بررسی بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی

دکتر محمدباقر بهشتی[1] فخری سادات محسنی زنوزی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۰۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۱۱/۱۹

چکیده

در اواخر دهه ۱۹۹۰ و اوایل قرن بیست‌ویکم، شاهد تغییرات زیاد قیمت مسکن و ایجاد حباب قیمت مسکن در اغلب کشورهای جهان به‌ویژه آمریکا و ژاپن هستیم که این امر در ایران نیز در سال‌های بعد از جنگ، ناشی از افزایش سفته‌بازی در بازار مسکن است. بازار مسکن به عنوان یک بخش عمده اقتصادی، نقش مهمی در اقتصاد کشور داشته و به شدت از نوسانات اقتصادی آن تأثیرپذیر و بر آن تأثیرگذار است و یکی از کانال‌های مهم اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد کشور می‌باشد. در این مقاله با استفاده از مدل (SVAR) ۸ متغیره، بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی ایران در سال‌های ۱۳۶۷- ۱۳۸۵ به صورت فصلی مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج به‌دست آمده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری انتخاب شده نشان می‌دهد که شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی‌دار و پایداری بر قیمت مسکن دارد. اثر شوک نقدینگی بر قیمت مسکن تا سه سال پایدار می‌ماند. قیمت مسکن حدود ۲۰ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد؛ لذا قیمت مسکن، واسطه مهم انتقال شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی است. همچنین مشخص شد که شوک‌های پولی منبع مهم تغییرات تولید ناخالص داخلی هستند. بنابراین با تثبیت این متغیرها می‌توان نوسانات تولید ناخالص داخلی را نیز تا اندازه زیادی تثبیت کرد.

JEL: R310, E520, E400.

واژگان کلیدی: مکانیسم انتقال پولی، قیمت مسکن، رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری

۱- استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، beheshti@tabrizu.ac.ir

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد- دانشگاه تبریز، zonuzi.fm@gmail.com

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

۱- مقدمه

بازار مسکن به عنوان یک بخش عمده اقتصادی، نقش مهمی در اقتصاد کشور دارد و با توجه به روابط پسین و پیشین آن، به شدت از نوسان‌های اقتصادی آن تأثیرپذیر و بر آن تأثیرگذار است. با توجه به ساختار اقتصاد کشور و نیز با توجه به ویژگی مسکن به عنوان یک کالای سرمایه‌ای، قیمت مسکن همواره از نوسان‌ها و تحرک‌های مازاد نقدینگی در جامعه تأثیر می‌پذیرد و به صورت ادواری، با افزایش جهش‌وار مواجه است. بازار مسکن یکی از کانال‌های مهم اثرگذاری سیاست های پولی بر اقتصاد کشور است. در اواخر دهه ۱۹۹۰ و اوایل قرن ۲۱، شاهد تغییرات زیاد قیمت مسکن و ایجاد حباب قیمت مسکن در اغلب کشورهای جهان بویژه آمریکا و ژاپن هستیم. در ایران نیز در سال‌های بعد از جنگ، شاهد تغییرات زیاد قیمت مسکن و ایجاد حباب قیمتی مسکن در چند دوره زمانی بوده‌ایم که این امر ناشی از افزایش سفته‌بازی در بازار مسکن است. با توجه به اجرای نظام نرخ ارز مدیریت شده از سال ۱۳۷۹ فعالیت‌های سفته‌بازی در بازار ارز کاهش یافته و به دنبال آن، به بازار مسکن و سفته بازی بازارسهام انتقال یافته است. تغییرات قیمت مسکن برای امر سیاست‌گذاری پولی دارای اهمیت فراوانی می‌باشد. به‌ویژه این که بعد از یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۸۰، سیاست تثبیت قیمت‌ها در صدر سیاست‌های بانک مرکزی قرار گرفته است. بنابراین موضوع نحوه عکس‌العمل به تغییرات قیمت مسکن از مباحث اصلی مقامات پولی ایران می‌باشد.

به دلیل افزایش متناوبی قیمت مسکن در ایران به ویژه در سال‌های بعد از جنگ تحمیلی و ایجاد متناوبی حباب‌های قیمت مسکن و ایجاد رکودهای بعد از ترکیدن حباب قیمتی مسکن این نظریه مطرح شده است که افزایش‌های متناوبی قیمت مسکن ناشی از سیاست‌های پولی کشور است. بنابراین در این تحقیق بررسی می‌شود که اولاً بازار مسکن به چه میزان انتقال دهنده سیاست‌های پولی به بخش حقیقی و سطح عمومی قیمت‌ها است و ثانیاً متغیرهای پولی چه میزان از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. در این مقاله سعی شده است فرضیه‌های زیر برای قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پولی ایران بررسی شود:

- سیاست پولی تأثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران دارد.
- قیمت مسکن نقش قابل توجهی در انتقال شوک‌های پولی به متغیر حقیقی ایفا می‌کند.
- قیمت مسکن نقش قابل توجهی در انتقال شوک‌های پولی به سطح عمومی قیمت‌ها ایفا می‌کند.

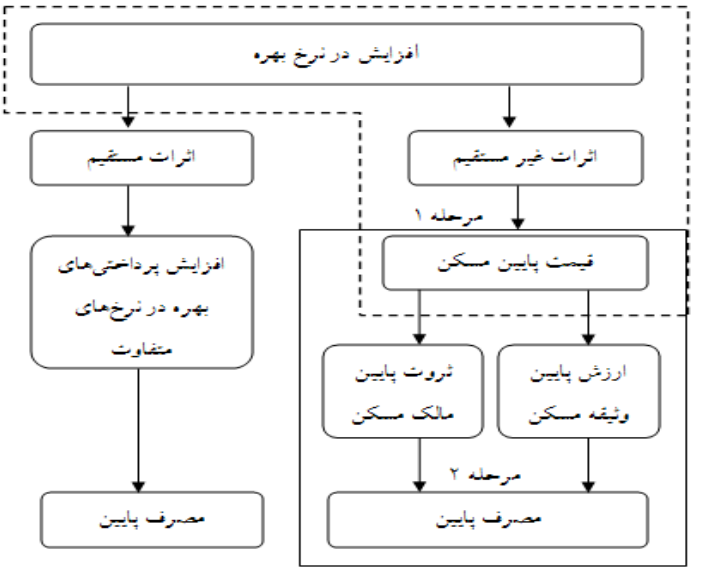
در این مطالعه از رهیافت VAR ساختاری ۸ متغیره استفاده شده است. برای بهره‌گیری از مزیت وقفه‌های بیشتر مدل، به‌کار بردن داده‌های فصلی یا ماهانه در اولویت قرار دارند. باتوجه به محدودیت آماری برای همه متغیرها از داده‌های فصلی استفاده شده است. برای اجتناب از تاثیر تغییرات ساختاری اقتصاد (انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی) بر نتایج مدل VAR ساختاری و همچنین محدودیت آمار فصلی برای برخی از داده‌ها، محدوده زمانی فصلی ۱۳۸۵-۱۳۶۷ برای تحقیق انتخاب گردید.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

۲- بازار مسکن و سیاست پولی

شکل ۱ الگوی ساده شده مکانیسم انتقال پولی از طریق مسکن را نشان می‌دهد. همان‌طور که **مک‌لنون**[1] **(۲۰۰۰)** مطرح کرد، دو روش مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد که سیاست پولی از طریق مسکن انتقال داده شود. عمده اثر مستقیم، درآمد یا اثر نقدینگی است: موقعی که نرخ بهره افزایش می‌یابد، هزینه بهره وام افزایش یافته و درآمد قابل تصرف بعد از کسر هزینه‌های مسکن کاهش می‌یابد. چگونگی تأثیر بر مصرف بستگی به این دارد که نرخ بهره اجاره با چه سرعتی توسط سیاست پولی انقباضی تغییر کند که این خود بستگی به میزان نرخ متغیر اجاره‌ها و نرخ چانه‌زنی مجدد اجاره (که به عبارتی نرخ ثابت اجاره نامیده می‌شود) و طول دوره نرخ چانه‌زنی دارد؛ هرچه طول دوره کمتر باشد، نرخ بهره سریع‌تر تغییر کرده و درآمد قابل تصرف خانوارها را تغییر می‌دهد.



