمل مشاهده شده است، این است که در رژیم ۲، بانک مرکزی هیچ واکنش معنی‌داری از خود نشان نداده است. همچنین برخلاف انتظار در دوره رکودی بازار مسکن، پاسخ بانک مرکزی به افزایش

www.SID.ir

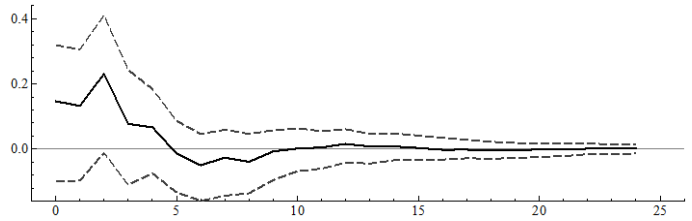
Archive of SID

قیمت‌ها در بازار مسکن در برخی دوره‌ها منفی بوده است که در نوع خود جالب توجه است.

پاسخ متغیر حجم پول به شوک وارد شده به متغیر قیمت حقیقی مسکن در رژیم ۱



پاسخ متغیر حجم پول به شوک وارد شده به متغیر قیمت حقیقی مسکن در رژیم ۲



نمودار (۴): پاسخ متغیرحجم پول به شوک وارد شده به متغیر قیمت حقیقی مسکن (به اندازه یک انحراف معیار) در رژیم‌های یک و دو

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن تهران پرداخته شد. برای این منظور از روش مارکوف سویچینگ خودتوضیح برداری که یک روش غیرخطی بوده و امکان ایجاد تغییرات رژیمی را در مدل خودتوضیح برداری خطی فراهم می‌آورد استفاده شده است. از آنجایی که هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی در دوره‌های رکود و رونق است، این روش (برخلاف مدل‌های خطی) می‌تواند امکان دستیابی به این هدف را میسر سازد. دوره مورد بررسی این تحقیق فصل اول سال ۱۳۷۴ تا فصل اول سال ۱۳۹۶ است. نتایج این تحقیق نشان داد که سیاست‌های پولی در به شکلی نامتقارن بازار مسکن را تحت تاثیر قرار می‌دهد. آزمون تقارن اثر سیاست پولی حاکی از آن است که در سطح اطمینان بسیار بالایی، می‌توان این فرضیه تقارن را رد نمود. همچنین نتایج توابع واکنش آنی وابسته به رژیم نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی انبساطی بر بازار مسکن در هر دو رژیم مثبت است و در دوره‌های ابتدایی پس از وقوع

www.SID.ir

Archive of SID

شوک پولی، بازار مسکن پاسخ مثبت معنی‌دار به این شوک می‌دهد که البته با گذشت زمان به صفر میل می‌کند و اثر شوک از بین می‌رود. البته میزان اثرگذاری این شوک در دو رژیم برابر نبوده و در رژیم یک یا همان دوره رکود مسکن، اثر آن به مراتب بیشتر است.

بر اساس آنچه از نتایج این تحقیق برمی‌آید می‌توان به سیاستگذار پولی پیشنهاد نمود که اگر قصد داشته باشد بازار مسکن را وضعیت رکودی خارج کند، می‌تواند از سیاست پولی انبساطی استفاده نماید. البته باید توجه داشته باشد که انجام سیاست پولی انبساطی در دوران رونق بازار مسکن، کمک چندانی به این بازار نمی‌کند و حتی بعد از گذشت چند دوره می‌تواند اثرگذاری منفی بر این بازار نیز داشته باشد. همچنین با توجه به اهمیت بازار مسکن و سهم قابل توجه آن در اقتصاد ایران، به سیاستگذار پولی پیشنهاد می‌شود که در سیاستگذاری‌های خود به تغییرات این بازار توجه لازم را داشته باشد؛ چرا که نتایج بدست‌آمده از این تحقیق حاکی از عدم پاسخ سیاست پولی به شوک‌های قیمتی در بازار مسکن است. با توجه به روابط پسین و پیشین بالای بازار مسکن و البته سهم بالای این بخش از اقتصاد کل کشور، بی‌توجهی به وقایع این بازار، هنگام اعمال سیاست‌های پولی می‌تواند بانک مرکزی را در دستیابی به یکی از اصلی‌ترین اهداف خود، یعنی دستیابی به رشد اقتصادی پایدار با مشکل مواجه نماید.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

۱. ابوالحسنی، اصغر، ابراهیمی، ایلناز، پورکاظمی، محمدحسین، و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷(۲۵)، ۱۳۲-۱۱۳.

