بررسی تأثیر کانال قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران
مطالعه موردی: شاخص قیمت مسکن

حسین شریفی رنانی[1] سارا قبادی[2] فرزانه امراللهی[3] نغمه هنرور[4]

تاریخ دریافت ۱۳۸۹/۹/۱٤ تاریخ پذیرش ۱۳۹۰/٤/٥

چکیده

هدف این مقاله بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی‌ها (شاخص قیمت مسکن) در ایران طی دوره‌ی $۱۳۶۸Q_۱$ - $۱۳۸۷Q_۴$ است. بدین منظور، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری *(VEC)* اثرات سیاست پولی از راه این کانال بررسی می‌گردد. به‌طورکلی، نتایج نشان می‌دهد که شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی از راه شاخص قیمت مسکن دست‌کم در کوتاه‌مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش و سطح عمومی قیمت ها را کاهش دهد. بنابراین، بانک مرکزی می‌تواند با دادن تسهیلات به بانک‌ها دست‌کم در کوتاه مدت هم به‌طور مستقیم و هم از راه شاخص قیمت مسکن سطح تولید را تقویت و سطح عمومی قیمت‌ها را کنترل کند. همچنین، دریافتیم که شوک نسبت سپرده‌های قانونی به‌طور عمده مستقیم سطح تولید را متأثر می‌سازد و از راه شاخص قیمت مسکن اثر چندانی بر سطح تولید و قیمت‌ها ندارد. بنابراین، در استفاده از این ابزار به‌عنوان ابزار سیاست پولی، کانال شاخص قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی در حد ناچیزی و تنها بر سطح تولید مؤثر است.

واژه‌گان کلیدی: کانال قیمت دارایی‌ها، شاخص قیمت مسکن، الگوی تصحیح خطای برداری *(VEC)*، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، نسبت سپرده‌های قانونی

JEL: E52, E58, G12

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)، Email: h.sharifi@khuisf.ac.ir

۲- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)، Email: sghobadi@khuisf.ac.ir

۳- کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)، Email: farzane.amrolahi@yahoo.com

۴- کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)، Email: naghmeh_honarvar@yahoo.com

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

۱ـ مقدمه

دولت‌ها همواره یکی از مهم‌ترین بخش‌های مؤثر در رسیدن به رشد اقتصادی را بخش پولی می‌دانند، ترتیبی که مقامات پولی کشورها با اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی می‌توانند گام‌های مؤثری برای دستیابی به این مهم بردارند. به طور کلی، بسیاری از اقتصاددانان بر این دیدگاه که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت بر تولید و تورم مؤثر هستند، توافق نظر دارند؛ ولی، اختلاف نظر آن‌ها بر سر کانال‌های اثر گذاری سیاست پولی واهمیت آن‌ها نسبت به یکدیگر است. سیاست پولی از راه کانال‌های مختلفی از جمله کانال نرخ بهره[1]، کانال نرخ ارز[2]، کانال قیمت دیگر دارایی‌ها[3] و کانال اعتباری[4] بر سطح تولید ناخالص داخلی و تورم تاثیر می گذارند.

پول‌گرایان بیان می‌دارند که افزایش حجم پول افزایش تولید اسمی را موجب می‌شود که با گذشت زمان دستمزدها کاملاً تعدیل شده و افزایش حجم پول خود را کاملاً در افزایش قیمت‌ها نشان می‌دهد و تولید به سطح اولیه خود بازمی گردد. همچنین، معتقدند که رشد واقعی اقتصاد در بلند مدت مستقل از تغییرات حجم نقدینگی است، به ترتیبی که تغییرات پولی در وضعیت اشتغال کامل در بلند مدت تنها بر سطح قیمت‌ها تأثیر می گذارد.

