نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۰
سال بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۸، صفحه ۴۹۹-۴۵۵

مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی از کانال قیمت مسکن در ایران: رویکرد MSVAR

علی مهدیلو
دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
mehdiloo_ali@yahoo.com
حسین اصغرپور
استاد دانشگاه تبریز
asgharpurh@yahoo.com
فیروز فلاح
دانشیار دانشگاه تبریز
firfal@yahoo.com

در دهه‌های گذشته بحث‌های بین اقتصاددانان از تأثیر یا عدم تأثیر سیاست‌های پولی به کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی معطوف شده‌است. در این راستا بخش مسکن به‌دلیل سهم زیاد در سبد مصرفی خانوار و تولید ناخالص داخلی و همچنین ثروت بخش خصوصی، نقش بسیار تعیین کننده‌ای در انتقال آثار سیاست‌های پولی دارد. لذا در این مطالعه سعی شده‌است مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی از طریق کانال قیمت مسکن مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور از تکنیک غیرخطی MSVAR و داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران طی فصول ۱۳۷۰Q1 تا ۱۳۹۴Q4 استفاده شده‌است. نتایج تحقیق حاکی از غیرخطی بودن اثرات سیاست پولی بر اقتصاد از کانال قیمت مسکن بوده‌است. به‌طوری‌که در سال‌های بعد از ۱۳۸۷ (رژیم صفر)، سهم کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست پولی بر تولید کمتر از سال‌های قبل از ۱۳۸۷ (رژیم یک) بوده‌است. همچنین در رژیم صفر نسبت به رژیم یک، آثار سیاست پولی بیشتر بر قیمت‌ها اثرگذار بوده‌اند. همچنین نتایج دلالت بر این دارد که سهم قیمت مسکن در نوسانات تولید در رژیم یک و در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۵۶ و ۵۰درصد بوده که این مقدار برای رژیم صفر در حدود ۷ و ۶درصد می‌باشد. لذا کانال قیمت مسکن در رژیم صفر اهمیت کمتری نسبت به رژیم یک داشته‌است.

طبقه‌بندی JEL: C58 ،C01 ،E50
واژگان کلیدی: مکانیزم غیرخطی انتقال سیاست پولی، کانال قیمت مسکن، مارکوف سوئیچینگ.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۱. مقدمه

سیاست پولی یکی از مهم‌ترین ابزارهای حاکمیت جهت مدیریت طرف تقاضای اقتصاد کلان به شمار می‌آید. بانک مرکزی در شرایط رکودی برای تحریک تولید و اشتغال از سیاست انبساطی پول و در شرایط رونق اقتصاد از سیاست‌های انقباضی برای کنترل و مدیریت تورم استفاده می‌کند. از طرفی، اما باید توجه داشت که در دهه‌های گذشته بحث اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی از سوی اقتصاددانان مکتب کینزی‌های جدید وارد ادبیات اقتصادی شده‌است. به‌طوری‌که وجود اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی، لزوم دقت در وضع و اعمال سیاست‌گذاری‌ها را در هر اقتصادی دوچندان می‌کند. زیرا ممکن است بدون توجه به آثار نامتقارن سیاست پولی که می‌تواند ناشی از اندازه و جهت تکانه پولی و یا شرایط حاکم بر اقتصاد در زمان اعمال سیاست باشد، اهداف مورد نظر محقق نشوند. در نتیجه برای افزایش کارایی سیاست‌های پولی لازم است تا مقامات پولی اطلاعات کافی در خصوص میزان اثر، کانال‌های اثرگذاری، مدت زمان لازم برای شروع اثرگذاری، ماندگاری اثر و زمان به اوج رسیدن اثر سیاست‌های پولی در شرایط مختلف اقتصادی داشته باشند.

مکانیزم انتقال پولی سازوکاری است که سیاست پولی از کانال برخی متغیرها بر متغیرهای بخش حقیقی اثر گذاشته و باعث تحقق اهداف سیاست پولی شود. این مکانیزم از سیاست پولی شروع و به تولید و قیمت‌ها ختم می‌شود. مکاتب و دیدگاه‌های گوناگونی درباره‌ی سازوکارهای اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی وجود دارد که هر کدام سعی دارند تا با توجه به مفروضات و نگرش خود، کانال‌های مختلف اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد را معرفی کنند (والش[1]، ۲۰۱۰).

1. Walsh

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

یکی از مهمترین کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال قیمت دارایی و به‌طور ویژه کانال قیمت مسکن به عنوان دارایی بادوام می‌باشد. هنگام تجزیه و تحلیل کانال قیمت دارایی باید تأکید خاصی روی قیمت دارایی‌های مسکونی شود. زیراکه نقش مسکن در سبد خانوار و هم از لحاظ سهم در تولید ناخالص داخلی غیر قابل انکار است. همچنین بخش مسکن سهم عمده‌ای از ثروت بخش خصوصی در اقتصاد کشورهای مختلف را شامل می‌شود که می‌تواند نقش یک وثیقه مهم را در بخش وام‌دهی و میزان استفاده از اعتبارات را ایفا می‌کند. از این رو، کانال قیمت مسکن یکی از مهم‌ترین کانال‌های تقویت کننده سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد می‌باشد (برنانکه[1]، ۱۹۹۵).

در این راستا با توجه به اهمیت نقش مهم بخش مسکن در اقتصاد ایران، این بخش همیشه مورد توجه سیاست‌گذاران بوده و لازم است تا اهمیت این کانال در انتقال سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها به دقت مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا مهمترین پرسش چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد از کانال قیمت مسکن می‌باشد. در واقع، در این ارتباط سؤالات متعددی قابل طرح هستند که از جمله آن‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

سیاست‌های پولی چه تأثیری بر قیمت مسکن در دوره‌های مختلف داشته‌اند؟»، «اثرگذاری سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف چگونه بوده‌است؟»، «تأثیر قیمت مسکن بر تولید و سطح قیمت‌ها در شرایط مختلف اقتصادی چگونه است؟» و «سهم کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست پولی در دوره‌های مختلف بر تولید و سطح قیمت‌ها چقدر است؟»

برای پاسخ به پرسش‌های فوق لازم است نقش کانال قیمت مسکن در مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. اما از طرفی ممکن است تغییرات ساختاری در طول دوره مطالعه سبب گردد تا کانال قیمت مسکن سهم مختلفی در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف داشته باشد. لذا بسیار مفید خواهد بود تا از روش‌های تغییر رژیم، علی‌الخصوص مدل‌های مارکوف سوئیچینگ که دارای قابلیت‌های زیادی برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری در رژیم‌های متفاوت می‌باشند، استفاده کرد.

1. Bernanke

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

بدین‌جهت در مطالعه حاضر با به‌کارگیری روش مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MS-VAR) و همچنین با استفاده از داده‌های فصلی بانک مرکزی طی دوره ۱۳۷۰Q1 تا ۱۳۹۴Q۴ به بررسی مکانیسم‌های انتقال غیرخطی سیاست پولی در ایران از کانال قیمت مسکن پرداخته می‌شود.

بخش دوم مطالعه حاضر به ادبیات موضوع اختصاص دارد که درآن مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان شده است. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد و در بخش چهارم برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن آورده شده است. این مطالعه با بخش انتهایی که نتایج و پیشنهادها است، به پایان می‌رسد.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش، مبانی نظری و پیشینه تحقیق در خصوص مکانیزم‌های انتقال سیاست‌های پولی ارائه می‌گردد.

۲-۱. مبانی نظری

مکانیزم انتقال پولی از مباحثی است که پس از جدال فراوان بین مکاتب مختلف اقتصادی در خصوص اثرات سیاست پولی وارد ادبیات اقتصادی شد. به عبارتی، مکانیزم انتقال در جدال بین کینزی‌ها و پول‌گراها، در ارتباط با نحوه‌ی اثربخشی سیاست پولی، شکل گرفته و با گذر زمان و به‌وجودآمدن دگرگونی‌هایی در عرصه‌ی اقتصاد، با تحولاتی مواجه شده‌است. به تعبیر لیدلر[1] (۱۹۸۷)، سازوکاری که سیاست پولی از راه تغییر در برخی متغیرها، بر متغیرهای بخش واقعی اثر گذاشته و باعث تحقق هدف‌های سیاست پولی شود، سازوکار انتقال سیاست پولی گفته می‌شود. این فرآیند از سیاست پولی شروع و به تولید و قیمت‌ها ختم می‌شود (میشکین[2]، ۱۹۹۵). بعد از جدال بر سر تأثیر و یا عدم تأثیر سیاست‌ها و تکانه‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، در

1. Lidler
2. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

دهه‌های گذشته بر سر کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی نیز بحث‌های جدی صورت گرفته‌است. هر یک از این مکاتب بر اساس فروض و نگرش خود به مسائل اقتصادی، کانال‌های متعددی را برای اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید معرفی کرده‌اند. کانال قیمت دارایی یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال پولی می‌باشد که توسط پولیون ارائه شده‌است.

کانال قیمت دارایی

یکی از ایرادهای اساسی مطرح شده به مدل‌های کینزی برای تحلیل مکانیزم انتقال پولی آن است که این مدل‌ها تنها بر نرخ بهره یا در مدل تیلور روی هر دو مورد نرخ بهره و نرخ ارز تأکید می‌کنند، در حالی‌که پولیون اعتقاد دارند که پول می‌تواند روی قیمت نسبی تمام دارایی‌ها و ثروت حقیقی مؤثر باشد. از نظر پولیون یک شوک پولی، قیمت طیف گسترده‌ای از دارایی‌های داخلی و خارجی را تغییر می‌دهد (میشکین[1]، ۱۹۹۵). از این رو محدود نمودن مکانیزم انتقال پولی به کانال نرخ بهره حتی با تعبیر هزینه استقراض از آن، نمی‌تواند گویای تمام واقعیت باشد. در این راستا پولیون نظریات مختلفی در رابطه با اثرگذاری قیمت دارایی‌ها در انتقال سیاست پولی مطرح کرده‌اند که می‌توان به نظریه Q توبین، نظریه ثروت و ... اشاره کرد. در این مطالعه از قیمت مسکن به‌عنوان نماینده قیمت دارایی‌ها استفاده می‌شود. لذا در ادامه به معرفی کانال قیمت مسکن و نقش آن در انتقال سیاست‌های پولی اشاره می‌شود:

کانال قیمت مسکن (دارایی بادوام)

دارایی‌های مسکونی تفاوت‌های زیادی با سایر کالاهای مالی و ملموس دارند، به‌این دلیل که آن‌ها طبیعتی دو گانه دارند. یعنی از یک سو کالاهایی هستند که منجر به ایجاد مطلوبیت و از سوی دیگر جزو دارایی‌های سرمایه‌گذاری به‌حساب می‌آیند (کمیجانی، حائری، ۱۳۹۲). در ادامه به تشریح نحوه اثرگذاری کانال قیمت مسکن تولید و سطح قیمت‌ها بیان می‌شود.

1. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

الف) اثرات نرخ بهره بر قیمت مسکن از طریق تقاضا و عرضه‌ی مسکن

با افزایش و کاهش حجم پول در اقتصاد، عرضه پول تغییر کرده و منجر به تغییر نرخ بهره می‌گردد. به عبارتی وقتی یک شوک پولی رخ می‌دهد، با تغییر نرخ‌های بهره، بر هزینه فرصت نگه‌داری کالاهای بادوام از جمله مسکن اثر می‌گذارد و از این طریق بر بخشی از تقاضا که برآمده از تقاضای خدمات حاصل از این ویژگی مسکن می‌باشد، تأثیر می‌گذارد. این تقاضا را از دو جنبه می‌توان بررسی کرد:

- تقاضا برای خدمات مسکونی به عنوان یک کالای بادوام
- تقاضا برای مسکن به عنوان یک دارایی

برای درک بهتر، می‌توان هزینه فرصت سرمایه و عوامل مؤثر بر آن را به شکل زیر در نظر گرفت:

$$uc = (i + \delta - \pi_h^e)p_h \qquad (۱)$$

که در آن uc: هزینه استفاده از سرمایه، p_h: قیمت مسکن، i: بیان‌گر نرخ بهره بازار، π_h^e: بیان‌گر نرخ انتظاری افزایش قیمت مسکن و δ: نرخ استهلاک مسکن می‌باشد (بوروس و ایکین[1]، ۱۹۹۹). لذا با اعمال سیاست پولی انقباضی، نرخ بهره افزایش یافته و با افزایش هزینه فرصت نگهداری مسکن، تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد.

از طرفی به‌دلیل اینکه عمده منابع ساخت مسکن از سیستم بانکی تأمین می‌شود، لذا افزایش نرخ‌های بهره بالاتر هزینه ساخت خانه‌های جدید را افزایش داده و سرمایه‌گذاری مسکونی و فعالیت‌های ساخت و ساز مسکن را کاهش می‌دهند. بنابراین، نرخ بهره بر ساخت و ساز مسکن و در نهایت عرضه مسکن اثرات مهمی دارند، که تحقیقات مک کارتی و پیچ[2] (۲۰۰۲) آن را تأیید می‌کنند. کاهش در عرضه مسکن نیز می‌تواند به افزایش قیمت مسکن منجر گردد (میشکین[3]،

1. Bruce and Eaikin
2. Mc Carthy and Peach
3. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۲۰۰۷). در نتیجه با افزایش نرخ بهره، تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد که موجب کاهش قیمت مسکن می‌گردد و از طرف دیگر با افزایش نرخ بهره، عرضه مسکن کاهش می‌یابد که موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. لذا اثر نهایی تغییرات نرخ بهره بر قیمت مسکن مبهم می‌باشد. تغییر قیمت مسکن می‌تواند از کانال‌های زیر موجب تغییرات تولید و سطح قیمت‌ها گردد:

ب) اثرات Q توبین بازار مسکن

نسبت Q توبین ارزش بازاری واحد مسکونی بر هزینه ساخت واحد مسکونی را بیان می‌کند. زمانی که نسبت ارزش بازاری مسکن به هزینه‌های ساخت آن بالای یک باشد، برای بنگاه سودآور است که واحدهای مسکونی جدید بسازند. لذا با افزایش قیمت مسکن و در نهایت افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و افزایش مخارج، سطح تولید افزایش می‌یابد.

