فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۱، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۱۰۴ - ۷۷

اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR

کیومرث شهبازی
استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه
k.shahbazi@urmia.ac.ir

زهرا کلانتری
کارشناس‌ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه
kalantari_zahra11@yahoo.com

در این پژوهش با استفاده از سه مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR)، ۸ متغیر و داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۸۷ ـ ۱۳۷۰) به بررسی آثار شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن پرداخته شده است. به منظور دستیابی به اهداف مختلفی نظیر ثبات قیمت‌ها در این بازار، سیاستگذاران پولی و مالی می‌بایست به میزان تأثیر این سیاست‌ها بر متغیرهای بازار مسکن آگاهی داشته باشند. لذا، پرسش اصلی تحقیق این است که اجرای سیاست‌های پولی و مالی در ایران چگونه متغیرهای بازار مسکن را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟ نتایج مؤید این است که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند. اما این سیاست‌ها می‌توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین‌کننده ایفا کنند. از سوی دیگر، سیاست‌های مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند. اما سیاست‌های پولی می‌توانند در کنترل این متغیرها مؤثر واقع گردند.

طبقه‌بندی JEL: *C32, E52, R2*.

واژه‌های کلیدی: *سیاست پولی، سیاست مالی، مسکن، SVAR*.

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۲۰** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۲/۹**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۱. مقدمه

بخش مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که هم از لحاظ سهم در سبد هزینه خانوار و هم از لحاظ سهم در تولید ناخالص داخلی و نقش آن در تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی و اشتغال عوامل تولید از اهمیت غیرقابل انکاری برخوردار است. چنین جایگاهی باعث شده است رشد معقول و منطقی قیمت و سرمایه‌گذاری مسکونی و افزایش ساخت و ساز مسکن به‌عنوان هدفی مطلوب و سیاستی قابل تعقیب در نظر گرفته شود، زیرا از یک سو رکود این بازار از جهت تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در این بخش و کاهش رشد اقتصاد برای سیاستگذاران اقتصادی و دولتمردان پدیده‌ای ناخوشایند می‌باشد و از سوی دیگر، رونق سریع و رشد شتابان قیمت نیز به دلیل تأثیر شدید آن بر افزایش هزینه‌های خانوار و نارضایتی اجتماعی ناشی از آن هیچگاه مطلوب مردم و متولیان سیاستگذاری و نظارت بر این بخش نمی‌باشد.

بازار مسکن برای رسیدن به دو هدف ثبات قیمت و سطح بیکاری مطلوب همیشه مورد توجه سیاستگذاران پولی بوده است. اگر سیاستگذاران پولی بخواهند ابزار سیاستی را بطور مناسب تعیین کنند می‌بایست نقشی که مسکن در مکانیزم انتقال پولی ایفا می‌کند را بدانند. برخی معتقدند بحران مالی سال ۲۰۰۸ از بازار مسکن ایالات متحده آغاز شده است (کمپبل وکاکو، ۲۰۰۳ ومیوئل‌بائر ومورپنی، ۲۰۰۸) و سیاست پولی یک نقش مرکزی در بحران داشته است. به ویژه، ادعا می‌شود که سیاست پولی بیش از اندازه انبساطی که توسط فدرال رزرو در نیمه اول دهه صورت گرفته است در ایجاد حباب قیمت مسکن در ایالات متحده مؤثر بوده است. طرفداران این دیدگاه نقش قابل ملاحظه‌ای برای سیاست پولی در جلوگیری از حباب‌ها در قیمت مسکن و سایر دارایی‌ها در نظر می‌گیرند. در مقابل، عده دیگری وضعیت سیاستی را در شرایط موجود اقتصاد کلان مناسب می‌دانند. آنها معتقدند سیاست پولی نه دلیل اصلی حباب قیمت مسکن و نه ابزار مناسبی برای کنترل افزایش قیمت مسکن می‌باشد (برنانک، ۲۰۱۰).

ازسوی دیگر، بخش مسکن کانون توجه دولتمردان نیز می‌باشد، زیرا استمرار چالش مسکن علاوه بر ناهنجاری‌های اقتصادی بر گسترش نارضایتی‌های اجتماعی نیز تأثیرگذار است و تعداد قابل‌توجهی از خانوارهای شهری جهت تأمین هزینه اجاره‌بها و حتی خرید خانه مجبورند از بسیاری از هزینه‌های ضروری خود مانند بهداشت، تغذیه و آموزش چشم‌پوشی کنند که ثمره آن کاهش توان فکری و جسمی نیروی انسانی و درنتیجه محدودیت رشد اقتصادی است (کرمی، ۱۳۸۶).

با توجه به نقش مهم بازار مسکن در اقتصاد ایران، این بازار همیشه کانون توجه سیاستگذاران بوده است. در ایران به‌دلیل تغییرات انتظاری بسیار شدید قیمت مسکن ممکن است تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر قیمت مسکن، تقاضای مسکن و سرمایه‌گذاری در این بخش کمرنگ باشد. بنابراین، لازم است به وسیله یک مدل اقتصادسنجی که در برگیرنده ابزارهای سیاست‌های پولی و مالی می‌باشد، اثر این سیاست‌ها بر متغیرهای بازار

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

مسکن بررسی شود. بنابراین، به‌منظور دستیابی به اهداف مختلفی نظیر ثبات قیمت‌ها در این بخش، سیاستگذاران پولی و مالی می‌بایست به میزان تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن آگاهی داشته باشند، لذا پرسش‌هایی که مطرح می‌شود این است که اولاً آیا سیاست‌های پولی و مالی در ایران تأثیر معناداری بر متغیرهای بازار مسکن دارند یا نه؟ و ثانیاً این سیاست‌ها چه میزان از تغییرات متغیرهای مسکن را توضیح می‌دهند؟ در این پژوهش تلاش شده است تا به این پرسش‌ها پاسخ داده شود.

این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. در بخش دوم ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش بررسی می‌شود. در بخش سوم تصریح مدل و در بخش چهارم تحلیل نتایج آورده می‌شود. در بخش پنجم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق بیان می‌شود.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

عوامل متعددی بر متغیرهای بازار مسکن تأثیر می‌گذارند که در حالت کلی می‌توان آنها را به دو دسته عوامل درون‌زا و برون‌زا تقسیم نمود. عواملی که در بازار مسکن موجب تغییر در حجم و چگونگی عرضه و تقاضا می‌شوند عوامل درون‌زا و عواملی که در اثر نوسانات بازار ناشی از مواردی نظیر سیاست‌های نامناسب پولی و مالی می‌باشند عوامل برون‌زا می‌باشند (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). در ادامه به بررسی کانال‌های اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱. کانال‌های اثرگذاری سیاست مالی بر متغیرهای بازار مسکن

تغییرات سیاست مالی دولت، تقاضای کل (GNP) را به صورت مستقیم و غیرمستقیم تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات GNP نیز به نوبه خود ممکن است درآمد قابل تصرف، توزیع درآمد، اشتغال، سطح قیمت‌ها و ... را تحت‌تأثیر قرار دهد. متغیرهای بازار مسکن نیز تحت‌تأثیر تغییرات هریک از متغیرهای فوق می‌باشند. درحالت‌کلی، دو نوع متفاوت از ابزارهای سیاست مالی برای دولت وجود دارد یکی سیاست‌های درآمدی و دیگری سیاست‌های مخارجی. سیاست‌های درآمدی یا مالیاتی سیاست‌هایی هستند که نرخ مالیات درآمدهای شخصی، نرخ مالیات بر سود شرکت‌های سهامی، پایه‌های مالیاتی، نرخ مالیات غیرمستقیم و پرداختی‌های بابت تأمین اجتماعی را تعیین می‌نمایند. طبق نظریه‌های اقتصاد کلان، باثابت بودن مخارج دولت، افزایش (کاهش) نرخ مالیات منجر به کاهش (افزایش) GNP می‌شود. کاهش (افزایش) GNP متغیرهای بازار مسکن را به‌طور غیرمستقیم از طریق تغییر متغیرهای اقتصادی واسطه‌ای فوق (درآمد قابل تصرف، اشتغال، سطح قیمت‌ها و ...) تحت‌تأثیر قرار خواهد داد. از لحاظ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

نظری، افزایش درآمد ناشی از اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه (ساختمان‌های مسکونی شروع به ساخت و سرمایه‌گذاری مسکونی) و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد که تغییر عرضه و تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد. همچنین، این عوامل اقتصادی ممکن است برخی متغیرهای جمعیتی را تحت‌تأثیر قرار دهند که تمایل دارند بر ساختمان‌های مسکونی شروع به ساخت اثر بگذارند. همچنین، سیاستگذاران دولتی ممکن است با افزایش یا کاهش مخارج دولت ازطریق پرداخت‌های انتقالی یا خرید کالاها و خدمات بر روی GNP تأثیر بگذارند. با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیات، افزایش (کاهش) مخارج دولت منجربه افزایش (کاهش) GNP خواهد شد. همان‌گونه‌که قبلاً اشاره شد تغییر GNP ممکن است به تغییر ساختمان‌های مسکونی شروع به کار منجر شود. بدین صورت‌که با افزایش درآمد انتظار بر این است که سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به کار و در نتیجه عرضه مسکن افزایش یابد. همچنین، با افزایش درآمد تقاضای مسکن نیز افزایش می‌یابد، لذا با افزایش عرضه و تقاضای مسکن به‌دنبال رشد درآمد ملی، قیمت مسکن ممکن است افزایش یابد، کاهش یابد یا اینکه ثابت باقی بماند (نایلور[1]، ۱۹۶۷).

ازسوی دیگر، سیاست‌های مالی انبساطی یا انقباضی می‌توانند با تأثیر بر سطح عمومی قیمت‌ها موجب تغییر متغیرهای بازار مسکن گردند. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر تقاضای مؤثر مسکن آثار مختلفی دارد. اثر منفی آن به صورت کاهش قدرت خرید مردم ظاهر می‌شود و اثر مثبت آن بدین ترتیب است که خانوارها به هنگام مشاهده جریان رشد قیمت‌ها به منظور حفظ و تثبیت ارزش دارایی‌های خود، درصورتی‌که میزان ریسک و نرخ بازگشت سرمایه در سایر فعالیت‌های اقتصادی درحد مطلوب نباشد به‌سمت احداث و خرید واحدهای مسکونی حرکت می‌کنند، اما تأثیر این افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها بر قیمت مسکن بستگی به نوع تورم در سال‌های مختلف دارد. بدین‌صورت‌که افزایش یکباره در سطح عمومی قیمت‌ها با افزایش در هزینه تولید مسکن باعث کاهش سرمایه‌گذاری در مسکن و افزایش قیمت مسکن می‌شود، اما یک تورم مزمن و طولانی‌مدت باعث می‌گردد این اثر کمتر و بی‌اثرتر گردد (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸).

