

نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی: رویکرد SVAR و شبیه‌سازی وضعیت ناقص

دکتر مهدی پدرام^۱
دکتر شمس‌اله شیرین‌بخش^۲
آذین افشار^۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۵/۱۶

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۶/۲۷

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی میزان نقشی که قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد ایران ایفا می‌کند، می‌پردازد. در این راستا، از یک مدل خودبازگشت برداری ساختاری (SVAR)^۱ مبتنی بر

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، نویسنده مسئول، mehdipedram@alzahra.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، sh_shirinbakhsh@yahoo.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، azin.afshar.006@gmail.com

1- Structural Vector Auto Regression (SVAR)

داده‌های آماری سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۸۷ به صورت فصلی و رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص^۱ از طریق نرم‌افزار JMulti، استفاده می‌شود. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهند که تغییرات قیمت مسکن می‌تواند تقریباً ۳۸ درصد افزایش در مصرف را به دنبال یک شوک مثبت پولی توضیح دهد. همچنین تغییرات قیمت مسکن می‌تواند تقریباً ۶۷ درصد افزایش در سرمایه‌گذاری مسکونی را در اثر شوک مثبت پولی توجیه نماید. این یافته‌ها بیانگر اهمیت میزان توانایی قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به بخش حقیقی اقتصاد است.

واژه‌های کلیدی: قیمت مسکن، سازوکار انتقال پولی، کانال‌های قیمت مسکن، خودبازگشت برداری ساختاری، رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص

طبقه‌بندی JEL: E2, E52, R31

۱. مقدمه

بحران اقتصادی اخیر یادآور این مطلب است که قیمت دارایی‌ها، بخصوص قیمت مسکن، تا چه میزان می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر گذار باشد و بار دیگر توجه محققان اقتصادی و مقامات پولی را به نقش قیمت مسکن در فعالیت‌های اقتصادی سوق داده است.

پولیون معتقدند که تنها کانال نرخ بهره نیست که می‌تواند شوک‌های پولی را به بخش حقیقی اقتصاد منتقل کند، بلکه کانال‌های دیگری از جمله قیمت دارایی‌ها (نرخ ارز، قیمت سهام و قیمت اموال غیرمنقول مانند مسکن) نیز می‌توانند در انتقال شوک‌های پولی به بخش حقیقی اقتصاد، ایفای نقش نمایند.

از میان دارایی‌ها، مسکن مهم‌ترین دارایی خانوارها محسوب می‌شود و همچنین دارای ماهیت دوگانه مصرفی - سرمایه‌ای به عنوان شکلی از ذخیره ثروت است. از این رو مسکن سهم قابل ملاحظه‌ای در کل ثروت خالص خانوارها داراست به گونه‌ای که تقریباً در کشورهای در حال توسعه، واحدهای مسکونی شخصی بین ۷۵ تا ۹۰ درصد ثروت خانوارها را تشکیل می‌دهند. از سوی دیگر، بخش قابل توجهی از درآمد خانوارها، از طریق پرداخت اجاره و یا اقساط خرید مسکن در این بخش هزینه می‌گردد. همچنین مسکن، به عنوان یک دارایی حقیقی، می‌تواند نقش وثیقه برای گرفتن وام از مؤسسات مالی و بانکی را داشته باشد. از دیدگاه اقتصاد کلان، مسکن از بخش‌های پیشرو در هر اقتصادی است و با سایر بخش‌های اقتصادی، پیوندهای پسین و پیشین بسیار بالا دارد. از این رو با توجه به نقش گسترده مسکن در تصمیمات اقتصادی خانوارها و اقتصاد کلان، بررسی میزان توانایی قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به متغیرهای حقیقی اقتصاد، اجتناب‌ناپذیر می‌گردد.

کارهای تجربی اندکی در مورد تعیین کمیّت نقش قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به متغیرهای حقیقی اقتصاد در ایران صورت گرفته است، در حالی که درک درستی از نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی یا به عبارت دیگر، ارزیابی توانایی قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به بخش حقیقی اقتصاد می‌تواند برای مقامات پولی کشور مفید باشد، زیرا این امر در اجرای راهبردهای مؤثر سیاست پولی و کنترل نقدینگی، تعیین‌کننده است.

گیولیودوری^۱ (۲۰۰۵) به دنبال ارزیابی قدرت قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی به برآورد یک مدل خودبازگشت برداری به طور جداگانه برای ۹ کشور اروپایی شامل بلژیک، فنلاند، فرانسه، ایرلند، ایتالیا، هلند، اسپانیا، سوئد و بریتانیا، اقدام نمود. او به منظور تعیین نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی به مصرف، از رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص - که در آن ضرایب قیمت واقعی مسکن در معادلات ساختاری همه متغیرها در مدل صفر گذاشته می‌شود - استفاده کرد. او به این نتیجه رسید که میزان توانایی قیمت مسکن در انتقال شوک پولی به مصرف در کشورهایمانند بریتانیا، هلند، فنلاند و سوئد به ترتیب ۵۰، ۴۳، ۳۵ و ۲۵ درصد است.

البورن^۲ (۲۰۰۸) برای نشان‌دادن نقش قیمت مسکن در تغییرات مصرف به دنبال شوک‌های سیاست پولی که منجر به تغییرات در ثروت مسکن می‌شود، از یک رویکرد دومرحله‌ای استفاده نمود: ابتدا برآورد واکنش قیمت مسکن به شوک نرخ بهره و سپس برآورد واکنش مصرف به شوک‌های قیمت مسکن. این امر تحت این فرض صورت می‌گیرد که مصرف، صرف‌نظر از اینکه علت تغییر در قیمت مسکن چه بوده است، به تغییرات در ثروت مسکن واکنش نشان می‌دهد. او با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری ساختاری هشت‌متغیره، اهمیت بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی بریتانیا را این‌گونه بیان کرد که حدود ۱۲-۱۵ درصد کاهش در مصرف زمانی که شوک مثبت نرخ بهره بانکی اعمال می‌شود، ناشی از تغییر در قیمت مسکن است. این امر برآوردی از ترکیب دو نقش کانال ثروت و کانال اعتبار قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی را نشان می‌دهد. او همچنین از رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص استفاده نمود که در این روش نیز نتایج بالا مورد تأیید قرار گرفت.

میلچوا و سباستین^۳ (۲۰۱۰) به بررسی و مقایسه نقش بازار مسکن در انتقال شوک‌های سیاست پولی برای ۲۱ کشور صنعتی و در حال گذار اروپا پرداختند. آنها ابتدا بیان داشتند که شوک‌های پولی توسط تغییرات قیمت مسکن با تحریک‌کردن اثر ثروت، اثر اجاره و پس‌انداز و اثر وثیقه به مصرف و با تحریک‌کردن اثر Q توبین به سرمایه‌گذاری منتقل می‌گردد. سپس آنها به برآورد یک مدل خودبازگشت برداری پنج‌متغیره شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، مخارج مصرفی خصوصی، تشکیل

1- Giuliiodori

2- Elbourne

3- Milcheva and Sebastian

سرمایه ناخالص ثابت در بخش مسکن، قیمت مسکن و نرخ بازاری پول به عنوان سیاست پولی اقدام نمودند. همچنین با استفاده از رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص به این نتایج دست یافتند که اثر ثروت، وثیقه و Q توبین، بیشتر در کشورهای شمال اروپا، ایالات متحده آمریکا و کشورهای بالتیک مشاهده می‌شود. در استونی و لیتوانی، به عنوان کشورهای در حال گذار، وجود اثرات مسکن از طریق توسعه وام‌های رهنی مسکن در دهه اخیر و سهم بالای مسکن‌های مالک‌نشین، توضیح داده می‌شود. نکوب و ندو^۱ (۲۰۱۱) با اصلاح رویکرد دومرحله‌ای استفاده‌شده توسط البورن و مدل SVAR هشت‌متغیره، برای آفریقای جنوبی به بررسی نقش قیمت‌های مسکن در انتقال شوک‌های پولی از طریق دو کانال ثروت و اعتبار مربوط به قیمت مسکن به هزینه‌های مصرف نهایی خانوارها، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد حاکی از آن است، که قیمت‌های مسکن با توجه به مترایزهای گوناگون، نقش متفاوتی در سازوکار انتقال سیاست پولی دارند. انکوب و اندو همچنین با استفاده از رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص نشان دادند که کانال‌های قیمت مسکن یعنی اثرات ثروت و وثیقه برای انتقال شوک‌های نرخ بهره به مصرف در آفریقای جنوبی چندان وسیع نیستند. شریفی رانی و همکاران (۱۳۸۹) در قالب دیدگاه پولیون به بررسی کانال‌های سازوکار انتقال پولی مانند کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌ها (مسکن) و کانال اعتبار و با توجه به معرفی دو ابزار سیاست پولی نسبت سپرده قانونی و بدهی‌های سیستم بانکی به بانک مرکزی، در ایران پرداختند. نتایج حاصل از مدل SVAR که در آن، ابزار سیاست پولی نسبت سپرده قانونی بود، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نقش کانال شاخص قیمت مسکن در انتقال تغییرات حجم پول به تولید و تورم مؤثرتر است و در مدلی که بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان متغیر سیاستی استفاده شده است، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت کانال شاخص قیمت مسکن مؤثرترین کانال انتقال می‌باشد.