در این باره کمیجانی (۱۳۷۳) ضمن بیان اثرات سیاست پولی در یک اقتصاد بسته در قالب دو دیدگاه کینزین‌ها و پول‌گرایان ۸ الگو را معرفی می کند. وی بر اساس شواهد آماری موجود نتیجه می گیرد که دیدگاه پول‌گرایان در مقابل دیدگاه کینزین‌ها تأیید می گردد. به‌ترتیبی که در بلند مدت افزایش حجم نقدینگی تنها بر سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر گذاشته است. شیرین‌بخش (۱۳۸۴) بر اساس آزمون‌های تکانه‌ی ضربه و تجزیه واریانس دریافت که سیاست پولی بر سطح سرمایه‌گذاری و اشتغال ناچیز و فاقد اعتبار آماری است. نوفرستی (۱۳۸۴) در بررسی تأثیر سیاست پولی بر اقتصاد ایران بر اساس چارچوب الگوی اقتصادسنجی کلان با استفاده از روش نوین هم‌جمعی در قالب شبیه‌سازی پویا درمی‌یابد که سیاست پولی انبساطی افزایش تولید کل که خود مبنای اشتغال است را موجب می‌شود. ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) نیز با بررسی اثرات سیاست پولی بر بخش حقیقی درمی‌یابند که سیاست پولی کشور دنباله‌رو هزینه‌های دولت و درامدهای نفتی کشور بوده و نتوانسته است در راستای دستیابی اهداف معمول سیاست پولی حرکت کند. مصلحی (۱۳۸۵) نیز بیان می‌دارد که اعمال سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران نمی‌تواند متغیرهای حقیقی را متأثر سازد و بخش عمده‌ای از این اثرات، خود را در بخش اسمی اقتصاد از راه سطح

1- Interest rate channel
2- Exchange rate channel
3- Other Asset price channel
4- Credit channel

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

قیمت‌ها نشان می‌دهد. طاهری‌فرد و موسوی‌آزادکسمایی (۱۳۸۷) نیز دریافتند که نقدینگی سطح قیمت‌ها و تورم را افزایش داده؛ اما، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد. بنابراین، در اکثر مطالعات صورت گرفته دیدگاه پول‌گرایان در اقتصاد ایران تأیید شده است.

مطالعات بسیاری وجود دارد که به کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، و اعتباری پرداخته اند.[۱] درباره‌ی کانال دیگر دارایی‌ها نیز در بیشتر مطالعات شاخص کل سهام را به عنوان کانال اثرگذاری پولی بررسی کرده‌اند[۲] و کم‌تر مطالعه‌ای وجود دارد که به‌طور خاص تأثیر قیمت مسکن را بررسی کرده باشد. کیس و واداس (۲۰۰۵)[۳] تأثیر بازار مسکن در سازوکار اثرگذاری پولی را تجزیه تحلیل کردند. آن‌ها می‌گویند که بازار مسکن می‌تواند با نرخ بهره‌ی وام‌های رهنی، قیمت دارایی‌ها و کانال اعتباری تأثیر بپذیرد. درباره‌ی قیمت دارایی‌ها نیز افزایش در قیمت دارایی‌ها به افزایش ثروت منجر شده و به پیرو آن سطح مصرف و تقاضای کل تأثیر می‌پذیرد. جوزنالد و جاکوبسن (۲۰۰۸)[۴] نیز با بررسی تأثیر قیمت مسکن در سازوکار اثرگذاری سیاست پولی دریافتند که با توجه به نرخ بهره، قیمت دارایی‌ها در برابر سیاست‌های پولی واکنش منفی نشان می دهند. همچنین، گوپتا و کابوندی (۲۰۰۹)[۵] اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن را که در کوتاه مدت کوچک و اندک و در بلند مدت به تدریج از بین می‌روند، منفی ارزیابی می‌کنند. البورن (۲۰۰۸)[۶] براساس مطالعه‌ی کین و روبینی (۲۰۰۲)[۷] در بررسی تأثیر قیمت مسکن در سازوکار اثرگذاری پولی بیان می‌دارد که شوک‌های قیمت مسکن با شوک‌های سیاست پولی غیر هماهنگ بوده و به‌طور معمول از راه مسکن به صورت مستقیم و غیرمستقیم منتقل می‌شوند. در اثر مستقیم، وقتی نرخ بهره افزایش می‌یابد، بدهی افراد افزایش یافته و درامد قابل تصرف آن‌ها برای مصرف در هزینه‌های مسکن کاهش می‌یابد. در اثر غیر مستقیم، افزایش قیمت مسکن از راه کانال اعتباری و اثر ثروت منتقل می‌شود.