۲-۱-۲. کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای بازار مسکن

از لحاظ نظری سیاست پولی تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اولاً همانند سایر دارایی‌ها، قیمت مسکن به بازدهی موجود بر سایر دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه حساس می‌باشد. اگر بازدهی اوراق قرضه

1. Naylor

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

افزایش یابد (نرخ بهره افزایش یابد)، دارندگان دارایی بخشی از پورتفولیوی خود را به اوراق قرضه تبدیل خواهند کرد و از سایر دارایی‌ها همانند مسکن دوری خواهند کرد. این مسأله باعث خواهد شد تا زمانی که بازدهی ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها با درنظرگرفتن ریسک‌های متفاوت برابر می‌شود، قیمت مسکن کاهش پیدا کند. ثانیاً تقاضای مسکن با نرخ‌های بهره ارتباط منفی دارد، زیرا پرداختی‌های بهره بخش عمده‌ای از هزینه خرید مسکن را تشکیل می‌دهد. ثالثاً مبلغی که یک شخص قادر و مایل است برای مسکن هزینه کند به‌طور مستقیم با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دارد (البورن، ۲۰۰۸). همان‌گونه‌که روزن بیان می‌کند، خانوارها به‌وسیله درآمد جاری‌شان نسبت به آنچه می‌توانند قرض کنند محدودند. در طول زمان همان طورکه 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 تعیین‌کننده 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 (بهشتی و محسنی‌زنوزی، ۱۳۸۹).

میشکین (۲۰۰۷) کانال قیمت دیگر دارایی‌ها را براساس تئوری Q توبین (۱۹۶۹) و اثر ثروت مودیگلیانی (۱۹۷۱) بیان می‌کند. وی معتقد است که سیاست پولی از طریق متأثر کردن دارایی‌ها می‌تواند بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر بگذارد که این کانال با دو تئوری یاد شده انجام می‌گیرد. تئوری Q توبین (۱۹۶۹) سیاست پولی را با قیمت سهام بر اقتصاد مؤثر می‌داند. وقتی قیمت سهام افزایش می‌یابد افزایش Q توبین و کاهش هزینه سرمایه را سبب می‌شود که خود افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری و در نهایت تولید کل را در پی دارد. تئوری Q توبین را به غیر از بازار سهام درمورد بازار مسکن نیز می‌توان بکار برد. درباره مسکن می‌توان Q را ارزش بازاری واحد مسکونی بر هزینه ساخت واحد مسکونی بیان نمود. در واقع، زمانی که مقامات پولی با اجرای سیاست‌های پولی انقباضی نرخ بهره را افزایش داده و وضعیت را برای دریافت وام مسکن از جانب متقاضیان خرید مسکن محدود کنند تقاضا برای مسکن و در نتیجه ارزش بازاری مسکن کاهش خواهد یافت (شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۹۰).

همچنین، سیاست پولی با کاهش یا افزایش نرخ‌های بهره از طریق کانال‌های زیر بازار مسکن و از این طریق کل اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (میشکین، ۲۰۰۷). از طریق تأثیر مستقیم نرخ بهره بر هزینه استفاده از سرمایه، انتظارات تغییرات قیمت مسکن در آینده، عرضه مسکن و از طریق تأثیر غیرمستقیم بر آثار اعتبارات بخش مسکن بر روی تقاضای مسکن. در ادامه به توضیح مختصر هر یک از کانال‌های فوق می‌پردازیم.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

ـ آثار مستقیم نرخ بهره بر روی بازار مسکن از طریق هزینه استفاده از سرمایه

از دید مدل‌های نئوکلاسیک، هزینه استفاده از سرمایه به عنوان یک عامل مهم در تعیین تقاضا برای سرمایه‌گذاری بخش مسکن محسوب می‌شود. هزینه استفاده از سرمایه به عوامل متعددی بستگی دارد و می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

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

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.

با توجه به رابطه فوق، سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره موجب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود، زیرا این سیاست با کاهش نرخ بهره موجب کاهش هزینه استفاده از سرمایه گردیده و تقاضای مسکن را افزایش می‌دهد. همچنین، زمانی که سیاست‌های پولی انقباضی نرخ بهره کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهند، نرخ بهره بلندمدت نیز تمایل به افزایش دارد زیرا آنها به نرخ بهره کوتاه‌مدت انتظاری آینده وابسته هستند، با این افزایش‌ها هزینه استفاده از سرمایه افزایش یافته و تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد. کاهش در تقاضا نیز منجر به کاهش قیمت مسکن و کاهش در ساخت مسکن می‌شود. این کانال انتقال سیاست پولی یکی از مهم‌ترین کانال‌ها در مدل‌های اقتصاد کلان می‌باشند. در ایران به دلیل تغییرات انتظاری بسیار شدید قیمت مسکن، تأثیر نرخ‌های بهره بر تقاضای مسکن و سرمایه‌گذاری در این بخش ممکن است کمرنگ باشد. بنابراین، لازم است به وسیله یک مدل اقتصادسنجی که دربرگیرنده ابزارهای سیاست‌های پولی و مالی می‌باشد اثر این سیاست‌ها بر متغیرهای بازار مسکن بررسی شود.

ـ آثار نرخ بهره از طریق افزایش قیمت انتظاری مسکن

عبارت سوم در هزینه استفاده از سرمایه، نرخ انتظاری واقعی افزایش قیمت مسکن می‌باشد که کانال دیگری برای سیاست پولی فراهم می‌کند تا فعالیت‌های مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد. تغییر در انتظارات می‌تواند اثر مهمی بر هزینه استفاده از سرمایه و در نتیجه بر روی تقاضای مسکن داشته باشد (کیس و شیلر، ۲۰۰۳). زمانی که سیاست پولی انقباضی اجرا می‌شود و نرخ بهره افزایش می‌یابد، قیمت مسکن کاهش پیدا می‌کند، زیرا تقاضا برای مسکن از طریق مکانیزم هزینه استفاده از سرمایه کاهش می‌یابد. انتظارات اجرای سیاست پولی انقباضی در آینده می‌تواند نرخ انتظاری واقعی افزایش قیمت مسکن را کاهش دهد و از آن طریق هزینه فعلی استفاده از سرمایه را افزایش دهدکه به کاهش تقاضای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

مسکن و کاهش ساخت و ساز مسکن منجر خواهد شد.

ـ آثار نرخ بهره بر روی عرضه مسکن

حال از عوامل تقاضا به عوامل عرضه تاثیرگذار بر فعالیت‌های مسکن برمی‌گردیم. با توجه به اینکه خانه‌سازها، ساختمان‌ها را نسبتاً سریع می‌سازند، نرخ بهره مربوط به هزینه تأمین مالی ساخت مسکن نرخ بهره کوتاه‌مدت می‌باشد. نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت بالاتر هزینه ساخت خانه‌های جدید را افزایش داده و سرمایه‌گذاری مسکونی و فعالیت‌های ساخت و ساز مسکن را کاهش می‌دهند. بنابراین، آثار عرضه دلیل دیگری است که چرا نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت آثار مهمی بر ساخت و ساز مسکن دارند که تحقیقات تجربی نظیر مک‌کارتی و پیچ[1] (۲۰۰۲) آن را تأیید می‌کنند (میشکین، ۲۰۰۷). کاهش در عرضه مسکن نیز می‌تواند به افزایش قیمت مسکن منجر گردد.

ـ آثار اعتبارات بخش مسکن بر روی تقاضای مسکن

زمانی که خانوارها وام مسکن می‌گیرند این وام دو کانال بالقوه را نشان می‌دهد که ازطریق تأثیر بر تقاضا کار می‌کنند. در کانال اول، پول (۱۹۷۲) و کیرل (۱۹۷۹) نشان می‌دهند که نه تنها نرخ بهره واقعی بلکه نرخ بهره اسمی نیز می‌تواند تقاضای مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد. نرخ‌های اسمی بالاتر حتی اگر نرخ بهره واقعی بدون تغییر باقی بماند جریان جاری پول نقد (تفاوت بین درآمدها و مخارج) را کاهش می‌دهد. این کاهش به‌نوبه خود تقاضا برای مسکن را کاهش می‌دهد، زیرا در اثر تورم انتظاری بالاتر، جریان پرداخت‌های بهره به زمان حال منحرف می‌شود. کاهش جریان پول نقد اندازه رهنی که خانوارها در مقابل وام می‌توانند تهیه کنند را کاهش می‌دهد. بنابراین، اندازه خانه‌ای که آنها می‌توانند بخرند کوچکتر از قبل می‌شود (قبل از کاهش جریان پول نقد). در چارچوب نئوکلاسیکی، تنها نرخ بهره بلندمدت می‌تواند تقاضای مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد و مهم نیست خانوارها نرخ متغیر یا ثابت رهن را داشته باشند، زیرا نرخ بهره مربوط به هزینه استفاده از سرمایه هنوز نرخ بهره بلندمدت است به این دلیل که نرخ بهره متغیر در واقع میانگین انتظارات نرخ بهره متغیر در طول دوره مالکیت خانه است. کانال دوم نشان می‌دهد که اگر خانوارها فشار وام را تحت کنترل داشته باشند در این صورت مهم است که خانوارها نرخ متغیر رهن را داشته باشند. در این حالت تغییرات در نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت می‌تواند تقاضای مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد. اگر نسبت بالایی از خانوارها با نرخ متغیر خانه بخرند در این صورت افزایش در نرخ‌های کوتاه‌مدت حتی اگر نرخ‌های بلندمدت بدون تغییر باشند یا افزایش

1. Mc Carthy and Peach

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

اندکی داشته باشند می‌تواند بصورت معناداری تقاضای مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد. با توجه به اینکه نرخ‌های متغیر رهن‌ها تمایل دارند با نرخ‌های کوتاه‌مدت حرکت کنند، سیاستگذاران پولی از نرخ‌های متغیر به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کنند. بنابراین، در کشورهایی که نسبت بیشتری از خانوارها از نرخ متغیر رهن استفاده می‌کنند واکنش بیشتری به تغییرات سیاست پولی نشان می‌دهند (میشکین، ۲۰۰۷).

۲-۲. پیشینه تحقیق

اوکی، پرادمن و ولایجه (۲۰۰۲) مطالعه‌ای را در انگلیس تحت عنوان" قیمت مسکن، مصرف و سیاست پولی" انجام داده و به این نتیجه دست یافته‌اند که تغییر ات درون‌زا در بازار اعتبارات مانند تغییر در خالص ثروت یا ارزش رهن‌ها در جهت تقویت و انتقال شوک‌ها به اقتصاد کلان فعالیت می‌کند و واکنش مصرف، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و قیمت مسکن به تغییرات پیش‌بینی‌نشده در نرخ‌های بهره به درجه اصلاحات بخش مسکن بستگی دارد.