بهشتی و محسنی زنوزی (۱۳۸۹) با استفاده از مدل SVAR هشت‌متغیره به بیان این مطلب پرداختند که مسکن می‌تواند در سازوکار انتقال پولی نقش مهمی ایفا نماید. آنها با توجه به تجزیه واریانس بیان داشتند که قیمت مسکن حدود ۴۲ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی و ۲۰ درصد تغییرات قیمت داخلی کالاها و خدمات

مصرفی را توضیح می‌دهد؛ بنابراین قیمت مسکن، واسطه مهم انتقال شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی است.

در تحقیق حاضر قصد بر آن است که با فراهم آوردن شواهد تجربی از ارتباط بین شوک‌های پولی و قیمت مسکن، بین قیمت مسکن و مصرف و همچنین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن به کمی کردن نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی در اقتصاد ایران دست یابیم. بدین منظور پس از مقدمه، در قسمت دوم به بیان مبانی نظری نقش بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی پرداخته و با معرفی مدل خودبازگشت برداری ساختاری، مدل را تصریح خواهیم کرد و به معرفی رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص می‌پردازیم. در قسمت سوم نیز نتایج تجربی بررسی خواهند شد. بخش نهایی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. نقش بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی

درک اینکه چگونه سیاست پولی بر اقتصاد اثر می‌گذارد، به دو دلیل دارای اهمیت است. اول، این امر برای ارزیابی اینکه سیاست پولی در یک نقطه مشخص زمانی در چه وضعیتی است، اساسی به نظر می‌رسد. دوم، به منظور تصمیم‌گیری درباره چگونگی اعمال سیاست پولی از طریق ابزارهای سیاستی، مقامات پولی باید ارزیابی دقیقی از زمان‌بندی و اثرات سیاست‌های اعمال شده بر اقتصاد داشته باشند.

اقتصاددانان از کانال‌های گوناگونی که شوک‌های سیاست‌های پولی از طریق آنها می‌توانند، تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهند، اشاره می‌کنند. همچنین آنها میان دو رویکرد عمده تمایز قایل شده‌اند: «رویکرد پولی» و «رویکرد اعتبار». رویکرد مرسوم پولی به مفاهیم سنتی انتقال شوک پولی به بخش حقیقی اقتصاد بر اساس مدل استاندارد IS-LM (که در آن تغییرات عرضه پول و نرخ بهره بر سطح مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد) اشاره می‌کند. مطابق با طبقه‌بندی ارائه شده توسط دوبنت^۱ (۲۰۰۰)، طیف وسیعی از کانال‌های سازوکار انتقال پولی به چهار گروه تقسیم شده‌اند. کانال اول رویکرد سنتی پولی، کانال مستقیم پولی است که طبق آن، افزایش در عرضه پول، منجر به مازاد تراز نقدی می‌شود و می‌تواند در طول زمان مخارج کل را افزایش دهد. دوم، کانال نرخ بهره که

در گروه مجزایی به هزینه استفاده از سرمایه، اثر جانشینی و اثر درآمدی تقسیم شده است. علاوه بر دو کانال مذکور، تصمیمات سیاست‌های پولی می‌توانند از طریق قیمت دارایی‌ها (مانند نرخ ارز، قیمت سهام و اوراق بهادار و قیمت مسکن) نیز به بخش حقیقی اقتصاد منتقل گردند. کانال قیمت دارایی را می‌توان به دو دسته عمده تقسیم نمود: از یک سو کانال نرخ ارز و از سوی دیگر کانال Q توبین و کانال اثر ثروت.

برنانکه و بلیندر^۱ (۱۹۸۸) با معرفی دو کانال وام‌دهی بانکی و ترازنامه، مفهوم اعتبار را وارد سازوکار انتقال پولی کردند. کانال وام‌دهی بانکی بر نقش خاصی که بانک‌ها در کاهش مشکلات اطلاعات نامتقارن و ناقص در بازار اعتبار بازی می‌کنند و همچنین فراهم کردن منابع مالی برای وام‌گیرندگان (به طور نمونه خانوارها و بنگاه‌های کوچک) که به شدت وابسته به وام‌های بانکی هستند، تأکید می‌کند. همچنین کانال ترازنامه بر اثر بالقوه سیاست پولی بر وضعیت مالی وام‌گیرندگان و ثروت خالص آنها متمرکز می‌شود.

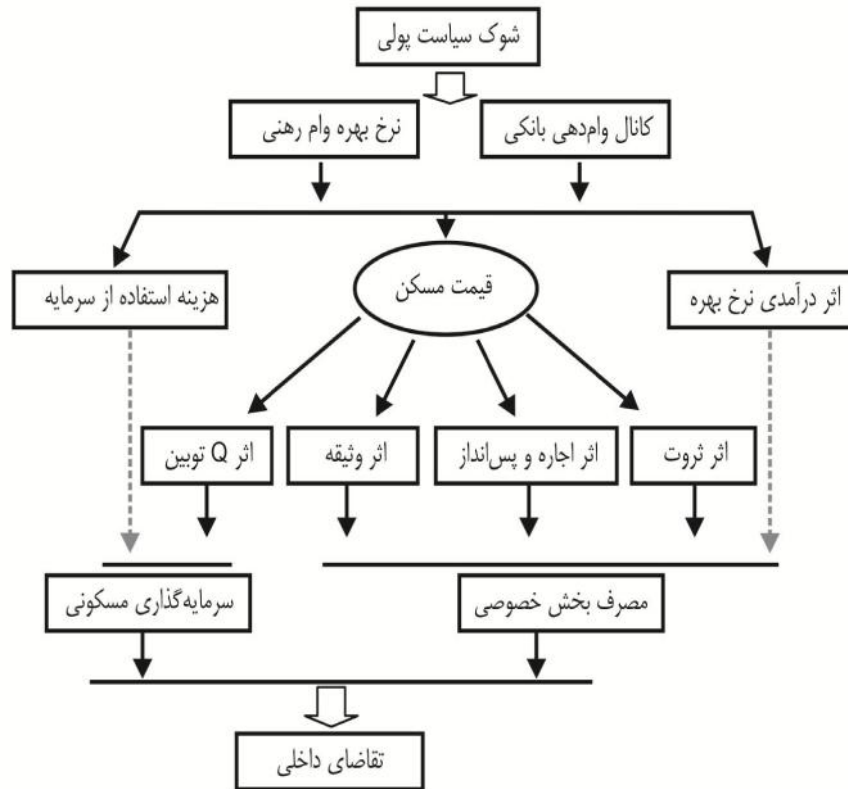
هر چند رویکرد پولی و اعتبار، شرح متفاوتی از عملکرد سازوکار انتقال پولی ارائه می‌دهند، ولی هر دو رویکرد، دلالت بر اهمیت قیمت دارایی‌ها بخصوص قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی دارند. این امر از طریق عواملی مانند اهمیت کمی ثروت مسکن و همچنین ویژگی خاص مسکن در بخش وام‌دهی قابل توجه است. ماهیت دوگانه (مصرفی - سرمایه‌ای) مسکن و تعدادی از ویژگی‌های خاص مسکن مانند بادوام بودن، نقش وثیقه‌ای و ...، دلالت بر نقش پیچیده بازار مسکن در انتقال شوک‌های اقتصادی دارند و حضور این عوامل، طبقه‌بندی روشنی از کانال‌هایی که بازار مسکن از طریق آنها وارد سازوکار انتقال پولی می‌شود، ارائه می‌دهد.^۲

(شکل ۱)

1- Bernanke and Blinder

2- Miles (1994)

شکل ۱. کانال‌های سازوکار انتقال پولی در بازار مسکن



توجه: برای سادگی، در شکل تمامی واکنش‌های بین متغیرها نشان داده نشده است.
منبع: گیولیو دوری (۲۰۰۳)

مکلنن^۱ (۱۹۹۴) بیان می‌دارد که سیاست پولی انبساطی، سه اثر عمده بر بخش مسکن دارد که بر نقش مستقیم و غیرمستقیم مسکن در سازوکار انتقال سیاست پولی اشاره می‌کند:

- ساخت‌وساز مسکن‌های جدید و بازسازی مسکن‌های موجود افزایش می‌یابد.
- وام‌گیرندگان موجود با نرخ وام‌دهی متغیر، سهم کمتری از درآمد قابل تصرف خود را برای هزینه بهره‌ای وام رهنی پرداخت خواهند کرد.