کشاورز، حداد و مهدوی (۱۳۸۴) در مطالعه شان بازار سهام را به عنوان کانال اثرگذاری سیاست پولی در ایران با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی و واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته بررسی می‌کنند. آن‌ها دریافتند که کانال بازار سهام در ایران تأثیری در اثرگذاری سیاست پولی نداشته است. قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۸) نیز در مطالعه‌ی خود دریافتند که متغیرهای سیاست پولی و متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها از عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن است و

۱- برای جزئیات بیشتر به مطالعات کمین، ترنر و ونداک (۱۹۹۸) و لویزا و اشمیت هبل (۲۰۰۲) مراجعه شود.

۲- ایچنگرین و پارک (۲۰۰۴) و کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) از این قبیل مطالعات هستند.

3- Kiss and Vadas
4- jornland and Jacobsen
5- Gupta and Kaboundi
6- Elbourne
7- Roubini and Kim

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

سیاست پولی سهم قابل توجهی از نوسان‌های قیمت مسکن و شکل‌گیری آن را در ایران به خود اختصاص داده است.

در این مقاله بعد از مقدمه، مبانی نظری مربوط به موضوع بیان می‌شود و در ادامه با معرفی الگوی تصحیح خطای برداری (VEC)[1] به بررسی نتایج تجربی در ایران پرداخته و در پایان جمع بندی و نتیجه‌گیری خواهد آمد.

۲ـ سازوکار اثرگذاری سیاست پولی با تأکید بر کانال قیمت مسکن

اقتصاددانان کلاسیک چون اسمیت و سی، بر این عقیده‌اند که پول در بلندمدت خنثی و بی‌اثر است؛ زیرا، تعادل اشتغال کامل یک پدیده‌ی بلند مدت است و در صورت عدم دخالت دولت دلیلی برای پیدایش تورم و رکود اقتصادی وجود ندارد. همچنین، کینزین‌ها جریان پول را به سطح اشتغال مربوط دانسته و آن را وابسته به نرخ بهره و عامل تعیین‌کننده‌ی درامد ملی می‌دانند. نتیجه‌ی این کار، همبستگی بازار پول و بازار کالا است که در واقع قانون سی را ردّ می‌کند. براساس این همبستگی، پول یک متغیر اساسی است که اگر تغییر کند می‌تواند با نرخ بهره، تأثیرات قابل توجهی بر سطح تولید داشته باشد. بنابراین، نرخ بهره را در سیاست‌های پولی هدف میانی و تأثیرگذاری سیاست پولی را از راه تغییر در نرخ بهره می‌دانند. در مورد دیدگاه مکتب پول‌گرایان به عقیده‌ی فریدمن رهبر این مکتب، عرضه و تقاضای پول تعیین‌کننده‌ی درامد ملّی است و هر گونه تغییری در عرضه‌ی پول تغییر ارزش اسمی تولید ناخالص ملی را موجب می‌شود. پول‌گرایان اعتقاد دارند که تغییرات حجم پول از یک کانال مستقیم، یعنی رابطه‌ی مبادله فیشر تأثیر مطمئن بر درامدهای پولی دارد. در نتیجه، سیاست پولی بیشترین اثر را روی تولید خواهد داشت و سیاست مالی برای این‌که کشش عرضه و تقاضای پول نسبت به بهره صفر است، هیچ‌گونه تأثیری ندارد. البته، در این مکتب افزایش حجم پول فقط در کوتاه مدت می‌تواند بر تولید ناخالص ملی اثر محسوس داشته باشد؛ ولی، در میان مدت و بلند مدت افزایش حجم پول فقط اثر تورمی دارد. (بین و هوولز، ۲۰۰۳)