وارگاس سیلوا (۲۰۰۸) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین سیاست پولی و بازار مسکن ایالت متحده آمریکا با استفاده از روش VAR پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد که سیاست پولی انقباضی یک اثر منفی بر متغیرهای شروع ساخت و ساز مسکن و سرمایه‌گذاری مسکونی دارد و با گسترده‌تر شدن افق زمانی محدودیت‌ها، شوک سیاست پولی برای دوره‌های بلندتری اثرگذار خواهد بود.

اج، کایلی و لافورت (۲۰۰۸) در بررسی نوسانات سرمایه‌گذاری برای اقتصاد ایالت متحده آمریکا به این نتیجه رسیده‌اند که نوسانات در سرمایه‌گذاری مسکونی عمدتاً ناشی از تغییرات در تقاضا است و سیاست پولی تنها یک عامل متوسط در تغییرات سرمایه‌گذاری مسکونی محسوب می‌شود.

اسنماکر و جرلاک (۲۰۰۹) با استفاده از روش‌های VAR و PVAR[1] به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر تورم، تولید و قیمت دارایی‌های مسکونی در ۱۸ کشور پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست پولی آثار بزرگ و قابل پیش‌بینی روی قیمت دارایی‌های مسکونی دارد و این اثرگذاری تحت‌تأثیر ساختار مالی است.

گوپتا، جورجایلاس و کاباندی (۲۰۰۹) به بررسی اثر شوک‌های مثبت سیاست پولی بر رشد واقعی قیمت مسکن در پنج بخش آفریقای جنوبی با استفاده از روش فاکتور تعدیل یافته خود رگرسیوبرداری (FAVAR)[2] پرداخته‌اند. در این مطالعه خانه‌ها براساس قیمتشان به سه طبقه خانه‌های لوکس، خانه‌های میانه و خانه‌هایی با توان

1. Panel-VAR
2. Factor-Augmented Vector Autoregression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

تأمین مالی تقسیم‌بندی شده‌اند. در کل تورم قیمت مسکن به صورت معکوس به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد، اما واکنش در بین بخش‌های لوکس، میانه- بزرگ و میانه- متوسط بازار نسبت به بخش‌های میانه- کوچک و قابل تأمین مالی بیشتر است.

افانسو و سوزا (۲۰۰۹) در مقاله خود آثار سیاست مالی بر روی فعالیت‌های اقتصادی را با تأکید ویژه بر روی بازار دارایی‌ها بررسی کرده و با استفاده از روش سیستم همزمان در چارچوب بیژین (B-SVAR)[1] و داده‌های فصلی مربوط به کشورهای انگلستان، آمریکا ، آلمان و ایتالیا به این نتیجه رسیده‌اند که شوک مخارج دولت یک اثر مثبت و دائمی بر قیمت مسکن دارد و شوک درآمدهای دولت در آمریکا و ایتالیا اثر منفی بر قیمت مسکن دارد، در حالی که در آلمان و انگلیس اثر مثبت دارد. آنها همچنین نشان دادند که در آلمان و آمریکا شوک‌های سیاست مالی نقش کوچکی در الگوهای قیمت مسکن ایفا می‌کند، درحالی که در انگلیس هر دوی مخارج و درآمدهای دولت یک اثر مهم بر دارایی‌ها دارد و در ایتالیا تنها شوک درآمدهای دولت در افزایش نوسانات قیمت مسکن سهیم می‌باشد.

برننک (۲۰۱۰) ارتباط بین سیاست پولی و قیمت مسکن را برای اقتصاد آمریکا مورد مطالعه قرار داده است. نتایج مطالعات وی نشان می‌دهد که رابطه مستقیم بین سیاست پولی و افزایش قیمت مسکن ضعیف است. اگرچه افزایش سریع قیمت‌ها زمانی اتفاق افتاده است که نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت در پایین‌ترین سطح خود قرار داشته‌اند، اما میزان منافع قیمت مسکن بزرگتر از آن بود که تنها با وضعیت سیاست پولی قابل توضیح باشد. علاوه بر این، شواهد بین کشوری رابطه معناداری را نشان نمی‌دهد.

کالزو، موناسلی و استراکا (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی نقش ساختار تأمین مالی مسکن در انتقال سیاست پولی بر مصرف، سرمایه‌گذاری مسکونی و قیمت مسکن در تعدادی از کشورهای صنعتی پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مسکونی معمولاً در کشورهایی با بازار رهن انعطاف‌پذیر یا پیشرفته نسبت به شوک‌های سیاست پولی حساسیت بیشتری دارد. همچنین، نتایج آنها نشان می‌دهد که حساسیت مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک‌های سیاست پولی تحت‌تأثیر مقادیر دو پارامتر اصلی بازار رهن یعنی نرخ پرداخت پایین و ساختار نرخ بهره اجاره (نرخ بهره متغیر در مقابل ثابت) است.

اگنلو و شوکنکت (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی ویژگی‌ها و عوامل تعیین‌کننده حباب قیمت مسکن و فروپاشی حباب قیمت در ۱۸ کشور صنعتی و برای دوره (۲۰۰۷-۱۹۸۰) پرداخته‌اند. از منظر تاریخی آنها دریافته‌اند که حباب‌های اخیر قیمت مسکن طی چهار دهه اخیر جزء طولانی‌ترین حباب‌ها قرار دارند. تخمین مدل نشان داده است که اعتبارات و نرخ‌های بهره تأثیر معناداری بر احتمال ایجاد حباب و فروپاشی حباب دارد.

1. Bayesian Structural Vector Autoregression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

علاوه بر این، نقدینگی بین‌المللی نیز نقش مهمی در وقوع حباب قیمت مسکن دارد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن را در دوره‌های رونق و رکود مورد بررسی قرار داده و از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه حباب قیمت استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که در هر دو دوره سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب قیمت شده است. در دوره رکود، قیمت دارایی و در دوره رونق، نرخ بهره مهم‌ترین عامل اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مطالعه دیگری به بررسی واکنش سیاست پولی به حباب قیمت مسکن پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های پولی سهم قابل‌توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را به‌خود اختصاص داده است.

قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مطالعه دیگری با استفاده از روش داده‌های ترکیبی (پانل) طی سال‌های (۲۰۰۴-۱۹۹۱) به بررسی آثار سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن برای ۱۸ کشور از جمله ایران پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که سیاست پولی سهم قابل‌توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را در ایران و کشورهای که دارای نسبت قیمت به اجاره بالاتری هستند به‌خود اختصاص داده است.

حیدری و سوری (۱۳۸۹) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری به بررسی رابطه بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۰) پرداخته‌اند. براساس نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه‌ای، تحریک عوامل سمت تقاضا (افزایش نرخ رشد نقدینگی و درآمد سرانه) سبب می‌شود که قیمت مسکن افزایش یابد با این تفاوت که اثر نقدینگی با تأخیری حدود یک سال بر قیمت مسکن وارد می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که نرخ‌های سود بانکی دارای آثار بلندمدت و کوتاه‌مدت بر شاخص قیمت مسکن می‌باشد و آثار بلندمدت بیشتر از آثار کوتاه‌مدت می‌باشد.

۳. تصریح مدل

۳-۱. مدل SVAR

در این مطالعه برای بررسی آثار سیاست‌های پولی و مالی برمتغیرهای بازار مسکن از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود. مدل‌های VAR اولیه تجزیه چولسکی را برای به دست آوردن توابع واکنش آنی بکار برده‌اند. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علی دلالت می‌کند در صورتی که محقق بخواهد آثار بیش از یک شوک (مثلاً شوک پولی) را بررسی کند ممکن است غیرقابل قبول باشد (البورن، ۲۰۰۸). بلانچارد و برنانک (۱۹۸۹) با درنظرگرفتن محدودیت‌های نظری روی آثار همزمان تکانه‌ها الگوی SVAR را توسعه دادند، سپس کلاریدا و گالی (۱۹۹۴) با اعمال محدودیت‌های نظری روی آثار بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کردند. مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

برخلاف الگوی VAR غیرمقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری بطور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌ها شناسایی شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا بر روی متغیرهای مختلف بکار گرفته شوند. مدل‌های VAR مطالعات مربوط به مکانیزم انتقال پولی که تجزیه چولسکی را مورد استفاده قرار داده‌اند معمولاً بر شناسایی جزئی تأکید کرده‌اند و تکیه بر شناسایی جزئی بدین مفهوم است که در هر مدل تنها یک شوک می‌تواند مطالعه شود (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۱).

بردار K بعدی سری زمانی y_t را در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم که y_t بتواند با یک بردار خودرگرسیون مرتبه محدود p تقریب شود. هدف آگاهی از پارامترهای مدل خودرگرسیون ساختاری زیر می‌باشد (کیلیان، ۲۰۱۱):

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \ldots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن ε_t بردار جملات اخلال ناهمبسته سریالی با میانگین صفر می‌باشند که از آنها تحت عنوان شوک‌های ساختاری نام برده می‌شود. مدل (۲) را می‌توان به‌طور خلاصه به‌صورت زیر بیان کرد:

$$B(L) y_t = \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که درآن، $B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \ldots - B_p L^p$ چندجمله‌ای عملگر وقفه‌ای می‌باشد. ماتریس واریانس-کواریانس جزء خطای ساختاری طوری نرمال‌سازی می‌شود که:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = \Sigma_\varepsilon = I_K \qquad (۴)$$

این بدین مفهوم است که اولاً به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری شوک‌های ساختاری وجود دارد. ثانیاً شوک‌های ساختاری طبق تعریف به‌طور متقابل ناهمبسته می‌باشند که بیانگر این است که Σ_ε قطری می‌باشد. ثالثاً واریانس تمام شوک‌های ساختاری جهت سادگی به یک نرمال می‌شوند، درعین‌حال عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند. مدل VAR ساختاری به طور مستقیم قابل مشاهده نیست. جهت تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل‌یافته آن استخراج شود که عبارت است از تصریح y_t بر حسب وقفه‌های آن جهت استخراج فرم تعدیل یافته هردوطرف فرم ساختاری را به B_0^{-1} ضرب می‌کنیم:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$B_0^{-1}B_0y_t = B_0^{-1}B_1y_{t-1} + B_0^{-1}B_2y_{t-2} + \ldots + B_0^{-1}B_py_{t-p} + B_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۵)$$

بنابراین، مدل مشابهی برحسب اجزای قابل مشاهده به‌صورت زیر بیان شود:

$$y_t = A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \ldots + A_py_{t-p} + u_t \qquad (۶)$$

که در آن $A_i = B_0^{-1}B_i$ و $i = 1,2,\ldots p$ می‌باشد. همچنین معادله (۶) بیان می کند که:

$$ut = B_0^{-1}\varepsilon_t \quad \text{یا} \quad \varepsilon_t = B_0u_t \qquad (۷)$$