شکل ۱: الگوی ساده شده مکانیسم انتقال پولی از طریق بازار مسکن

میزان اثر درآمدی بستگی به این دارد که درآمد خانوارها تا چه میزان مصرف شود. به‌طور واضح، اگر خانوارها همه درآمد جاری‌شان را مصرف کنند و درگرفتن وام محدودیت داشته باشند، افزایش در هزینه پرداخت‌های بهره، درآمد قابل تصرف و مصرف جاری را کاهش خواهد داد که با در نظر گرفتن نسبت

1 -Maclennon (2000)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

پس‌انداز خانوار اندازه‌گیری می‌شود. خانوارهایی که مقدار زیادی از درآمد قابل تصرفی خود را بعد از کسر هزینه‌های مسکن پس‌انداز می‌کنند، بودجه کمتری نسبت به افرادی که پس‌انداز نمی‌کنند دارند.

اثرات غیرمستقیم، اثرات ثروت و اثرات کانال اعتباری هستند که در این مقاله بر اثرات غیر مستقیم تمرکز می‌شود. قیمت مسکن عنصر مهمی در ثروت خانوار است که مخارج مصرفی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو، سیاست پولی انبساطی که قیمت مسکن را افزایش می‌دهد، ثروت خانوار را نیز افزایش می‌دهد که در نتیجه مخارج مصرفی و تقاضای کل افزایش می‌یابد (میشکین، ۱۹۹۵[1]). پیگو بیان داشت که تغییرات در مخارج مصرفی حاصل از تغییرات بین ادواری در ثروت حقیقی می‌تواند نیروی تثبیت کننده خودکاری در اقتصاد در برابر نیروهای تورمی ایجاد کند (رحمانی، ۱۳۸۳). در مدل ادوار زندگی مودیگلیانی[2] انتقال پولی از طریق اثرات ثروت بر مصرف ایجاد می‌شود. به عبارت دیگر مخارج مصرفی به وسیله منابع طول دوره زندگی (شامل سرمایه انسانی، سرمایه حقیقی و ثروت مالی) مصرف‌کنندگان تعیین می‌شود. یکی از اجزای عمده ثروت مالی، سهام عادی است. افزایش قیمت سهام باعث افزایش منابع طول زندگی مصرف کنندگان شده و مصرف افزایش می‌یابد (منکیو، ۱۳۸۳). افزایش در قیمت واقعی مسکن، دارایی بیشتری برای خرج کردن در کل دوران حیات به اشخاص می‌دهد. بنابراین بایستی اشخاص بدلیل افزایش در ثروت، مصرف خود را افزایش دهند. کانال اعتباری انتقال پولی به شرح زیر عمل می‌کند: نرخ بهره بالا، ثروت مسکن و دسترسی خانوار به اخذ وام را از طریق سطوح پایین وثیقه کاهش می‌دهد (برنانکی و بلیندر، ۱۹۹۸، برنانکی و گرتلر، ۱۹۹۵[3]). ایاکویلو و مینتی[4] (۲۰۰۷) بیان کردند که خانوارها بیشتر از بنگاه‌ها تحت تأثیر کانال اعتباری از طریق ترازنامه و کانال اعتباری وام قرار می‌گیرند. چراکه مشاهدات نشان داده که خانوارها نسبت به بنگاه‌ها محدودیت انتخاب بیشتری از منابع جایگزین بانک‌ها و شرکت‌های دهنده وام مسکن، دارند. اگر قیمت مسکن تحت تأثیر سیاست پولی قرار گیرد و جانشینی ناقص بین اجاره و دارایی‌های دیگر برای خانوارها وجود داشته باشد، شرایط لازم برای به‌وجود آمدن کانال اعتباری انتقال سیاست پولی از طریق بازار مسکن فراهم می‌شود. اگر عمده ثروت خالص خانوارها، مسکن بوده و این دارایی بی‌ثبات باشد، حتماً تحت تأثیر مکانیسم ترازنامه قرار می‌گیرد. برای کانال اعطای وام ایاکویلو و مینتی ادعا می‌کنند که بی‌ثباتی قیمت مسکن به این معنا است که شوک‌های وارد شده سیاست پولی منفی باعث خواهد شد که بانک‌ها عرضه وام در بخش مسکن را بردارند.

1 -Mishkin (1995)
2 .Franco Modigliani
3 -Bernanke and Blinder (1988); Bernanke and Gertler (1995)
4 -Iacoviello & Minetti (2007)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

۲-۱. اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن

چگونه سیاست پولی، قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ از لحاظ تئوری، از طریق عرضه و تقاضای مسکن می‌تواند تأثیر بگذارد که دراینجا بر تقاضای مسکن متمرکز می‌شویم. اولاً، همانند دارایی‌های دیگر، قیمت مسکن نسبت به عایدی دارایی‌های مالی مانند اوراق بهادار حساس است. اگر عایدی ناشی از نگهداری اوراق بهادار افزایش یابد (افزایش نرخ بهره)، فرد بخشی از دارایی‌اش را به اوراق بهادار منتقل می‌کند و دیگر در بخش مسکن سرمایه‌گذاری نمی‌کند. تا وقتی‌که عایدی ناشی از نگهداری دارایی‌های مختلف بعد از محاسبه ریسک‌های مختلف تعدیل شود، قیمت مسکن کاهش می‌یابد. ثانیاً، تقاضای مسکن ارتباط منفی با نرخ بهره دارد، زیرا پرداختی‌های بهره بخش عمده از هزینه خرید مسکن را شامل می‌شود. ثالثاً، میزانی که شخص مایل و قادر است تا برای یک مسکن پرداخت کند، مستقیماً با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دارد. همان‌طور که روزن[1] (۱۹۸۴) بیان می‌کند، خانوارها به‌وسیله درآمد جاری‌شان نسبت به آنچه که می‌توانند قرض کنند محدودند. در طول زمان، همان‌طور که دستمزد واقعی افزایش می‌یابد و تورم باعث کاهش ارزش واقعی بدهی می‌شود، فشار ناشی از پرداخت بهره کمتر و کمتر می‌شود. نرخ بهره جاری از عوامل مهم تعیین کننده قیمت مسکن است. یک روش دیگر که سیاست پولی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد، افزایش نرخ بهره متغیر است برای مسکن‌هایی که جهت بازگشت اصل سرمایه فروخته می‌شوند.

۳- مروری بر مطالعات گذشته

مطالعات خارجی

مطالعات زیادی در مورد اثر بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی صورت گرفته است که خلاصه آن در جدول (۱) آورده شده است. وون (۱۹۹۸)[2] نشان می‌دهد که چگونه شوک برون‌زای سیاست پولی، قیمت زمین را تحت تاثیر قرار می‌دهد و از این طریق به‌دنبال بررسی این مکانیسم انتقال پولی است. به عبارت دیگر آیا ساختار موجود به اندازه کافی برای نمایش مکانیسم انتقال پولی مناسب می‌باشد؟. موضوع مقاله با توجه به شرایط اقتصادی ژاپن در دهه ۱۹۹۰ انتخاب شده است؛ کسر بزرگی از سرمایه‌گذاری تجاری که به‌وسیله وام‌ها تامین مالی شده‌اند، در بخش زمین انجام شده است. این مقاله از رهیافت VAR ساختاری که قیمت دارایی‌ها را نیز شامل می شود، استفاده می‌کند. مقاله از ۹ متغیر، تولید صنعتی، قیمت‌های مصرف کننده، شاخص قیمت واقعی کالای جهانی، نرخ وجوه فدرال آمریکا، نرخ بهره اسمی، عرضه حقیقی پول، نرخ ارز ین به دلار، شاخص قیمت زمین و شاخص قیمت سهام، برای تبیین اقتصاد کلان ژاپن استفاده می‌کند.