همان‌طور که بیان شد سیاست پولی به‌طور معمول از راه کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت دیگر دارایی‌ها و اعتباری می‌تواند بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر گذارد. در مباحث مربوط به جایگاه نرخ بهره در تقاضای پول و اثر آن بر بخش واقعی اقتصاد، کینزین ها در قالب منحنی های IS-LM اثرات نرخ بهره بر تقاضای سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند. مصرف‌کننده درباره‌ی مسکن و مخارج صرف‌شده برای کالاهای بادوام همانند تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری عمل می‌کند. حال، با این فرض که کانال نرخ بهره برتقاضای کالا و خدمات تأثیر می‌گذارد، می‌توان گفت که با یک وقفه‌ی زمانی تورم و تولید را نیز متأثر

1-Vector Error Correction Model

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

می‌کند. درباره‌ی کانال نرخ ارز در طرف تقاضا، انبساط پولی که نرخ بهره واقعی داخلی را کاهش می‌دهد، در وضعیت برابری بهره بدون پوشش خطر، ارزش واقعی پول داخلی را تنزّل می‌دهد. با کاهش ارزش واقعی پول، صادرات رقابتی‌تر می‌شود و به پیرو آن خالص صادرات نیز افزایش می‌یابد و در نهایت، تقاضای کل نیز بالا می رود. در طرف عرضه نیز کاهش ارزش واقعی پول، قیمت داخلی کالاهای وارداتی را افزایش می‌دهد و به‌طور مستقیم بالا رفتن تورم را سبب می‌گردد. افزون بر این، قیمت بالاتر محصولات وارداتی عرضه‌ی کل را کاهش می دهد و با افزایش تورم با افزایش هزینه‌ی تولید، تولید کل را نیز کاهش می‌دهد.

درباره‌ی کانال وام دهی بانکی، وقتی حجم پول افزایش می یابد به‌دلیل افزایش میزان ذخایر مورد نیاز بانک‌ها، سپرده های بانکی افزایش یافته و از این راه مقدار وام دهی بانک‌ها نیز بیشتر می‌شود. از طرفی، چون بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها و مخارج مصرفی کالاهای بادوام با وام بانکی تأمین مالی می‌شود، افزایش وام دهی رشد تقاضای سرمایه گذاری و مخارج مصرفی و در نهایت، تقاضای کل و تولید کل را موجب می‌شود.

کانال ترازنامه نیز، با تاثیر گذاشتن بر ارزش خالص بنگاه‌ها و مخارج مصرفی خانوار عمل می‌کند. انقباض پولی افزایش نرخ بهره را سبب می‌شود و به پیرو آن اثری منفی بر قیمت سهام بنگاه‌ها می‌گذارد و ارزش خالص بنگاه ها را تنزّل می‌دهد. با کاهش قیمت سهام و ارزش خالص بنگاه ها به دلیل پدید آمدن مسأله‌ی "گزینش نامناسب"[1] وام دهی به آن‌ها به‌منظور تأمین مالی مخارج سرمایه گذاری‌شان کاهش می‌یابد. افزون بر این، مسأله‌ی "خطر اخلاقی"[2] نیز به واسطه‌ی کاهش در ارزش خالص بنگاه ها تشویق سرمایه‌گذاران ریسک پذیرتر در اخذ وام را سبب می شود که خود نیز به کاهش وام دهی برای سرمایه‌گذاری منجر می‌گردد و در نهایت، مخارج سرمایه گذاری را تنزّل می‌دهد.

قیمت دیگر دارایی‌ها شامل دارایی‌های مالی (سهام) و دارایی‌های فیزیکی (مسکن) عاملی مهمّ در اثرگذاری سیاست پولی است. هنگامی‌که سیاست پولی اجرا می‌شود، قیمت دیگر دارایی‌ها متناسب با درجه‌ی شوک پولی نوسان پیدا می‌کند و ممکن است بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر گذارد. تیلور (۱۹۹۵)[3] بیان می‌دارد که شواهد تجربی قوی دالّ بر وجود اثرات اساسی نرخ بهره بر تقاضای سرمایه‌گذاری و مخارج مصرف کننده وجود دارد. همچنین، برای سرمایه‌گذاری ثابت در ساختمان‌های مسکونی و سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی شده در موجودی انبار کم و بیش عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مشابه

1- Adverse selection
2- Moral Hazard
3-Taylor

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

هستند. قیمت مسکن می‌تواند بر تقاضای مسکن و در نتیجه سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی تأثیر بگذارد و با متأثر کردن تقاضای کل و تولید و سطح عمومی قیمت‌ها را تاثیر می‌گذارد.