۲. افشاری، زهرا، و همتی، مریم (۱۳۹۲). شناسایی عوامل موثر بر احتمال وقوع رونق و رکود در بازار مسکن. *پژوهشهای اقتصادی*، ۱۸(۵۵)، ۱۷-۴۶.

۳. جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا، و هادی‌زاده، آرش (۱۳۸۶). عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۹(۳۲)، ۳۱-۵۳.

۴. شهبازی، کیومرث، و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱). اثرات شوک های سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، ۷۷-۱۰۴.

۵. عسگری، حشمت‌الله، و الماسی، اسحاق (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱(۴۱)، ۲۰۱-۲۲۴.

۶. موسوی، میرحسین، و درودیان، حسین (۱۳۹۴). تحلیل عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر تهران. ۹(۳۱)، ۱۰۳-۱۲۷.

۷. نظری، محسن، و فرزانگان، الهام (۱۳۸۹). سیاست پولی و حباب مسکن در تهران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۹۳)، ۲۲۹-۲۴۹

1. Abolhasani, A., Ebrahimi, I., Pourkazemi, M. H., & Bahraminia, E. (2016). The effect of oil shocks and monetary shocks on production and inflation in the housing sector of the Iranian economy: New Keynesian dynamic stochastic general equilibrium approach. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 25(7), 113-132 (In Persian).
2. Afshari, Z., & Hemmati, M. (2013). Determinants of the probability of Boom-Bust cycles in the housing market. *Economic Research*, 55(18), 17-46 (In Persian).
3. Asgari, H., & Almasi, E. (2011). Factors affecting the price of housing in urban areas using panel data (during the 1370 to 1385). *Economics Research*, 41(11), 201-224 (In Persian).
4. Astveit, K. A., & Anundsen, A. K. (2016). Asymmetric effects of monetary policy in regional housing markets. *Norges Bank working paper*, No. 25/2017.

www.SID.ir

Archive of SID

5. Azad Chowdhury, R., & Maclennan, D. (2014). Regional house price cycles in the UK, 1978-2012: a Markov switching VAR. *Journal of European Real Estate Research*, *7*(3), 345-366.
6. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, *9*(4), 27-48.
7. Ehrmann, M., Ellison, M., & Valla, N. (2003). Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. *Economics Letters*, *78*(3), 295-299.
8. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
9. Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.
10. Hansen, B. E., & Seo, B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of econometrics*, *110*(2), 293-318.
11. Jafari, S. A., Elmi, Z., & Hadizadeh, A. (2007). Affecting factors on house price index, *Economic Research*, 32(9), 31-53 (In Persian).
12. Krolzig, H. M. (1997). Markov-switching vector autoregression. *Lecture Notes in Economic and Mathematical Systems*.
13. Meltzer, A. H. (1995). Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. *Journal of economic perspectives*, *9*(4), 49-72.
14. Mousavi, M., & Doroodian, H. (2015). Analyzing the determinants of housing prices in Tehran city. *Quarterly Journal of Economical Modeling*, 31(9), 103-127 (In Persian).
15. Nazari, M., & Farzanegan, E. (2011). Monetary policy and housing price bubbles in Tehran. *Journal of Economic Research*, 45(4), 255-280 (In Persian).
16. Nelson, E. (2003). The future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, *50*(5), 1029-1059.
17. Phiri, A. (2016). Asymmetric pass-through effects from monetary policy to housing prices in South Africa. *MPRA Paper*, No. 70258.
18. Shahbazi, K., & Kalantari, Z. (2012). The effects of fiscal and monetary policies shocks on housing market variables in Iran: a SVAR approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 61(20), 77-104 (In Persian).
19. Simo-Kengne, B. D., Balcilar, M., Gupta, R., Reid, M., & Aye, G. C. (2013). Is the relationship between monetary policy and house prices asymmetric across bull and bear markets in South Africa? Evidence from a Markov-Switching Vector Autoregressive model. *Economic Modelling*, *32*, 161-171.
20. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(1),1-48.

www.SID.ir

Archive of SID

21. Taylor, J. B. (2007). *Housing and monetary policy*. *NBER working paper*, No. 13682.
22. Tsai, I. C. (2013). The asymmetric impacts of monetary policy on housing prices: A viewpoint of housing price rigidity. *Economic Modelling, 31*, 405-413.

www.SID.ir