1- Mac Lennan

- خریداران مسکن در صف انتظار به سوی خرید مسکن تشویق می‌شوند. مدل‌های نئوکلاسیک، «هزینه استفاده از سرمایه» را به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده تقاضا برای سرمایه مسکونی معرفی می‌کنند.^۱ با توجه به این کانال، اگر هزینه استقراض بیش از نرخ بازدهی سرمایه باشد، کاهش نرخ بهره واقعی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مسکونی تأثیر خواهد داشت. البته برخی از پژوهشگران ادعان داشته‌اند که نرخ بهره (احتمالاً فقط) اثرات خود را از طریق انتظارات بازدهی و سود آینده بر سرمایه‌گذاری می‌گذارد، ولی چندین مقاله تجربی، شواهد و مدارک قوی در مورد اثرگذاری قابل ملاحظه نرخ بهره کوتاه‌مدت یا هزینه استقراض بر سرمایه‌گذاری مسکونی ارائه نموده‌اند.^۲

سازوکار دوم به «اثر درآمدی نرخ بهره» مربوط می‌شود که با توجه به آن، هزینه بهره‌ای وام‌های مسکن واریز نشده کاهش می‌یابد، در مقابل، درآمد قابل تصرف، پس از کسر این چنین هزینه‌ها، بیشتر می‌شود. در این صورت، منابع بیشتری جهت افزایش مخارج مصرفی پیش روی خانوارهای وام‌گیرنده قرار خواهد گرفت.^۳ این امر به سهم نرخ‌های رهنی متغیر در مقایسه با سهم نرخ‌های رهنی ثابت از کل وام‌های رهنی بستگی دارد؛ همچنین اثر درآمدی نرخ بهره و اثر خالص آن بر مصرف بخش خصوصی به میل نسبی برای مصرف وام‌گیرندگان مرتبط می‌شود. به طور کلی اثرات ناشی از کانال نرخ بهره، یعنی هزینه استفاده از سرمایه و اثر درآمدی نرخ بهره، به اثر انتقالی^۴ از نرخ بهره رسمی یا عرضه پول به نرخ بهره وام‌های رهنی بستگی دارد.

۲-۱. اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن

از لحاظ تئوری، سیاست پولی می‌تواند، تقاضای مسکن و عرضه آن را تحت تأثیر قرار دهد و بدین ترتیب بر قیمت مسکن مؤثر واقع شود. شواهد و مطالعات تجربی نشان می‌دهند که کشش قیمتی میان‌مدت و کوتاه‌مدت عرضه مسکن چندان قابل ملاحظه نیست.^۵ بنابراین با توجه به کم‌کشش بودن عرضه مسکن در کوتاه‌مدت و میان‌مدت،

1- Jorgenson (1963)

2- Bernanke and Gertler (1995), Barran et al. (1998) and MacCarthy and Peach (2002)

3- Maclennan (1994)

4- Pass-Through

5- Maclennan et al. (2001) and Elbourne (2008)

- بالارفتن تقاضای مسکن در افزایش قیمت آن منعکس می‌گردد. ارتباط بین سیاست پولی و قیمت مسکن را می‌توان بر اساس سه کانال زیر مورد بررسی قرار داد:
- کانال نرخ بهره: گیولیودوری (۲۰۰۵) بیان می‌دارد که اگر نرخ بهره توسط بانک مرکزی کاهش یابد، این امر منجر به کاهش نرخ بهره وام رهنی می‌شود. به عبارت دیگر، هزینه استقراض برای خرید مسکن پایین می‌آید و تقاضای مسکن افزایش می‌یابد و با توجه به کم‌کشش بودن عرضه مسکن، باعث افزایش قیمت مسکن می‌گردد.
 - کانال اعتبار (وام‌دهی بانکی): کاشیاپ و استین^۱ (۲۰۰۰) کانال وام‌دهی بانکی را نیز در تحرک تقاضای مسکن و سپس قیمت مسکن مؤثر می‌دانند، بدین گونه که در اثر سیاست پولی انبساطی با افزایش حجم پول، به دلیل افزایش میزان ذخایر مورد نیاز بانک‌ها، سپرده‌های بانکی افزایش یافته و از این طریق، مقدار وام‌دهی بانک‌ها نیز بیشتر می‌شود. از طرفی چون بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها و مخارج مصرفی کالاهای بادوام مانند مسکن از طریق وام بانکی تأمین مالی می‌گردد، افزایش وام‌دهی موجب رشد تقاضا برای خرید چنین کالاهایی می‌شود.
 - کانال تقاضای پول: مهم‌ترین دیدگاه برای بررسی رابطه بین سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها، به لحاظ نظری، متعلق به دیدگاه تعدیل سبب دارایی بهینه پولیون است. گسترش پول بر مطلوبیت نهایی سهام و سایر دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. در این شرایط، عوامل اقتصادی برای بازگشتن به تعادل از طریق تعدیلات در مخارج و سبب دارایی‌ها می‌کوشند تا زمانی که دوباره برای همه دارایی‌ها و مصرف، نسبت مطلوبیت نهایی به قیمت‌ها مساوی گردد. این امر حاکی از آن است که افزایش در عرضه پول، منجر به تقاضای بالاتر برای دارایی‌ها از جمله مسکن گشته و به همین سبب، افزایش قیمت دارایی‌ها را در پی خواهد داشت.^۲

۲-۲. اثر تغییرات قیمت مسکن بر مصرف و سرمایه‌گذاری

برای بررسی نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی تنها مطالعه اثرات سیاست

1- Kashyap and Stein

2- Adalid and Detken (2007), Meltzer (1995), Nelson (2003)

پولی بر قیمت مسکن کافی نیست، بلکه باید به بررسی ارتباط میان تغییرات قیمت مسکن و مصرف و سرمایه‌گذاری، پرداخت. افزایش قیمت مسکن ناشی از فشار تقاضا، از طریق کانال‌های مختلف بر فعالیت‌های اقتصادی اثر می‌گذارد.

نخست، ارتباط بین مخارج مصرفی خصوصی و ارزش دارایی‌های خانوار به وسیله «اثر ثروت» حقیقی قابل ترسیم است که در میان تئوری‌های مصرف، تئوری سیکل زندگی آندو - مودیلیانی^۱ (۱۹۶۳) به طور صریح و تئوری درآمد دائمی فریدمن^۲ به طور ضمنی آن را علاوه بر درآمد، به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده سطح مصرف، مورد اشاره قرار داده‌اند. زمانی که سیاست پولی انبساطی اتخاذ می‌شود، تقاضا برای مسکن را تحریک می‌کند و موجب افزایش قیمت‌های مسکن می‌گردد؛ مطابق با مدل سیکل زندگی، افزایش دائمی در ثروت مسکن منجر به افزایش مخارج خانوارها می‌شود. با توجه به اهمیت اثر ثروت بر مصرف خانوارها در تئوری‌های فوق و همچنین با بیان این مطلب که بیش از نیمی از خانوارها در بسیاری از کشورها مالک مسکن هستند، می‌توان نتیجه گرفت که اثر ثروت ناشی از تغییر قیمت مسکن، کانال مهمی در سازوکار انتقال پولی محسوب می‌گردد.^۳

دوم، برخی از مطالعات تجربی انجام‌شده از یک سو بیان می‌کنند که اثر ثروت مسکن بر مصرف بخش خصوصی، چندان قابل ملاحظه نیست و از سوی دیگر نشان می‌دهند که تغییر در قیمت مسکن اثرات قابل توجهی بر مصرف بر جا می‌گذارد. از این رو، آنها به معرفی اثری پرداختند که با کاهش محدودیت‌های اعتبار برای خانوارها از طریق افزایش ارزش خالص مسکن^۴، منابع اضافی برای تأمین مالی مخارج آنها فراهم می‌آورد. این اثر که توسط میلز^۵ (۱۹۹۴)، مولبائر و مورفی^۶ (۱۹۹۷) نیز مورد تأیید قرار گرفته است، «اثر وثیقه» است که به اثر ترازنامه نیز معروف می‌باشد و از انتقال سیاست پولی به مصرف از طریق کانال اعتبار حاصل می‌گردد، بر خلاف بسیاری از دارایی‌های دیگر، می‌تواند به عنوان وثیقه برای گرفتن وام استفاده شود. زمانی که قیمت مسکن بالا می‌رود، منجر به افزایش میزان

1- Ando and Modigliani

2- Friedman

۳- برای جزئیات بیشتر به (2007) Muellbauer مراجعه شود.

4- Housing Equity

5- Miles

6- Muellbauer and Murphy (1997)

ارزش خالص مسکن می‌شود و افزایش وثیقه در اختیار مالکان را در پی خواهد داشت. این امر می‌تواند مصرف را تقویت نماید، زیرا وام‌دهندگان معمولاً در ازای وثیقه بالاتر، وام بیشتری را فراهم می‌آورند.