ج) اثرات ثروت مسکن

درباره اثر ثروت، مودیگلیانی (۱۹۷۱) مصرف را تابعی از درآمد و ثروت و پس‌انداز را تابعی مستقیم از درآمد و تابعی معکوس از ثروت می‌داند. به‌عبارت دیگر، مصرف افزون بر درآمد تابعی از مقدار ثروت حقیقی نیز در نظر گرفته شده‌است. از آنجایی‌که مسکن جزء مهم ثروت است، لذا هنگامی که قیمت مسکن افزایش می‌یابد، ثروت خانوار افزایش یافته و وضعیت را برای مصرف بیش‌تر و افزایش تقاضای کل فراهم می‌آورد و تولید کل نیز افزایش می‌یابد (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۰).

البته لازم به‌توضیح است که اثرات تغییر سرمایه یا ثروت سودبرندگان و زیان دیدگان افزایش قیمت مسکن ممکن است در سطح کل موازنه شود. بنابراین، اگر مسکن به‌صورت بین‌المللی مبادله نشود، هیچ دلیل قابل قبولی نیز وجود ندارد که افزایش قیمت حقیقی مسکن موجب افزایش ثروت حقیقی گردد (مایلز[1]، ۱۹۹۴). اما برخی شرایط وجود دارد که تحت آن‌ها اثرات مثبت ثروت برای ساکنین مالک می‌تواند بر اثرات منفی روی مصرف برای خریداران جدید مربوط به آینده غلبه کند. به‌علاوه ممکن است استدلال شود که اگر ساکنین مالک و صاحب‌خانه‌ها محدودیت اعتبار

1. Miles

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

نداشته باشند و اعتقاد داشته باشیم که افزایش در قیمت‌های واقعی مسکن پایدار و دائمی است، افزایش در ثروت مسکن آن‌ها می‌تواند به سطوح مصرف بالاترشان منجر شود. از این منظر، نقدینگی و قابلیت خرج کردن مشاهده شده از دارایی‌های مسکن، نقش عمده را بازی می‌کند (لتائو و همکاران[1]، ۲۰۰۲). در نهایت اینکه افزایش قیمت مسکن دارای اثر انتظاری و اثر اعتماد است. به‌هرحال رونق بازار مسکن می‌تواند ناشی از انتظارات خوشبینانه نسبت به درآمد آینده آن باشد. از آنجا که مصرف کنونی بستگی به تمایل خانوارها دارد، مصرف‌کنندگان می‌توانند مصرف طول زندگی و آینده را افزایش دهند (ماسیمو[2]، ۲۰۰۳).

د) آثار تغییر درآمد اجاره

تغییرات قیمت ساختمان موجب تغییر درآمد اجاره در بازار مسکن اجاره‌ای می‌شود. افزایش درآمد اجاره‌ای برای موجران، اثر منفی کاهش درآمد از سوی مستأجران را خنثی می‌سازد. با فرض پایین‌تر بودن میل نهایی به مصرف درآمد اجاره از سوی موجران، انتظار بر آن است که اثر کلی تغییرات اجاره مسکن منفی باشد. اندازه اثرگذاری این کانال بستگی به ساختار مسکن اجاره‌ای، عملکرد بازار مسکن اجاره‌ای و عکس‌العمل‌های مختلف افراد (مؤسسات، موجران و مالکان) بستگی خواهد داشت (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹).

هـ) آثار تغییر رفتار پس‌انداز ناشی از تغییر قیمت مسکن

یک افزایش در قیمت مسکن احتمالاً یک اثر پس‌اندازی مثبت در برنامه‌ریزی خانوارها (به‌ویژه در کشورهای دارای الزامات پیش پرداخت بالا یا دارای یک سیستم تأمین‌مالی کمتر توسعه یافته برای بخش مسکن که بر استفاده بیش‌تر از وجوه و سرمایه داخلی برای خرید مسکن دلالت دارد) را به‌دنبال خواهد داشت. قدرت این اثر نیز به نسبت پس‌انداز بستگی دارد (موالبار و لاتیمور[3]، ۱۹۹۵).

1. Lettau et al.
2. Massimo
3. Muellbauer and Lattimore

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

و) اثر ترازنامه

اثر ترازنامه‌ای بیشتر در ارتباط با کانال اعتباری، یکی دیگر از کانال‌های انتقال پول مطرح می‌شود که در مطالعات غیر نئوکلاسیکی بدان پرداخته شده‌است. اما اثر ترازنامه‌ای ادله بیشتری را برای اثر قیمت دارایی‌ها، که در نگرش پولیون مطرح شد، بیان می‌کند. این کانال بر ارتباط میان قرارداد وام‌دهی و سلامت مالی بنگاه‌های گیرنده‌ی وام تأکید می‌کند. در این دیدگاه، فرض بر این است که هزینه تأمین‌مالی خارجی به صورت معکوس با ثروت خالص وام گیرنده در ارتباط است. به بیانی دیگر، از آنجا که وضعیت مالی گیرندگان وام بر تأمین‌مالی خارجی اثر دارد، پس در موقع بروز نوسان‌ها، تغییرات ترازنامه‌ی قرض گیرنده سبب خواهد شد تا مقدار مخارج سرمایه‌گذاری وی تحت‌الشعاع قرار گیرد (گرالی و همکاران[1]، ۲۰۰۲).

به‌عبارتی با تغییر ثروت خالص و ترازنامه، هزینه تأمین منابع مالی برای بنگاه‌ها تغییر می‌کند. در نتیجه سیاست‌های پولی از طریق تغییر جریانات نقدی و درآمد خالص و همچنین از طریق اثر قیمت دارایی‌ها که بر قیمت سهام و یا قیمت مسکن بنگاه‌های می‌گذارند، اثرات واقعی بر مخارج سرمایه‌گذاری و در نتیجه تقاضای کل خواهند داشت (مهرگان و دلیری، ۱۳۹۲).

در ادامه به تشریح مختصر سازوکار انتقال سیاست پولی از کانال قیمت مسکن اشاره می‌شود. به‌عبارتی با اعمال سیاست پولی انبساطی و افزایش حجم پول در اقتصاد، نرخ بهره کاهش می‌یابد. با کاهش نرخ بهره بدلیل کاهش هزینه فرصت نگهداری مسکن کاهش تمایل سپرده گذاری در بانک، تقاضا برای مسکن افزایش یافته که موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. از طرفی با کاهش نرخ بهره، هزینه ساخت و ساز واحدهای مسکونی بدلیل کاهش هزینه تأمین منابع کاهش یافته و منجر به افزایش عرضه مسکن شده و قیمت مسکن کاهش یابد. در نهایت برآیند این تغییرات منجر به تغییر قیمت مسکن شده که با تغییر ارزش بازاری مسکن از طریق اثرات توبین، اثر ثروت، اثر اجاره، اثر پس انداز و اثر ترازنامه منجر به تغییر تولید و سطح قیمت‌ها می‌گردد. فرآیند فوق در نمودار زیر ارائه شده‌است:

1. Gerali et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

$$\text{ستاده} \Longrightarrow \begin{cases} \text{توبین اثر} \\ \text{ثروت اثر} \\ \text{اجاره اثر} \\ \text{انداز اثرپس} \\ \text{اثر ترازنامه} \end{cases} \Longrightarrow \begin{cases} \text{مسکن تقاضای} \Longrightarrow \uparrow \text{مسکن قیمت} \uparrow \\ \text{مسکن عرضه‌ی} \Longrightarrow \downarrow \text{مسکن قیمت} \uparrow \end{cases} \text{پول حجم} \Longrightarrow \downarrow \text{بهره نرخ} \uparrow$$

مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید

از مدت‌ها پیش اقتصاددانان تشخیص داده‌اند که رفتار پویای برخی متغیرهای اقتصادی و روابط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی غیرخطی است. نظریه‌پردازان اقتصادی و همچنین پژوهشگران تجربی اهمیت چنین مدل‌های غیرخطی را تأکید نموده‌اند. غیرخطی بودن روابط بدین معناست که در دوره‌های مختلف نحوه اثرپذیری و اثرگذاری متغیرها می‌تواند متفاوت باشد. در این راستا طی سال‌های گذشته و بر مبنای نظریه کینزی‌های جدید و همچنین مطالعات تجربی انجام شده، علاوه بر تأکید بر خنثی نبودن پول، به اثرات نامتقارن پول بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید واقعی و سطح اشتغال اشاره شده‌است. در این مطالعات بیان شده که نه تنها پول بر متغیرهای اقتصادی بی‌تأثیر نیست، بلکه این اثرات به شکل نامتقارنی بر متغیرهای واقعی اعمالی می‌شوند. در ادامه مهمترین عوامل اثرگذاری نامتقارن سیاست پولی از نظر نئوکینزین‌ها که می‌تواند با بخش مسکن نیز در ارتباط باشد، ارائه می‌گردد:

الف) کانال اعتباری انتقال پولی

مهمترین عاملی که موجب انتقال نامتقارن آثار سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها از کانال قیمت مسکن می‌گردد، کانال اعتباری می‌باشد. کانال اعتباری از فرض عدم تقارن اطلاعات نشأت گرفته و موجب تحمیل هزینه اضافی به بنگاه در صورت تأمین‌مالی بیرونی می‌شود. در وضعیت رونق اقتصادی جریان نقدی و دارایی خالص بنگاه‌ها زیاد است، در نتیجه بنگاه‌ها کمتر به تسهیلات بانکی وابسته هستند و هزینه اضافی تأمین‌مالی بیرون از بنگاه ناچیز است. در وضعیت رکود اقتصادی و وخیم شده تراز بنگاه‌ها جریان نقدی کمتر بوده و هزینه اضافی تأمین‌مالی بیرونی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

افزایش می‌یابد. در چنین موقعیتی سیاست‌های پولی می‌تواند اثر قوی‌تری بر اقتصاد واقعی داشته باشد (برنانکه و بلایندر[1]، ۱۹۸۸).

ب) تغییرات سرعت گردش پول

در اقتصادهای رقابتی، باثبات و پیشرفته به خاطر انضباط پولی و ثبات انتظارات تورمی و نرخ‌های بهره پایین و کم‌نوسان، سرعت گردش پول تقریباً ثابت در نظرگرفته می‌شود و اهمیت تحلیلی آن کاهش می‌یابد. لیدلر[2] (۱۹۹۱) حساسیت سرعت گردش پول به تورم‌های بالا و انتظار تورمی را مهم ارزیابی می‌کند و معتقد است در صورت بروز تورم‌های بالا، سرعت گردش پول می‌تواند طوری تعدیل شود و از خود انعطاف نشان دهد تا افزایش‌های قابل ملاحظه قیمت‌ها بدون انبساط پولی و افزایش پایه پولی یا ضریب فزاینده امکان‌پذیر شود، اما بر عکس اگر انتظارات تورمی رو به کاهش گذارد، این امکان وجود دارد که با انبساط قابل ملاحظه پول سطح عمومی قیمت‌ها افزایش نیابد. بنابراین سرعت گردش پول موضوعی بسیار مهم و در عین حال دارای مفهومی گسترده و پیچیده‌است (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۵). این کانال در بخش مسکن نیز بسیار مشهود می‌باشد، به‌طوری‌که با وجود انتظارات تورمی در بخش مسکن، سرعت گردش پول در این بخش بدون افزایش حجم پول نیز می‌تواند قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. به عبارتی با افزایش انتظارات تورمی در بخش مسکن، تقاضا مصرفی و سفته بازی آن افزایش یافته و از طرف عرضه نیز تولید مسکن برای پاسخ به تقاضای مازاد افزایش می‌یابد که منجر به افزایش تولید می‌شود. اما بر عکس، انتظارات منفی در بخش مسکن مانع از جذب نقدینگی در این بازار می‌شود. به عبارتی اگر انتظارات تورمی در بخش مسکن منفی باشد، افزایش حجم پول اثری بر قیمت مسکن نخواهد داشت و یا در صورت اثرگذاری نیز بسیار اندک خواهد بود و محرک مناسبی برای افزایش سرمایه‌گذاری و در پی آن افزایش تولید نخواهد بود.

1. Bernanke and Blinder
2. Laidler

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

ج) بازارهای موازی با بخش مسکن

افزایش حجم پول از کانال قیمت مسکن تنها زمانی می‌تواند منجر به افزایش تولید و سطح قیمت‌ها گردد که پول موجود در بازار مسکن جذب شده و با تغییر عرضه و تقاضای مسکن موجب تغییر قیمت آن شود. از طرفی باید توجه داشت که جذب نقدینگی در بازار مسکن علاوه بر عوامل بنیادین این بازار از جمله، جمعیت، تعداد ازدواج‌های ثبت شده سالانه، درآمد سرانه و ... به بازدهی انتظاری از بازار مسکن و دیگر بازارهای موازی از جمله طلا، ارز، سهام و بازار پول (سپرده‌گذاری در بانک) نیز وابسته است. لذا اگر شرایط بنیادین بازار مسکن مطلوب بوده و بازدهی انتظاری بازار مسکن نسبت به دیگر بازارها بیشتر باشد، حجم پول افزایش یافته در این بازار جذب شده و با تغییر قیمت مسکن سبب افزایش تولید و سطح قیمت‌ها می‌گردد. اما در شرایطی که بازدهی انتظاری بازار مسکن نسبت به دیگر بازارها کم باشد، هر چقدر هم حجم پول افزایش یابد، نقدینگی کمتری به بازار مسکن وارد می‌شود و در نتیجه کانال قیمت مسکن در انتقال پول به تولید و سطح قیمت‌ها سهم کمتری خواهد داشت، زیرا که پول بیشتر در بازارهایی با بازدهی بیشتر وارد شده و کمتر بازار مسکن را تحت تأثیر قرار خواهد داد. در نتیجه بازدهی نسبی بازار مسکن نسبت به دیگر بازارها نیز یکی از عوامل انتقال نامتقارن سیاست پولی از کانال قیمت مسکن می‌باشد.