1- Rosen (1984)
2- Kwon (1998)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

یافته‌های اصلی مقاله بدین صورت می‌باشد؛ اول این که سیاست پولی انقباضی، قیمت زمین در ژاپن را به‌طور قابل توجهی کاهش داده است. دوم این که انقباض پولی، تولید را کاهش داده اما اثر این سیاست بر تولید شدیدتر از حالتی بود که مدل موجود بدون قیمت زمین به‌کار گرفته می‌شود. سوم این که شوک سیاست پولی منبع مهم نوسان‌های تولید در ژاپن است. این نتایج بیان می‌کنند که با کاهش جریان‌های اعتبار بعد از انقباض پولی، کاهش قیمت زمین، آثار سیاست پولی بر نوسان‌های تولید را تشدید و گسترش داده است. بنابراین تغییرات قیمت زمین نقش تشدیدکننده مهمی در مکانیسم انتقال پولی ژاپن ایفا می‌کند.

ایوکی و همکاران (۲۰۰۴)[1] از مدل تعادل عمومی بازارهای اعتبار استفاده می‌کنند که در این بازارها تقاضای اعتبار توسط خانوارها صورت می‌گیرد. در این مدل، متغیر مسکن ضمن ارائه خدمات مسکونی برای مصرف کنندگان به عنوان وثیقه برای کاستن هزینه اخذ وام نیز عمل می‌کند. این مدل بر آثار کلان اقتصادی نواقص بازارهای اعتبار تمرکز می‌کند. چنین نواقصی، هزینه تامین مالی خارجی را تغییر داده و بر تصمیمات وام‌گرفتن تاثیر می‌گذارد. در این چهارچوب، تغییرات درون‌زا در بازارهای اعتبار (مانند تغییرات ثروت خالص یا وثیقه) شوک به اقتصاد را تشدید و گسترش می‌دهند. شوک مثبت به فعالیت اقتصادی موجب افزایش در تقاضای مسکن شده و به افزایش در قیمت مسکن و افزایش در ثروت خالص صاحبان مسکن منجر می‌شود. این امر پاداش تامین مالی خارجی را کاهش داده و به افزایش بیشتر در تقاضای مسکن منجر می‌شود. این افزایش تقاضای مسکن به تقاضای مصرفی نیز سرریز می‌شود.

ال‌بورنه (۲۰۰۸)[2] با استفاده از مدل VAR ساختاری ۸ متغیره اهمیت بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی بریتانیا را بررسی کرده است. مدل SVAR فوق شامل متغیرهای شاخص قیمت داخلی، شاخص قیمت خرده فروشی، نرخ بهره آزاد بازار، عرضه پول، شاخص قیمت واقعی مسکن، نرخ ارز، قیمت جهانی کالاها و نرخ وجوه فدرال رزرو است. وی با اعمال محدودیت‌ها بر ماتریس واریانس ساختاری، مدل SVAR را تخمین زده و اثر شوک مثبت نرخ بهره بانکی بر متغیرها را برآورد کرده است. نتیجه ها موافق تئوری های اقتصادی است. بدین صورت که مصرف، قیمت‌ها، حجم پول و قیمت مسکن کاهش یافته و ارزش نرخ ارز افزایش می‌یابد. قیمت خرده فروشی کاهش شدیدتری نسبت به قیمت مسکن در عکس العمل به شوک پولی از خود نشان می‌دهد. تحت این فرض که مصرف هم‌جهت با تغییرات قیمت مسکن به شوک پولی عکس العمل نشان می‌دهد، نتایج فوق اهمیت قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پولی را نشان می‌دهد.

با محاسبه تجزیه واریانس نرخ بهره بانکی، مشخص می شود که بعد از گذشت ۱۸ ماه سطح قیمت داخلی و نرخ وجوه فدرال آمریکا دارای اهمیت بیشتری هستند. به طوری که بعد از گذشت ۲ سال نرخ وجوه فدرال

1- Aoki et al (2004)
2- Elbourne (2008)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

۳۱ درصد از سهم واریانس را به خود اختصاص می‌دهد و سطح قیمت‌ها، قیمت خرده فروشی و قیمت مسکن با همدیگر ۱۴ درصد از سهم واریانس را به خود اختصاص می‌دهند. نتایج این تحقیق اهمیت کمتری برای کانال قیمت مسکن در بریتانیا نسبت به تحقیق‌های دیگر مانند چرینکو[1] و دیگران(۲۰۰۴) و گیلیودوری[2] (۲۰۰۵) برآورد می کند.

مطالعات داخلی

تأثیر سیاست پولی بر قیمت مسکن در ایران توسط افراد متعددی صورت گرفته است. که از آن جمله می‌توان به قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۷) اشاره کرد. در این مطالعه، عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن به دو دسته عوامل خرد و عوامل کلان قابل تقسیم شده است. عوامل کلان مانند سیاست‌های پولی تاثیر زیادی بر قیمت مسکن دارند که نقش آنها را در تغییرات قیمت مسکن مورد توجه کافی قرار داده شده است. در این مقاله اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره های رونق و رکود مورد مطالعه قرار گرفته است. بر این اساس از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه حباب و از تکنیک ARDL به منظور برآورد مدل بر اساس داده‌های فصلی ایران طی سال های ۸۵ - ۱۳۷۱ استفاده شده است. بر اساس برخی از نتایج، به طور کلی الگوی شکل گیری حباب ها در دوره‌های رونق و رکود متفاوت بوده است و متغیرهای موثر و اثرات نهایی آنها بر حباب یکسان نبوده است. می توان نتیجه گرفت که در هر دو دوره سیاست پولی انبساطی موجب شکل گیری حباب شده است. در دوره رکود، متغیرهای قیمت دارایی تاثیر بیشتری نسبت به دوره رونق داشته است. در دوره رونق، متغیر نرخ بهره مهمترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است و اثر رشد نقدینگی در دوره رکود قوی تر از دوره رونق بوده است.

1- Chirinko (2004)
2 -Giuliodori (2005)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

جدول (۱): مروری بر مطالعات تجربی

نویسنده	کشور	داده‌های فصلی	متغیرها	مدل	نتیجه
ایوکی و همکاران (۲۰۰۲)	انگلستان	۱۹۹۹- ۱۹۷۵	تولید، تورم، قیمت نفت، پول حقیقی، نرخ بهره کوتاه مدت، مصرف، قیمت مسکن، سرمایه گذاری مسکن	VAR چولسکی	با در نظر گرفتن ایوکی و همکاران (۲۰۰۴) مدل DSGE فقط داده ها را با شتاب دهنده‌های مالی تطبیق می دهد.
ایاکویلیو (۲۰۰۲)	اروپا	۱۹۹۸- ۱۹۷۳	GDP، پول حقیقی، قیمت حقیقی مسکن، نرخ بهره کوتاه مدت، تورم	VAR رهیافت KPSW	سیاست پولی تأثیر معنی داری بر قیمت مسکن دارد.
چرینکو و همکاران (۲۰۰۴)	۱۱ کشور اتحادیه اروپا، ژاپن، US	۱۹۹۸-۱۹۷۹	CPI, GDP، نرخ ازر، نرخ سه ماهه حقیقی پول، ارزش اسمی مسکن خصوصی	SVAR	اثرات شوک‌های قیمتی مسکن بر متغیرهای حقیقی بزرگتر از شوک‌های قیمتی یکسان است.
جولیو دوری (۲۰۰۵)	کشورهای اروپایی	۱۹۹۸- ۱۹۷۹	CPI, GDP، مصرف، نرخ بازاری پول، شاخص قیمت مسکن	VAR تجزیه چولسکی	قیمت مسکن نقش مهمی در مکانیسم انتقال بازی می کند.
کیس و مکاران (۲۰۰۵)	۱۴ کشور US	۱۹۹۹- ۱۹۷۸	مصرف، درآمد، دارایی مسکن، دارایی بازار سهام	پانل دیتا	اثرات دارایی مسکن بزرگتر از اثر دارایی بازار سهام است.
لوپز (۲۰۰۵)	کلمبیا	۲۰۰۰-۱۹۹۰	تولید، مخارج دولت، نرخ بهره، قیمت مسکن، نرخ تورم خارجی، نرخ ارز واقعی، سرمایه‌گذاری مسکن	VAR چولسکی	کارایی سیاست پولی موقعی که مستقیماً بر قیمت دارایی مسکن اثر می‌گذارد نسبت به وقتی‌که به انحراف تورم انتظاری از واقعی عکس‌العمل نشان می‌دهد، کمتر است.
ایاکویلیو و مینتی (۲۰۰۷)	فنلاند، نروژ، آلمان، UK	فنلاند: ۱۹۹۹- ۱۹۷۸ نروژ: ۱۹۹۹- ۱۹۸۸ آلمان: ۱۹۹۸- ۱۹۷۴ انگلستان: ۱۹۹۹- ۱۹۶۳	تولید، شاخص حقیقی مسکن، تورم قیمتی مصرف‌کننده، نرخ اسناد خزانه	VAR رهیافت KPSW	ارتباط معنی‌داری بین کانال اعتباری (وام دهی بانکی) و کارایی مسکن و سازمان‌هایی که رهن می‌دهند، وجود دارد.
اوتراک و دل نروو	US	۲۰۰۵- ۱۹۸۶	شاخص قیمت مسکن، GDP، نرخ وجوه فدرال رزرو، نرخ	Bayesian VAR	تأثیر سیاست پولی بر بخش مسکن نسبت به افزایش