سوم، «اثر اجاره و پس‌انداز» به عنوان بخشی از اثر تغییر در قیمت مسکن تلقی می‌شوند که در خلاف جهت اثر ثروت و اثر وثیقه حرکت می‌کنند، یعنی می‌توانند اثرات منفی بر مصرف داشته باشند و به اثر ثروت منفی معروف هستند. اثر پس‌انداز بدین ترتیب حاصل می‌شود؛ زمانی که قیمت مسکن افزایش می‌یابد، افرادی که قصد خرید مسکن را در آینده نزدیکی دارند، ارزش پس‌انداز آنها برای خرید مسکن کاهش می‌یابد و بنابراین آنها باید مصرف جاری خود را کاهش دهند تا پس‌انداز بیشتری را برای خرید مسکن فراهم آورند. طبق اثر اجاره، افزایش در قیمت مسکن برای اجاره‌نشینان نشان‌دهنده افزایش در محدودیت بودجه بوده و اثر منفی بر مصرف آنها دارد، زیرا این افراد باید قیمت‌های بالاتری برای خدمات مسکن بپردازند و از مصرف خود در سایر حوزه‌ها بکاهند. اندازه واکنش اجاره‌نشینان به تغییرات قیمت مسکن به ساختار بازار مسکن اجاره‌ای، قوانین حاکم بر آن و همچنین به میزان حساسیت اجاره به تغییرات قیمت مسکن، بستگی دارد.^۱

در نهایت، اثر تغییرات قیمت مسکن بر بخش حقیقی اقتصاد، بخصوص بر سرمایه‌گذاری مسکونی می‌تواند از طریق «اثر Q توبین» بیشتر تقویت شود. توبین (۱۹۶۹) نسبت Q را در مورد خاص مسکن به این ترتیب تعریف کرده است: ارزش بازاری مسکن به هزینه جایگزینی مسکن یا هزینه نهایی ساخت مسکن. زمانی که ارزش Q توبین بیشتر از یک است به این معنی است که قیمت مسکن سریع‌تر از هزینه ساخت و ساز بالا می‌رود و بنابراین سرمایه‌گذاری در مسکن سودآور است. با توجه به سودآوری مسکن، سرمایه‌گذاران بیشتری به این بازار روی می‌آورند و سرمایه‌گذاری مسکونی افزایش می‌یابد.

۳. مدل و معرفی متغیرها

به منظور بررسی نقش قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به مصرف خانوارها و سرمایه‌گذاری مسکونی از مدل خودبازگشت برداری ساختاری شامل متغیرهای

1- European Central Bank (ECB) (2009)

شاخص قیمت مصرف‌کننده، هزینه مصرف‌نهایی خانوارها، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص ساختمان و مسکن بخش خصوصی، متوسط قیمت یک متر مربع مسکن و تعریف گسترده عرضه پول یعنی نقدینگی به عنوان معیاری از سیاست پولی استفاده می‌شود. متغیرها به صورت لگاریتمی و فصلی از سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۸۷ در نظر گرفته شده و از طریق روش میانگین متحرک^۱ تعدیل فصلی شده‌اند.

۱-۳. مدل SVAR

مدل خودبازگشت برداری ساختاری SVAR برخلاف الگوی VAR که در آن شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، به طور صریح حاوی یک منطق اقتصادی یا استفاده از تئوری‌های اقتصادی برای اعمال محدودیت‌هاست. نقطه شروع در بررسی مدل SVAR همان فرم خلاصه‌شده است، به ترتیبی که ابتدا باید مدل VAR را مورد تصریح قرار داد و سپس با اعمال محدودیت‌های مناسب بر ماتریس‌های A و B به تحلیل SVAR پرداخت. تخمین ماتریس‌های A و B از طریق روش حداکثر درست‌نمایی و ماتریس‌های C توسط OLS صورت می‌گیرد. بعد از تخمین مدل SVAR می‌توان با در نظر گرفتن قیود اعمال‌شده بر سیستم، به تحلیل واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مدل پرداخت. مدل VAR به ترتیب زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} \dots + C_p Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

که در آن، Y_t یک بردار شامل متغیرهای درونزای الگو، C_1 تا C_p ماتریس ضرایب متغیرهای تأخیری و در نهایت، u_t پسماندهایی که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و کواریانس $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است. u_t برداری از جملات اخلال است که ممکن است به صورت همزمان همبستگی داشته باشند. در همین راستا، همان‌گونه که در بالا به آن اشاره شد، شوک‌های تخمینی در مدل بالا ساختاری نیستند و بدون مراجعه به ساختارهای خاص اقتصادی نمی‌توان مفاهیم اقتصادی نتایج مدل VAR را

۱- روش مذکور در واقع، نوعی روش تعدیل فصلی سری‌های زمانی است که تنها برای سری‌های زمانی با تواتر فصلی و ماهیانه کاربرد دارد و از این روش برای حذف اثرات فصلی استفاده می‌شود.

درک کرد. مدل SVAR این مشکل را برطرف می‌کند. این مدل بر اساس رابطه بالا با برقراری محدودیت‌های مناسب بر ماتریس‌های A و B به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$AY_t = ACY_{t-1} + \dots + ACY_{t-p} + BV_t \quad (2)$$

در این رابطه، V_t اجزای خطای ساختاری را نشان می‌دهد. ماتریس ضرایب، ضرایب ساختاری هستند که از ضرایب فرم خلاصه‌شده متفاوت‌اند. ارتباط بین مدل‌های VAR و SVAR را می‌توان از طریق ارتباط اجزای باقیمانده آنها نشان داد:

$$Au_t = BV_t \quad (3)$$

۲-۳. تصریح مدل SVAR

هدف اصلی، بررسی میزان توانایی قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به مصرف بخش خصوصی به عنوان بزرگ‌ترین جزء تقاضای داخلی و سرمایه‌گذاری مسکونی به عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم برای تحرک اقتصاد است. به همین منظور با استفاده از مدل SVAR شامل متغیرهای $Y = (CPI, CONS, GFCFH, HP, M_p)$ می‌توان نتایج قابل اعتمادتری به دست آورد. برای تخمین مدل SVAR باید به معرفی محدودیت‌های اعمال شده بر ماتریس‌های A و B پرداخته شود، با توجه به رابطه $Au_t = BV_t$ ، اخلاص‌های u_t شکل خلاصه‌شده مدل VAR با اجزای باقیمانده ساختاری V_t ، با هم مرتبط می‌گردند. حال با اعمال این قیود بر روابط بین متغیرهای درونزا می‌توان تحلیل ساختاری مناسبی را ارائه نمود.

در این مدل نوسانات متغیرهای درونزا توسط ۵ جزء اخلاص ساختاری، v^{m_i} ، v^{hp} ، v^{gfcf} ، v^{cons} ، v^{epi} و v^{m_i} که به ترتیب نشان‌دهنده شوک‌های قیمت، شوک‌های مصرف بخش خصوصی، شوک‌های سرمایه‌گذاری مسکونی، شوک‌های قیمت مسکن و شوک‌های پولی می‌باشند، توضیح داده شده‌اند. به منظور شناسایی مدل، هر یک از پسماندهای شکل خلاصه‌شده (u_t) از طریق روابط مدل‌های اقتصاد کلان به شوک‌های ساختاری (V_t) مرتبط می‌شود.

$$\begin{bmatrix} 1 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{\tau_1} & 1 & \cdot & a_{\tau\tau} & \cdot \\ a_{\tau_1} & \cdot & 1 & a_{\tau\tau} & \cdot \\ a_{\tau_1} & \cdot & \cdot & 1 & a_{\tau\Delta} \\ a_{\Delta_1} & a_{\Delta\tau} & a_{\Delta\tau} & \cdot & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{cpi} \\ u_t^{cons} \\ u_t^{gfcf} \\ u_t^{hp} \\ u_t^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{\Delta_1} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & b_{\tau\tau} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & b_{\tau\tau} & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & b_{\tau\tau} & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & b_{\Delta\Delta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_t^{cpi} \\ V_t^{cons} \\ V_t^{gfcf} \\ V_t^{hp} \\ V_t^m \end{bmatrix} \quad (4)$$

- شوک‌های قیمت‌ها: با فرض چسبندگی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت، شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی به عنوان نماینده‌ای از قیمت‌ها به کندی به شوک‌های متغیرهای دیگر واکنش نشان می‌دهد و فقط در دوره جاری، تحت تأثیر شوک‌های خود قرار می‌گیرد.

$$u_t^{cpi} = b_{\Delta_1} V_t^{cpi} \quad (5)$$

- شوک‌های مصرف بخش خصوصی: در تابع مصرف بر اساس تئوری آندو - مودینگلیانی خالص ارزش ثروت حقیقی خانوارها (A/P) روی سطح مصرف اثر می‌گذارد. مسکن یکی از دارایی‌های خانوار است که سهم عمده‌ای از ثروت خانوار را تشکیل می‌دهد. همچنین کیس و وداس^۱ (۲۰۰۵) بر اساس مطالعات تجربی خود بیان می‌دارند که رابطه مثبت و معنی‌داری بین قیمت مسکن و مصرف خانوارها وجود دارد. بنابراین مصرف، تابعی از سطح قیمت‌ها، درآمد و قیمت‌های حقیقی مسکن است.^۲

$$a_{\tau_1} u_t^{cpi} + u_t^{cons} + a_{\tau\tau} u_t^{hp} = b_{\tau\tau} V_t^{cons} \quad (6)$$

- شوک‌های سرمایه‌گذاری مسکونی: در بررسی دونالد جاد و وینکلر^۳ (۲۰۰۲) سرمایه‌گذاری مسکن در دوره جاری بر اساس تئوری Q توبین، تابعی از نسبت Q در دوره جاری و وقفه‌های آن در نظر گرفته شده است. بدین ترتیب $I_t = I(Q_t, Q_{t-1}, Q_{t-2}, \dots, Q_{t-n})$ و از سوی دیگر نسبت Q نیز تابعی از قیمت مسکن در دوره جاری و هزینه نهایی تولید مسکن (هزینه جایگزینی) می‌باشد. بنابراین شوک‌های قیمت مسکن در دوره جاری می‌تواند