۳-۲. معرفی متغیرها و تصریح مدل

با توجه به مبانی نظری که در بخش دوم توضیح داده شد به منظور بررسی آثار سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن از شاخص قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن و تعداد ساختمان‌های شروع به کار به‌عنوان متغیرهای بازار مسکن استفاده شده است. همچنین، با توجه به اینکه بسیاری از مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران حاکی از اثرپذیری شدید متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران از درآمدهای نفتی است و با توجه به اینکه افزایش درآمدهای نفتی در کشور ایران در اکثر سال‌ها با افزایش عرضه پول همراه بوده است، لذا از متغیر درآمدهای نفتی نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر متغیرهای بخش مسکن استفاده شده است. از متغیرهای درآمدهای کل مالیاتی و مخارج کل دولت به‌عنوان ابزارهای سیاست مالی و از متغیرهای عرضه پول و نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده می‌شود. همانگونه که در بخش مبانی نظری اشاره شد، هنگامی که تغییرات درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی واقعی تأثیر می گذارد، تغییر در تولید ناخالص داخلی نیز ممکن است بر روی متغیرهای بخش مسکن تأثیر بگذارد. با افزایش حجم پول در گردش نیز بخشی از نقدینگی به‌سمت بازار مسکن سرازیر خواهد شد و متغیرهای این بخش را تحت تأثیر خواهد گذاشت. تغییرات نرخ بهره نیز با تغییر هزینه استفاده از سرمایه بر متغیرهای بخش مسکن اثر خواهد گذاشت. با توجه به توضیحات فوق و مبانی نظری مدل متغیرهای استفاده شده در این مقاله به‌شرح زیر است:

LHPSA: لگاریتم شاخص قیمت مسکن پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11[1]، LINSA: لگاریتم سرمایه‌گذاری مسکونی واقعی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LSTARTSA: لگاریتم تعداد خانه‌های شروع به ساخت پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LPSA: لگاریتم شاخص قیمت

۱. این روش نوعی روش تعدیل فصلی سری‌های زمانی است که درباره سری‌های زمانی با تواترفصلی و ماهانه کاربرد دارد. تمام متغیرها با استفاده از این روش و نرم‌افزار Eviews فصلی‌زدایی شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

مصرف‌کننده پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LGSA: لگاریتم مخارج واقعی دولت پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LTAXSA: لگاریتم درآمدهای واقعی مالیاتی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LOILSA: لگاریتم درآمدهای واقعی نفت پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LMSSA: لگاریتم عرضه پول پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11، LGDPSA: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11 تمام متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشند. داده‌های مورد استفاده به‌صورت فصلی بوده و دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۸۷-۱۳۷۰) می‌باشد و از لگاریتم متغیرها در برآورد مدل استفاده خوهد شد. تمام داده‌ها از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد فصلی هگی[1] و آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهند که تمام متغیرهای مدل در سطح معناداری ۵ درصد در سطح‌شان دارای ریشه واحد هستند، اما، در تفاضل مرتبه اول‌شان انباشته از مرتبه صفر یا مانا هستند.[2] در ادامه مقاله سه مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برآورد می‌گردد. فرم تعدیل‌یافته VAR به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$X_t = C + D(L)X_{t-1} + u_t \qquad (۸)$$

که در آن، $X_t = (LOILSA, LGSA, LTAXSA, LGDPSA, LMSSA, LPSA, LRSA, LHVSA)$ می‌باشد و LHVSA بیانگر لگاریتم یکی از متغیرهای بازار مسکن (LHPSA، LINSA یا LSTARTSA) می‌باشد. C بردار مقادیر ثابت و D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه خود توضیح[3] و بردار $u_t = (u_t^{LOILSA}, u_t^{LGSA}, u_t^{LTAXSA}, u_t^{LGDPSA}, u_t^{LMSSA}, u_t^{LPSA}, u_t^{LRSA}, u_t^{LHVSA})$ اجزاء اخلال فرم تعدیل‌یافته می‌باشد. با توجه به توضیحات فوق و متغیرهای تعریف شده، مدل خودرگرسیون‌برداری ساختاری SVAR به‌شرح زیر است:

1. HEGY (Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S)

۳. این روش نوعی روش تعدیل فصلی سری‌های زمانی است که درباره سری‌های زمانی با تواترفصلی و ماهانه کاربرد دارد. کلیه متغیرها با استفاده از این روش و نرم‌افزار Eviews فصلی‌زدایی شده‌اند.

3. Autoregressive Lag Polynomial

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\begin{bmatrix} \varepsilon^{LOILSA} \\ \varepsilon^{LGSA} \\ \varepsilon^{LTAXSA} \\ \varepsilon^{LGDPSA} \\ \varepsilon^{LMSSA} \\ \varepsilon^{LPSA} \\ \varepsilon^{LRSA} \\ \varepsilon^{LHVSA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & b_{34} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{42} & 0 & b_{44} & 0 & 0 & b_{47} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & 0 & 0 & b_{55} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} & b_{67} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{77} & 0 \\ b_{81} & b_{82} & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & b_{88} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} u^{LOILSA} \\ u^{LGSA} \\ u^{LTAXSA} \\ u^{LGDPSA} \\ u^{LMSSA} \\ u^{LPSA} \\ u^{LRSA} \\ u^{LHVSA} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

بردار $\varepsilon'_t = (\varepsilon_t^{LOILSA}, \varepsilon_t^{LGSA}, \varepsilon_t^{LTAXSA}, \varepsilon_t^{LGDPSA}, \varepsilon_t^{LMSSA}, \varepsilon_t^{LPSA}, \varepsilon_t^{LRSA}, \varepsilon_t^{LHVSA})$ شامل جملات اخلال ساختاری است که در آن، ε_t^{LOILSA} شوک‌های مربوط به درآمد نفتی، ε_t^{LGSA} شوک‌های مربوط به مخارج دولت، ε_t^{LTAXSA} شوک‌های مالیاتی، ε_t^{LGDPSA} شوک‌های تولید ناخالص داخلی واقعی، ε_t^{LMSSA} شوک‌های عرضه پول، ε_t^{LPSA} شوک‌های قیمت، ε_t^{LRSA} شوک‌های نرخ بهره و ε_t^{LHVSA} شوک‌های متغیر مسکن می‌باشد. به‌منظور بررسی اثر شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی سه مدل VAR هشت متغیره درنظرگرفته می‌شود که در هر کدام از آنها یکی از متغیرهای بازار مسکن وارد مدل می‌شود. مدل‌های VAR مورد استفاده در این تحقیق مشابه هم می‌باشند، با این تفاوت که در مدل اول در سطر آخر ماتریس فوق از شاخص قیمت مسکن به‌عنوان متغیر مسکن استفاده می‌شود و فرض می‌شود که شاخص قیمت مسکن به تمام شوک‌های متغیرهای پولی و مالی عکس‌العمل نشان می‌دهد. در مدل دوم از سرمایه‌گذاری مسکونی و در مدل سوم از تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت به‌عنوان متغیر بازار مسکن استفاده شده است. تفاوت این مدل‌ها در شیوه عکس‌العمل متغیرهای مسکن به شوک‌های متغیرهای پولی و مالی می‌باشد که در بخش مبانی نظری به آن اشاره شد. مبنای استفاده از محدودیت‌های کوتاه‌مدت فوق در ادامه بیان می‌شود.

۳-۳. مسأله شناسایی و اعمال قیود

محدودیت‌های درنظرگرفته‌شده در سطر اول ماتریس فوق مربوط به فرض اقتصاد کوچک باز است و تلویحاً بیانگر این موضوع است که شوک‌های متغیرهای پولی و مالی داخلی تأثیر آنی بر متغیرهای خارجی (درآمدهای واقعی نفت ایران) ندارند. در این سطر فرض بر این است که خطای فرم تعدیل‌یافته تابعی از شوک‌های مربوط به درآمد نفتی می‌باشد. به‌عبارت دیگر:

$$\varepsilon_t^{LOILSA} = b_{11} u_t^{LOILSA} \quad (۱۰)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

محدودیت بکار رفته در سطر دوم مشابه مطالعه بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲)، فاتاس و میهوف (۲۰۰۰) و پروتی (۲۰۰۰) می‌باشد که در آنها مخارج دولت نسبت به سایر متغیرهای موجود در مدل برون‌زا درنظرگرفته شده است. باتوجه به اینکه در ایران مخارج دولت تحت‌تأثیر درآمدهای نفت می‌باشد، لذا برخلاف مطالعات مذکور در این پژوهش فرض می‌کنیم که مخارج دولت به درآمد نفت و شوک‌های مربوط به خود این متغیر وابسته است و سایر شوک‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت اثری بر آن ندارند. درصورت وارد شدن یک شوک بر تولید ناخالص داخلی قانونگذاران و سیاستگذاران با یک وقفه آن را متوجه می‌گردند، لذا بیش از یک فصل طول می‌کشد تا دولت و قانونگذاران درخصوص نوع عکس‌العمل تصمیم بگیرند و آن را اجرا نمایند. باتوجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این تحقیق فصلی می‌باشند، لذا فرض می‌شود که درکوتاه‌مدت مخارج دولت تحت‌تأثیر شوک‌های تولید ناخالص داخلی قرار نمی‌گیرند. در این سطر، شوک‌های مخارج دولت از ترکیب خطی اختلالات درآمد نفت و اختلالات مربوط به خود این متغیر محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon_t^{LGSA} = b_{21}u^{LOILSA} + b_{22}u_t^{LGSA} \qquad (۱۱)$$

محدودیت‌های بیان شده در سطرهای سوم و چهارم بیانگر این هستند که شوک‌های مالیاتی، فعالیت‌های اقتصادی را در همان فصل به طور معناداری تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهند، زیرامدت زمانی طول می‌کشد تا اینکه مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران آثار این شوک‌ها را شناسایی نموده و برنامه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری خود را تعدیل نمایند. برعکس انتظار بر این است که تغییرات فعالیت‌های اقتصادی درآمدهای مالیاتی را تحت‌تأثیر قرار دهد، لذا فرض می‌شود که درآمدهای مالیاتی به‌طور همزمان تنها به شوک‌های مالیاتی و تولید ناخالص داخلی عکس‌العمل نشان دهد و شوک‌های سایر متغیرها در همان فصل بر آن تاثیری نداشته باشند. از سوی دیگر، فرض بر این است که تکانه‌های نرخ بهره قابل پیش‌بینی بوده و در صورت تغییر نرخ بهره اثر آن سریعاً بر متغیرهای واقعی نظیر سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی منتقل می‌شود، لذا همانند دوکاسترو (۲۰۰۳) و همچنین باتوجه به نتایج مطالعات تجربی در ایران (موسوی‌آزاد، ۱۳۷۸) فرض می‌کنیم که تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت تحت‌تأثیر شوک‌های مخارج دولت، نرخ بهره و شوک‌های مربوط به خود این متغیر قرار می‌گیرد. این روابط به‌صورت زیر نوشته می‌شوند:

$$\varepsilon^{LTAXSA} = b_{33}u^{LTAXSA} + b_{34}\varepsilon^{LGDPSA} \qquad (۱۲)$$

$$\varepsilon^{LGDPSA} = b_{42}u^{LGSA} + b_{44}u^{LGDPSA} + b_{47}u^{LRSA} \qquad (۱۳)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