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

(۲۰۰۷)			رهن، اندوخته کل		قیمت مسکن کوچک می‌باشد.
کیس و واداس (۲۰۰۷)	بلغارستان	۲۰۰۲-۱۹۹۷	مصرف، قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری مسکن،GDP سرانه، نرخ بهره اسمی، وام خانوار،نرخ بهره اجاره	VAR 3SLS	بازار مسکن نقش مهمی در مکانیسم انتقال پولی دارد.
جاروچینسکی و ایسمت (۲۰۰۸)	US	۲۰۰۷-۱۹۸۷	GDP حقیقی، مصرف حقیقی، نرخ بهره فدرال رزورو، قیمت محصولات، قیمت مسکن، سرمای‌گذاری مسکن، تورم، پول	Bayesian VAR	سیاست پولی اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد.
داراک و نوتورپیترو (۲۰۰۸)	US & EURO	۲۰۰۵-۱۹۹۸	قیمت واقعی مسکن، نرخ ارز، GDP، مخارج دولت، قیمت کالا، قیمت نسبی زمین، نرخ بهره اسمی، قیمت سهام، قیمت مسکن	DSGE دو بخشی	بازار مسکن اهمیت به‌سزایی در مکانیسم انتقال پولی دارد.
بیورنلند و جیکاپسین (۲۰۰۸)	US	۲۰۰۷-۱۹۸۳	GDP، قیمت حقیقی مسکن، قیمت واقعی سهام، نرخ تورم، نرخ بهره	SVAR	قیمت مسکن نقش بسیار مهمی در مکانیسم انتقال پولی دارد.
کاراستنسن و همکاران (۲۰۰۹)	۱۲ کشور اروپایی	۲۰۰۶- ۱۹۹۵	نرخ بهره، تولیدواقعی، قیمت واقعی مسکن، مصرف خصوصی، نرخ رهن، سرمایه‌گذاری مسکن، سطح قیمت کل	Pooled VAR	کشورهایی که به قیمت مسکن عکس‌العمل بیشتری دارند، شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی تقویت کننده است.
گوپتا و همکاران (۲۰۰۹)	US	۲۰۰۳ - ۱۹۸۶	درآمد، تولید صنعتی، دستمزد، قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت مصرف کننده و تولیدکننده، نرخ بهره، بیکاری، دارایی	Bayesian VAR	قیمت مسکن نسبت به شوک‌های پولی عکس‌العمل ضعیف نشان می‌دهد.
کالزا و و همکاران (۲۰۰۹)	۱۹ کشور اروپایی و آمریکایی	۲۰۰۷ - ۱۹۸۰	قیمت مسکن، GDP ، نرخ بهره ثابت و متغیر، نرخ اجاره، سرمایه گذاری مسکن، مصرف	DSGE دو بخشی	قیمت مسکن در کشورهای با بازار رهن منعطف و پیشرفته نسبت به شوک پولی حساس‌تر است.

٤- مدل VAR ساختاری ایران

با توجه به طبیعت وقفه‌ای رهیافت VAR ساختاری(SVAR) و تعدد دارایی‌ها در این تحقیق، رهیافت SVAR برای این مطالعه انتخاب گردید که امکان بررسی قیمت دارایی‌های مختلف را میسر می‌سازد. هدف اصلی از رویکرد SVAR، استفاده از واقعیت‌ها یا تئوری‌های اقتصادی برای به‌دست آوردن ساختار غیر بازگشتی برای جملات اخلال از پسماندهای فرم خلاصه‌شده مدل VAR می‌باشد. تئوری‌های اقتصادی در رهیافت SVAR بیشتر در تعیین فروض مشخص‌کننده نقش ایفا می‌کنند. در حالت عمومی می‌توان چهارچوب کلان اقتصادی به صورت زیر نشان داد (Elbourne, 2008):

$$B(L)\,Y = \varepsilon \qquad (۱)$$

که $B(L)$ ماتریس با عملگر وقفه ای (L)، Y بردار متغیرهای اقتصاد کلان و ε بردار اختلال‌های ساختاری مربوطه می‌باشد که در ابتدای امر نسبت به اقتصاد برونزا می‌باشند. به عبارت دیگر، فرض می‌شود بردار ε(t) با Y(t-s) با s>0 همبستگی ندارد. همچنین فرض می‌شود که B_0 (ضرایب L_0 در B(L)) غیرمنفرد بوده و عناصر قطری آن یک می‌باشد. اگر $B^0(L)$ ماتریس ضرایب B(L) بدون ضرایب همزمان B_0 باشد، معادله (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$B_0 Y = -B^0(L)\,Y + \varepsilon \qquad (۲)$$

معادله (۲) بیان می‌کند که هر متغیر به مقادیر وقفه‌دار خودش و مقادیر وقفه‌دار سایر متغیرهای موجود در سیستم بستگی دارد. منطق رهیافت VARساختاری این است که به منظور مشخص کردن ماتریس ضرایبA_0، محدودیت‌های پیشین بر اثرات متقابل همزمان متغیرهای کلان اقتصاد وضع شود. هنگامی که برآوردهای B_0 در دسترس باشد، می‌توان اثر پویای شوک‌های ساختاری را بدون وضع محدودیت‌های بیشتر بر داده‌ها، ترسیم کرد. برای مشاهده این مطلب، فرم خلاصه شده معادله (۲) را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$Y = B(L)\,Y + u \qquad \& \qquad A(L) = -B_0^{-1}B^0(L) \qquad (۳)$$

از آنجایی که مقادیر وقفه‌دار Y بر بردار اختلال‌های فرم خلاصه شده عمود است، می‌توان به سادگی برآوردهای A(L) را با استفاده از برآورد کننده‌های حداقل مربعات به‌دست آورد. بنابراین با معلوم بودن A(L) و B_0 می‌توان عکس‌العمل‌های پویای متغیرهای کلان به یک شوک برون‌زای سیاست پولی را ترسیم کرد. همچنین معادله (۲) بیان می‌کند که:

$$B_0 u = \varepsilon \qquad OR \quad u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۴)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

مقایسه معادله (۴) با معادله (۱) بیان می‌کند که محدودیت بر اثرات متقابل همزمان متغیرها به محدودیت بر اثرات متقابل همزمان بین شوک‌های فرم خلاصه شده، محدود شده است. این بدین معنی است که فروض مشخص کننده به شکل محدودیت‌ها بر B_0 می‌باشد که با توجه به فروضی درباره علیّت عناصر U وضع می‌گردد. بنابراین در اینجا فرم خلاصه شده تابع عکس‌العمل که از مدل VAR ساختاری اقتصاد ایران اخذ شده است، برآورد می شود. با فرم خلاصه شده تابع عکس‌العمل می‌توان اثر پویای شوک برون‌زای سیاستی بر اقتصاد را بدون وضع محدودیت‌های بیشتر بر داده‌ها تعیین کرد.