1- Kiss and Vadas

2- Ludvigson et al. (2002)

3- Donald Jud and Winkler

منجر به تغییراتی در سرمایه‌گذاری مسکن در همان دوره شود. اگر قیمت مسکن به صورت حقیقی در رابطه وارد شود، در این صورت سرمایه‌گذاری مسکن نیز تحت تأثیر شوک‌های قیمت‌ها قرار می‌گیرد.

$$a_{\gamma\gamma} u_t^{de} + u_t^{gfcf} + a_{\gamma\gamma} u_t^{hp} = b_{\gamma\gamma} v_t^{gfcf} \quad (7)$$

- شوک‌های قیمت مسکن: در ادبیات تجربی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن به خوبی بررسی شده‌اند، به عنوان مثال چو^۱ (۱۹۹۶)، مولبائر و مورفی (۱۹۹۷) معادله قیمت مسکن را به این صورت معرفی می‌کنند:

$$M, \frac{\Delta P}{P}, r, y, POP, H, HP_t = HP(H/POP, y, r, \frac{\Delta P}{P}, M, \dots) \quad -$$

به ترتیب تقاضای مسکن، جمعیت، متوسط درآمد واقعی، نرخ بهره، انتظارات افزایش قیمت‌ها و سهم اعتبارات در بخش مسکن را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران نرخ بهره وجود ندارد و از طرفی، حجم نقدینگی نیز در تقاضای مسکن و به تبع آن در قیمت مسکن نقش ویژه‌ای را ایفا می‌کند، می‌توان شوک‌های ساختاری قیمت مسکن را با اخلال‌های ایجادشده در سطح قیمت‌ها و حجم نقدینگی مرتبط دانست.

$$a_{\gamma\gamma} u_t^{de} + u_t^{hp} + a_{\gamma\gamma} u_t^{m_2} = b_{\gamma\gamma} v_t^{hp} \quad (8)$$

- شوک‌های پولی: کنترل عرضه پول یا نقدینگی به عنوان یکی از اهداف میانی برای بانک مرکزی محسوب می‌گردد، که با استفاده از ابزار سیاستی در اختیار خود می‌تواند به اهداف نهایی یعنی کاهش تورم و رشد اقتصادی نایل گردد. ممکن است در کوتاه‌مدت شاخص M_2 ، از هدف مقامات پولی منحرف شود. به هر حال در این مورد به پیروی از برنانکه و بلیندر (۱۹۹۲) و بسیاری از محققان دیگر^۲ باید بیان کرد که مقامات پولی به پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی همانند تورم، مصرف و سرمایه‌گذاری واکنش نشان می‌دهند. اما در مورد قیمت مسکن، مطابق لودویگسن و همکاران (۲۰۰۲) مقامات پولی به طور مستقل به آن واکنش نشان نمی‌دهند فقط چنانچه قیمت‌های

1- Cho

2- Ludvigson et al. (2002) and Giuliadori (2005)

مسکن، تغییرات مهمی در متغیرهای حقیقی و قیمت‌ها نشان دهند، مقامات پولی نسبت به تغییرات آن حساس می‌شوند.

$$a_{\Delta 1} u_t^{de} + a_{\Delta 2} u_t^{cons} + a_{\Delta 3} u_t^{gfcf} + u_t^{m_t} = b_{\Delta 5} v_t^{m_t} \quad (9)$$

۳-۳. رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقض

پس از آنکه الگوی SVAR تخمین زده شد، برای پی‌بردن به نقشی که قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به مصرف بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری مسکونی دارد، لازم است از تکنیک شبیه‌سازی وضعیت ناقض استفاده کرد.

بدین ترتیب برای درک بهتری از روش به‌دست‌آوردن میزان نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی به معرفی دو سناریوی پایه و وضعیت ناقض پرداخته می‌شود. منظور از سناریوی پایه در واقع حالتی است که می‌توان کل اثرات شوک‌های پولی از جمله اثرات درونزای ثروت مسکن و وثیقه و نیز Q توبین بر مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی را مورد بررسی قرار داد. همچنین منظور از سناریوی وضعیت ناقض این است که در آن اثرات شوک‌های پولی بدون اثرات درونزای کانال قیمت مسکن یعنی اثر ثروت مسکن، اثر وثیقه و اثر Q توبین بر مصرف و سرمایه‌گذاری محاسبه می‌شود. بنابراین اختلاف بین اثرات شوک‌های پولی در سناریوی پایه و سناریوی وضعیت ناقض، اندازه کانال قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی برای مصرف و سرمایه‌گذاری را نمایش خواهد داد.

برای شبیه‌سازی کردن اثرات شوک پولی تحت رویکرد وضعیت ناقض، کانال قیمت مسکن که تحریک‌کننده اثر ثروت مسکن و وثیقه در معادله مصرف و اثر Q توبین در معادله سرمایه‌گذاری مسکونی است، با صفر قراردادن پاسخ‌های همزمان مصرف و سرمایه‌گذاری به قیمت مسکن و همچنین پاسخ‌های وقفه‌ای مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی به قیمت مسکن، یعنی پارامترهای $a_{\Delta 1}^L$ که $L = 0, 1, \dots, 6$ در معادله ساختاری مصرف و پارامترهای $a_{\Delta 2}^L$ در معادله ساختاری سرمایه‌گذاری

مسکونی، در هریک از ماتریس‌های $A(L)$ و همچنین ضرایب C_{2f} و C_{3f} در ماتریس‌های $C(L)$ در معادله ۲، بسته می‌شود.^۱

۴-۳. بررسی نتایج تجربی

۴-۳-۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

برای بررسی ایستایی متغیرها از سه آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۲، فیلپس - پرون^۳ و در نهایت آزمون ریشه واحد فصلی هگی^۴ استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته و فیلپس - پرون نشان می‌دهند که هیچ یک از متغیرهای الگو در سطح ایستا نبوده ولی با یک بار تفاضل‌گیری، تمامی متغیرها ایستا می‌گردند.

از آنجایی که متغیرهای مدل به صورت سری‌های زمانی فصلی هستند، بنابراین باید وجود یا عدم ویژگی فصلی تصادفی را نیز آزمود. به همین منظور از آزمون هگی استفاده می‌شود که دارای سه فرضیه مستقل می‌باشد. دو فرضیه اول از آماره t و فرضیه سوم از آماره F برخوردارند.^۵ اگر نتیجه آزمون، وجود این ویژگی را تأیید کند، برای رفع نایستایی علاوه بر تفاضل‌گیری اول، تفاضل‌گیری فصلی نیز لازم خواهد بود که در این صورت اگر درجه همگرایی با d و درجه تفاضل‌گیری فصلی با D نشان داده شود، متغیر به این ترتیب معرفی می‌گردد: $Y_t \approx SI(d, D)$

آماره‌های t_{f_1} ، t_{f_2} و $F_{f_1 \cap f_2}$ به ترتیب حاکی از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در سری‌های زمانی، عدم ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های شش ماهه و فرکانس‌های سالانه برای تمامی متغیرها هستند. متغیرهای الگو را می‌توان به این صورت به نمایش درآورد: $Y_t \approx SI(1, 0)$

۱- صفر قراردادن همزمان C_{2f} و C_{3f} در ماتریس‌های $C(L)$ بدین منظور صورت می‌گیرد که اثرات خارجی قیمت مسکن بر سرمایه‌گذاری که می‌تواند بر مصرف اثر بگذارد و بر عکس، از بین برود.

2- Augmented Dickey-Fuller

3- Phillips-Perron

4- HEGY Seasonal Unit Root Test

۵- مقادیر بحرانی آماره‌ی t و F مقادیر رایج نیستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد

نام متغیر	در اولین اختلاف	
	آماره فیلپس - پرون PP	آماره دیکی - فولر تعمیم یافته
CPI	-۵/۰۴	-۴/۸۱
CONS	-۳/۷۴	-۳/۶۸
GFCF	-۴/۳۰	-۲/۶۴
HP	-۳/۷۶	-۳/۷۱
M2	-۹/۵۷	-۳/۱۷

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی HEGY

نام متغیر	در سطح		
	$F_{f_3 \sim f_4}$	t_{f_2}	t_{f_1}
CPI	۱۴/۲۷	-۳/۳۳	۱/۶۹
CONS	۱۰/۸۱	-۳/۸۴	۱/۶۴
GFCF	۲۰/۵۲	-۳/۹۵	۲/۶۱
HP	۱۷/۶۲	-۳/۷۴	۱/۸۹
M2	۱۱/۶۲	-۳/۲۷	۲/۱۴
سطح اطمینان	%۹۰	%۹۵	%۹۹
مقادیر بحرانی آماره t_{f_1}	-۱/۵۹	-۱/۹۱	-۲/۵۴
مقادیر بحرانی آماره t_{f_2}	-۱/۶۱	-۱/۹۳	-۲/۵۳
مقادیر بحرانی آماره F_{34}	۲/۳۹	۳/۱۱	۴/۸۵

۳-۴-۲. تعیین وقفه بهینه و آزمون همگرایی

قبل از انجام آزمون همگرایی باید وقفه بهینه را به دست آورد. تعیین وقفه بهینه در تصریح مدل VAR از اهمیت زیادی برخوردار است. بدین منظور از معیار اطلاعات

آکائیک^۱، معیار شوارتز^۲، معیار حنان کوئین^۳ و خطای پیش‌بینی نهایی^۴ استفاده می‌شود. نتایج حاصل برای معیار حنان کوئین و شوارتز وقفه بهینه را ۲ و دو معیار آکائیک و خطای پیش‌بینی نهایی وقفه ۶ را پیشنهاد می‌کنند.