د) شرایط تورمی

یافته‌های ری و ریچ[1] (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که عدم تقارن اثربخشی سیاست پولی بر تولید با نرخ تورم رابطه مستقیم داشته و در نرخ تورم زیاد عدم اثر بخشی سیاست پولی بر تولید چشم‌گیر است و در تورم پایین عدم تقارن اثربخشی سیاست پولی بر تولید ناچیز است. به‌عبارتی انتظار بر این است که سیاست پولی در رژیم‌های تورمی بالا اثر بزرگ‌تری بر سطح قیمت‌ها و اثر کمتری بر تولید داشته باشد، اما در نقطه‌ی مقابل انتظار می‌رود تا اثرات سیاست پولی در رژیم‌های تورمی پایین بر تولید بیشتر و بر سطح قیمت‌ها کمتر باشد. این عامل در

1. Rhee and Rich

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مورد مسکن نیز جداگانه می تواند مورد بحث قرار گیرد، زیرا که در شرایط تورمی افزایش حجم پول در اقتصاد بیشتر موجب افزایش تقاضای سفته بازی مسکن و افزایش قیمت‌ها می‌شود. در این شرایط تولید و سرمایه گذاری در مسکن که محرک افزایش تولید می‌باشد زیاد مورد توجه قرار نمی گیرد. بر عکس در شرایط تورمی پایین، با افزایش پول و افزایش مخارج افراد در دارایی های مختلف، ثروت افراد هم افزایش یافته و از کانال اثر ثروت، تقاضای مصرفی بخش مسکن افزایش می یابد. در نتیجه این مازاد تقاضا می‌تواند با افزایش عرضه و سرمایه گذاری در مسکن موجب افزایش تولید گردد. در نتیجه می‌توان گفت در شرایط تورمی بالا، سهم کانال مسکن در انتقال پول به تورم بیشتر بوده و در رژیم تورمی پایین کانال قیمت مسکن در انتقال پول به تولید سهم بیشتری دارد.

و) عامل اعتماد

مورگان[1] (۱۹۹۳) در این زمینه اظهار می‌دارد، اگر بدبینی بنگاه و مصرف‌کننده هنگام رکود بیشتر از خوش‌بینی آن‌ها هنگام رونق باشد، این پیش‌بینی می‌تواند منجر به عدم تقارن شود. اگر بنگاه‌ها آینده تاریکی برای آینده تجاری خود پیش‌بینی نمایند، کاهش نرخ بهره شاید نتواند موجب قرض گرفتن و سرمایه گذاری شود. اگر در اقتصاد رکود پیش آید، آن‌گاه انتظارات بنگاه اقتصادی نسبت به آینده به‌صورت منفی شکل خواهد گرفت. در این حالت بنگاه و خانوار نسبت به تغییرات نرخ بهره واکنش نشان نخواهند داد و چنانچه در این شرایط سیاست پولی انبساطی اعمال شود، تأثیری بر اقتصاد نخواهد داشت.

عامل اعتماد در بخش مسکن بسیار شدیدتر از بخش‌های دیگر اقتصاد می‌باشد. به عبارتی بدلیل اینکه مسکن جزو کالاهای غیر قابل انتقال می‌باشد، در شرایط رکودی و همچنین بی‌ثباتی‌های اقتصادی و سیاسی بدبینی مردم و بنگاه‌ها نسبت به آن بسیار بیشتر از بخش‌های دیگر خواهد بود. از طرفی در زمان ثبات سیاسی و اقتصادی و همچنین رونق اقتصادی نیز بیشتر از بازارهای دیگر مورد توجه قرار خواهد گرفت. در نتیجه عامل اعتماد در انتظارات

1. Morgan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مردم و بنگاه‌ها از بازار مسکن در زمان افزایش حجم پول و در نتیجه تغییر قیمت مسکن و در پی آن تغییر تولید و سطح قیمت‌ها بسیار مؤثر است و باعث انتقال نامتقارن سیاست پولی از کانال بخش مسکن می‌گردد.

هـ) محدودیت‌های ظرفیت تولید

به‌اعتقاد برخی کینزین‌های جدید محدودیت‌های ظرفیت تولید یکی از دلایل وجود پدیده عدم تقارن است. اگر افزایش تولید با مشکل ظرفیت مواجه شود، در این صورت سیاست‌های انبساطی پولی تأثیر چندانی بر اقتصاد نخواهد داشت و تکانه‌های مثبت پولی از طریق کاهش نرخ بهره و فشار بر تقاضا به افزایش تورم منجر خواهد شد (اسنودن و همکاران[1]، ۱۹۹۴). در بخش مسکن نیز در صورت افزایش حجم پول، در صورتی که کمبود نهاده‌های تولید وجود داشته باشد و سیاست‌های مناسبی در جهت تشویق و حمایت از تولید مسکن وجود نداشته باشد، افزایش تقاضا تنها موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود و بر ساخت و ساز و افزایش تولید تأثیری کمتری خواهد داشت. بر عکس در شرایطی که شرایط تولید مسکن از منظر نهاده‌های تولید و بسترهای قانونی و حمایتی مساعد باشد، افزایش حجم پول بیشتر از گذشته می‌تواند بر تولید مؤثر باشد. در نتیجه ظرفیت تولید نیز جزء عواملی است که می‌تواند منجر به انتقال نامتقارن آثار سیاست پولی از کانال قیمت مسکن گردد.

۲-۲. پیشینه تحقیق

مطالعات خارجی

البورن[2] در سال ۲۰۰۸ با استفاده از روش SVAR به بررسی نقش کانال قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پول در کشور بریتانیا پرداخت. داده‌های مورد استفاده وی مشاهدات فصلی فصلی از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۳ می‌باشد. وی نتیجه می‌گیرد که بدنبال یک شوک مثبت در نرخ بهره داخلی کوتاه‌مدت به‌اندازه ۱۰۰ واحد در مقیاس درصد، قیمت مسکن به اندازه ۰/۷۵درصد کاهش پیدا

1. Snowdon et al.
2. Elbourne

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

می‌کند و قیمت مسکن می‌تواند حدود یک هفتم از کاهش مصرف بوجود آمده بدنبال یک شوک نرخ بهره را توضیح می‌دهد.

جاروسینسکی و اسمتس[1] (۲۰۰۸) نیز برای بررسی نقش کانال قیمت مسکن در کشور آمریکا از روش BVAR استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۷ متوجه شدند که شوک‌های تقاضای مسکن اثرات قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری‌های مسکونی و قیمت مسکن داشته‌اند، ولی این شوک‌ها روی هم رفته اثر محدودی بر عملکرد اقتصاد آمریکا بر حسب نرخ رشد و تورم داشته‌اند.

گودهارت و هافمن[2] (۲۰۰۸) در یک مطالعه بین کشوری با به‌کارگیری روش Panel VAR به مطالعه نقش کانال قیمت مسکن در ۱۷ کشور صنعتی پرداخته‌اند. ایشان با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۷۰ بدین نتیجه رسیده‌اند که ارتباط چند جهتی بین متغیرهای قیمت مسکن، سیاست پولی و اقتصاد کلان وجود دارد. همچنین ارتباط بین قیمت مسکن و سیاست‌های پولی در دوره اخیر قوی‌تر از سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۵ می‌باشد. از طرفی اثر شوک‌های پولی از کانال اعتباری در زمان جهش قیمت‌های مسکن بسیار قوی‌تر می‌باشد.

گوپتا و همکاران[3] در سال ۲۰۰۹ با استفاده از روش FAVAR و داده‌های فصلی از سال ۲۰۰۵-۱۹۷۶ به بررسی نقش قیمت مسکن در انتقال پول در کشور آمریکا پرداختند. بر اساس نتایج این مطالعه که بر اساس توابع ضربه واکنش آنی می‌باشد، قیمت مسکن از شوک‌های پولی تأثیر منفی می‌گیرد. همچنین اثرات شوک‌های پولی در بخش‌های مختلف مسکونی اعم از لوکس، متوسط و واحدهای مقرون به صرفه متفاوت است.

موسو و همکاران[4] نیز در سال ۲۰۱۱ برای بررسی برخی حقایق در مورد متغیرهای کلیدی در بازار مسکن از جمله قیمت واقعی خانه، سرمایه‌گذاری مسکونی و بدهی مسکن به مطالعه مکانیزم انتقال پول در اتحادیه اروپا و آمریکا با استفاده از روش SVAR پرداخته‌اند. برای این منظور اثرات

1. Jarocinski and Smets
2. Goodhart and Hofmann
3. Gupta et al.
4. Musso et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

شوک‌های پولی، عرضه اعتبارات و تقاضای مسکن مورد بررسی قرار می‌دهند. بر اساس نتایج این تحقیق کانال قیمت مسکن در آمریکا و کانال اعتباری در اتحادیه اروپا بیشترین نقش را در انتقال آثار پولی داشته‌اند. بر اساس نتایج تحقیق نقش قیمت مسکن در انتقال آثار سیاست‌های پولی در آمریکا بیشتر از اتحادیه اروپا است. در حالی‌که در اتحادیه اروپا شوک‌های عرضه اعتبار بیشتر از آمریکا مؤثرند.

نتایج تحقیق ژو و سباستین[1] (۲۰۱۷) با استفاده از روش سه مرحله‌ای به بررسی سیاست پولی و وضعیت بازار مسکن برای ۱۱ کشور اتحادیه اروپا می‌پردازد، نتایج تحقیق حاکی از این است که شوک‌های پولی اثرات قابل توجهی بر قیمت مسکن در بازارهای مسکن آزاد دارند، برای مثال در اسپانیا و ایرلند شوک‌های پولی ۲۰درصد نوسانات قیمت مسکن را توجیه می‌کند. از طرفی اما در بازارهای مسکن کنترل شده، شوک‌های پولی اثر کمی بر قیمت مسکن داشته‌اند.

یانگ و همکاران[2] ۲۰۱۷ با استفاده از یک مدل Panel VAR به بررسی ارتباط منطقه‌ای بین مصرف، قیمت مسکن و سیاست‌های پولی در کشور چین پرداخته است. بر اساس یافته‌های تحقیق اثرات حجم پول بر بخش مسکن از نظر اندازه و همچنین کانال ثروت مسکن دارای الگوی منطقه‌ای می‌باشد. به‌طوری‌که در مناطق مرکزی، جنوبی و غربی، سیاست‌های پولی اثرات مهمی در مصرف داردف درحالی‌که قیمت مسکن نقش کمی در انتقال آثار پولی دارد. اما در مناطق شرقی، قیمت مسکن در انتقال سیاست‌های پولی نقش قابل توجهی دارد.

کانتلمو و ملینا[3] نیز در سال ۲۰۱۷ با استفاده از روش SVAR به مطالعه مکانیزم انتقال پول در آمریکا پرداخته است، بر اساس نتایج تحقیق ایشان قیمت کالاهای بادوام و غیرقابل مبادله حساسیت و انعطاف بیشتری داشته‌اند، اما کالاهای قابل مبادله کمتر از شوک‌های پولی تأثیر پذیرفته‌اند. در نتیجه کانال قیمت دارایی‌های بادوام بیشتر از طریق تغییرات قیمت مسکن فعال‌تر خواهد بود.

1. Zhu and Sebastian
2. Yang et al.
3. Cantelmo and Melina

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مطالعات داخلی

مشیری و واشقانی در سال ۱۳۸۹ مکاانیزم انتقال پولی در اقتصاد ایران را در چارچوب کانال‌های اعتباری، نرخ ارز، قیمت دارایی‌ها و نرخ بهره با استفاده از الگوهای خودهمبسته برداری و داده‌های فصلی سال ۱۳۸۶-۱۳۶۷ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج ایشان، سهم اختلالات پایه پولی از نوسانات تولید و تورم به ترتیب معادل ۵/۷ و ۷۲درصد می‌باشد. متناظر با عدم اثرپذیری تولید از شوک پولی، کانال‌های انتقال نیز سهمی در انتقال شوک پولی به تولید نداشته اند، اما در انتقال آثار تورمی شوک پولی مؤثر هستند به نحوی که سهم کانال قیمت دارایی، نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبار در افق ۹ فصله به ترتیب معادل ۳۵/۷، ۳۰/۶، ۱۹ و۳/۲ درصد است و در مجموع ۸۸/۵درصد تغییر سطح عمومی قیمتها را توضیح می‌دهند.

شریفی رنانی و همکاران در سال ۱۳۹۰، در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و داده‌های فصلی ۱۳۸۷-۱۳۶۸ به بررسی نقش کانال قیمت دارایی‌ها در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی از راه شاخص قیمت مسکن دست کم در کوتاه مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش و سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش دهد. بنابراین، بانک مرکزی می‌تواند با دادن تسهیلات به بانک‌ها دست کم در کوتاه مدت هم به طور مستقیم و هم از راه شاخص قیمت مسکن سطح تولید را تقویت و سطح عمومی قیمت‌ها را کنترل کند. در نتیجه با استفاده از این ابزار به عنوان ابزار سیاست پولی، کانال شاخص قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی در حد ناچیزی و تنها بر سطح تولید مؤثر است.