٤-١. متغیرهای مدل

در اینجا از ۸ متغیر برای تبیین اقتصاد کلان ایران استفاده می شود. این ۸ متغیر عبارتنداز : { WCPI, MP, GDP, CPI, M_2, r, ER, HP} که تولید ناخالص داخلی (GDP) و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (CPI)، وضعیت اقتصاد ایران را مشخص می‌کند. دو متغیر دیگر عوامل مهم خارجی را که اقتصاد ایران را تحت تاثیر قرار می دهد منعکس می‌سازد؛ شاخص جهانی کالا و خدمات مصرفی (WCPI) که برای درنظر گرفتن شوک‌های عرضه انتخاب شده است. معمولاً در این مدل‌ها نرخ وجوه فدرال آمریکا برای کنترل عکس‌العمل اقتصاد داخلی به شوک‌های سیاست پولی خارجی معرفی می‌شود. اما به خاطر عدم پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی و عدم تحرک کامل سرمایه با کشورهای دیگر، فرض می‌شود این آثار خارجی از طریق شاخص قیمت کالاهای وارداتی(MP) بر اقتصاد ایران تاثیر بگذارد. دو متغیر نرخ بهره کوتاه‌مدت (R) حجم نقدینگی (M_2)، متغیرهای پولی هستند. در این مقاله از نرخ بازدهی کوتاه مدت بخش مسکن به عنوان نرخ بهره کوتاه مدت استفاده شده است. متغیرهای باقیمانده، نرخ ارز (قیمت یک واحد دلار به ریال در بازار آزاد–ER) و شاخص قیمت مسکن (HP) می‌باشند.

تمامی داده‌ها به‌جز شاخص جهانی کالا و خدمات مصرفی، از منابع بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده و شاخص جهانی کالا و خدمات مصرفی از نرم‌افزار IFS صندوق بین‌المللی پول اخذ گردیده است. متغیرهای مورد استفاده برای توضیح بهتر تغییرات سیاستی و نوسانات و داشتن درجه آزادی بالا به‌صورت آمارهای فصلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین جهت اجتناب از تغییرات ساختاری اقتصاد ناشی از وقوع انقلاب اسلامی ایران و جنگ تحمیلی، از داده‌های دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۵ استفاده شده است. متغیر GDP به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ است. برای تعدیل فصلی متغیر GDP از روش تعدیل فصلی میانگین متحرک استفاده شده است. همچنین، تمامی متغیرهای فوق به‌جز متغیر نرخ بهره به‌صورت تفاضل لگاریتمی (نرخ رشد) در مدل به‌کار رفته‌اند. آزمون‌های صورت گرفته توسط آمارهای دیکی‌فولر تعمیم یافته نشان می‌دهند که این متغیرها در سطح اطمینان قابل‌قبولی مانا هستند. متغیرهای نرخ رشد تولید، قیمت کالاها و

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

خدمات مصرفی(تورم)، قیمت کالاهای وارداتی ، نرخ ارز، قیمت مسکن، حجم نقدینگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد و متغیر های نرخ بهره و نرخ رشد قیمت جهانی کالاها و خدمات جهانی در سطح معنی داری ۸۵ درصد مانا هستند.

٤-۲. فروض مشخص کننده

برای اینکه مدل مورد بررسی در تحقیق حاضر قابل شناسایی باشد، ما نیازمند اعمال محدودیت های کوتاه مدت یا بلند مدت بر روی ضرایب سیستم معادلات (A_0) هستیم. ایده اساسی فروض مشخص کننده برگرفته از مطالعات کوان[1] (۱۹۹۸) و البورنه[2] (۲۰۰۸) است. ساختار بازگشتی و معادلات تقاضا و عرضه پول و معادلات نرخ ارز و قیمت مسکن در این مطالعه همانند مطالعه البورنه (۲۰۰۸) می‌باشد، با این تفاوت که به دلیل عدم پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی و عدم تحرک کامل سرمایه با کشورهای دیگر به جای نرخ وجوه فدرال آمریکا به عنوان نماینده سیاست پولی جهانی از شاخص قیمت کالاهای وارداتی استفاده شده و به علت نبود آمار کافی، به جای میزان خرده‌فروشی از GDP استفاده شده است. در مطالعه کوان (۱۹۹۸)، ساختار بازگشتی همانند مطالعه البورنه (۲۰۰۸) دارای ۴ متغیر است، ولی به جای متغیر میزان خرده‌فروشی از تولید صنعتی استفاده شده است. برای متغیر حجم پول نیز در اینجا از متغیر M_2 استفاده شده است. درحالی که در مطالعه البورنه (۲۰۰۸) متغیر M_0 و در مطالعه کوان متغیر M_1 استفاده شده است. با توجه به این که سیاست کنترل نقدینگی از طریق عرضه اوراق مشارکت و سایر ابزار سیاستی، سیاست اصلی بانک مرکزی ایران است، بنابراین متغیر M_2 برای ایران انتخاب شد. همچنین برای متغیر نرخ بهره در این مطالعه نرخ بازدهی کوتاه مدت در بخش مسکن استفاده شده، در حالی که در مطالعه کوان (۱۹۹۸) از نرخ بهره عندالمطالبه[3] و مطالعه البورنه (۲۰۰۸) از نرخ بهره کوتاه‌مدت بین‌بانکی استفاده شده است. بنابراین فروض مشخص کننده را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

[1] - Kwon (1998)
[2] - Elbourne (2008)
[3] . Call Rate

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

$$\begin{bmatrix} \varepsilon^{WCPI} \\ \varepsilon^{MP} \\ \varepsilon^{GDP} \\ \varepsilon^{CPI} \\ \varepsilon^{MD} \\ \varepsilon^{MS} \\ \varepsilon^{ER} \\ \varepsilon^{HP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21}^0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31}^0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{38}^0 \\ b_{41}^0 & 0 & b_{43}^0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{53}^0 & b_{54}^0 & 1 & b_{56}^0 & 0 & 0 \\ b_{61}^0 & b_{62}^0 & 0 & 0 & b_{65}^0 & 1 & b_{67}^0 & 0 \\ b_{71}^0 & b_{72}^0 & b_{73}^0 & b_{74}^0 & b_{75}^0 & b_{76}^0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{85}^0 & b_{86}^0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{WCPI} \\ u^{MP} \\ u^{GDP} \\ u^{CPI} \\ u^{M2} \\ u^{r} \\ u^{ER} \\ u^{HP} \end{bmatrix}$$

که εها به ترتیب شوک قیمت جهانی کالاها و خدمات مصرفی، شوک قیمت کالاهای وارداتی، شوک بهره‌وری، شوک قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی، شوک تقاضای پول، شوک عرضه پول، شوک نرخ ارز و شوک قیمت مسکن می‌باشند و uها پسماندهای فرم خلاصه شده معادلات هستند. مدل ساختاری فوق، شامل ۴ بخش است. سطرهای اول و دوم، فشار خارجی بر اقتصاد را اندازه‌گیری می‌کند. فرض شده است که شاخص جهانی قیمت کالاها و خدمات مصرفی به‌طور همزمان نسبت به تغییرات در سایر متغیرها برون‌زا است، بنابراین شاخص قیمت کالاهای جهانی ابتدا در سیستم قرار می‌گیرد و از شوک CPI جهانی (WCPI) بعنوان شوک عرضه استفاده شده است. در معادله دوم برای اندازه‌گیری شوک‌های سیاستی کشورهای خارجی، متغیر قیمت کالاهای وارداتی وارد مدل شده است. سطرهای سوم و چهارم، تعادل بازار داخلی کالاها را نشان می‌دهد. محدودیّت‌های صفر در این سطرها، نشان‌دهنده چسبندگی‌های اسمی است. در کوتاه‌مدت به دلیل چسبندگی‌های اسمی، سایر متغیرها به‌جز متغیر قیمت جهانی کالاها و خدمات بر قیمت داخلی کالاها و خدمات و تولید ناخالص داخلی تاثیر نمی‌گذارند. متغیر قیمت مسکن به این دلیل در سطر سوم وارد شده تا تقاضای کل بتواند به‌طور همزمان با تغییرات قیمت مسکن، تغییر کند.