میشکین (۲۰۰۱) کانال قیمت دیگر دارایی‌ها را براساس تئوری q توبین (۱۹۶۹) و اثر ثروت مودیگلیانی (۱۹۷۱) معرفی می‌کند. وی معتقد است که سیاست‌های پولی با متأثر کردن دارایی‌ها می‌تواند بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر گذارد 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 بازار سهام افزایش می‌یابد، افزایش q توبین و کاهش هزینه‌ی سرمایه را سبب می شود که خود افزایش تقاضای سرمایه گذاری و در نهایت تولید کل را در پی دارد. تئوری q را به غیر از بازار سهام درباره‌ی بازار مسکن هم می توان به کار برد. درباره‌ی مسکن می توان q را ارزش بازاری واحد مسکونی بر هزینه‌ی ساخت واحد مسکونی بیان کرد. 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.

درباره‌ی اثر ثروت، مودیگلیانی (۱۹۷۱) مصرف را تابعی از درامد و ثروت، و پس‌انداز را تابعی مستقیم از درامد و تابعی معکوس از ثروت می‌داند. به‌عبارت دیگر، با افزایش درامد مصرف و پس‌انداز افزایش می‌یابند؛ اما، با افزایش ثروت با وجود این‌که مصرف افزایش می‌یابد، از مقدار پس‌انداز کاسته می‌شود. چنانچه ثروت افزایش یابد مصرف افزایش می‌یابد که در نهایت، تقاضای کل و تولید را افزایش می‌دهد. بنابراین، ثروت به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده سطح مصرف مطرح شده است. به‌عبارت دیگر، مصرف افزون بر درامد تابعی از مقدار ثروت حقیقی نیز در نظر گرفته شده است. از آنجایی‌که مسکن جزء مهم ثروت است، هنگامی‌که قیمت مسکن افزایش می‌یابد، ثروت خانوار افزایش یافته و وضعیت را برای مصرف بیشتر و افزایش تقاضای کل فراهم می‌آورد و تولید کل نیز افزایش می‌یابد.

۳-الگو و متدولوژی

۳-۱-چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری (VEC)

تحلیل سری‌های زمانی به‌طور معمول به‌منظور پیش‌بینی روند زمانی متغیرها استفاده می‌شوند. در حالتی که شرط مانایی سری‌های زمانی نقض می‌شود و متغیرها با تفاضل‌گیری مانا شوند و همچنین، بین متغیرها رابطه‌ی هم‌جمعی[1] وجود داشته باشد، می‌توانیم از الگوی VEC استفاده کنیم. این الگو افزون بر براورد بهتر روابط در مقایسه با الگوی VAR، به خوبی پویایی‌های کوتاه‌مدت را نیز ارزیابی می‌کند. بر اساس الگوی

1- Cointegration

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

عمومی VAR و با فرض $I(1)$ بودن همه‌ی متغیرها، لوتکپل (۲۰۰۴) الگوی VEC عمومی را با r رابطه‌ی هم‌جمعی به شکل زیر معرفی می‌کند:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \ldots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \qquad (1)$$

در این رابطه y_t متغیرهای درون‌زا، x_t متغیرهای برون‌زا و D_t متغیرهای از پیش‌تعیین شده است. α ماتریس $k\times r$ "ضریب سرعت تعدیل"[1] است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. β ماتریس $k\times r$ هم‌جمعی است که نشان دهنده‌ی بخش بلندمدت الگوی است. Γ_j ماتریس $k\times k$ ضرایب کوتاه‌مدت، و u_t نیز بردار اجزای خطای اختلال خالص با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است.[2] برای براورد رابطه‌ی (۱) اگر ماتریس Γ_0 یکه باشد و متغیر برون‌زایی نیز وجود نداشته باشد، می‌توان از فرایند براورد "رتبه‌ی خلاصه شده یوهانسن (RR)"[3] براساس مطالعه‌ی یوهانسن (۱۹۹۵)[4] یا روش "دو مرحله ای ساده ($S2S$)"[5] استفاده کرد.