بهشتی و زنوزی در سال ۱۳۹۰ با استفاده از مدل SVAR هشت متغیره، به بررسی نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۷ پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری انتخاب شده نشان می‌دهد که شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی دار و پایداری بر قیمت مسکن دارد. اثر شوک نقدینگی بر قیمت مسکن تا سه سال پایدار می‌ماند. قیمت مسکن حدود ۲۰درصد تغییرات تولید ناخالص

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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

کمیجانی و مهربانی (۱۳۹۱) قدرت اثرگذاری چهار کانال اصلی انتقال پولی بر نرخ رشد تولید واقعی و نرخ تورم، یعنی کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی و کانال وام‌دهی بانکی با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۷-۱۳۶۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از این است که هر چهار کانال فوق در انتقال پول به رشد تولید و پول فعال می‌باشند. سهم کانال قیمت مسکن در انتقال آثار پولی بر تولید و قیمت‌ها معنی دار است اما سهم کانال وام‌دهی بانک‌ها در انتقال آثار پول بر تولید و سهم کانال نرخ ارز بر انتقال آثار پول بر قیمت‌ها بیشترین می‌باشد.

کمیجانی و حائری (۱۳۹۲) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و داده‌های فصلی ۱۳۷۱ تا فصل دوم ۱۳۸۷ نقش مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق با به‌کارگیری یک رویکرد دومرحله ای، که در مرحله اول اثرات شوک پولی بر قیمت مسکن بررسی شده و در مرحله دوم، نقش نسبی نوسانات القاشده در قیمت مسکن بر مصرف خصوصی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. نتایج توابع واکنش آنی مربوط به مرحله اول مطالعه، حاکی از آن است که قیمت مسکن توسط شوک‌های سیاست پولی در جهت مستقیم متأثر می‌شود. نتایج مرحله دوم نشان می‌دهد که قیمت مسکن می‌تواند اثرات شوک‌های پولی بر مخارج مصرف کنندگان را تحت تاثیر قرار داده و به این ترتیب در مکانیسم انتقال سیاست پولی به ایفای نقش بپردازد. بدین ترتیب می‌توان استدلال نمود که اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر مصرف خصوصی حقیقی به صورت اثر ترازنامه ای، اثر ثروت و اثر اعتماد و انتظارات بر اثر منفی آن یعنی اثر پس انداز و اجاره‌ها غلبه دارد.

همان‌طور که از مطالعات مذکور می توان دریافت، نتایج مطالعات در رابطه با سهم کانال قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پول مختلف بوده است، به طوری که برخی از مطالعات مانند مطالعه مشیری واشقانی (۱۳۸۹)، کمیجانی و مهربانی (۱۳۹۱) و البورن (۲۰۰۸) کانال قیمت مسکن

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

در انتقال پول را فعال اما سهم آن را اندک تخمین زده‌اند، اما در برخی از مطالعات از جمله بهشتی و زنوزی (۱۳۹۰)، موسو و همکاران (۲۰۱۱) و ژو و سباستین (۲۰۱۷)، سهم کانال قیمت مسکن در انتقال پول قابل توجه برآورد شده‌است. این تفاوت در نتایج می‌تواند ناشی از نوع داده‌های مورد استفاده، روش‌های اقتصادسنجی و قلمرو مکانی مطالعات انجام شده باشد. شایان ذکر است که روش‌های خطی همانند VAR برای بررسی مکانیزم انتقال پول، در مطالعات زیادی از جمله مورسینک و بایونی۱ (۲۰۰۱)، دیسیات و ونگسین سیریکل۲ (۲۰۰۳)، احمد و همکاران۳ (۲۰۰۵) و علیم۴ (۲۰۱۰) مورد استفاده قرار گرفته است، اما استفاده از روش غیرخطی MSVAR بدلیل پیچیدگی محاسبه توابع ضربه واکنش و تجزیه واریانس وابسته به رژیم، زیاد مورد استفاده قرار نگرفته‌است و تنها در مطالعه فوجیوارا۵ (۲۰۰۶) از این ابزار تحلیلی استفاده شده است. لذا مقاله حاضر از نظر نوع و نحوه محاسبه سهم کانال قیمت مسکن برپایه مقالات مورسینک و بایونی(۲۰۰۱)، دیسیات و ونگسین سیریکل(۲۰۰۳)، احمد و همکاران (۲۰۰۵) و علیم (۲۰۱۰) بوده اما از نظر تکنیک استفاده از ابزار تحلیلی غیرخطی و تحلیل توابع ضربه واکنش و تجزیه واریانس وابسته به رژیم مشابه روش به‌کار رفته در مقاله فوجیوارا (۲۰۰۶) اقدام شده است. از این جهت مقاله دارای نوآوری می‌باشد، به‌طوری‌که برآورد سهم کانال قیمت مسکن در انتقال غیرخطی سیاست پولی در هیچکدام از مطالعات داخلی و خارجی سابقه نداشته‌است. لذا مهمترین وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات پیشین استفاده از روش غیرخطی MSVAR در بررسی انتقال غیرخطی سیاست پولی از کانال قیمت مسکن می‌باشد.

1. Morsink and Bayoumi
2. Disyatat et al.
3. Ahmad et al.
4. Aleem
5. Fujiwara

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۳. روش تحقیق

همیلتون[1] در سال ۱۹۸۹ برای اولین بار از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در ادبیات اقتصاد سنجی سری‌های زمانی استفاده نمود. تحقیقات همیلتون به‌طور ویژه بر این پایه بنا شده بودند که نه تنها رفتار غیرخطی در سری‌های زمانی اقتصادی وجود دارد، بلکه این رفتار غیرخطی به‌طور خاص در عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی معنی می‌شود. همیلتون مدلی ارائه می‌دهد که با شناخت انتقال دوره‌ای از یک نرخ رشد مثبت به نرخ رشد منفی ناشی از چرخه‌های تجاری آمریکا می‌توان اثرات متفاوت این تغییر را در رفتار اقتصادی مشاهده کرد. بعد از مطالعه همیلتون، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به‌طور بسیار گسترده‌ای در تحلیل پدیده‌های مختلف اقتصادی به کار گرفته شده‌اند. در مطالعات کرولزیگ[2] (۱۹۹۷) و کیم و نلسون[3] (۱۹۹۹) به خوبی به کاربردهای متنوع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و چگونگی برآورد آن‌ها پرداخته شده‌است.

مطالعه کرولزیگ (۱۹۹۸) علاوه بر توسعه مدل‌های (MSVAR) برای راحتی و ساده‌سازی، امکان برآورد مدل‌های MSVAR در نرم افزار OX را فراهم نمود. این نرم افزار قادر است تا به سادگی تکنولوژی مارکوف سوئیچینگ که زبان برنامه نویسی بسیار پیچیده‌ای دارد را در دسترس قرار دهد تا بتوان در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از مدل‌های MSVAR استفاده نمود.

در ادامه نیز امکان استفاده از توابع واکنش آنی در چارچوب مدل‌های MSVAR برای اولین بار در مقاله‌ی کرولزیگ و تورو[4] (۱۹۹۹) مورد بحث قرار گرفت. بر اساس نتایج این مطالعه، توابع واکنش در مدل‌های MSVAR حاصل تغییرات درون‌زای رژیم‌ها می‌باشند. این توابع با نام «توابع واکنش وابسته به رژیم» نامیده می‌شوند و برای رژیم‌های مختلف به صورت جداگانه محاسبه می‌شوند. از طرفی نحوه محاسبه توابع واکنش وابسته به رژیم در مطالعه اهرمان، الیسون و والا[5] (۲۰۰۳) مورد تحلیل قرار گرفته‌است.

1. Hamilton
2. Krolzig
3. Kim and Nelson
4. Krolzig and Toro
5. Ehrmann, Ellison and Valla

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

ایده‌ی اصلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) در این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم s_t بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به‌دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

$$p(y_t|Y_{t-1}.s_t) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1}.\theta_1) & if\ s_t = 1 \\ \dots & \\ f(y_t|Y_{t-1}.\theta_n) & if\ s_t = n \end{cases} \quad (۲)$$

به طوری‌که θ_n بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشان‌گر $[Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t ، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (۳)$$

که $u_t \sim NID[0.\sum s_t]$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرآیند ایجاد داده‌ها نیاز است که نحوه‌ی تغییر در رژیم (s_t) را بشناسیم، که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به وسیله‌ی زنجیره مرتبه‌ی اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$Pr\left\{s_t \middle| [s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}, [Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right\} = Pr\{s_t|s_{t-1};\rho\} \quad (۴)$$

که در آن ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. بر اساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به‌دست آورد:

$$p_{i,j} = Pr\{s_{t+1} = j|s_t = i\}.\ \sum_{j=1}^{n} p_{i,j} = 1 \quad \forall\, i.j \in \{1.2.\dots.n\} \quad (۵)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $n \times n$، ماتریس احتمال انتقالات p به دست می‌آید که هر عنصر از آن $p_{i,j}$ احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد.

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \qquad 0 \le p_{ij} \le 1 \quad (۶)$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می‌شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (۷)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t & if\ s_t = 1 \\ \cdots \\ v_n + A_{1n}y_{t-1} + \cdots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t & if\ s_t = n \end{cases} \qquad (۸)$$

در مدل فوق y_t یک بردار n بعدی شامل متغیرهای درون‌زای مورد بررسی بوده و اجزای اخلال دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sum(s_t)$ است. متغیر پنهان s_t نیز از یک زنجیره مارکوف با احتمالات انتقال ثابت پیروی می‌کند و بیانگر وضعیت رژیم‌های متغیرهای مورد بررسی است (کرولزیگ[1]، ۱۹۹۸).

یکی از مزیت‌های الگوهای خودهمبسته برداری توانایی در نمایش پویایی متغیرهاست. با استفاده از توابع شوک و واکنش، می‌توان واکنش متغیرهای الگو و پویایی نوسانات اقتصادی حاصله از شوک‌ها و زمان‌یابی نمود. در مدل MS-VAR برای مطالعه پویایی سیستم و همچنین تجزیه و تحلیل مدل از «توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم[2]» استفاده می‌شود.

توابع ضربه واکنش استاندارد نحوه واکنش متغیر درون‌زا به تکانه‌ی دیگر متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به عبارتی مقدار تغییر در متغیر درون‌زا بعد از تغییر در یکی از متغیرهای مدل به‌اندازه‌ی یک انحراف معیار را شامل می‌شود. اما در مدل MS-VAR این توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم‌های مدل می‌باشند و برای هرکدام از رژیم‌ها، توابع ضربه واکنش جداگانه‌ای محاسبه می‌شود. در حالتی که مدل MS-VAR ما دارای k متغیر و m رژیم باشد، تعداد توابع ضربه واکنش مدل برابر mk^2 خواهد بود. فرمول زیر بیانگر رابطه ریاضی نحوه محاسبه توابع ضربه

1. Krolzig
2. Regime-dependent Impulse Response Function

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

واکنش وابسته به رژیم برای یک رژیم مشخص $s_t = i$ می‌باشد. این رابطه مقدار تغییر متغیر Y در زمان t+h که به خاطر تکانه در متغیر X که در زمان t رخ داده را نشان می‌دهد:

$$\left.\frac{\partial Y_{t+h}}{\partial \varepsilon_{X.t}}\right|_{s_t=\cdots=s_{t+h}} = \vartheta_{YX.h} \qquad for.h \geq 0 \qquad (۹)$$

در رابطه فوق بعد از تکانه در متغیر X در زمان t در تمام h دوره‌ی بعدی فرض می‌شود که در رژیم $s_t = i$ قرار می‌گیریم. برای تمامی رژیم‌ها به این شکل عمل می‌شود تا در نهایت تمامی توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم به‌دست آید (الیسون و والا[1]، ۲۰۰۳).

در مطالعه حاضر برای تجزیه اثر کلی سیاست پولی بر تولید و تورم از طریق کانال قیمت دارایی (مسکن) به همراه تعیین سهم و میزان اهمیت در هریک، مطابق با رویه مطالعات مورسینک و بایونی[2] (۲۰۰۱)، دیسیات و ونگسین سیریکل[3] (۲۰۰۳)، احمد و همکاران[4] (۲۰۰۵) ، فوجیوارا[5] (۲۰۰۶) و علیم[6] (۲۰۱۰) عمل خواهد شد. در این راستا به‌منظور اندازه‌گیری نقش کانال قیمت مسکن در اشاعه سیاست پولی، ابتدا شاخص قیمت مسکن که نماینده یا معرف کانال مورد نظر است به الگوی پایه به‌صورت درون‌زا اضافه نموده و وتوابع واکنش وابسته به رژیم آن برآورد می‌شود. این مدل، "مدل کانال درون‌زا" نامیده می‌شود.

سپس متغیر فوق را از فهرست متغیرهای درون‌زا حذف نموده و به فهرست متغیرهای برون‌زا با همان تعداد وقفه در الگوی اول اضافه کرده و مجدداً توابع واکنش وابسته به رژیم را برآورد می‌کنیم. این مدل نیز "مدل کانال برون‌زا" نامیده می‌شود. سپس تفاوت دو تابع واکنش نشان‌دهنده سهم هریک از کانال‌ها در مکانیزم انتقال پولی است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در این روش دو الگوی مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری وجود دارد که در یکی از آن‌ها متغیر معرف کانال مورد نظر درون‌زا و در دیگر برون زاست. الگوی دوم مشابه الگوی

1. Ehrmann, Ellison and Valla
2. Morsink and Bayoumi
3. Disyatat and Vongsinsirkul
4. Ahmad et al.
5. Fujiwara
6. Aleem

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

خودهمبسته‌برداری اول بوده و حتی دارای اختلالات متعامد یکسانی است، به جز آن که در الگوی دوم هر واکنشی که از مسیر کانال مورد نظر عبور می‌کند به‌طور کامل مسدود شده‌است.