محدودیت لحاظ‌شده در سطر پنجم نیز از مطالعات تجربی انجام شده در ایران ناشی می‌شود (تقی‌پور و نوفرستی، ۱۳۷۸). با توجه به اینکه در ایران تأمین مخارج دولت تا حدودی وابسته به درآمدهای نفتی است، تغییر ناگهانی درآمد نفت پایه پولی را بدون توجه به سطح عمومی قیمت‌ها تغییر می‌دهد که تحت شرایط فوق سیاست پولی پیرو سیاست مالی می‌شود. لذا در این مطالعه فرض شده است که سیاست پولی به‌طور همزمان به شوک‌های درآمدهای نفتی و مخارج دولت عکس-العمل نشان می‌دهد. ازسوی دیگر، فرض شده است که بانک مرکزی بلافاصله به تغییرات GDP، سطح قیمت‌ها و متغیرهای مسکن عکس‌العمل نشان نمی‌دهد.

$$\varepsilon^{LMSSA} = b_{51}u^{LOILSA} + b_{52}u^{LGSA} + b_{55}u^{LMSSA} \qquad (۱۴)$$

در سطر ششم فرض شده است که سطح عمومی قیمت‌ها به طور همزمان می‌تواند به تغییرات سیاست‌های پولی و مالی و تولید ناخالص داخلی عکس‌العمل نشان دهد. این فرض نیز باتوجه به مطالعه معروف‌خانی (۱۳۷۷) بنا نهاده شده است که باتوجه به آن در ایران رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی در ایران یک‌طرفه بوده و از سمت سیاست‌های پولی و مالی به‌سمت تورم می‌باشد.

$$\varepsilon^{LPSA} = b_{62}u^{LGSA} + b_{63}u^{LTAXSA} + b_{64}u^{LGDPSA} + b_{65}u^{LMSSA} + b_{66}u^{LPSA} + b_{67}u^{LRSA} \qquad (۱۵)$$

در سطر هفتم، فرض می‌شود که نرخ بهره تنها به شوک‌های ساختاری خود عکس‌العمل نشان دهد. این فرض بدین جهت درنظر گرفته شده است که در ایران نرخ بهره به‌وسیله مقامات پولی تثبیت می‌شود.

$$\varepsilon^{LRSA} = b_{77}u^{LRSA} \qquad (۱۶)$$

سطر آخر فرض می‌کند که متغیرهای مسکن می‌توانند به تمام شوک‌های پولی و مالی به‌طور همزمان عکس‌العمل نشان دهند. این روابط در مدل‌های اول، دوم و سوم به ترتیب به‌صورت زیر نوشته می‌شوند:

مدل اول:

$$\varepsilon^{LHPSA} = b_{81}u^{LOILSA} + b_{82}u^{LGSA} + b_{83}u^{LTAXSA} + b_{84}u^{LGDPSA} + b_{85}u^{LMSSA} + b_{86}u^{LPSA} + b_{87}u^{LRSA} + b_{88}u^{LHPSA}$$

مدل دوم:

$$\varepsilon^{LINSA} = b_{81}u^{LOILSA} + b_{82}u^{LGSA} + b_{83}u^{LTAXSA} + b_{84}u^{LGDPSA} + b_{85}u^{LMSSA} + b_{86}u^{LPSA} + b_{87}u^{LRSA} + b_{88}u^{LINSA}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

مدل سوم:

$$\varepsilon^{LSTARTSA} = b_{81}u^{LOILSA} + b_{82}u^{LGSA} + b_{83}u^{LTAXSA} + b_{84}u^{LGDPSA} + b_{85}u^{LMSSA} + b_{86}u^{LPSA} + b_{87}u^{LRSA} + b_{88}u^{LSTARTSA}$$

۴. برآورد مدل SVAR و تحلیل نتایج

آثار شوک‌های پولی و مالی بر متغیرهای مسکن در قالب سه مدل جداگانه بررسی شده است. با توجه به فصلی بودن داده‌ها حداکثر وقفه ۴ درنظرگرفته شده است که وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی شوارز و حنان کوئین برابر ۲ انتخاب شده است. همچنین با توجه به اینکه در هر سه مدل متغیرها هم‌انباشته بوده و حداقل یک بردار همجمعی بین آنها وجود دارد، لذا از سطح متغیرها در برآورد مدل‌ها استفاده شده است. نتایج برآورد هر سه مدل ۸ متغیره در پیوست آورده شده است. در ادامه، اثر شوک‌های متغیرهای پولی و مالی درهریک از مدل‌های فوق با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی تجمعی و تجزیه واریانس بررسی می‌شود. معناداری اثر شوک‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با استفاده از فاصله اطمینان صورت می‌گیرد.

۴-۱. آثار شوک‌های متغیرهای پولی و مالی بر شاخص قیمت مسکن

در این بخش با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی و تجزیه واریانس به بررسی اثر شوک‌های متغیرهای پولی و مالی پرداخته می‌شود. توابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. نمودار (۱) عکس‌العمل شاخص قیمت مسکن را به یک انحراف معیار شوک در متغیرهای پولی و مالی نشان می‌دهد. نمودار (۱) نشان می‌دهد که شوک وارده بر درآمدهای نفتی اثر ضعیفی بر قیمت مسکن دارد که از لحاظ آماری نیز معنادار نمی‌باشد (گوئو، ۲۰۰۸).[۱] نتایج حاکی از آن است که شوک‌های مربوط به مخارج دولت در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن نداشته، اما پس از گذشت ۹ دوره بر شاخص مذکور اثر مثبت معناداری دارد. این آثار مطابق انتظار تئوریک می‌باشد، زیرا طبق نظریه‌های اقتصاد کلان، با ثابت بودن سایر عوامل افزایش مخارج دولت منجربه افزایش تقاضای کل گردیده و به فشار تورمی می‌انجامد. افزایش تورم به دلیل افزایش هزینه مصالح ساختمانی به افزایش قیمت مسکن منجر خواهد شد. شوک‌های مربوط به درآمدهای مالیاتی دولت بر شاخص قیمت مسکن اثر منفی دارد، اما این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست. شوک مثبت وارده بر تولید ناخالص داخلی بر شاخص

۱. خطوط نقطه‌چین در نمودارهای مربوط به توابع واکنش آنی تجمعی بیانگر کرانه‌های معناداری با دو انحراف معیار می‌باشند. اگر باندهای معناداری حول واکنش آنی تجمعی دربرگیرنده صفر باشد (محور افقی مابین باندهای نقطه‌چین باشد یا اینکه هر دو باند نقطه‌چین بالاتر یا پایین‌تر از محور افقی قرار نگیرند) اثر شوک‌ها معنادار نخواهد بود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

قیمت مسکن اثر معناداری ندارد. از لحاظ نظری با افزایش درآمد، تقاضا و عرضه مسکن افزایش می‌یابند و اثر نهایی این تغییرات بر قیمت مسکن بستگی به این دارد که کدام اثر غالب باشد. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که در ایران این دو اثر همدیگر را خنثی نموده و در مجموع با افزایش درآمد سطح قیمت مسکن تغییری نمی‌یابد. شوک مثبت وارده بر عرضه پول از فصل چهار به بعد اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد. این نتایج بدین معنا می‌باشند که با افزایش عرضه پول موجودی نقدی در دسترس افراد از موجودی نقدی مطلوب آنها بیشتر می‌گردد و افراد مازاد موجودی نقدی را صرف خرید کالاها و خدمات یا دارایی‌ها می‌نمایند که مسکن نیز بخشی از این خریدها را تشکیل می‌دهد، لذا با افزایش عرضه پول، تقاضا برای مسکن و در نتیجه قیمت مسکن افزایش می‌یابد. یک شوک مثبت بر سطح عمومی قیمت‌ها نیز اثر آنی مثبت برشاخص قیمت مسکن دارد که این اثر معنادار نیز می‌باشد. همچنین، یک شوک مثبت بر نرخ بهره در دوره‌های اول سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود ولی اثر این شوک بر روی قیمت مسکن معنادار نیست. آخرین قسمت نمودار مربوط به شوک وارد بر خود قیمت مسکن است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود شوک وارد بر قیمت مسکن سبب افزایش شدید در قیمت مسکن می‌شود که این اثر مثبت و معنادار بوده و بعد از شش فصل با ثبات نیز می‌باشد. این اثر بیانگر این است که یکی از دلایل افزایش‌های شدید قیمت مسکن در سال‌های گذشته در شهرهای بزرگ ایران این است که جنبه سوداگری مسکن از جنبه مصرفی و معاملاتی آن قویتر بوده است.

برای تعیین اهمیت هر یک از متغیرهای پولی و مالی بر متغیرهای بخش مسکن از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را در بر دارند تجزیه می‌گردد. به‌عبارت دیگر، می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. جدول (۱) تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن را نشان می‌دهد. ستون اول نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی (S.E) در دوره‌های مختلف می باشد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و شوک‌های آتی می‌باشد. از آنجایی که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، لذا به مرور زمان افزایش می‌یابد. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهند. در دروه اول شاخص قیمت مسکن ۸۷/۰۱۷۰ درصد تغییرات خود را توضیح می‌دهد، اما این میزان با گذشت زمان به ۱/۳۴۱۹ درصد کاهش می‌یابد. سطح عمومی قیمت‌ها در دوره اول ۱/۶۵۶۷ درصد نوسانات شاخص قیمت مسکن را توضیح می‌دهند که سهم این متغیر با گذشت زمان به ۴۴/۶۵۲۱ درصد افزایش می‌یابد، و در بلندمدت به ۲۴/۴۸۴۸ می‌رسد. نرخ بهره در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۳/۸۸۶۴ و ۲/۷۲۸۸ درصد نوسانات شاخص قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. عرضه پول نیز سهم نسبتاً بالایی را در تغییرات این شاخص دارا می‌باشد. این متغیر در دوره اول ۶/۱۰۴۴ درصد نوسانات شاخص قیمت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