سیمز (۱۹۸۰) برای بررسی پویایی‌های موجود بین متغیرهای مورد نظر توابع واکنش ضربه و تجزیه واریانس‌های خطای پیش بینی را معرفی می‌کند. تحلیل واکنش ضربه اثرات شوک وارده بر یک متغیر برون‌زا و یا اخلال‌های به وجود آمده در یکی از متغیرهای درون‌زا را بر دیگر متغیرهای سیستم ارزیابی می‌کند. به کمک تجزیه‌ی واریانس سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو تعیین می‌شود.

۳-۲-تصریح الگوی VEC

با توجه به مبانی نظری مطرح شده مربوط به کانال قیمت مسکن، مطالعات تجربی خارجی و داخلی و ملاحظات خاص اقتصاد ایران می‌توان الگوی این مطالعه را به شکل زیر مورد تصریح قرار داد:

$$Y_t' = [GDP \quad CPI \quad RR \quad PH] \qquad (2)$$

در این رابطه (GDP) تولید ناخالص داخلی و (CPI) شاخص بهای مصرفی خانوارهای شهری بدون مسکن به‌عنوان متغیر نهایی و (RR) نسبت سپرده‌های قانونی به‌عنوان ابزارهای سیاستی و (PH) شاخص قیمت مسکن به عنوان متغیر انتقال‌دهنده سیاست‌های پولی است. از آنجایی‌که در ایران به طور رسمی نرخ بهره وجود ندارد، از نسبت سپرده‌های قانونی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (BD) به‌عنوان ابزارهای

1- Loading Coefficients

۲- به منظور تسهیل در براورد می‌توان رابطه‌ی (۱) را به شکل ماتریسی $\Delta Y = \Pi Y_{-1} + \Gamma \Delta X + U$ نوشت. که در آن $\Delta Y = [\Delta y_1, \ldots, \Delta y_T]$، $\Pi = \alpha\beta'$، $Y_{-1} = [y_0, \ldots, y_{T-1}]$، $\Gamma = [\Gamma_1, \ldots, \Gamma_{p-1}]$، $\Delta Y_{t-1}' = [\Delta y_{t-1} \quad \cdots \quad \Delta y_{t-p+1}]$، $\Delta X = [\Delta X_0, \ldots, \Delta X_{T-1}]$ و $U = [u_1, \ldots, u_T]$ است.

3 - Johansen Recuced Rank

4 - Johansen

5 - Simple Two-step

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

سیاست پولی استفاده می‌شود.[۱] در الگوی اول از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان متغیر سیاستی و در الگوی دوم از نسبت سپرده قانونی استفاده می‌شود.[۲] الگوی تصریح شده را می‌توان مطابق رابطه (۱) به شکل زیر نشان داد:

(۳)

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_t \\ \Delta CPI_t \\ \Delta RR_t \\ \Delta PH_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \\ \beta_{31} \\ \beta_{41} \end{bmatrix} EC_{t-1} + \begin{bmatrix} a_{i,11} & a_{i,12} & a_{i,13} & a_{i,14} \\ a_{i,21} & a_{i,22} & a_{i,23} & a_{i,24} \\ a_{i,31} & a_{i,32} & a_{i,33} & a_{i,34} \\ a_{i,41} & a_{i,42} & a_{i,43} & a_{i,44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-i} \\ \Delta CPI_{t-i} \\ \Delta RR_{t-i} \\ \Delta PH_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} & c_{25} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} & c_{35} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & c_{45} \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ s_{1t} \\ s_{2t} \\ s_{3t} \\ t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \\ \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \end{bmatrix}$$