تغییر عمده و معنی‌دار در مسیر تولید، به این معناست که کانال مورد نظر قسمت مهمی از سازوکار انتقال پولی را تشکیل می‌دهد. در مقابل، اگر توابع وابسته به رژیم مدل‌های فوق به هم نزدیک باشد، کانال مورد نظر قدرت ضعیفی در سازوکار انتقال پولی بر عهده دارد. دلیل این استدلال نیز این است که اثر کانال ویژه‌ای در نظام بلوک می‌شود و اگر ملاحظه شود که مسیر توابع عکس‌العمل تولید به تکانه پولی، هنوز قادر است به طور منطبق بر مسیر شبیه مدل درون‌زا را دنبال کند. به این معنی است که به طور کلی سهم نهایی کانال مورد نظر در اثربخشی بر تولید کوچک است. این دیدگاه شبیه روش مورد استفاده در مقاله رمزی[1] (۱۹۹۳) است. سهم کانال به روش زیر و به تفکیک هریک از رژیم‌ها محاسبه می‌شود:

$$Distance\ measure = \frac{\vartheta_h^{En} - \vartheta_h^{Ex}}{\vartheta_h^{En}} \quad for\ each\ h \qquad (۱۰)$$

معیار فوق می‌تواند برای دوره‌های مختلف محاسبه شده و چون از بعد خاصی برخوردار نیست، از آن برای مقایسه سهم کانال قیمت مسکن در دوره‌ها و رژیم‌های مختلف بهره برد (اندات[2]، ۲۰۰۵) در تحقیق حاضر سری زمانی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان طی فصول ۱۳۷۰Q1 تا ۱۳۹۴Q4 از آمار و اطلاعات بانک مرکزی استخراج شده و مدل‌سازی بر روی این متغیرها و با روش MSVAR صورت گرفته است که شرح آن‌ها به صورت زیر است:

GDP : تولید ناخالص داخلی بدون نفت، CPI : شاخص قیمت مصرف کننده، MB : پایه پولی، House : شاخص قیمت مسکن

نمایش ریاضی رویه فوق در مدل درون‌زا به صورت زیر است:

$$GDP_t = \alpha_{1i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{1i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{1i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{1i}(s_i)House_{t-i} \qquad (۱۱)$$

$$CPI_t = \alpha_{2i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{2i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{2i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{2i}(s_i)House_{t-i} \qquad (۱۲)$$

1. Ramsey
2. Endut

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

$$MB_t = \alpha_{3i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{3i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{3i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{3i}(s_i)House_{t-i} \quad (۱۳)$$

$$House_t = \alpha_{4i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{4i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{4i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{4i}(s_i)House_{t-i} \quad (۱۴)$$

حال اگر متغیر $House$ به صورت زیر برون‌زا الگو سازی شود، خواهیم داشت:

$$GDP_t = \alpha_{1i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{1i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{1i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{1i}(s_i)House_{t-i} \quad (۱۵)$$

$$CPI_t = \alpha_{2i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{2i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{2i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{2i}(s_i)House_{t-i} \quad (۱۶)$$

$$MB_t = \alpha_{3i}(s_i)GDP_{t-i} + \beta_{3i}(s_i)CPI_{t-i} + \gamma_{3i}(s_i)MB_{t-i} + \theta_{3i}(s_i)House_{t-i} \quad (۱۶)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود این رویه منجر به الگوی خودهمبسته‌ای می‌شود که سه معادله اول همانند الگوی اول است، اما توابع ضربه- واکنش وابسته به رژیم حاصل از آن متفاوت خواهد بود. چرا که کنش و واکنش میان متغیرها که از $House_t$ عبور می‌کند، مسدود شده‌است. به همین دلیل مقایسه دو سری توابع ضربه و واکنش وابسته به رژیم، سنجه‌ای از اهمیت کانال قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پولی فراهم می‌نماید.

٤. برآورد الگو

اگرچه آزمون ریشه واحد دلالت بر این دارد که برخی از متغیرهای مدل دارای ریشه واحد می‌باشند، اما همانند بسیاری از مقالات مشابه پولی بر پایه VAR، سیستم در سطح تخمین زده می‌شود . زیرا همان‌طور که سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) نشان دادند، با وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، پویایی‌های سیستم می‌تواند به‌درستی در یک سیستم VAR در سطح متغیرهای تخمین زده شود (سیمز، استاک و واتسون، ۱۹۹۰: ۱۶). از طرفی باید توجه داشت که برآورد الگو در تفاضل متغیرها، هیچگونه اطلاعی از روابط بین متغیرها در سطح که بیشترین تمرکز نظریه اقتصاد بر آن است را فراهم نمی‌کند (الیم، ۲۰۱۰). بنابراین نگرانی راجع به رگرسیون کاذب که در برآوردهای تک معادله‌ای مطرح است، اهمیت کمتری خواهد داشت. از این رو قبل از برآورد مدل لازم است تا وجود بردارهای همبستگی بین متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون که جدول زیر ارائه شده‌است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول۱. آزمون هم انباشتگی بین متغیرهای مدل و بردار هم انباشتگی نرمالیزه

λ_{Max}				λ_{Trace}			
مقدار بحرانی	مقدار آماره	فرضیه‌ی مقابل	فرضیه‌ی صفر	مقدار بحرانی	مقدار آماره	فرضیه‌ی مقابل	فرضیه‌ی صفر
۲۷/۵۸	۵۳/۵۳	r = 1	r = 0*	۴۷/۸۵	۱۰۳/۴۵	r ≥ 0	r = 0*
۲۱/۱۳	۳۹/۵۳	r = 2	r ≤ 1*	۲۹/۷۹	۴۹/۹۲	r ≥ 1	r ≤ 1*
۱۴/۲۶	۷/۷۵	r = 3	r ≤ 2	۱۵/۴۹	۱۰/۳۸	r ≥ 2	r ≤ 2
۳/۸۴	۲/۶۲	r = 4	r ≤ 3	۳/۸۴	۲/۶۲	r ≥ 3	r ≤ 3

* بیانگر رد فرضیه صفر در سطح ۵ ٪ می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا می‌توان استدلال کرد، که فرضیه صفر آزمون، مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی، بر اساس هر دو آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در سطح معنی‌داری پنج‌درصد رد می‌شود. در نتیجه وجود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد. لذا مدل MS-VAR در وضعیت سطح متغیرهای مدل تخمین زده می‌شود.

مدل مارکوف سوئیچینگ در صورتی مدل مناسبی برای تخمین الگو می‌باشد که الگوی داده‌های مورد بررسی غیرخطی باشد. برای اینکه از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل نمود از آزمون توسعه داده شده توسط آنج و بکرت[1] استفاده شده‌است. برای این منظور با استفاده از آزمون نسبت راستنمایی[2] پیشنهاد شده توسط گارسیا و پرون[3] فرض وجود الگوی خطی در مقابل الگوی چرخشی مارکوف بررسی شده‌است. آماره این آزمون دارای توزیع کای دو می‌باشد که در آن عدد ۶۹ تعداد ضرایب را نشان می‌دهد. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان اظهار نمود که مدل خطی در آن سطح اطمینان، مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده شود.

1. Ang and Bekret (2002)
2. Likelihood Ratio
3. Garcia and Perron

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول۲. نتایج آزمون LR

$\chi^2(\square\square)$	مقدار آماره	P-value
	۲۱۹۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون LR در سطح معنی‌دار ۱درصد معنادار می‌باشد، بنابراین می توان نتیجه گرفت که فرضیه صفر آزمون که مبنی بر وجود رابطه خطی میان متغیرها می‌باشد رد می‌شود، لذا می توان از مدل مارکوف سوئیچینگ بهره برد.

گام بعدی در برآورد مدل تحقیق، تعیین تعداد وقفه بهینه‌ی مدل می‌باشد. در جدول زیر معیارهای آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان- کوئین به منظور تعیین تعداد درجه‌ی مدل VAR بهینه برای وقفه‌های ۱ تا ۴ ارائه شده‌است. لازم به توضیح است که حداکثر تعداد وقفه بهینه ۴ در نظر گرفته شده‌است، زیرا بدلیل استفاده از مدل غیرخطی MS-VAR و نیز وجود چهار متغیر (تولید، شاخص قیمت‌ها، حجم پول و شاخص قیمت زمین)، برای حالاتی که تعداد وقفه‌ی بهینه بیش از چهار باشد، تعداد پارامترها بسیار زیاد خواهد بود که علاوه بر کاهش کارایی مدل، می‌تواند تحلیل توابع واکنش و تجزیه واریانس را با مشکل مواجه سازد.

جدول۳. آماره آکائیک و شوارتز- بیزین برای تعیین وقفه‌ی بهینه

تعداد وقفه	آماره AIC	آماره SB	آماره HQ
۰	۶۹/۷۵	۶۹/۸۵	**۷۹/۶۹**
۱	۵۹/۳۲	۵۹/۸۶	**۵۹/۵۴**
۲	۵۷/۵۴	۵۸/۵۰	**۵۷/۹۲**
۳	۵۶/۷۴	۵۸/۱۳	**۵۷/۳۰**
***۴**	* ۵۴/۹۵	* ۵۶/۷۷	* **۵۵/۶۹**

مأخذ: نتایج تحقیق

* وقفه بهینه

بر اساس هر سه آماره فوق، تعداد وقفه بهینه برای برآورد مدل ۴ تعیین می‌گردد. گام بعدی در برآورد مدل تعیین تعداد رژیم بهینه می‌باشد. بدین منظور می‌توان از معیارهای اطلاعات AIC و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

حداکثر درست نمایی برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و سپاگتولو[1] (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد، در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به‌اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، استفاده از معیار آکائیک برای تعیین تعداد درست رژیم بهتر خواهد بود. لذا از هر دو آماره AIC و حداکثر درست‌نمایی برای انتخاب رژیم بهینه استفاده می‌شود. البته باید توجه داشت، در این قسمت نیز همانند بحث قبلی برای اینکه تعداد پارامترهای مدل زیاد نباشد، مدل‌های دو و سه رژیمی مد نظر قرار گرفته‌اند.

جدول۴. تعیین تعداد رژیم بهینه مدل

آماره ML	آماره AIC	تعداد رژیم
*-۲/۵۰۹	*۵۵/۴	۲ *
۲/۲۶۴	۶۰/۸	۳

مأخذ: نتایج تحقیق

* وقفه بهینه

با توجه به جدول بالا می‌توان دریافت، کم‌ترین مقدار آماره‌ی آکائیک و بیش‌ترین مقدار حداکثر راست نمایی در مدل دور رژیمی به‌دست آمده‌است، در نتیجه تعداد رژیم بهینه ۲ انتخاب می‌گردد. بعد از تعیین تعداد وقفه و تعداد رژیم بهینه نوبت به برآورد مدل MS-VAR می‌رسد. برای این منظور همان‌طور که پیش‌تر نیز اشاره گردید، برای ارزیابی کانال قیمت مسکن لازم است تا دو مدل درون‌زا و برون‌زا برآورد گردد، به‌طوری‌که در مدل درون‌زا شاخص قیمت مسکن به صورت متغیر درون‌زا در مدل حضور داشته، اما در مدل برون‌زا از لیست متغیرهای درون‌زا حذف شده و مدل با همان تعداد وقفه و تعداد رژیم مدل درون‌زا برآورد می‌شود. بر این اساس ابتدا مدل درون‌زا با استفاده از متغیرهای تولید، شاخص قیمت مصرف کننده، حجم پایه پولی و شاخص قیمت مسکن با چهار وقفه و دو رژیم برآورد شده و سپس با حذف شاخص قیمت مسکن از لیست متغیرهای دورنزا، مدل برون‌زا نیز با چهار وقفه و دو رژیم برآورد می‌گردد. لذا در ادامه قبل از

1. Psaradakis and Spagnolo

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

ارائه تحلیل ضربه واکنش آنی و تجزیه واریانس، نتایج هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا ارائه می‌گردد.

جدول۵. احتمال انتقال بین رژیم‌های مدل

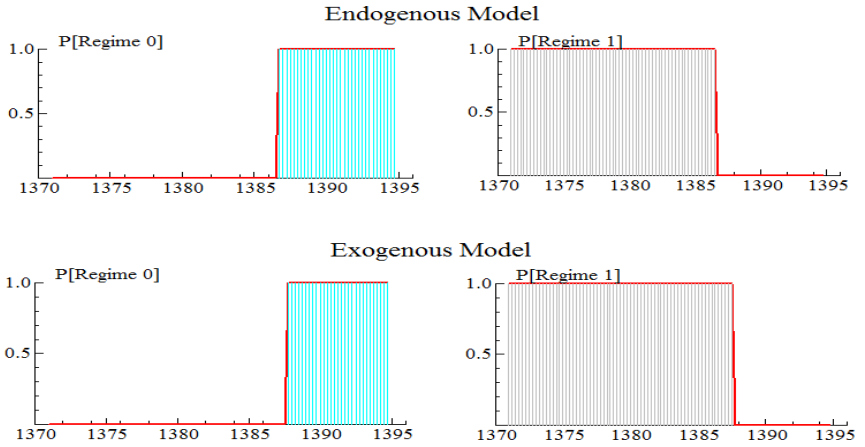
مدل درون‌زا- Endogenous	رژیم صفر، T	رژیم یک، T
رژیم صفر، T+1	٪ ۹۸/۷	**٪ ۰/۹**
رژیم یک ، T+1	٪ ۱/۳	**٪ ۹۹/۱**
مدل برون‌زا- Exogenous	**رژیم صفر، T**	رژیم یک، T
رژیم صفر، T+1	٪ ۹۸/۷	**٪ ۰/۹**
رژیم یک ، T+1	٪ ۱/۳	**٪ ۹۹/۱**

مأخذ: نتایج حقیق

در جدول فوق احتمال انتقال بین رژیم‌ها به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا ارائه شده‌است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که احتمال انتقال بین رژیم‌ها در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا تقریباً باهم برابر است و اختلاف بین آن‌ها بسیار جزئی می‌باشد. از طرفی در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا میزان پایداری رژیم یک و رژیم صفر نیز با هم برابر است. به عبارت دیگر در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا، اگر در رژیم صفر قرار بگیریم احتمال اینکه در دوره بعدی نیز در رژیم صفر قرار گیریم تقریبا ۹۹درصد بوده و احتمال اینکه در دوره بعدی در رژیم یک قرار گیریم ۱درصد خواهد بود. از طرفی اگر در دوره فعلی در رژیم یک باشیم، احتمال اینکه در دوره بعدی در رژیم صفر باشیم ۱درصد و احتمال اینکه در رژیم یک قرار گیریم ۹۹درصد خواهد بود. در نتیجه پایداری هر دو رژیم باهم برابر است (توجه شود که در جدول اختلاف بین پایداری رژیم یک و صفر مدل‌ها تنها چند دهم‌درصد است که اختلاف ناچیزی محسوب می‌شود).