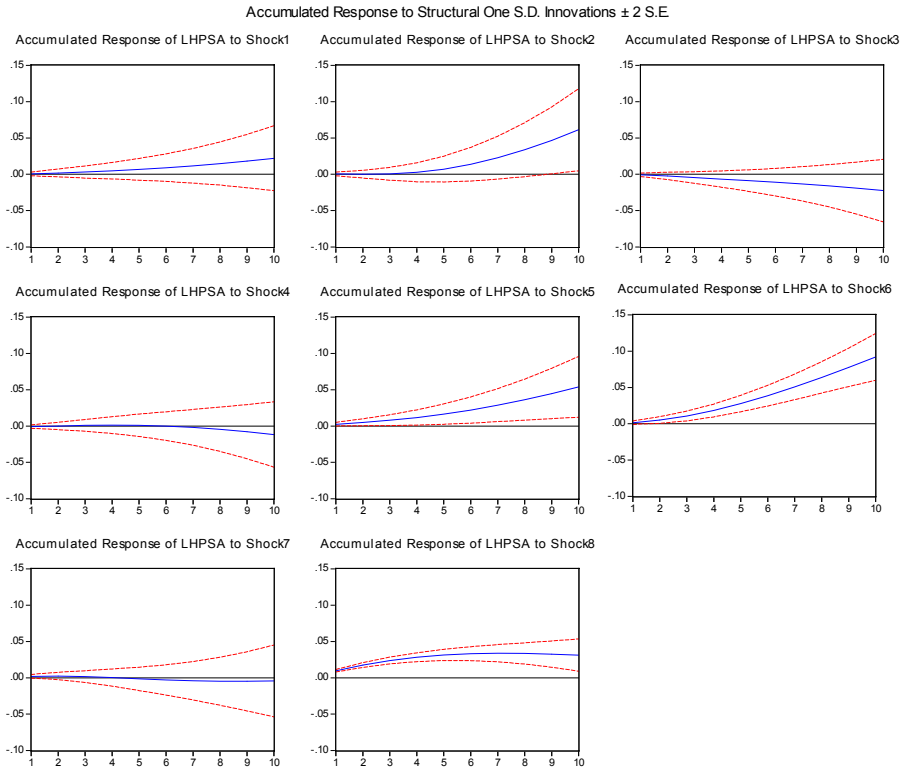
مسکن را توضیح می‌دهد و با گذشت زمان سهم این متغیر تا ۱۴/۶۲۳۳ افزایش یافته و در بلندمدت تا ۱۰/۶۰۰۸ درصد کاهش می‌یابد. سایر متغیرها در دوره‌های ابتدایی سهم چندانی در توضیح نوسانات قیمت مسکن ندارند، اما با گذشت زمان قدرت توضیح‌دهندگی اکثر این متغیرها افزایش یافته به‌طوری‌که در بلندمدت مخارج دولت، مالیات‌ها و تولید ناخالص داخلی به ترتیب حدود ۳۹/۴۰۲۳ درصد، ۷/۳۲۲۰ و ۷/۴۶۲۹ درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. طبق نتایج تحقیق، سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت به ترتیب حدود ۱۰ و ۰/۶۵ درصد و در بلندمدت به ترتیب حدود ۱۳/۵ و ۴۷ درصد از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. نتایج فوق بیانگر این است که اثرگذاری سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت مسکن سریعتر از اثرگذاری سیاست‌های مالی می‌باشد.

جدول ۱. تجزیه واریانس شاخص قیمت مسکن

Period	S.E.	ε_t^{LOILSA}	ε_t^{LGSA}	ε_t^{LTAXSA}	ε_t^{LGDPSA}	ε_t^{LMSSA}	ε_t^{LPSA}	ε_t^{LRSA}	ε_t^{LHVSA}
۱	۵۴۰۱	۱۷۹۰	۲۲۱۷	۴۳۳۰	۵۰۱۸	۶/۱۰۴۴	۱/۶۵۶۷	۳/۸۸۶۴	۸۷/۰۱۷۰
۴	۵۹۴۷	۱/۷۳۴۸	۱/۴۰۰۸	۳/۱۷۰۶	۵۱۸۳	۹/۰۵۹۷	۲۷/۰۲۴۴	۱/۸۱۴۹	۵۵/۲۸۲۹
۸	۶۰۸۶	۲/۲۲۲۶	۱۹/۱۶۳۱	۲/۴۲۴۱	۹۲۴۵	۱۳/۵۱۶۱	۴۴/۶۵۲۱	۹۹۱۹	۱۶/۱۰۵۶
۱۲	۶۱۲۱	۲/۷۶۵۴	۳۱/۶۴۷۹	۲/۴۵۱۸	۲/۳۱۷۲	۱۴/۶۲۳۳	۳۹/۳۶۴۴	۴۸۹۵	۶/۳۴۰۵
۲۴	۶۱۴۰	۴/۹۷۶۹	۳۹/۴۹۷۳	۴/۶۵۵۷	۵/۱۰۱۵	۱۳/۶۶۴۶	۲۸/۴۸۰۰	۱/۴۷۵۰	۲/۱۴۸۹
∞	۶۱۴۹	۶/۶۵۶۴	۳۹/۴۰۲۳	۷/۳۲۲۰	۷/۴۶۲۹	۶۰۰۸/۱۰	۲۴/۴۸۴۸	۲/۷۲۸۸	۱/۳۴۱۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]



منظور از Shock1، Shock2، Shock3، Shock4، Shock5، Shock6، Shock7 و Shock8 در نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) به‌ترتیب بیانگر شوک‌های مربوط به درآمدهای نفتی، مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، تولید ناخالص داخلی، عرضه پول، شاخص قیمت، نرخ بهره و متغیر مسکن موردنظر می‌باشد.

نمودار ۱. توابع واکنش آنی قیمت مسکن

۴- ۲. آثار شوک‌های متغیرهای پولی و مالی بر سرمایه‌گذاری مسکونی

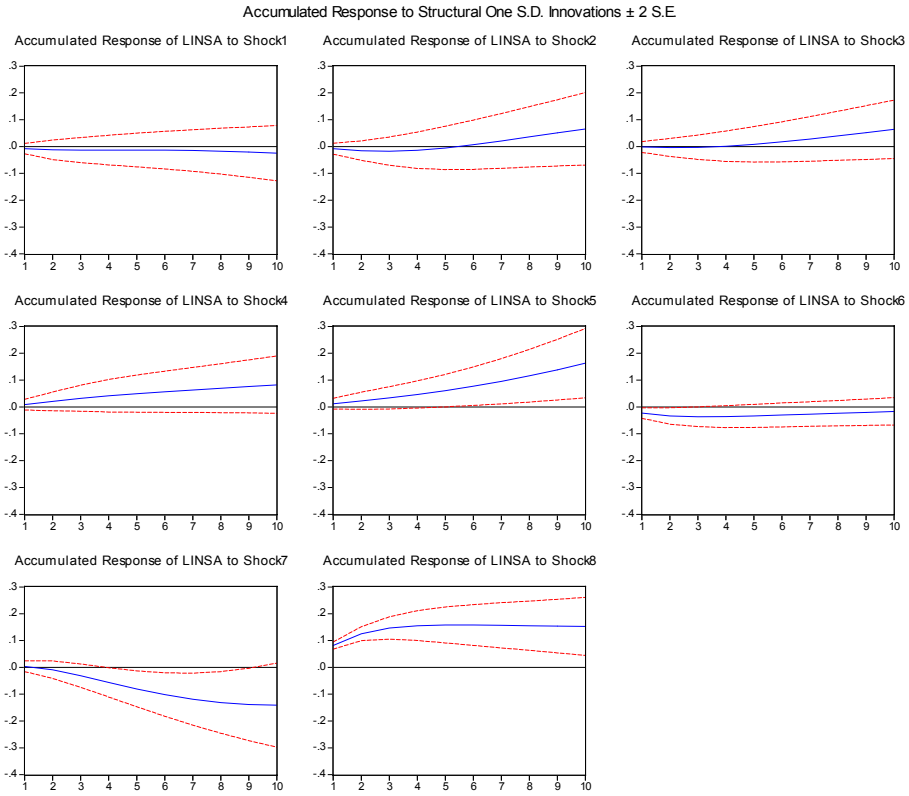
نمودار (۲) توابع واکنش آنی تجمعی سرمایه‌گذاری مسکونی را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که هیچیک از شوک‌های درآمدهای نفتی، مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی دولت و تولید ناخالص داخلی اثر معناداری بر روی سرمایه‌گذاری مسکونی ندارد. شوک مثبت عرضه پول سبب افزایش آنی سرمایه‌گذاری مسکونی می‌شود و این افزایش با گذشت زمان بیشتر نیز می‌شود. اثر شوک عرضه پول از فصل پنجم به بعد از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. شوک وارد بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر منفی بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد که اثر این شوک تا دوره سوم از لحاظ آماری معنادار نیز می‌باشد. باتوجه به اینکه با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، هزینه ساخت و ساز مسکن نیز افزایش می‌یابد در نتیجه سودآوری سرمایه‌گذاری در این بخش کمتر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

شده و میزان سرمایه‌گذاری در این بخش کاهش می‌یابد. شوک وارد بر نرخ بهره سبب کاهش سرمایه‌گذاری مسکونی می‌شود و مابین فصل‌های چهار و نه از لحاظ آماری معنادار نیز می‌باشد. آخرین قسمت نمودار مربوط به شوک سرمایه‌گذاری می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود شوک وارد بر سرمایه‌گذاری سبب افزایش آنی سرمایه‌گذاری می‌شود که از دوره چهارم به بعد باثبات نیز می‌باشد.