در این شرایط با تکیه بر نتایج آزمون‌های تشخیصی می‌توان وقفه بهینه را تعیین کرد. بر اساس تحلیل اجزای باقیمانده، الگوی SVAR در وقفه شش آزمون‌های تشخیصی قابل اعتمادتر هستند. با توجه به جدول درمی‌یابیم که در وقفه شش آماره‌های آزمون تشخیصی دلالت بر عدم خودهمبستگی، همسانی واریانس و غیرنرمال بودن اجزای باقیمانده دارند.

جدول ۳. آزمون‌های تشخیصی برای الگوی SVAR

نام آزمون	وقفه ۲		وقفه ۶	
	آماره	Prob	آماره	prob
PORTMANTEAU	۴۰۴/۱۲۵۶	۰/۰۲۴۲	۲۸۱/۹۴۷۸	۰/۰۸۰۵
LMF	۱/۷۴۸۹	۰/۰۰۰۴	۰/۹۶۹۸	۰/۵۶۴۸
ARCH-LM	۹۴۳/۰۳	۰/۱۵۵۲	۹۰۴/۸۲	۰/۴۴
NORMALITY	۲۷۰/۲۸۲۹	۰/۰۰۰۰	۸۶/۸۶۳	۰/۰۰۰۰

نتایج آزمون همگرایی برای متغیرهای مدل حاکی از آن است که سه بردار همگرایی برای آنها وجود دارد. در این صورت می‌توان از متغیرها در سطح برای برآورد الگوی VAR و سپس SVAR استفاده نمود و به نتایج حاصل از آنها اطمینان کرد.

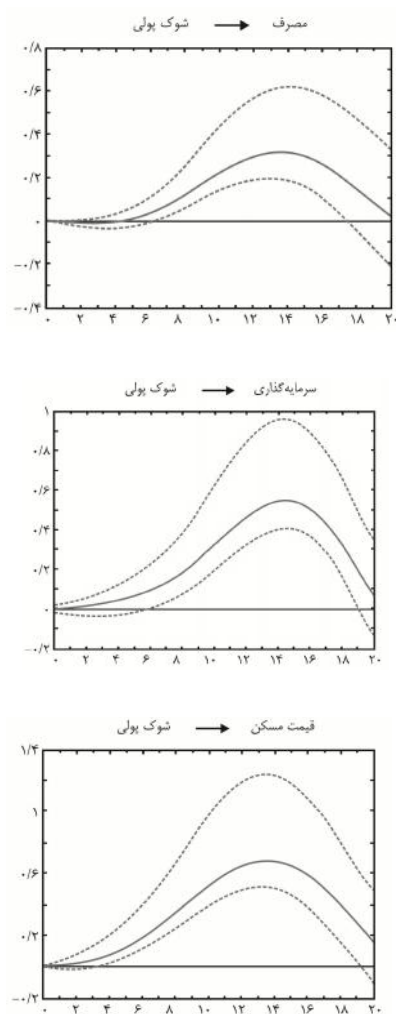
۳-۴-۳. بررسی نتایج تابع واکنش ضربه‌ای مدل پایه^۵

بر اساس مدل SVAR که در قسمت قبل مورد تصریح قرار گرفت و همچنین روابط

- 1- Akaike Information Criteria
- 2- Schavartz
- 3- Hannan-Quinn
- 4- Final Prediction Error
- 5- Baseline Model

تخمینی بین اجزای باقیمانده و تحلیل واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی با استفاده از روش هال^۱ در سطح اطمینان ۹۵ درصد و تعداد انعکاس خودگردان^۲ ۱۰۰۰ طی بیست فصل می‌توان اثرات همزمان متغیرها را مورد بررسی قرار داد.

نمودار ۱. نتایج تابع واکنش ضربه‌ای به شوک مثبت پولی مدل پایه



- 1- Hall (1992)
- 2- Number of Bootstrap Replication

به طور کلی نتایج حاصل از تابع واکنش ضربه‌ای با پیش‌بینی‌های تئوریک سازگار هستند. همان‌گونه که در نمودار ۱، مشاهده می‌شود، یک انحراف معیار شوک مثبت پولی، باعث می‌گردد که هزینه مصرف نهایی خانوارهای کشور ابتدا افزایش پیدا کند، سپس مصرف خانوارها بعد از گذشت سیزده فصل، $31/88$ درصد نسبت به تعادل اولیه افزایش یابد و بعد از آن اثر شوک مثبت پولی بر هزینه مصرف نهایی خانوارها، به تدریج تعدیل شده و رو به کاهش می‌گذارد.

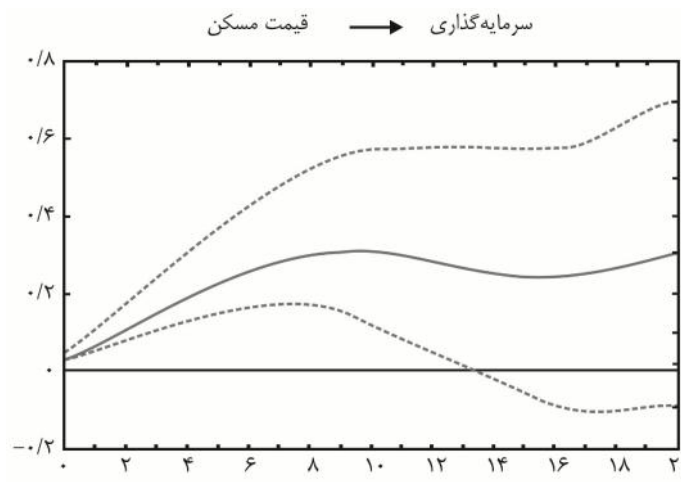
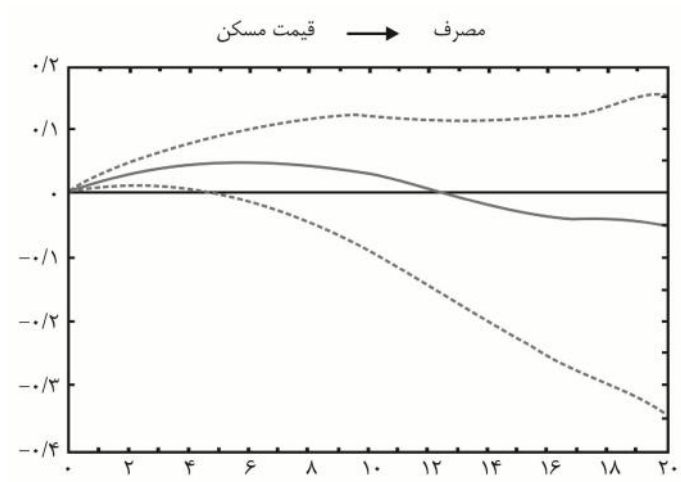
واکنش سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک مثبت پولی نیز ابتدا افزایش می‌یابد و این روند تا فصل پانزدهم ادامه پیدا می‌کند و به $53/89$ درصد می‌رسد، اما بعد از فصل پانزدهم (تا فصل بیستم) روند نزولی از خود نشان می‌دهد.

در نهایت، پاسخ قیمت مسکن به شوک مثبت پولی از همان دوره صفر قابل مشاهده است که حدود $0/19$ درصد افزایش می‌یابد و در فصل چهاردهم به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش پیدا می‌کند. (یعنی به $68/87$ درصد می‌رسد). از دوره چهاردهم به بعد، اثر شوک مثبت پولی بر قیمت مسکن، به تدریج تعدیل شده و رو به کاهش می‌گذارد و در فصل بیستم قیمت مسکن به میزان تقریباً $15/09$ درصد بالاتر از تعادل اولیه قرار می‌گیرد.

همچنین در نمودار ۲ نتایج حاصل از تابع واکنش ضربه‌ای برای نحوه پاسخ متغیرهای مصرف نهایی خانوارها و سرمایه‌گذاری بخش خصوص در مسکن نشان داده شده است. نتایج، حاکی از آن است که به دنبال یک انحراف معیار شوک مثبت قیمت مسکن، در دوره صفر، مصرف نهایی خانوارها حدود $0/85$ درصد نسبت به وضعیت اولیه خود افزایش می‌یابد و اثر شوک مذکور بر مصرف در فصل ششم به بیشترین مقدار خود، یعنی $4/89$ درصد، می‌رسد.

سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن فوراً به شوک مثبت قیمت مسکن واکنش نشان می‌دهد و میزان این پاسخ به حدود $2/81$ درصد بالاتر از تعادل اولیه می‌رسد. اثر شوک مذکور بر سرمایه‌گذاری در فصل نهم به بیشترین مقدار خود یعنی $30/97$ درصد می‌رسد. باید بیان کرد که اثر شوک مثبت قیمت مسکن بر مصرف خانوارها و سرمایه‌گذاری مسکونی به کندی تعدیل می‌گردد.