نمودار زیر احتمال قرار گرفتن هریک از فصل‌های بهار ۱۳۷۱ تا زمستان ۱۳۹۴ را در هر یک از رژیم‌های صفر و یک به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا ارائه می‌کند. بر اساس نتایج تحقیق، رژیم‌های هرکدام از مدل‌های درون‌زا و برون‌زا بسیار از نظر ساختاری شبیه هم می‌باشند و تفاوت فصول بین مدل‌های درون‌زا و برون‌زا بسیار اندک می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



نمودار۱. احتمال قرار گرفتن در هریک از رژیم‌های صفر و یک به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا

جدول زیر نیز فصل‌های قرار گرفته در هریک از رژیم‌های صفر و یک را نشان می‌دهد. در این جدول تعداد فصول هر رژیم و احتمال قرار گرفتن هر فصل در یکی از رژیم‌های صفر و یک نیز بیان شده‌است.

جدول۶. فصل‌های قرار گرفته در هریک از رژیم‌ها به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا

مدل	رژیم	فصل‌های قرار گرفته در هر رژیم	تعداد فصل	احتمال قرار گرفتن هر فصل
مدل درون‌زا Endogenous	رژیم صفر	زمستان ۱۳۸۶ تا زمستان ۱۳۹۴	۳۳	٪ ۳۴
	رژیم یک	بهار ۱۳۷۱ تا پائیز ۱۳۸۷	۶۳	٪ ۶۶
مدل برون‌زا Exogenous	رژیم صفر	زمستان ۱۳۸۷ تا زمستان ۱۳۹۴	۲۹	٪ ۳۰
	رژیم یک	بهار ۱۳۷۱ تا پائیز ۱۳۸۷	۶۷	٪ ۷۰

مأخذ: نتایج تحقیق

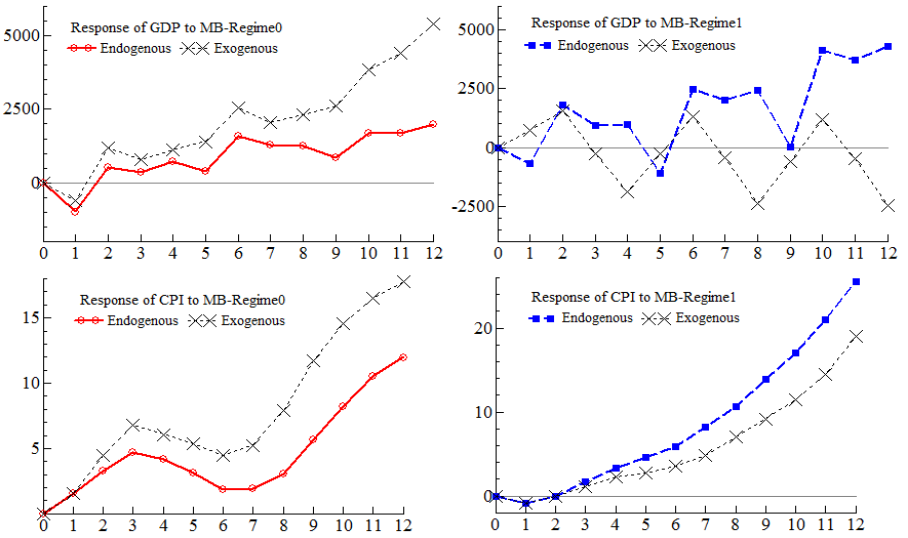
با توجه به جدول فوق می‌توان گفت، در مدل درون‌زا ۳۳ فصل در رژیم صفر و ۶۳ فصل در رژیم یک قرار می‌گیرد. در نتیجه احتمال قرار گرفتن در رژیم یک با ۶۶درصد بیشتر از رژیم صفر ۳۴درصد می‌باشد. در مدل برون‌زا نیز ۲۹ فصل معادل ۳۰درصد کل فصول در رژیم صفر و ۶۷فصل معادل ۷۰درصد کل فصول دوره مطالعاتی در رژیم یک قرار می‌گیرند. در نتیجه در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا تعداد فصول بیشتری در رژیم یک نسبت به رژیم صفر قرار گرفته‌است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

بعد از بیان کامل مشخصات رژیم‌های مربوط به هرکدام از مدل‌های درون‌زا و برون‌زا، نوبت به تحلیل روابط بین متغیرها در هریک از این رژیم‌ها می‌رسد که در ادامه ارائه می‌گردد.

٤-١. مکانیزم انتقال پول از کانال قیمت مسکن

همان‌طور که در بخش‌های قبلی اشاره شد، برای تخمین اثربخشی کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست پولی، توابع عکس‌العمل تولید و قیمت‌ها به تکانه پولی تحت دو مدل درون‌زا و برون‌زا با هم مقایسه می‌شوند. در مدل برون‌زا اثر کانال قیمت مسکن با حذف متغیر آن از لیست متغیرهای درون‌زا بلوکه می‌شود. تغییر عمده و معنی‌دار در مسیر تولید، به‌این معناست که کانال مورد نظر قسمت مهمی از سازوکار انتقال پولی را تشکیل می‌دهد. در مقابل اگر توابع عکس‌العمل به‌هم نزدیک باشند، کانال قیمت مسکن قدرت ضعیفی در سازوکار انتقال پولی بر عهده خواهد داشت. برای این منظور در نمودار زیر توابع ضربه واکنش قیمت و تولید به تکانه پولی در رژیم‌های صفر و یک و به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا ارائه می‌شود.



نمودار۲. توابع واکنش تولید و قیمت به حجم پول به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

همان‌طور که تصویر کاملاً گویاست، در هر دو رژیم صفر و یک بین توابع ضربه واکنش مدل درون‌زا و برون‌زا اختلاف وجود دارد. به‌عبارتی، حذف و بلوکه کردن کانال قیمت مسکن توانسته باعث انحراف واکنش تولید و قیمت به تکانه پولی گردد. اما نحوه واکنش‌ها در رژیم صفر و یک متفاوت است که با محاسبه اهمیت نسبی کانال مذکور در هر رژیم می‌توان به ارزیابی سهم و اهمیت آن در مکانیزم انتقال پول به تولید و تورم پرداخت.

از طرفی در مدل درون‌زا واکنش تولید به تکانه پولی در رژیم صفر، کمتر از حالتی است که قیمت مسکن به‌صورت یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته شده‌است. این بدان معناست که درون‌زایی قیمت مسکن واکنش تولید به تکانه پولی را کاهش می‌دهد. در نتیجه، می‌توان استدلال نمود که اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر تولید به صورت اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و اثر اعتماد و انتظارات کمتر از اثرات منفی آن، یعنی اثر پس‌انداز و اجاره‌ها می‌باشد. همین مورد در واکنش سطح قیمت‌ها به تکانه پولی نیز دیده می‌شود و در رژیم صفر درون‌زایی قیمت مسکن باعث می‌شود تا سطح قیمت‌ها واکنش کمتری نسبت به تکانه پولی داشته باشند. در واقع در رژیم صفر با فعال بودن کانال قیمت مسکن اثرپذیری قیمت‌ها از حجم پول کاهش می‌یابد.

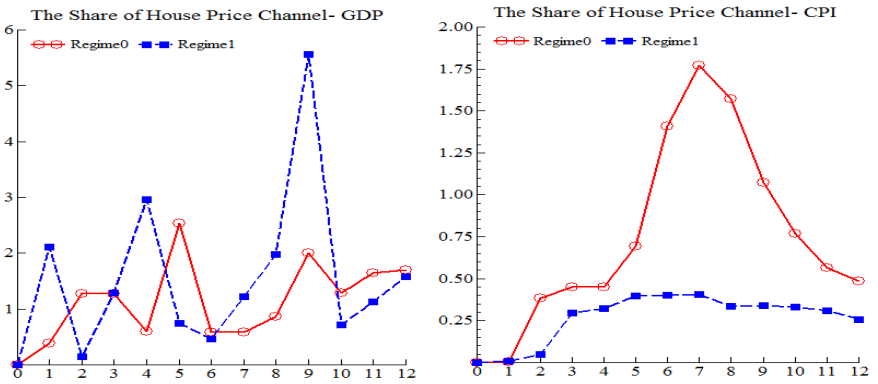
در رژیم یک اما بر خلاف رژیم صفر واکنش تولید و سطح قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل درون‌زا بیشتر از مدل برون‌زا می‌باشد. در نتیجه درون‌زایی قیمت مسکن باعث بزرگ‌تر شدن واکنش تولید و سطح قیمت‌ها نسبت به تکانه پولی می‌گردد. به‌عبارتی اثرات مثبت تغییر مسکن از جمله اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و اثر اعتماد از اثرات منفی تغییر قیمت مسکن از جمله پس‌انداز و اجاره بزرگ‌تر می‌باشد.

٤-٢. سهم کانال قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پولی

برای ارزیابی نقش و سهم کانال قیمت مسکن در رژیم‌های صفر و یک، اهمیت نسبی این کانال محاسبه می‌شود. برای این منظور، تفاوت مقداری بین توابع واکنش کانال قیمت مسکن در دو مدل درون‌زا و برون‌زا محاسبه می‌گردد. به‌طوری‌که هرچه این تفاضل نسبت به مقدار واکنش مدل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

درون‌زا بزرگ‌تر باشد، سهم کانال بزرگ‌تر بوده و هرچه این مقدار کوچک‌تر باشد، سهم کانال کم می‌باشد.



نمودار۳. سهم کانال قیمت مسکن در انتقال پول۱÷ به تولید و سطح قیمت‌ها در رژیم‌های صفر و یک

نتایج تحقیق بیانگر این است که سهم کانال قیمت مسکن در رژیم یک نوسانی می‌باشد و در برخی از فصول سهم این کانال در انتقال پول به تولید زیاد و در برخی فصول ناچیز می‌باشد. همچنین سهم کانال مسکن در رژیم یک بجز در فصول (۲، ۵ و ۱۱) بیشتر از رژیم صفر می‌باشد. در واقع کانال مسکن در رژیم یک نقش بیشتری در انتقال سیاست‌های پولی بر تولید نسبت به رژیم صفر داشته‌است. در نقطه مقابل اما در رژیم صفر سهم کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست‌های پولی بر تورم بیشتر از رژیم یک بوده‌است. در واقع در رژیم صفر آثار سیاست پولی به جای تحریک تقاضا و تولید، از طریق فعالیت‌های سوداگرانه بر انتظارات قیمتی مؤثر بوده‌است. البته باید توجه داشت که سهم این کانال در انتقال آثار سیاست پولی بر سطح قیمت‌ها در ابتدا افزایشی بوده اما بعد از فصل ششم این مقدار کاهش می‌یابد. در رژیم یک اما سهم کانال قیمت مسکن در انتقال پول به سطح قیمت‌ها کم می‌باشد. برای تحلیل بیشتر لازم است تا متغیرهای قیمت مسکن، تولید و سطح قیمت‌ها به‌صورت مجزا مورد بررسی قرار گیرند.

در مدل‌های MS-VAR همانند الگوهای خودهمبسته برداری برای تحلیل نتایج مدل به جای تمرکز بر ضرایب برآوردی و معنی‌داری ضرایب بر تحلیل توابع ضربه واکنش و تجزیه واریانس

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

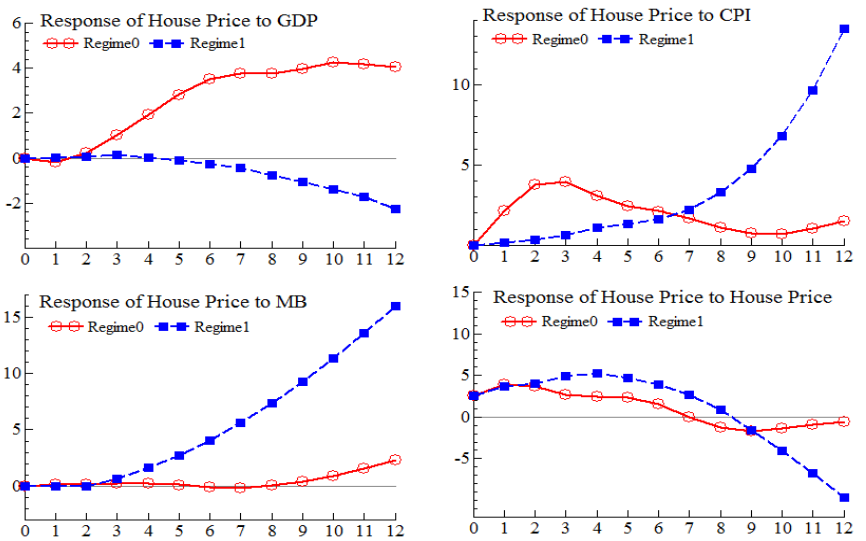
تمرکز می‌شود. لذا در ادامه توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم و تحلیل تجزیه واریانس مربوط به قیمت مسکن، تولید و تورم ارائه می‌شود.

٤-٣. نتایج قیمت مسکن

هدف مقاله، مطالعه مکانیزم غیرخطی انتقال پول از کانال قیمت مسکن می‌باشد و همان‌طور که در ادبیات موضوع بیان شد، مفهوم انتقال سیاست پولی از کانال قیمت مسکن، نحوه اثرپذیری قیمت مسکن از سیاست‌های پولی و نحوه اثرگذاری آن بر تولید و سطح قیمت‌ها می‌باشد. لذا لازم است تا قیمت مسکن به‌عنوان مهم‌ترین متغیر مطالعه مورد ارزیابی جامع قرار گیرد. از این رو در ادامه در دو بخش به تحلیل توابع ضربه واکنش قیمت مسکن و همچنین تجزیه واریانس آن پرداخته می‌شود.