با توجه به وابستگی شدید اقتصاد ایران به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، شوک خارجی ابتدا بر واردات و تولید وارد می‌شود. لذا در شاخص قیمت کالاهای وارداتی و معادله تولید ناخالص داخلی، متغیر شاخص جهانی قیمت کالاها و خدمات مصرفی وارد شده است. بعد از تاثیر شوک خارجی بر تولید ناخالص داخلی و تغییر آن، مابقی اثر شوک با تغییر قیمتها تعدیل می‌یابد. بنابراین در معادله شاخص قیمت داخلی کالاهای مصرفی، متغیرهای قیمت جهانی کالاها و خدمات مصرفی و تولید ناخالص داخلی وارد شده است. معادله تقاضای پول در سطر پنجم وارد شده است که معادله استانداردی است و در آن فرض شده است

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

تقاضای پول به‌طور همزمان به درآمد حقیقی و هزینه فرصت نگهداری پول بستگی دارد. همچنین نرخ رشد قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی به عنوان جایگزینی از تورم انتظاری در معادله تقاضای پول وارد شده است.

معادله عرضه پول در سطر ششم وارد شده است. فرض شده است که سیاست پولی بلافاصله به تغییرات GDP و سطح قیمت‌ها عکس‌العمل نشان نمی‌دهد، زیرا بانک مرکزی نمی‌تواند با استفاده از داده‌های موجود بلافاصله GDP و سطح قیمت‌های جاری را پیش‌بینی کرده و از آن‌ها در هدایت سیاستی استفاده کند. به عبارت دیگر، مقادیر با وقفه متغیرهای فوق در مجموعه اطلاعات بانک مرکزی قرار دارد. وارد کردن همزمان مقادیر GDP و سطح قیمت‌ها در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی (معادله عرضه پول)، معادل این ادعا است که بانک مرکزی همیشه این متغیرها را به‌طور کامل پیش‌بینی می‌کند. سایر متغیرها که بانک مرکزی می‌تواند بلافاصله به آن‌ها عکس‌العمل نشان دهد و به‌طور همزمان در دسترس بانک مرکزی قرار دارند، متغیرهای قیمت جهانی کالاها و خدمات مصرفی، عرضه پول و نرخ ارز است. همچنین فرض شده است بانک مرکزی بلافاصله به تغییرات قیمت مسکن عکس‌العمل نشان نمی‌دهد. در واقع، بانک مرکزی می‌تواند تنها با وقفه به تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و تغییرات قیمت مسکن عکس‌العمل نشان دهد. دو سطر هفتم و هشتم، معادلات نرخ ارز و قیمت مسکن را نشان می‌دهند. در معادله نرخ ارز، به‌جز قیمت مسکن که از طریق قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی بر نرخ ارز تاثیر می‌گذارد، تمام متغیرها وجود دارند. قیمت مسکن به‌طور همزمان تنها به متغیرهای پولی داخلی (عرضه پول و نرخ بهره) عکس‌العمل نشان می‌دهد.

۵ ـ برآورد مدل SVAR و نتایج آن

مدلSVAR ۸ متغیره فوق برآورد گردید. نتیجه برآورد در ضمیمه ارائه شده است. با استفاده از مدل SVAR برآورد شده، قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پولی در سه مبحث بررسی می‌شود: ابتدا اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن بررسی شده، سپس برای بررسی اهمیت کانال قیمت مسکن یا به عبارت دیگر اهمیت قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پولی، نشان داده می‌شود چه میزان از نوسانات تولید ناخالص داخلی از تغییرات قیمت مسکن حاصل می‌شود. در نهایت نشان داده خواهد شد چه میزان از نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی ناشی از تغییرات قیمت مسکن است.

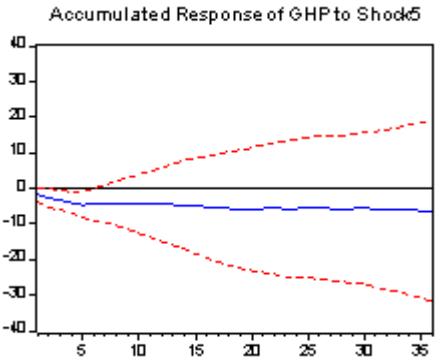
۵ـ۱ اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن

برای بررسی تاثیر سیاست پولی بر قیمت مسکن، عکس العمل ضربه‌ای قیمت مسکن به شوک منفی سیاست پولی از طریق شوک نقدینگی بر قیمت مسکن در طول ۳ سال (۱۲ فصل) برآورد شد. نتایج نشان می‌هد که

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

شوک منفی نقدینگی اثر معنی دار و پایداری بر قیمت مسکن دارد. اثر این شوک بر قیمت مسکن تا ۳سال پایدار مانده است.

نمودار ۱- عکس‌العمل ضربه‌ای قیمت مسکن به شوک پولی



منبع: یافته‌های پژوهش

برای اندازه‌گیری میزان تأثیر متغیرهای پولی بر قیمت مسکن، منبع نوسانات قیمت مسکن در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌طور که جدول ۲ نشان می‌دهد، متغیرهای پولی (نقدینگی و نرخ بهره) حدود ۴۰ درصد نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. نقدینگی به تنهایی حدود ۲۰ درصد تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد و این امر موید نتیجه بالاست که شوک نقدینگی اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد. لازم به ذکر است، ازآنجایی که داده‌های مدل فصلی هستند، دوره ۴ یا ۸ در جدول ۲ به ترتیب نشانگر پایان سال اول و دوم است.

جدول شماره ۲: تجزیه واریانس قیمت مسکن

Period	ε^{WCPI}	ε^{MP}	ε^{GDP}	ε^{CPI}	ε^{M2}	ε^{r}	ε^{EX}	ε^{HP}
۴	۴/۰۳۸	۰/۲۹۲	۱/۱۶	۵/۸۶	۳۶/۰۱	۳۰/۱۶	۱۰/۸۸	۱۱/۵۹
۸	۲۰/۱۴	۰/۵۲	۱/۰۹	۹/۱۲	۲۶/۲۱	۲۱/۵۶	۱۰/۹۳	۱۰/۴۲
۱۲	۱۸/۷۴	۰/۵۳	۲/۴۴	۸/۳۶	۲۲/۳۶	۲۱/۸۱	۱۱/۶۷	۱۴/۰۸
۱۶	۱۶/۸۴	۰/۸۱	۲/۳۷	۸/۳۳	۲۰/۵۵	۲۳/۰۷	۱۱/۸۸	۱۶/۱۵
۲۰	۱۶/۷۱	۰/۹۹	۲/۳۸	۸/۳۶	۱۹/۸۹	۲۳/۹۰	۱۱/۶۰	۱۶/۱۷
۲۴	۱۶/۲۳	۱/۰۹	۲/۳۶	۷/۹۹	۱۸/۸۵	۲۳/۰۱	۱۱/۴۷	۱۸/۹۹
۲۸	۱۶/۸۱	۱/۰۸	۲/۶۲	۷/۸۹	۱۸/۵۵	۲۲/۶۲	۱۱/۳۶	۱۹/۰۷
۳۲	۱۶/۵۹	۱/۰۹	۲/۷۷	۷/۶۹	۱۸/۲۸	۲۲/۶۴	۱۱/۱۸	۱۹/۷۵
۳۶	۱۶/۳۹	۱/۱۵	۲/۸۵	۷/۵۸	۱۸/۰۴	۲۲/۲۴	۱۱/۰۶	۲۰/۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

۵-۲ منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی

برای بررسی نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پولی به متغیرهای حقیقی، لازم است منابع تغییرات تولید ناخالص داخلی تعیین شود. برای این کار تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی از مدل SVAR برآورد شده، محاسبه شد. نتایج تجزیه واریانس در مدل ۸ متغیره نشان می‌دهد که قیمت مسکن بیشترین درصد (۴۲ درصد) را در توضیح نوسانات تولید به خود اختصاص می‌دهد و این بدین معنی است که کانال قیمت مسکن کانال مهمی برای انتقال سیاست پولی به متغیرهای حقیقی در ایران است.

همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد، متغیرهای پولی (نقدینگی و نرخ بهره) در مجموع حدود ۲۸ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهند. این بدین معنی است که شوک‌های پولی منبع مهمی در نوسانات تولید ناخالص داخلی هستند، بنابراین با تثبیت این متغیرها می‌توان نوسانات تولید ناخالص داخلی را نیز تا اندازه زیادی تثبیت کرد.

جدول شماره ۳: تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی

Period	ε^{WCPI}	ε^{MP}	ε^{GDP}	ε^{CPI}	ε^{M2}	ε^{r}	ε^{EX}	ε^{HP}
۴	۹/۴۵	۰/۳۷۹	۱۰/۳۳۷	۲/۶۱۹	۸/۰۹۷	۱۰/۵۷۱	۲/۰۴۵	۵۶/۴۹۷
۸	۸/۴۱	۰/۸۲۵	۱۳/۷۰۷	۲/۶۷۸	۷/۴۶۱	۱۱/۷۱۱	۴/۱۴۶	۵۱/۰۵۸
۱۲	۷/۱۵	۰/۸۳۵	۱۳/۳۴۹	۴/۳۹۱	۱۲/۳۲	۱۲/۶۷۸	۴/۳۷۱	۴۴/۹۰۴
۱۶	۷/۰۳	۰/۹۲۵	۱۲/۲۴۲	۴/۱۴۹	۱۵/۲۹	۱۴/۰۷۷	۴/۴۲۹	۴۱/۸۵۲
۲۰	۶/۷۵	۰/۹۵۶	۱۱/۸۸۴	۴/۰۰۱	۱۵/۰۸	۱۴/۷۸۲	۴/۳۲۷	۴۲/۲۲۳
۲۴	۶/۶۲	۱/۱۲	۱۱/۹۵۴	۴/۱۷۱	۱۴/۶۱	۱۴/۳۲۴	۴/۲۷۹	۴۲/۹۳۲
۲۸	۶/۵۷	۱/۱۴۳	۱۲/۲۳۵	۴/۳۱۷	۱۴/۵۵	۱۴/۰۴۴	۴/۳۲۲	۴۲/۸۲۲
۳۲	۶/۴۸	۱/۱۵۷	۱۲/۵۰۸	۴/۳۹۱	۱۴/۷۱	۱۳/۹۱۹	۴/۳۱۶	۴۲/۵۲۶
۳۶	۶/۴۱	۱/۱۵۴	۱۲/۴۷۷	۴/۳۷۶	۱۵/۱۸	۱۳/۹۵۶	۴/۳۰۷	۴۲/۱۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳ اهمیت قیمت مسکن در تغییرات تورم

برای بررسی اهمیت قیمت مسکن در تغییرات تورم، منابع نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی تعیین می‌شود. همان‌طور که جدول ۴ نشان می‌دهد، نتایج تجزیه واریانس قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی بیانگر این است که قیمت جهانی کالاها و خدمات مصرفی قیمت بیشترین درصد (۲۵ درصد) را در توضیح نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی به خود اختصاص می‌دهد. قیمت مسکن نیز حدود ۲۰درصد نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی را توضیح می‌دهد و این بدین معنی است که کانال قیمت مسکن، کانال مهمی برای انتقال سیاست پولی به قیمت‌ها در ایران است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

جدول شماره ٤: تجزیه واریانس قیمت داخلی کالاها و خدمات

Period	εWCPI	εMP	εGDP	εCPI	εM2	εr	εEX	εHP
۴	۳۳/۹۰	۱/۲۶	۱۱/۴۸	۱۵/۱۸	۱۳/۵۲	۵/۱۵	۵/۲۲	۱۴/۲۸
۸	۲۹/۶۵	۰/۹۹	۸/۲۰	۱۱/۷۹	۱۰/۱۶	۱۱/۴۴	۷/۰۸	۲۰/۶۸
۱۲	۲۷/۸۱	۱/۰۵۶	۹/۱۸	۱۱/۸۴	۱۱/۶۰	۱۰/۶۴	۷/۰۱	۲۰/۸۶
۱۶	۲۶/۳۷	۱/۲۶۴	۸/۹۵	۱۲/۱۸	۱۳/۱۰	۱۰/۳۶	۷/۵۰	۲۰/۲۸
۲۰	۲۵/۰۶	۱/۲۵	۱۰/۷۳	۱۱/۶۷	۱۲/۹۴	۹/۸۶	۷/۲۱	۲۱/۲۷
۲۴	۲۴/۹۲	۱/۳۷	۱۱/۰۹	۱۱/۴۸	۱۳/۷۸	۹/۵۱	۶/۹۵	۲۰/۸۹
۲۸	۲۴/۳۹	۱/۴۱۶	۱۱/۲۲	۱۱/۴۵	۱۴/۳۰	۹/۳۳	۷/۱۴	۲۰/۷۶
۳۲	۲۳/۹۳	۱/۴۰۵	۱۱/۴۷	۱۱/۳۵	۱۴/۸۲	۹/۲۹	۷/۱۶	۲۰/۶۰
۳۶	۲۳/۶۴	۱/۴۵۸	۱۱/۵۳	۱۱/۳۴	۱۵/۰۴	۹/۱۷	۷/۲۲	۲۰/۵۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که جدول ۴ نشان می‌دهد، متغیرهای پولی (نقدینگی و نرخ بهره) در مجموع حدود ۲۲ درصد تغییرات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی را توضیح می‌دهد. این بدین معنی است که شوک‌های پولی منبع مهمی در نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی هستند. بنابراین با تثبیت این متغیرها می‌توان نوسانات تولید ناخالص داخلی را نیز تا اندازه زیادی تثبیت کرد.

٦- جمع‌بندی

نتایج به‌دست آمده از مدل SVAR انتخاب شده نشان می‌دهد که:

شوک سیاست پولی از طریق شوک منفی نقدینگی اثر معنی دار و پایداری بر قیمت مسکن دارد. آثار شوک نقدینگی بر قیمت مسکن تا ۳ سال باقی می‌ماند. یکی از دلایل تاثیر زیاد شوک نقدینگی بر قیمت مسکن در دوره ۱۳۸۵- ۱۳۶۷ را می‌توان انتقال سرمایه سفته‌بازان بازار ارز به بازار سهام و مسکن در نتیجه اجرای نظام ارز مدیریت شده دانست.

شوک‌های پولی منبع مهم تغییرات تولید ناخالص داخلی هستند. لذا با تثبیت این متغیرها می‌توان نوسانات تولید ناخالص داخلی را نیز تا اندازه زیادی تثبیت کرد.

قیمت مسکن بیشترین (حدود ۴۲ درصد) تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. لذا قیمت مسکن، منبع مهمی برای تغییرات تولید ناخالص داخلی می‌باشد. یا به‌عبارت دیگر، قیمت مسکن واسطه مهم انتقال شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی هست.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

قیمت جهانی کالاها و خدمات مصرفی قیمت بیشترین درصد (۲۵ درصد) را در توضیح نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی به خود اختصاص می‌دهد. قیمت مسکن نیز حدود ۲۰درصد نوسانات قیمت داخلی کالاها و خدمات مصرفی را توضیح می‌دهد. یا به عبارت دیگر، قیمت مسکن واسطه مهمی در انتقال سیاست‌های پولی به سطح قیمت‌ها نیز هست.