در جدول (۲) تجزیه واریانس سرمایه‌گذاری مسکونی نشان داده شده است. بررسی نتایج بدست آمده نشان می‌دهدکه در دروه اول بیشترین سهم در توضیح نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی متعلق به خود متغیر می‌باشد به‌طوری‌که ۸۸/۱۳۸۹ درصد از تغییرات سرمایه‌گذاری ناشی از شوک‌های خود متغیر می‌باشد. اثر این شوک سیر نزولی داشته و در بلندمدت تا ۱۱/۱۲۴۹ کاهش می‌یابد. پس از این متغیر، سطح عمومی قیمت‌ها بیشترین سهم را دارد و ۷/۰۷۲۲ درصد از نوسانات سرمایه‌گذاری را توضیح می‌دهد که به مرور زمان سهم این متغیر از نوسانات سرمایه‌گذاری کاهش یافته و در بلندمدت به ۲/۰۷۴۳ درصد می‌رسد. نرخ بهره و عرضه پول در دوره اول به ترتیب ۰/۲۱۳۱ و ۱/۹۲۹۱ درصد از نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی را توضیح می‌دهند و سهم این متغیرها در توضیح نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی به مرور زمان افزایش یافته و در بلندمدت به‌ترتیب به ۴۴/۰۱۵۳و ۲۶/۷۴۹۰ می‌رسند. مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی دولت نیز در دوره اول به‌ترتیب ۰/۸۶۷۳ و ۰/۰۳۵۴ نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی را توضیح می‌دهند و نقش این شوک‌ها در طول زمان ابتدا سیر صعودی داشته و از دوره دوازده به بعد کاهش یافته و در بلندمدت به‌ترتیب ۳/۲۲۸۶ و ۶/۳۱۳۳ درصد می‌باشد. متغیرهای درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی در مقایسه با سایر متغیرها سهم بسیار ناچیزی در توضیح نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی دارند که با نتایج بدست آمده از توابع واکنش آنی نیز سازگار می‌باشد. در بلندمدت بیشترین توضیح نوسانات سرمایه‌گذاری توسط سیاست‌های پولی صورت می‌گیرد و سهم سیاست‌های مالی در توضیح نوسانات آن در مقایسه با سیاست‌های پولی کمتر می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]



نمودار ۲. توابع واکنش آنی سرمایه‌گذاری مسکونی

جدول ۲. تجزیه واریانس سرمایه‌گذاری مسکونی

Period	S.E.	ε_t^{LOILSA}	ε_t^{LGSA}	ε_t^{LTAXSA}	ε_t^{LGDPSA}	ε_t^{LMSSA}	ε_t^{LPSA}	ε_t^{LRSA}	ε_t^{LHVSA}
۱	۵۰۶۸	۸۱۸۸	۸۶۷۳	۳۵۴	۹۲۵۱	۱/۹۲۹۱	۷/۰۷۲۲	۲۱۳۱	۸۸/۱۳۸۹
۴	۵۶۰۴	۶۸۱۶	۱/۱۰۴۹	۱۹۳۶	۳/۶۱۶۷	۴/۳۸۷۱	۵/۳۳۰۷	۶۳۰۵/۱۰	۷۴/۰۵۵۰
۸	۵۷۰۴	۵۶۵۷	۴/۷۸۹۸	۲/۵۴۸۵	۳/۹۵۱۶	۹۱۸۶/۱۰	۴/۲۶۷۹	۱۷/۱۳۶۴	۵۵/۸۲۱۴
۱۲	۵۷۳۱	۷۷۰۸	۷/۸۰۱۲	۴/۷۹۱۲	۳/۸۱۶۵	۲۱/۲۲۴۲	۳/۵۵۸۶	۱۴/۰۳۲۶	۴۴/۰۰۴۸
۲۴	۵۷۸۲	۵۹۱۰	۵/۶۳۳۳	۳/۳۱۴۸	۲/۰۳۱۲	۳۵/۹۴۰۱	۲/۰۱۹۰	۵۳۰۰/۳۰	۱۹/۹۳۱۵
∞	۵۸۲۱	۱/۷۳۳۲	۳/۲۲۸۶	۶/۳۱۳۳	۴/۷۶۱۲	۲۶/۷۴۹۰	۲/۰۷۴۳	۴۴/۰۱۵۳	۱۱/۱۲۴۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

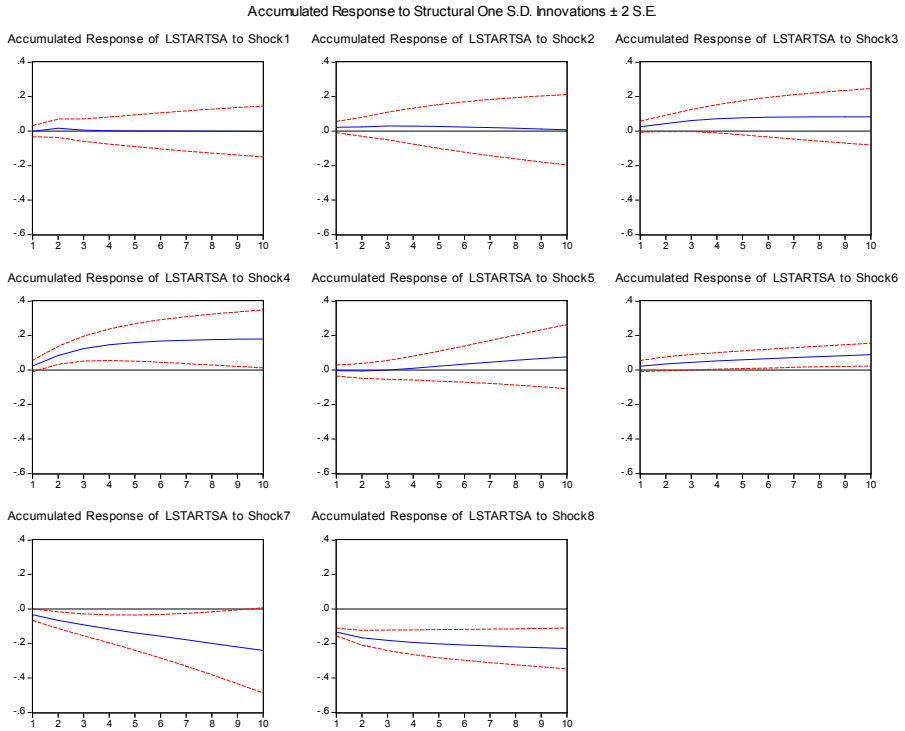
۴-۳. آثار شوک‌های متغیرهای پولی و مالی بر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت

توابع واکنش آنی تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت در نمودار (۳) نشان داده شده است. بررسی توابع نشان می‌دهد که شوک وارد بر درآمدهای نفتی اثر معناداری بر روی تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت ندارد. همچنین، اثر شوک‌های مربوط به مخارج کل و درآمدهای مالیاتی دولت بر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار بر تولید ناخالص داخلی سبب افزایش آنی تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت می‌شود، اثر این شوک با گذشت زمان افزایش یافته و در دوره شش به حداکثر خود رسیده و از آن به تقریباً ثابت باقی می‌ماند. تأثیر مثبت شوک درآمد ملی بر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت بدین معنا است که در ایران نیاز به مسکن محسوس بوده و افراد به‌دنبال افزایش درآمد خود به احداث واحدهای مسکونی روی می‌آورند. در اثر شوک وارد بر عرضه پول، تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت افزایش می‌یابد، اما اثر این شوک از لحاظ آماری معنادار نیست. شوک وارد بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر مثبت معناداری بر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت دارد. شوک‌های نرخ بهره نیز اثر منفی آنی بر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت دارد و این اثر در نه فصل اول معنادار نیز می‌باشد. با توجه به اینکه افراد بخشی از هزینه‌های احداث واحد مسکونی را از طریق اخذ وام تأمین مالی می‌کنند، لذا با افزایش نرخ بهره و بالا رفتن هزینه احداث واحدهای مسکونی افراد تمایل کمتری برای شروع ساخت و ساز مسکن خواهند داشت. آخرین شکل نمودار (۳) نشان می‌دهد که شوک مربوط به تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت سبب کاهش معنادار خود این متغیر می‌شود که بیانگر این است که هرچه واحدهای بیشتری در دوره‌های گذشته احداث شده باشد، واحدهای کمتری در دوره حاضر احداث خواهد شد.

تجزیه واریانس تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت در جدول (۳) نشان داده شده است. در تمام دوره‌ها ، تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت بیشتر نوسانات خود را توضیح می‌دهد. این میزان در دوره اول برابر با ۸۴/۱۲۳۵ درصد بوده و به مرور زمان کاهش یافته و در بلندمدت به ۴۲/۱۷۴۴ می‌رسد. نرخ بهره و عرضه پول در دوره اول به‌ترتیب ۵/۲۵۶۵ و ۰/۰۵۷۷ درصد و در بلندمدت نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را توضیح می‌دهند و سهم این متغیرها به مرور زمان افزایش می‌یابد، به طوری که در بلندمدت این متغیرها به ترتیب ۲۴/۶۳۱۴ و ۷/۰۶۰۳ درصد نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را شکل می‌دهند. درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت نسبت به بقیه متغیرها سهم کمتری در توضیح تغییرات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت دارند. این سهم در دوره اول برای هرکدام از این متغیرها به ترتیب برابر با ۳/۱۰۲۰ و ۲/۴۵۵۳ درصد و در بلندمدت به ترتیب برابر با ۳/۴۵۷۹ و ۳/۸۸۷۳ درصد می‌باشد. شوک وارد شده بر درآمدهای نفتی نقش چندانی در تغییرات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت ندارد، به‌طوری‌که این

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

متغیر در طول دوره مورد بررسی تقریباً ۱/۱ درصد نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را به خود اختصاص می‌دهد. سطح عمومی قیمت‌ها در دوره اول ۲/۴۶۲۰ درصد نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را توضیح می‌دهد و سهم این متغیر به مرور زمان افزایش می‌یابد و در بلندمدت ۳/۳۷۴۳ درصد نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را توضیح می‌دهد. تولید ناخالص داخلی در دوره اول ۲/۵۳۸۶ درصد نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را توضیح می‌دهد و سهم این متغیر در دوره چهارم ۱۹/۵۲۲۷ می‌باشد که در فصل‌های بعدی سیر نزولی داشته و در بلندمدت به ۱۴/۳۷۳۱ درصد می‌رسد. به طور کلی، در بلندمدت بعد از خود متغیر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت، نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی و عرضه پول به‌ترتیب بیشترین میزان تغییرات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت را توضیح می‌دهند و مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی در مقایسه با ابزارهای سیاست‌های پولی نقش کمتری را در توضیح نوسانات تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت ایفا می‌کنند.



نمودار ۳. تابع واکنش آنی تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

جدول ۳. تجزیه واریانس تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت

Period	S.E.	ε_t^{LOILSA}	ε_t^{LGSA}	ε_t^{LTAXSA}	ε_t^{LGDPSA}	ε_t^{LMSSA}	ε_t^{LPSA}	ε_t^{LRSA}	$\varepsilon_t^{LSTARTSA}$
۱	۵۰۶۱	۰/۰۴۴	۲/۴۵۵۳	۳/۱۰۲۰	۲/۵۳۸۶	۰/۵۷۷	۲/۴۶۲۰	۵/۲۵۶۵	۸۴/۱۲۳۵
۴	۵۶۰۷	۱/۳۰۱۶	۱/۶۹۱۹	۴/۲۶۴۸	۱۹/۵۲۲۷	۰/۴۷۹۶	۲/۵۴۷۹	۵۱۹۴/۱۰	۵۹/۶۷۲۱
۸	۵۶۹۷	۱/۱۹۹۳	۱/۶۵۳۹	۴/۰۳۸۴	۱۸/۶۵۲۵	۱/۹۸۱۰	۲/۷۹۱۵	۱۴/۵۶۹۰	۵۵/۱۱۴۵
۱۲	۵۷۱۲	۱/۱۴۴۹	۱/۸۲۱۹	۳/۷۹۸۴	۱۷/۵۷۴۶	۲/۶۷۳۱	۲/۹۳۵۳	۱۸/۰۲۴۹	۵۲/۰۲۶۹
۲۴	۵۷۳۴	۱/۰۶۸۱	۳/۰۹۰۲	۳/۵۹۵۹	۱۶/۱۱۷۹	۲/۸۳۴۶	۳/۱۹۸۲	۲۲/۳۱۹۸	۴۷/۷۷۵۳
∞	۵۷۵۲	۱/۰۴۱۳	۳/۸۸۷۳	۳/۴۵۷۹	۱۴/۳۷۳۱	۷/۰۶۰۳	۳/۳۷۴۳	۲۴/۶۳۱۴	۴۲/۱۷۴۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

اکثر مطالعاتی که در ایران در مورد بازار مسکن انجام‌گرفته است، در رابطه با شاخص قیمت مسکن یا حباب مسکن می‌باشند و به سایر فعالیت‌های بازار مسکن نظیر سرمایه‌گذاری مسکونی و عرضه مسکن کمتر پرداخته شده است. بویژه در بین مطالعات داخلی و خارجی، تعداد انگشت‌شماری به بررسی آثار سیاست‌های مالی بر بازار مسکن پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری ساختاری (SVAR) و داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۸۷ـ ۱۳۷۰) به بررسی آثار سیاست‌های پولی و مالی و سایر متغیرهای پولی و مالی بر متغیرهای بخش مسکن پرداخته شد.