توابع ضربه واکنش قیمت مسکن

در مدل‌های MS-VAR برای هر رژیم به‌صورت جداگانه توابع ضربه واکنش به‌دست می‌آید. لذا در نمودارهای زیر توابع ضربه واکنش قیمت مسکن به تکانه تولید، تکانه قیمتی، تکانه پول و تکانه قیمت مسکن به تفکیک رژیم‌های صفر و یک ارائه شده‌است. لذا می‌توان آثار تغییرات تکانه پولی بر قیمت مسکن را در رژیم‌های مختلف مقایسه کرد.



نمودار۴. توابع ضربه واکنش آنی شاخص قیمت مسکن در رژیم‌های صفر و یک

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

بر اساس نمودار پایین و سمت چپ می‌توان گفت: تکانه پولی در رژیم صفر بر شاخص قیمت مسکن بی‌تأثیر می‌باشد. به‌عبارتی با افزایش پول در دسترس، تقاضا برای مسکن به عنوان یک دارایی افزایش پیدا نمی‌کند و یا مازاد عرضه مسکن مانع افزایش قیمت آن می‌گردد. در رژیم یک اما افزایش حجم پول تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت مسکن خواهد داشت. در این رژیم بعد از سه فصل قیمت مسکن با تکانه پولی شروع به افزایش می‌کند که با گذر زمان بر شدت آن افزوده می‌شود. لذا افزایش پول در دسترس در رژیم یک تقاضا برای مسکن را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد.

تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن

تجزیه واریانس سهم هر متغیر در واکنش به تکانه‌ی وارد شده بر متغیرهای الگو می‌باشد. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را روی نوسانات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. در جدول زیر تجزیه واریانس مربوط به شاخص قیمت مسکن به تفکیک رژیم‌های یک و صفر و برای فصول چهار، هشت و دوازده ارائه شده‌است. بر اساس نتایج به‌دست آمده در کوتاه‌مدت تأثیر حجم پول بر نوسانات قیمت در هر دو رژیم کم بوده که با گذشت زمان افزایش می‌یابد. به‌طوری‌که تغییرات حجم پول در کوتاه‌مدت در رژیم یک ۳درصد و در رژیم صفر ۰/۱درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. اما در میان مدت حجم پول در رژیم یک ۴۲درصد و در رژیم صفر تنها ۰/۱درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد و در بلندمدت ۵۳درصد از نوسانات قیمت مسکن در رژیم یک ناشی از نوسانات حجم پول بوده‌است، در حالی‌که این مقدار در رژیم صفر در حدود ۳درصد می‌باشد. لذا حجم پول در تمامی دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در رژیم یک نسبت به رژیم صفر سهم بیشتری در نوسانات قیمت مسکن داشته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول۶. تجزیه واریانس قیمت مسکن در دوره‌های مختلف

رژیم یک					رژیم صفر				
House	MB	CPI	GDP	فصل	House	MB	CPI	GDP	فصل
۹۴/۸	۳/۳	۱/۸	۰	۴	۴۹/۴	۰/۱	۴۵/۴	۵	۴
۴۹/۳	۴۲/۳	۸/۱	۰/۳	۸	۳۳/۹	۰/۱	۳۴/۵	۳۱/۵	۸
۲۰/۲	۵۳/۵	۲۵/۴	۰/۸	۱۲	۲۴/۷	۳/۵	۲۴/۵	۴۷/۲	۱۲

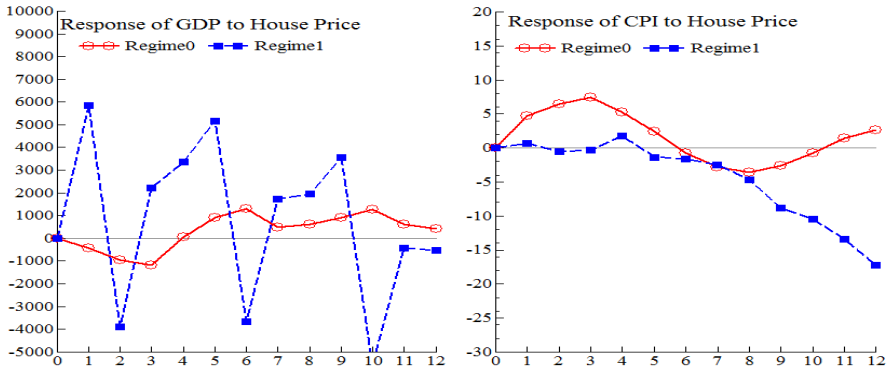
مأخذ: نتایج تحقیق

٤-٤. نتایج مربوط به تولید و سطح قیمت‌ها

در این قسمت لازم است تا نتایج مربوط به تولید و سطح قیمت‌ها که هدف عمده سیاست‌های پولی می‌باشد، مورد بررسی قرار گیرد. لذا ابتدا توابع ضربه واکنش تولید و سطح قیمت‌ها به تکانه قیمت مسکن ارائه شده و سپس تجزیه واریانس تولید و سطح قیمت‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

توابع ضربه واکنش تولید و سطح قیمت‌ها به تغییرات قیمت مسکن

از آنجا که هدف اصلی مطالعه، نقش کانال قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پول می‌باشد، در نمودار زیر آثار تکانه‌ی شاخص قیمت مسکن بر تولیدو سطح قیمت‌ها به تفکیک رژیم‌های صفر و یک ارائه شده‌است.



نمودار۵. توابع ضربه واکنش تولید و سطح قیمت‌ها در رژیم‌های صفر و یک

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

همان‌طور که می‌توان از نمودار فوق دریافت: نمودار سمت چپ- تأثیر افزایش قیمت مسکن بر تولید در رژیم یک بسیار بزرگ‌تر از رژیم صفر بوده‌است. در واقع در رژیم صفر، افزایش قیمت مسکن تأثیر قابل توجهی بر تولید نداشته است. در توجیه این امر می‌توان گفت در رژیم یک با افزایش قیمت مسکن، اثر توبین، اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و در نهایت افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌توانند باعث افزایش مخارج و تولید گردند. اما در رژیم صفر با افزایش قیمت مسکن، اثر توبین، اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و همچنین سرمایه‌گذاری نمی‌تواند تغییرات قابل توجهی در تولید بوجود آورد. لذا می‌توان نتیجه گرفت تأکید ایجاد رونق اقتصادی از طریق تغییرات قیمت مسکن در رژیم صفر بی‌نتیجه خواهد بود.

نمودار سمت راست- در رژیم یک تا پایان فصل هشتم، تکانه قیمت مسکن، تأثیر معنی‌داری بر تورم نخواهد داشت. اما در بلندمدت اثر آن بر تورم منفی می‌باشد. در نقطه مقابل در رژیم صفر، قیمت مسکن فقط در کوتاه‌مدت بر سطح قیمت‌ها اثر قابل توجهی خواهد داشت و بعد از آن تأثیر کمی خواهد داشت. در نتیجه قیمت مسکن در رژیم صفر در انتظارات قیمتی و افزایش سطح قیمت‌ها مؤثر می‌باشد. همان‌طور که در بخش توابع واکنش تولید تحلیل گردید، افزایش قیمت مسکن بر تولید در رژیم صفر بی‌تأثیر بوده و تنها در کوتاه‌مدت موجب افزایش تورم می‌شود.

تجزیه واریانس تولید

بر اساس نتایج جدول زیر که مقدار تجزیه واریانس تولید در پایان فصل چهارم، هشتم و دوازدهم را نشان می‌دهد، در رژیم صفر نوسانات تولید به طور عمده ناشی از تغییرات تولید بوده به‌طوری‌که تغییرات تولید در فصل چهارم، هشتم و دوازدهم به ترتیب ۸۱ درصد، ۶۳درصد و ۵۵درصد از نوسانات تولید را توضیح می‌دهد. اما در رژیم یک این قیمت مسکن است که بیشترین تأثیر را بر نوسانات تولید داشته‌است. در این رژیم قیمت مسکن ۵۶ درصد، ۵۵درصد و ۴۹درصد از نوسانات تولید در پایان فصول چهارم، هشتم و دوازدهم را توضیح می‌دهد. این درحالی‌است که در رژیم صفر قیمت مسکن تنها در حدود ۶ الی ۹درصد نوسانات تولید را توضیح می‌دهد که در مقایسه با

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

رژیم یک بسیار اندک است. در نتیجه قیمت مسکن در رژیم یک در تمامی دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت سهم بزرگی در نوسانات تولید دارد، در حالی‌که سهم آن در رژیم صفر اندک است. از طرفی حجم پول در کوتاه‌مدت و میان‌مدت سهم کوچکی در نوسانات تولید داشته، اما در بلندمدت حجم پول ۲۲/۵درصد از نوسانات تولید در رژیم یک و ۱۳درصد از نوسانات تولید در رژیم صفر را توضیح می‌دهد.

جدول۷. تجزیه واریانس تولید در دوره‌های مختلف

رژیم یک					رژیم صفر				
House	MB	CPI	GDP	فصل	House	MB	CPI	GDP	فصل
۵۶	۴/۷	۱۱/۲	۲۸/۱	۴	۷/۴	۵/۶	۶	۸۱	۴
۵۴/۹	۱۱/۱	۸/۹	۲۵	۸	۸/۹	۱۲/۵	۱۶	۶۲/۶	۸
۴۹	۲۲/۵	۶/۱	۲۲/۴	۱۲	۶/۱	۱۲/۹	۲۵/۵	۵۵/۵	۱۲

مأخذ: نتایج تحقیق

تجزیه واریانس سطح قیمت‌ها

مطابق تحلیل تجزیه واریانس تولید و قیمت مسکن، جدول زیر تجزیه واریانس سطح قیمت‌ها در پایان فصول چهارم، هشتم و دوازدهم را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج تحقیق، انتظارات قیمتی در رژیم یک در مقایسه با رژیم صفر در تمامی دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت سهم بیشتری از نوسانات سطح قیمت‌ها را دارد. به‌طوری‌که توضیح‌دهندگی انتظارات قیمتی از نوسانات سطح قیمت‌ها در کوتاه‌مدت در رژیم یک ۹۴ درصد، در رژیم صفر ۴۹ درصد، در میان‌مدت برای رژیم یک ۷۵درصد و برای رژیم صفر ۳۲درصد و در بلندمدت در رژیم یک ۶۰درصد و در رژیم صفر ۲۴درصد می‌باشد.

سهم تکانه تولید در نوسانات سطح قیمت در رژیم صفر در مقایسه با رژیم یک بسیار زیاد است. به عبارتی در رژیم یک، تکانه تولید تأثیری بر تغییرات سطح قیمت‌ها ندارد، اما در رژیم

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

صفر در میان‌مدت و بلندمدت بیشترین سهم در نوسانات سطح قیمت‌ها را خواهد داشت در میان‌مدت ۴۷ درصد، در بلندمدت ۵۴ درصد).

از طرفی سهم حجم پول در تغییرات سطح قیمت‌ها در میان‌مدت و بلندمدت در رژیم یک به ترتیب ۲۱درصد و ۲۸درصد می‌باشد که در مقایسه با رژیم صفر با ۶درصد و ۱۶درصد بیشتر است. در نتیجه حجم پول در رژیم صفر تأثیر کمی در نوسانات سطح قیمتی خواهد داشت. سهم قیمت مسکن از نوسانات قیمت‌ها در رژیم یک در مجموع بسیار کم است، اما در رژیم صفر در کوتاه‌مدت ۲۳درصد بوده که با گذشت زمان از سهم آن کاهش یافته به‌طوری‌که در بلندمدت ۷درصد خواهد بود.