نمودار ۲. نتایج تابع واکنش ضربه‌ای به شوک مثبت قیمت مسکن مدل پایه



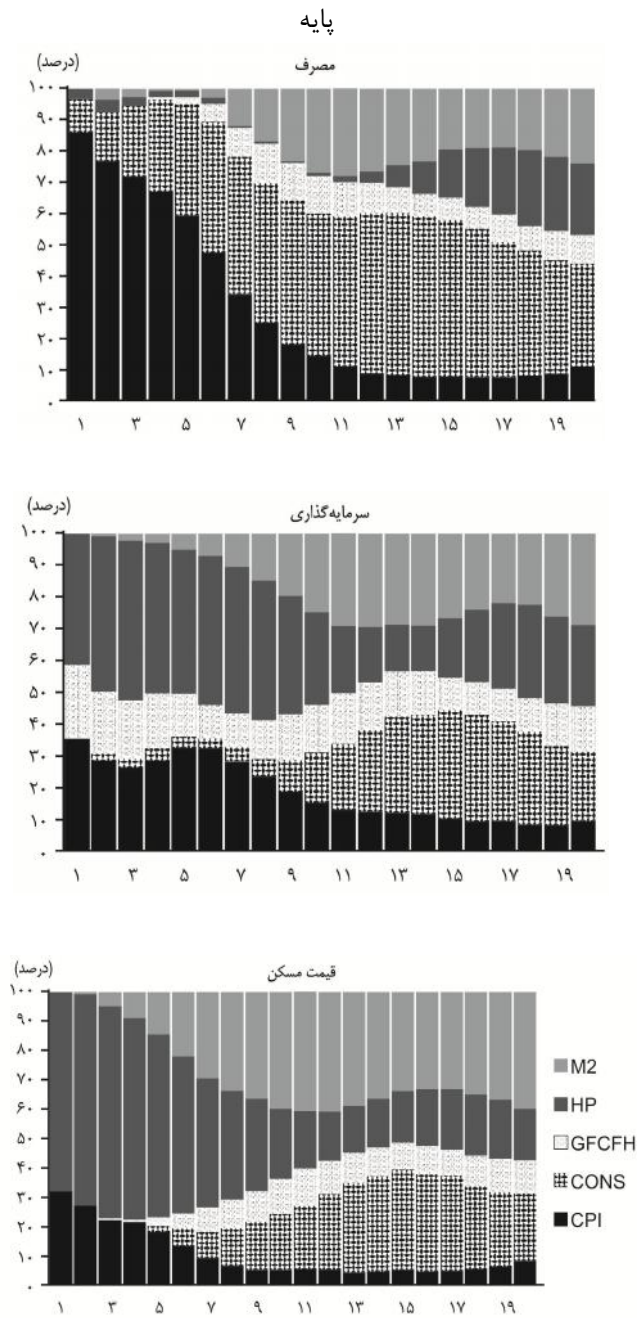
۴-۴-۳. بررسی نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مدل پایه

در مورد نتایج تجزیه واریانس مصرف نهایی خانوارها باید بیان کرد که از فصل یکم تا ششم به ترتیب ۸۶ درصد تا ۴۷ درصد از تغییرات مصرف نهایی خانوارها، توسط شوک‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) توضیح داده می‌شود و به عبارت دیگر شاخص مصرف‌کننده در دوره مذکور، سهم بیشتری در ایجاد نوسان متغیر مصرف دارد ولی بعد از فصل ششم از سهم آن کاسته می‌شود. سهم قیمت مسکن در تغییرات مصرف در فصول اولیه کم است ولی به تدریج با گذشت زمان، سهم آن افزایش می‌یابد به گونه‌ای که در فصل بیستم، ۲۳ درصد از تغییرات مصرف را توضیح می‌دهد. همچنین سهم شوک پولی (M_2) در تغییرات مصرف خانوارها رفته رفته در حال افزایش است به طوری که در فصل یازدهم، ۲۸ درصد تغییرات مصرف را توجیه می‌کند ولی دوباره از مقدارش کاسته می‌گردد.

همان‌گونه که تجزیه واریانس سرمایه‌گذاری مسکونی نشان می‌دهد، از فصل اول تا فصل دهم شوک‌های قیمت مسکن در تغییرات سرمایه‌گذاری مسکونی بیشترین سهم نسبت به سایر متغیرهای درون سیستم را دارد. شوک‌های قیمت مسکن در فصل اول تا پنجم به ترتیب ۴۲ درصد تا ۲۹ درصد از تغییرات سرمایه‌گذاری مسکونی را توضیح می‌هند. سهم شوک پولی در تغییرات سرمایه‌گذاری به تدریج در حال افزایش است به نحوی که در فصل یازدهم به ۲۹ درصد می‌رسد ولی به تدریج از سهم آن کاسته می‌شود، در حالی که تا پایان فصل بیستم با سهم ۲۹ درصد، بیشترین سهم در توضیح تغییرات سرمایه‌گذاری مسکونی را دارد.

در نهایت، با توجه به تجزیه واریانس قیمت مسکن باید بیان کرد که در فصول اولیه، این خود شوک‌های قیمت مسکن است که بیشترین سهم را در توضیح تغییرات قیمت مسکن دارد، بدین ترتیب که در فصل اول ۶۸ درصد و در فصل بیستم ۱۸ درصد تغییرات در قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. شوک دیگری که به طور قابل توجهی باعث نوسانات در قیمت مسکن می‌شود، شوک‌های پولی هستند. شوک‌های پولی در فصل دوم فقط ۲ درصد از تغییرات قیمت مسکن را سهم است ولی سهم آن به مرور افزایش می‌یابد به گونه‌ای که در فصل یازدهم، ۴۲ درصد تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد.

نمودار ۳. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مدل خودبازگشت برداری ساختاری مدل



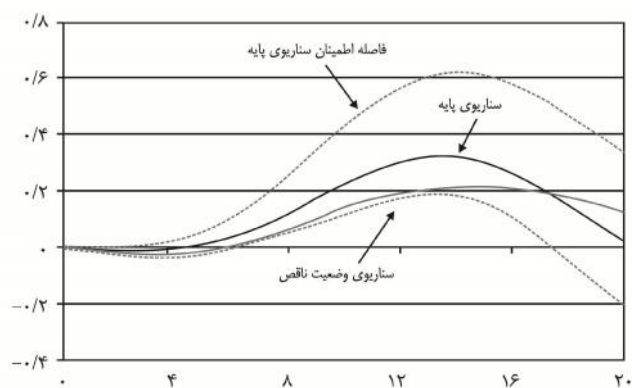
۳-۴-۵. بررسی نتایج رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقض

اکنون برای ارزیابی میزان نقش قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی از رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقض استفاده می‌شود. این رویکرد اهمیت اثر مستقیم شوک پولی بر مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی را در مقایسه با اثر غیرمستقیم شوک مذکور از طریق اثرات درونزای ثروت مسکن، وثیقه و Q توبین، مشخص می‌نماید.

همان‌گونه که در بخش ۳-۳ توضیح داده شد، به شبیه‌سازی کردن وضعیت ناقض پرداخته می‌شود. سپس اثر شوک پولی بر مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی از طریق تابع واکنش ضربه‌ای با توجه به شرایط گفته‌شده، محاسبه و ساخته می‌شود. تفاوت بین تابع واکنش ضربه‌ای مرتبط با شوک پولی به مصرف در مدل پایه و تابع واکنش ضربه‌ای مذکور در مدل شبیه‌سازی وضعیت ناقض، به عنوان اندازه سهم کانال ثروت مسکن، اجاره و پس‌انداز و وثیقه در انتقال شوک پولی به مصرف، تفسیر می‌گردد. همچنین تفاوت بین تابع واکنش ضربه‌ای مربوط به پاسخ سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک پولی در مدل پایه و تابع واکنش ضربه‌ای مذکور در مدل شبیه‌سازی وضعیت ناقض، به عنوان اندازه سهم کانال Q توبین در انتقال شوک پولی به سرمایه‌گذاری مسکونی، معرفی می‌شود.

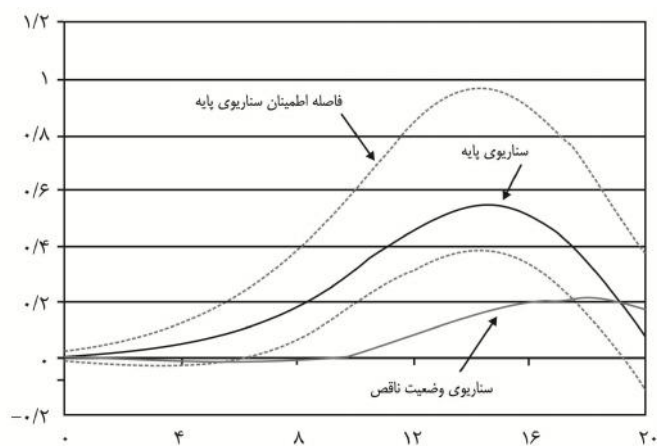
زمانی که کانال قیمت مسکن (اثر ثروت، اثر وثیقه و اثر اجاره و پس‌انداز) بر مصرف خانوارها بسته می‌گردد، واکنش مصرف به شوک پولی کاهش می‌یابد. بدین ترتیب که در فصل سیزدهم که اثر مثبت شوک پولی بر مصرف به بیشترین میزان خود می‌رسد، مصرف از ۰/۳۱۸۹ در سناریوی پایه به ۰/۱۹۵۵ در سناریوی وضعیت ناقض کاهش می‌یابد. بنابراین نتایج شبیه‌سازی وضعیت ناقض نشان می‌دهند که کانال‌های قیمت مسکن یعنی اثر ثروت مسکن، وثیقه و اجاره و پس‌انداز، حدود ۳۸ درصد از شوک پولی را به مصرف منتقل می‌کنند.