نتایج تابع واکنش آنی شاخص قیمت مسکن نشان می‌دهد که شوک وارده بر درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن ندارند. شوک‌های مربوط به مخارج دولت در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن نداشته، اما پس از گذشت ۹ دوره بر شاخص مذکور اثر مثبت معناداری دارد. شوک مثبت وارده بر عرضه پول از فصل چهار به بعد اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد. با توجه به نتایج تجزیه واریانس شاخص قیمت مخارج دولت و عرضه پول بیشترین سهم را در نوسانات شاخص قیمت مسکن دارا می‌باشند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در ایران درکوتاه‌مدت به‌جای آنکه بخش مسکن نسبت به سیاست‌های پولی و مالی حساس باشد بیشتر از تغییر سطح عمومی قیمت‌ها و عایدی سرمایه مربوط به این بخش علامت می‌گیرد، اما در بلندمدت مخارج دولت، عرضه پول و سطح عمومی قیمت‌ها از مهم‌ترین عوامل نوسانات قیمت مسکن می‌باشند. همچنین، نتایج بیانگر این است که اثرگذاری سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت مسکن سریعتر از اثرگذاری سیاست‌های مالی می‌باشد. دلیل این امر آن است که مخارج دولت با واسطه روی بخش مسکن اثر می‌گذارد یعنی اینکه مخارج دولت ابتدا بر تقاضای کل و در نتیجه بر درآمد مصرف‌کنندگان و سطح عمومی قیمت‌ها تاثیر می‌گذارد و به‌دنبال آن عرضه و تقاضای مسکن و در نتیجه قیمت مسکن تغییر می‌یابد، اما با تغییر نقدینگی افراد سریعتر می‌توانند مازاد موجودی نقدی در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

دسترس خود را صرف خرید دارایی‌ها نمایند که مسکن نیز بخشی از آن را تشکیل می‌دهد. لذا وقفه اثرگذاری سیاست پولی در مقایسه با وقفه اثرگذاری سیاست مالی کوتاه‌تر می‌باشد.

نتایج توابع واکنش آنی سرمایه‌گذاری مسکونی مؤید این است که هیچ‌یک از شوک‌های درآمدهای نفتی، مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی دولت و تولید ناخالص داخلی اثر معناداری بر سرمایه‌گذاری مسکونی ندارد و تنها شوک‌های مربوط به متغیرهای عرضه پول، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ بهره اثر معناداری بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارند. با توجه به نتایج تجزیه واریانس، متغیرهای سیاست مالی اثر چندانی بر نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی ندارند، اما از میان متغیرهای پولی، عرضه پول و نرخ بهره بیشترین سهم را در توضیح تغییرات این متغیر دارا می‌باشند. عدم تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری مسکونی را بدینگونه می‌توان تفسیر کرد که با اجرای یک سیاست مالی انبساطی درآمد ملی و سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابند و رشد درآمد ملی بر سرمایه‌گذاری مسکونی اثر مثبت می‌گذارد، اما با رشد قیمت‌ها هزینه مصالح ساختمانی نیز افزایش می‌یابد و انگیزه سرمایه‌گذاری مسکونی به‌دلیل کاهش سود سرمایه‌گذاری مسکونی کاهش می‌یابد. لذا به نظر می‌رسد که در ایران این دو نیروی مخالف همدیگر را خنثی می‌کنند. از سوی دیگر، بخش مسکن در ایران این قابلیت را دارد که نقدینگی تزریق شده به جامعه را به خود جذب نماید. لذا با رشد عرضه پول این نقدینگی‌ها به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود و سرمایه‌گذاری مسکونی افزایش می‌یابد.

با توجه به نتایج توابع واکنش آنی تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت تنها شوک‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ بهره اثر معناداری بر تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت دارند و در میان‌مدت و بلندمدت سهم شوک‌های نرخ بهره در توضیح نوسانات متغیر مذکور نسبت به بقیه شوک‌ها بیشتر می‌باشد.

با توجه به نتایج فوق، اولاً سیاست‌های پولی ومالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند، اما در بلندمدت دولت قادر خواهد بود از طریق کنترل عرضه پول و مخارج خود حباب قیمت مسکن را به‌طور مؤثر کنترل نماید. ثانیاً سیاست‌های مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند ابزارهای سیاست پولی در کنترل این متغیرها می‌توانند مؤثر واقع شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

منابع

بهشتی، محمدباقر و فخری‌سادات محسنی‌زنوزی (۱۳۸۹)،" بررسی بازار مسکن در مکانیزم انتقال پولی"، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۱، صص ۲۰۵-۱۸۷.

تقی‌پور، انوشیروان و محمد نوفرستی (۱۳۷۸)، "ارزیابی اهداف سیاست پولی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*.

حیدری، حسن و امیررضا سوری (۱۳۸۹)، " بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، صص۹۲-۶۵.

شریفی‌رنانی، حسین، قبادی، سارا، امراللهی، فرزانه و نغمه هنرور (۱۳۹۰)، "بررسی کانال قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران: مطالعه موردی شاخص قیمت مسکن"، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، صص ۴۳-۲۹.

عباسی‌نژاد، حسین و حمید یاری (۱۳۸۸)، "تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره اول، صص ۷۷-۵۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۷)، "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران"، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵ ، شماره ۳، صص ۷۷- ۴۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۹)، " بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، صص ۲۳۷-۲۰۷.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهنازکمیاب (۱۳۸۹)، "بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به حباب قیمت مسکن (مطالعه موری: ایران)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۲، صص ۱۴۷-۱۲۳.

کرمی، افشین (۱۳۸۶)، "بررسی وضعیت بازار مسکن در ایران (با تأکید بر سیاست‌های دولت)"، مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.

معروف‌خانی، علی (۱۳۷۷)، *بررسی ارتباط کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران*، رساله کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

موسوی‌آزادکسمایی، افسانه (۱۳۷۸)، "رابطه بین کسر بودجه و رشد اقتصادی در ایران"، *روند*.

Afonso, A. & R. M.Souso (2009), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy", Working Paper, No. 991, Available at www.ecb.europa.eu.

Agnello, L. & L. Schuknecht (2011), "Booms and Busts in Housing Market: Determinants and Implications", *Journal of Housing Economics*, Vol. 20, Issue 3, PP. 171-190.

Elbourne, A. (2008), "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: an SVAR Approach", *Journal of Housing Economics*, Vol. 17, Issue 1, PP. 65-87.

Assenmacher-Wesche, K. & S. Gerlack (2009), "Financial Structure and the Impact of Monetary Policy on Property Prices".

Aoki, K., Proudman, J. & G. Vlieghe (2002), " House Prices, Consumption and Monetary Policy: a Financial Accelerator Approach", Working Papers.

Bernanke, S. B. (2010), "Monetary Policy and the Housing Bubble", Annual Meeting of the American Economic Association, January, Vol. 3.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

Blanchard, O.J. & R. Perotti (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, PP. 1329-1368.

Calza, A., Mohancelli, T. & L. Strscca (2010), "Housing Finance and Monetary Policy".

Campbell, J. Y. & J. F.Cocco (2003),"Household Risk Management and Optimal Mortgage Choice", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, PP.1149-1194.

Case, K. E. & R. J. Shiller (2003), "Is There a Bubble in the Houshng Market?", *Brookings paper on Economic Activity*, Vol. 2, PP. 299-342.

Clarida, R. & J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?", Carnegie-Rocherster Conference Series on Public Policy, Vol. 41, PP. 1-56.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & C. Evans (1999), "Onetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", In: J.B Taylor and M. Woodford (eds.), Handbook of Macroeconomics, Vol. 1, Elsevier: North Holland, PP. 65-148.

De Castro, Francisco (2003), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain", Documento de Trabajo No. 311.

Edge, M. R., Kiley, T. M. & J. Lafort (2008), "The Sources of Fluctuation in Residential Investment: A View from a Policy- Orieted DSGE of the U.S Economy".

Fatás, A. & I. Mihov (2000), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy", Mimeo, INSEAD.

Guo, Y. (2008), "The Efficiency of the Chinese Stock Market with Respect to Monetary Policy", Thesis for Master Programme in Finance School of Economics and Management, Lund University.

Gupta, R., Jurgilas, M. & M. Kabudi (2010), "The Effect of Monetary Policy on Real house Price Growth in South Africa: A Factor- Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach", *Journal of Economic Modeling*, Vol.27, PP.315-323.

Kearl, J. R. (1979), "Inflation, Mortgages and Housing", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, PP.1115-38.

Kilian, L. (2011), "Structural Vector Autoregressions", University of Michigan.

Mishkin, S. F. (2007), "Housing and the Monetary Transmission Mechanism", Prepared for Federal Reserve Bank of City´s.

Muellbauer, J. & A. Murphy (2008), "Housing Markets and the Economy: the Assessment", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 24, PP. 1-33.

Naylor, H. T. (1967), "The Impact of Fiscal and Monetary Policy on the Housing Market", *Law and Contemporary Problems*, Vol. 32, No. 3, Housing. Part 2: The Federal Role (Summer, 1967), PP. 384-396.

Perotti, R. (2002), "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries", European Central Bank, Working Paper 168, August.

Poole, W. (1972), "Housing under Inflationary Conditions", in Ways to Moderate Fluctuation in Housing Construction, Federal Reswrve Study (Washington: Board of Governors of Federal Reserve System).

Vargas-Silva, C. (2008), "Monetary Policy and the U.S Housing Market: A VAR Analysis Imposing Sign Restrictions", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, PP.977-990.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]