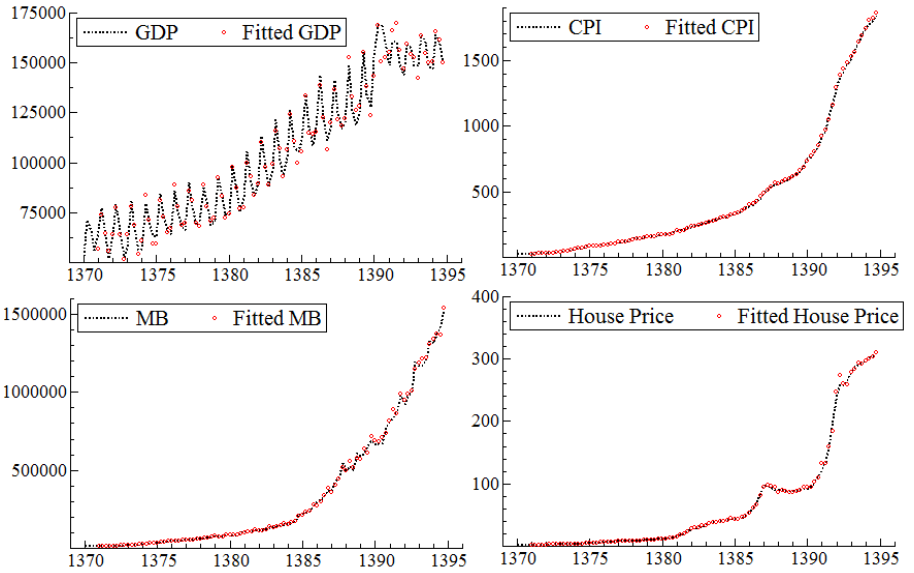
جدول۸. تجزیه واریانس قیمت‌ها در دوره‌های مختلف

رژیم یک					رژیم صفر				
House	MB	CPI	GDP	فصل	House	MB	CPI	GDP	فصل
۱/۲	۴/۶	۹۴	۰/۳	۴	۲۳	۸/۲	۴۹/۴	۱۹/۴	۴
۳	۲۱/۳	۷۵/۱	۰/۶	۸	۱۴/۵	۶/۶	۳۱/۹	۴۷	۸
۱۰/۸	۲۸/۳	۶۰/۲	۰/۷	۱۲	۶/۹	۱۵/۷	۲۳/۸	۵۳/۶	۱۲

مأخذ: نتایج تحقیق

در نمودار زیر مقادیر واقعی و برآورد شده توسط مدل مذکور برای متغیرهای تولید، سطح قیمت‌ها، حجم پول و قیمت مسکن نمایش داده شده‌است. همان‌طور که مشخص است، نتایج و خروجی مدل فاصله‌ی بسیار کمی با مقادیر واقعی خود دارد، به‌عبارتی ضریب تعیین مدل (R^2) در حدود ۹۷درصد می‌باشد. در نتیجه می‌توان دریافت که مدل به‌کار رفته در مطالعه نتایج قابل قبولی دارد و به از قدرت برازش بالایی برخوردار می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



نمودار۶. مقادیر واقعی و برآورد شده متغیرهای تولید، سطح قیمت‌ها، حجم پول و قیمت مسکن

۵. نتایج تحقیق

هدف از این مطالعه، ارزیابی کامل نقش کانال قیمت مسکن در مکانیزم غیرخطی انتقال پولی بود. به‌عبارتی در این مقاله نحوه اثرپذیری قیمت مسکن از سیاست‌های پولی و در مرحله بعد نحوه اثرگذاری قیمت مسکن بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور دو مدل درون‌زا (با لحاظ قیمت مسکن به‌عنوان متغیر درون‌زا) و مدل برون‌زا (با لحاظ قیمت مسکن به‌عنوان متغیر برون‌زا) با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MSVAR) برآورد گردید. یافته‌های تحقیق حاکی از این است که:

- در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۷) اثرات منفی تغییر قیمت مسکن (اثر پس‌انداز و اثر اجاره‌بها) بزرگ‌تر از اثرات مثبت آن (از جمله اثر ترازنامه، ثروت و اعتماد و انتظارات) بوده‌است. اما بر عکس در رژیم یک (سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰)، اثرات مثبت قیمت مسکن بر تولید بزرگ‌تر از اثرات منفی آن بوده‌است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

- در رژیم صفر نسبت به رژیم یک سهم کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست‌های پولی بر سطح قیمت‌ها بیشتر بوده‌است. به‌عبارتی در رژیم صفر تغییرات حجم پول از طریق قیمت مسکن بیشتر از رژیم یک بر سطح قیمت‌ها تأثیرگذاشته‌است. در نقطه مقابل اما در رژیم یک سهم کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست‌های پولی بر تولید بیشتر از رژیم صفر بوده‌است. لذا می‌توان نتیجه گرفت در رژیم صفر افزایش پول و تغییرات قیمت مسکن بیشتر جنبه سودجویانه داشته و به‌جای تحریک تقاضای مسکن و افزایش سرمایه‌گذاری و تولید بیشتر بر سطح قیمت‌ها تأثیر داشته‌اند.
- در رژیم صفر و در دوره کوتاه‌مدت انتظارات قیمتی مسکن، در میان‌مدت انتظارات قیمتی و در بلندمدت تولید بیشترین سهم از نوسانات قیمت مسکن را به خود اختصاص داده‌اند. اما در رژیم یک در کوتاه‌مدت انتظارات قیمت مسکن، در میان‌مدت و بلندمدت حجم پول سهم بیشتری از نوسانات قیمت مسکن را توضیح داده‌اند. در نتیجه تحریک قیمت مسکن از طریق تغییر حجم پول در رژیم یک سیاست مناسب بوده اما در رژیم صفر سیاست کارآمدی نیست و برای ایجاد رونق در بخش مسکن لازم است تا تولید کل اقتصاد افزایش یابد تا با افزایش سطح درآمد، موجب افزایش تقاضا و قیمت مسکن گردد.
- تولید کل در رژیم صفر نسبت به رژیم یک کمتر از قیمت مسکن متأثر شده‌است. به‌عبارتی سهم قیمت مسکن در نوسانات تولید در رژیم صفر بین ۶ تا ۹درصد بوده‌است. در حالی‌که این مقداربرای رژیم یک بین ۵۰ تا ۵۶درصد می‌باشد. در نتیجه در رژیم یک رابطه بین تولید و سطح قیمت مسکن بسیار قوی‌تر از رژیم صفر بوده‌است و استفاده از بازار مسکن برای ایجاد رونق یک ابزار بسیار مؤثر بوده‌است. اما در رژیم صفر تغییرات قیمت مسکن در کوتاه‌مدت بیشتر بر نوسانات قیمت مؤثر بوده تا تولید، به‌طوری‌که در حدود ۲۳درصد از نوسان سطح قیمت‌ها در رژیم صفر مربوط به تغییرات قیمت مسکن بوده‌است.
- در نهایت رابطه بین پول و تولید و سطح قیمت‌ها در رژیم یک به مراتب قوی‌تر از رژیم صفر بوده‌است. به‌طوری‌که حجم پول در بلندمدت در حدود ۲۲درصد از نوسانات تولید در رژیم یک و ۱۳درصد از نوسانات تولید در رژیم صفر را توضیح می‌دهد. از طرفی سهم پول در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

نوسان سطح قیمت‌ها در رژیم یک در بلندمدت ۲۸درصد و در رژیم صفر ۱۶درصد بوده‌است. در نتیجه پول در رژیم یک اثرگذار تر از رژیم صفر بوده‌است.

با توجه به تمامی مطالب فوق، می‌توان نتیجه گرفت که بعد از سال ۱۳۸۷ (رژیم صفر) نقش کانال قیمت مسکن در انتقال پول کمرنگ‌تر شده‌است. از این رو تلاش دولت برای ایجاد رونق اقتصادی با استفاده از این بخش همانند دهه‌های قبل نمی‌تواند کارساز باشد. به‌عبارتی سیاست‌های پولی از طریق قیمت مسکن، سطح قیمت‌ها و تورم را نسبت به تولید بیشتر متأثر می‌سازد. همچنین برای تحریک تقاضا و افزایش قیمت مسکن پیشنهاد می‌شود تا به‌جای سیاست‌های پولی، افزایش تولید و در پی آن افزایش درآمد خانوارها هدف قرار گیرد تا مردم با افزایش قدرت خرید در بازار مسکن وارد شده و تقاضای مسکن افزایش یابد. زیرا بر اساس نتایج تحقیق بعد از سال ۱۳۸۷ اثرگذاری پول در قیمت مسکن به شدت کاهش یافته اما اثرات تولید بر قیمت مسکن افزایش یافته‌است.

منابع

بهشتی، محمد باقر و فخری سادات محسن زنوزی (۱۳۸۹). "بررسی بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی"، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره اول، ۲۰۷- ۱۸۸.

جعفری صمیمی، احمد؛ طهران‌چیان، منصور و سامان قادری (۱۳۹۵)، "اثرات نامتقارن کل‌های دیویژیا بر تورم در ایران: رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف"، *مطالعات کاربردی اقتصادی ایران*، شماره هفدهم، صص ۲۶-۱.

شریفی رنانی، حسین؛ صالحی، راضیه و سارا قبادی (۱۳۹۱)، "اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر سطح تولید واقعی در ایران: رویکرد چرخشی مارکوف"، *مدل‌سازی اقتصادی*، شماره نوزدهم، صص ۱۰۸- ۸۹.

شریفی رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امراللهی، فرزانه و نغمه هنرورز (۱۳۹۰)، "بررسی تأثیر کانال قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران (مطالعه موردی: شاخص قیمت مسکن)"، *مدل‌سازی اقتصادی*، شماره سوم، صص ۴۴-۲۹.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۹)، "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره نود و دوم، صص ۲۳۸- ۲۰۷.

کمیجانی، اکبر و مجتبی حائری (۱۳۹۲). "نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال در سیاست پولی"، *راهبرد اقتصادی*، شماره پنجم، صص ۶۸-۴۱.

کمیجانی، اکبر و فرهاد علینژاد مهربانی (۱۳۹۱)، "ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آن‌ها در اقتصاد ایران"، *برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره دوم، صص ۶۴- ۳۹.

مشیری، سعید و محسن واشقانی (۱۳۹۰)، "بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمان‌یابی آن در اقتصاد ایران"، *مدل‌سازی اقتصادی*، شماره یازدهم، صص ۳۲-۱.

مهرگان، نادر و حسن دلیری (۱۳۹۲)، "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE"، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره شصت و ششم، صص ۶۸- ۳۹.

Ahmed N., Shah H., Agha A.I. and Y.A. Mubarik (2005). "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Pakistan", *SBP Working Paper Series*, No.09.

Aleem A. (2010). "Transmission Mechanism of Monetary Policy in India", *Journal of Asian Economics*, Vol. 21(2). pp.186–197.

Bernanke B. (1995). "The Macroeconomic of the Great Depression: A Comparative Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.27, No.1, pp.1-28.

Bernanke B. and A. Blinder (1988). "Credit, Money and Aggregate Demand", *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp.435- 439.

Cantelmo A. and G. Melina (2017). "Monetary policy and the relative price of durable goods", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 86, pp.1-48.

Disyatat, Piti, and P. Vongsinsirikul (2003). "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand", *Journal of Asian Economics*, Elsevier, Vol. 14, No. 3, pp. 389-418.

Elbourne A. (2008). "The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach", *Journal of Housing Economics* 17, pp.65-87.

Ellison M. and N. Valla (2003). "Regime-Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model." *Economics Letters*, Vol.78, pp.295-299.

Endut N. (2005). *Identifying and Testing the Transmission Mechanism of Monetary Policy (PhD Dissertation)*. Washington University. Saint Louis, Missouri.

Fujiwara I. (2006). "Evaluating monetary policy when nominal interest rates are almost zero", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.29, pp.434-453.

Garcia R. and P. Perron (1996). "An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts", *Review of Economics and Statistics*, 78(1). pp. 1-25.

Gerali A., Neri S., Sessa L. and F.M. Signoretti (2010). "Credit and banking in a DSGE model of the euro area". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.42 (s1). pp.107–141.

Goodhart C., B. Hofmann (2008). "House prices, money, credit, and the Macroeconomic", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol 24, pp.180-205.

Gupta R., Jurgilas M., A. Kabundi (2010). "The Effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach", *Economic Modelling*, Vol 27, pp.315-323.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

Hamilton J. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol.57, pp.357- 384.
Jarocinski M. and F. Smets (2008). "House Prices and the Stance of Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August 2008, 90(4). pp.339-365.
Kim Ch. and N. Charles (1999). *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge MA: MIT Press.
Krolzig H. and J. Toro (1999). "A New Approach to the Analysis of Shocks and the Cycle in a Model of Output and Employment." *EUI Working Paper* ECO 99/30.
Krolzig H.M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
Laidler D. (1987). "Money and Money Income: An Essay on the Transmission Mechanism", *Journal of Monetary Economics*, Vol.4(2). pp.151-191.
Laidler D. (1991). "Price Stability and the Monetary Order", *UWO Department of Economics Working Papers*, No. 9116, pp.1-33.
Lettau M., Ludvigston S. and C. Steindel (2002). "Monetary Policy Transmission Through the Consumption-Wealth Channel", *FRBNY Economic Policy Review*, Vol. 48, pp. 177-133.
Massimo G. (2003). "Monetary Policy Shocks and the Role of House Price across European Countries", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.52, pp.519-543.
Mccarthy J. and R. Peach (2002), "Monetary Policy Transmission to Residential Investment", *Economic Policy Review*, Vol. 62, pp. 139-158.
Miles D. (1994). *Housing, Financial Markets and Wider Economy*, John Xiley and Sons, New York.
Mishkin F.S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9(4). pp.45-67.
Mishkin S.F. (2007). *Housing and the Monetary Transmission Mechanism*, Prepared for Federal Reserve Bank of City.
Modigliani F. (1971), "Monetary Policy and Consumption: Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the FMP Model, Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages", *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series*, Conference Series No. 5, June 1971.
Morgan D.P. (1993). "Asymmetric Effect of Money Policy", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kensas City, Vol. 78, No. 2, pp. 19-33.
Morsink J. and T. Ayoumi (2001). "A Peek inside the Black Box the Monetary Transmission Mechanism in Japan". *IMF Staff Papers*, Vol.48(1). pp.22-57.
Muellbauer J. and R. Lattimore (1995). *The Consumption Function: A Theorical and Empirical Overview, in Pesaran and Wickens eds*, Handbook of Applied Econometrics, Blackwells.
Musso A., Neri S. and L. Stracca (2011). "Housing, consumption and monetary policy: How different are the US and the euro area", *Journal of Banking & Finance*, Vol 35, pp.3019-3041.
Psaradakis Z. and N. Spagnolo (2003). "On The Determination of The Nnumber of Regimes in Markov-Switching Autoregressive Models", *Journal of Time Series Analysis*, vol.24, issue 2, 237-252.
Ramsey V.A. (1993). "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy". *NBER Working Papers* 4285, National Bureau of Economic Research, Inc.
Rhee W. and R.W. Rich (1995). "Inflation and the Asymmetric Effects of Money on Output Flactuations", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 17, pp. 1-24.
Snowdon B., Vane H. and P. Wynarczyk (1994). *A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thought*, Edward Elgar Publishing Limited Hants, Uk, Chapter 3.
Walsh C.E. (2010). *Monetary Theory and Policy*, the MIT Press, Third Edition, London.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

Yang Z and Wu Sh., and Y. Shen (2017). "Monetary Policy, House Prices, and Consumption in China: A National and Regional Study", *Journal of Housing Economics*, Vol.56, pp.25-42.

Zhu B. and S. Sebastian (2017). "Housing market Stability, Mortgage market structure, and Monetary policy: Evidence from the euro area", *Journal of Housing Economics*, Volume 37, pp.1-21.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]