با توجه به نتایج فوق می‌توان عنوان نمود که تغییرات آزادانه قیمت مسکن منجر به عدم کارایی سیاست-های پولی شده و تغییرات ناخواسته قیمت مسکن در اثر اجرای سیاست‌های پولی، پیش بینی و برنامه ریزی را برای سیاست‌گذاران مشکل می‌نماید، بنابراین کنترل نقدینگی در بخش مسکن از طریق سیاست‌گذاری در تسهیلات پرداختی به بخش مسکن، گروه های دریافت کننده این تسهیلات و ایجاد رونق در بازارهای رقیب بخش مسکن (مانند بازار سرمایه) جهت جذب نقدینگی اقتصاد به طور متناسب در بازارهای یاد شده بایستی از راهکارهای مناسب جهت مقابله با این جهش قیمتی باشد.

۷- منابع

رحمانی، تیمور (۱۳۸۰)، اقتصاد کلان، چاپ ششم، انتشارات برادران، تهران، جلد دوم

قلی زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۷)، بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره های رونق و رکود در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسیهای اقتصادی)، ۵ (۳ (پیاپی ۱۸)): ۷۸-۴۸.

منکیو، گریگوری.ن (۱۳۸۳)، اقتصاد کلان، ترجمهٔ حمیدرضا برادران شرکاء و علی پارسائیان، چاپ دوم، انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی، تهران

Aoki, K., Proudman, J., Vlieghe, G. (2002), Houses as collateral has the link between house prices and consumption in the U.K. changed?, Federal Reserve Bank New York Economic Pol. Rev., vol.8 (1), pp163–177.

Aoki K., ProudmanJ. & Vlieghe G. (2004), House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach, Journal of Financial Intermediation, vol. 13, Issue 4, pp.414-435.

Bernanke, B., Blinder, A., (1988), Credit, money, and aggregate demand, American Economic Review, vol. 78 (2), pp. 435–439.

Bernanke, B., Gertler, M., (1995), Inside the black box: the credit channel of monetary transmission, Journal Economic Perspect, Vol. 9 (4), pp. 27–48.

Bjørnland H.C., Bjørnland D.H & Jacobsen (2008), The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in the U.S, Working Paper 2008/24, Norges Bank.

Calza A., Monacelli T. & Stracca L., (2009), Housing finance and monetary policy, Working Paper Series 1069, European Central Bank.

Carstensen K., Hülsewig O. & Wollmershäuser T. (2009), Monetary policy transmission and house prices: European cross country evidence, Working Paper / FINESS 7.4, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

Case K.E., Quigley J.M. & Shiller R.J. (2005), Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market, The B.E. Journal of Macroeconomics, Berkeley Electronic Press, vol. 0(1).

Chirinko R.S. & Haan L. & Sterken E. (2004), Asset price shocks, real expenditures, and financial structure: A multi-country analysis, CCSO Working Papers 200411, University of Groningen, CCSO Centre for Economic Research.

Darracq Pariès M., Notarpietro A. (2008), Monetary policy and housing prices in an estimated DSGE model for the US and the euro area, Working Paper Series 972, European Central Bank.

Del Negro M., Otrok Ch. (2007), 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across U.S. states, Journal of Monetary Economics, vol. 54(7), pages 1962-1985.

Elbourne A. (2008), The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach, Journal of Housing Economics, vol. 17, Issue 1, pp. 65-87.

13-Giuliodori, M. (2005), Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices Across European Countries, Scot. J. Polit. Economy, vol. 52 (4), pp 519–543.

Gupta R., Jurgilas M. & Kabundi A. & Miller S.M. (2009), Monetary policy and housing sector dynamics in a large-scale Bayesian vector autoregressive mode, Working Papers 0919, University of Nevada, Las Vegas , Department of Economics.

Iacoviello, M. (2002), House prices and business cycles in Europe: a VAR analysis, Boston College Working Paper 540.

Iacoviello M., Minetti R. (2007), The credit channel of monetary policy and housing markets: International empirical evidence, Journal of Macroeconomics, vol. 30(1), pages 69-96.

IMF (2008), World Economic Outlook. Washington, Spring.

18-Jarocinski M., Smets F.R. (2008), House prices and the stance of monetary policy, Review Federal Reserve Bank of St. Louis, issue Jul, pp 339-366.

Kiss G. and Vadas G. (2007), The role of the housing market in monetary transmission – evidence from Hungary, European Journal of Housing Policy, Vol. 7, No. 3, pp 299–317.

Kwon E. (1998), Monetary policy, land prices, and collateral effects on economic fluctuations: Evidence from Japan, Journal of the Japanese and International Economics, vol. 12, Issue 3, pp.175-203.

López M. (2005), House prices and monetary policy in Colombia, Working Papers Central Bank of Chile 349, Central Bank of Chile.

Maclennan, D., Muellbauer, J., Stephens, M., (2000), Asymmetries in housing and financial market institutions and EMU, Update of: Maclennan, D., Muellbauer, J., Stephens, M., (1998). Asymmetries in housing and financial market institutions and EMU. Oxford Rev. Econ. Pol., vol. 30 (3), pp 54–80.

Mishkin, Fredric (1995), Symposium on the monetary transmission mechanism, The Journal of Economic Perspectives, vol.9, no.4, pp.3-10

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

Rosen, K.T., (1984), Affordable housing: New policies for the housing and mortgage markets, Ballinger, Cambridge, MA.

ضمیمه: برآورد مدل SVAR ۸ متغیره

Structural VAR Estimates
Sample (adjusted): 1368Q4 1385Q2
Included observations: 67 after adjustments
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)
Convergence achieved after 123 iterations
Structural VAR is over-identified (16 degrees of freedom)
Model: Ae = Bu where E[uu']=I
Restriction Type: short-run pattern matrix

A =

1	0	0	0	0	0	0	0
0	1	0	0	0	0	0	0
0	0	1	0	0	0	0	0
0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	1	0	0
0	0	0	0	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	1

B =

1	0	0	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0	0	0
C(2)	0	1	0	0	0	0	C(20)
C(3)	0	(8)	1	0	0	0	0
0	0	(9)	C(11)	1	C(16)	0	0
C(4)	C(6)	0	0	C(13)	1	C(19)	0
C(5)	C(7)	C(10)	C(12)	C(14)	C(17)	1	0
0	0	0	0	C(15)	C(18)	0	1

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.466765	0.122169	-3.820638	0.0001
C(2)	1.001651	0.408106	2.454392	0.0141
C(3)	0.848353	0.173939	4.877291	0
C(4)	-0.168923	0.203007	-0.832107	0.4053
C(5)	3.915854	0.458963	8.531953	0
C(6)	-0.139669	0.20089	-0.69525	0.4869
C(7)	0.677251	0.400298	1.691868	0.0907

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]

C(8)	1.178862	0.173369	6.799734	0
C(9)	1.571215	0.18663	8.418859	0
C(10)	0.858667	0.522396	1.643709	0.1002
C(11)	-0.745198	0.194726	-3.826895	0.0001
C(12)	1.794335	0.481014	3.730316	0.0002
C(13)	-0.311455	0.562157	-0.554035	0.5796
C(14)	3.068839	0.72453	4.235626	0
C(15)	-1.825773	0.93021	-1.962754	0.0497
C(16)	0.276809	0.52619	0.526063	0.5988
C(17)	-1.279659	1.697689	-0.753765	0.451
C(18)	-1.752982	1.029098	-1.703417	0.0885
C(19)	1.372004	0.142759	9.610627	0
C(20)	-3.439396	0.289381	-11.88535	0
Log likelihood	-1263.769			
LR test for over-identification:				
Chi-square(16)	364.7941		Probability	0

Estimated B matrix:

1	0	0	0	0	0	0	0
-0.466765	1	0	0	0	0	0	0
1.001651	0	1	0	0	0	0	-3.439396
0.848353	0	1.178862	1	0	0	0	0
0	0	1.571215	-0.745198	1	0.276809	0	0
-0.168923	-0.139669	0	0	-0.311455	1	1.372004	0
3.915854	0.677251	0.858667	1.794335	3.068839	-1.279659	1	0
0	0	0	0	-1.825773	-1.752982	0	1

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.8.2]