نمودار ۴. واکنش مصرف به شوک پولی تحت دو سناریوی پایه و وضعیت ناقص



همچنین، زمانی که کانال قیمت مسکن (اثر Q توپین) بر سرمایه‌گذاری مسکونی بسته می‌شود، واکنش سرمایه‌گذاری به شوک پولی کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه در فصل نوزدهم، که اثر مثبت شوک پولی بر سرمایه‌گذاری به بیشترین میزان خود می‌رسد، سرمایه‌گذاری از $0/5389$ در سناریوی پایه به $0/1758$ در سناریوی وضعیت ناقص کاهش می‌یابد، بنابراین شبیه‌سازی وضعیت ناقص نشان می‌دهد که کانال قیمت مسکن یعنی اثر Q توپین، حدود ۶۷ درصد از شوک پولی را به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن منتقل می‌کند.

نمودار ۵. واکنش سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک پولی تحت دو سناریوی پایه و وضعیت ناقص



۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت نقش مسکن در اقتصاد ایران، در این پژوهش با استفاده از مدل خودبازگشت برداری و رویکرد شبیه‌سازی وضعیت ناقص به کمی کردن میزان توانایی قیمت مسکن در انتقال شوک پولی به مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاری مسکونی پرداخته شد.

بدین ترتیب با افزایش حجم پول (تعریف گسترده آن)، قیمت مسکن افزایش می‌یابد. افزایش قیمت مسکن موجب تحریک شدن اثرات درون‌زایی مانند اثر ثروت، وثیقه و اجاره و پس‌انداز می‌گردد. با توجه به این نکته که نسبت مالکان از مستأجران در کشور بیشتر است (طی بیست سال اخیر به طور متوسط نسبت مالکان ۷۱ درصد و مستأجران ۱۸ درصد است)، بنابراین اثر مثبت ثروت و وثیقه می‌تواند بر اثرات منفی اجاره و پس‌انداز غلبه کند و مصرف را افزایش دهد. بدین ترتیب ۳۸ درصد یا تقریباً یک سوم شوک پولی در اقتصاد توسط قیمت مسکن به مصرف و سپس به تقاضای کل اقتصاد منتقل می‌شود. از سوی دیگر با افزایش قیمت مسکن در اثر افزایش حجم پول (تعریف گسترده آن) و با توجه به تغییر نسبت توبین، برخی از پروژه‌های ساختمانی که قبل از افزایش قیمت‌های مسکن قابل توجیه نبوده‌اند، با افزایش قیمت مسکن نسبت به هزینه نهایی ساخت توجیه‌پذیر می‌گردند و این امر منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌شود. بدین ترتیب ۶۷ درصد یا تقریباً بیش از یک دوم شوک پولی در اقتصاد توسط قیمت مسکن به سرمایه‌گذاری مسکونی و سپس به تقاضای کل منتقل می‌گردد.

بنابراین با توجه به نتایج بیان شده، قیمت مسکن شاخص مهمی برای ارزیابی اثرات تغییرات پولی بر بخش حقیقی اقتصاد ایران محسوب می‌گردد که این امر می‌تواند در اجرای راهبردهای مؤثر سیاست پولی و کنترل نقدینگی، برای سیاست‌گذاران و مقامات پولی کشور تعیین‌کننده باشد.

منابع و مآخذ

فارسی

- بهشتی، محمدباقر و محسنی زنوزی، فخری سادات. (۱۳۸۹). بررسی بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال اول، شماره ۱، ۱۸۷-۲۰۷.
- شریفی رنانی، حمید؛ کمیجانی، اکبر و شهرستانی، ح. (۱۳۸۸). بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری. *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۲، ۱۴۵-۱۷۶.

انگلیسی

- Adalid, R., and Detken, C. (2007). Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles, *Working Paper Series 732, European Central Bank*.
- Ando, A. and Modigliani, F. (1963). The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, *American Economic Review*, 53, 55-84.
- Barran, F., Coudert, V. and Mojon, B. (1998). The Transmission of Monetary Policy in the European Countries, in *Collignon, S. eds., European Monetary Policy*.
- Bernanke, B. and Blinder, A.S. (1988). Credit, Money, and Aggregate Demand, *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B.S. and Genter, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27- 48.
- Bernanke, B.S., Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *American Economic Review*, 82(4), 21-901.
- Cho, M. (1996). House Price Dynamics: A Survey of Theoretical and Empirical Issues, *Journal of Housing Research*, 7(2), 145-172.
- De Bondt, G.J. (2000). Financial Structure and Monetary Transmission Mechanism in Europe-A Cross-Country Study, Cheltenham: Edward

- Elgar.
- Donald Jud, G., and Winkler, D.T. (2004). The Q Theory of Housing Investment, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, 379-392.
 - ECB. (2006). Assessing House Price Developments in the Euro Area, *Monthly Bulletin, European Central Bank February*.
 - ECB. (2009). Housing Wealth and Private Consumption in the Euro Area, *Monthly Bulletin, European Central Bank January*.
 - Elbourne, A. (2008). The UK Housing Market and The Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach, *Journal of Housing Economics*, 17 (1), 65-87.
 - Friedman, M. (1957). The Permanent Income Hypothesis, *NBER Chapters, in: A Theory of the Consumption Function, National Bureau of Economic Research, Inc*, 20-37.
 - Giuliadori, M. (2003). Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices across European Countries, *Scottish Journal of Political Economy*. 52, 519-543.
 - Giuliadori, M. (2005). Monetary Policy Shocks and The Role of House Prices Across European Countries, *Scottish Journal of Political Economy*. 52 (4), 519-543.
 - Hall, P. (1992). The Bootstrap and Edgeworth Expansion, *New York: Springer*.
 - Jorgenson, D. (1963). Capital Theory and Investment Behavior, *American Economic Review*, 53 (May), 59-247.
 - Kashyap, A.K. & Stein, J.C. (2000). What do a Million Observations on Banks Say about The Transmission of Monetary Policy?, *American Economic Review*, 90 (3), 407-428.
 - Kiss, G., and Vadas, G. (2005). The Role of the Housing Market in Monetary Transmission, *MNB Background Studies*, 3.
 - Ludvigson, S., Stendel, C., and Lettau, M. (2002). Monetary Policy Transmission Through Consumption Wealth Channel, *Federal Reserve Bank New York Economic Policy Review*, 8 (1), 117-133.
 - MacLennan, D. (1994). A Competitive UK Economy: the Challenges for Housing Policy, *Joseph Rowntree Foundation, New York*.
 - MacLennan, D. (1994). A Competitive UK Economy: the Challenges for Housing Policy, *Joseph Rowntree Foundation, York*.

-
- Maclennan, D. Muellbauer, J., and Stephens, M. (2000). Asymmetries in housing and financial market institutions and EMU, *Oxford Rev. Econ.* 30 (3), 54-80.
 - McCarthy, J. and Peach, R.W. (2002). Monetary Policy Transmission to Residential Investment, *FRBNY Economic Policy Review*, May, 139-158.
 - Meltzer, A. (1995). Monetary credit and (other) transmission processes: A monetarist perspective, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 49-72.
 - Milcheva, S. and Sebastian, S. (2010). Housing Channels of Monetary Policy Transmission in European Industrial and Transition Countries, *17th Annual ERES Conference*.
 - Miles, D. (1994). Housing, Financial Markets and the Wider Economy, *John Wiley and Sons*, New York.
 - Mishkin, F.S. (1995). *Symposium on the Monetary Transmission Mechanism*, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
 - Muellbauer, J. (2007). Housing, credit and consumer expenditure, *paper presented at the 2007 Jackson Hole Symposium of the Federal Reserve Bank of Kansas*, 31 August-1 September 2007.
 - Muellbauer, J., and Murphy, A. (1989). Why has Personal Saving Collapsed?, *Credit Suisse First Boston Research*, July, 26-77.
 - Muellbauer, J., Murphy, A. (1997). Booms and Bust in the UK Housing Market, *The Economic Journal*, 107 (11), 1701-1727.
 - Ncube, M., and Ndou, E. (2011). Monetary Policy Transmission, House Prices and Consumer Spending in South Africa: An SVAR Approach, *Working Paper Series*, *African Development Bank*, 133.
 - Nelson, E. (2003). The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1029-1099.
 - Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1 (1), 15-29.