٤-بررسی نتایج تجربی

این بخش به دنبال بحث و بررسی نتایج تجربی به دست آمده از براورد روابط بین متغیرهای مربوط، با استفاده از رویکرد $SVEC$ مبتنی بر داده‌های آماری فصلی $۱۳۸۷Q_۴$ - $۱۳۶۸Q_۱$ مربوط به ایران[۳] است. تعیین وقفه‌ی بهینه در تصریح الگوی VAR اهمیت بسیاری دارد. بدین‌منظور، از "معیار اطلاعات آکائیک (AIC)"[۴] ، "معیار شوارز (SC)"[۵]، "معیار حنان کوئین (HQC)"[۶] و "خطای پیش بینی نهایی (FPE)"[۷] استفاده می شود. در جدول (۱) مشاهده می‌شود که معیارها وقفه‌ی ۴ و ۱ را نشان می‌دهند. بنابراین، با توجه به نتایج تحلیل اجزا باقی‌مانده می‌توان وقفه‌ی بهینه را تعیین کرد.

جدول (۱) تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی ۱ و۲

	الگو ۱	الگو ۲
AIC	۴	۴
FPE	۴	۴
SC	۱	۱
HQC	۱	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

۱ - ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) و نوفرستی (۱۳۸۴) نیز در مطالعات خود از این دو مورد به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کرده اند.

۲ - متغیرهای GDP، CPI، M و BD بصورت لگاریتمی می باشند.

۳ - کلیه‌ی داده‌ها از ترازنامه سال‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا. اخذ شده است.

4 - Akaike Information Criterion
5 - Schwarz Criterion
6 - Hannam-Quinn Criterion
7 - Final Prediction Error

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

به‌منظور ارزیابی و بررسی وقفه‌ی بهینه برای براورد الگوی مورد نظر، از "آزمون پورتمن"[1] برای تشخیص خود همبستگی اجزای باقی‌مانده، "آزمون ژارکو- برا"[2] برای تشخیص غیرنرمال بودن و "آزمون *ARCH-LM* چند متغیره" برای تشخیص واریانس ناهمسانی استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها برای هر ۲ الگو در جدول (۲) قابل مشاهده است.

با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان دید که آزمون‌های تشخیصی در هر دو الگو وقفه‌ی ۴ را پیشنهاد می‌کند که دلالت بر نبود خود همبستگی، غیر نرمال بودن و واریانس ناهمسانی اجزای باقی‌مانده دارند. نتایج ریشه واحد بر اساس آزمون "دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)"[3] در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهند که همه‌ی متغیرها در سطح معناداری ۵٪ همگرای درجه یک، $I(1)$، هستند.

جدول (۲) آزمون‌های تشخیصی

الگوی ۱									
آزمون	Q_{16}		LM_1		LM_2		LJB_2		$MARCH_{LM}(2)$
وقفه‌ها	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴
آماره تخمینی	۳۷۳/۶۸	۳۰۵/۶۳	۱۷/۲۰	۲۳/۱۶	۴۳/۹۱	۳۶/۷۲	۷۹۳/۲۸	۲۳۷/۷۲	۴۷۹/۶۲	۴۶۰/۷۶
آماره p	۰/۳۵	۰/۲۵	۰/۸۷	۰/۵۷	۰/۷۲	۰/۹۲	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۱۶	۰/۳۵
الگوی ۲										
آزمون	Q_{16}		LM_1		LM_2		LJB_2		$MARCH_{LM}(2)$	
وقفه‌ها	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴
آماره تخمینی	۳۵۲/۲۳	۲۹۰/۸۲	۱۹/۳۶	۱۰/۴۲	۳۵/۰۳	۲۶/۳۴	۱۹۳۰/۰۱	۶۸۴/۹۳	۴۴۸/۰۴	۴۴۱/۸۵
آماره p	۰/۶۷	۰/۴۷	۰/۷۸	۰/۹۹	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۵۱	۰/۶۰

- فرضیه‌ی صفر تنها وقتی ردّ می‌شود که آماره‌ی p کوچک‌تر از ۰.۱ یا ۰.۰۵ باشد. (Lutkepohl and Kratzig, 2004)
- Q_h: آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی
- LM_h : آزمون بروش- گادفری برای تشخیص خودهمبستگی
- LJB_k: آزمون ژارکو برای تشخیص غیرنرمال بودن
- $MARCH_{LM}(q)$: آزمون *ARCH- LM* چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

مأخذ: محاسبات تحقیق

1- Portmanteau test
2- Jarque–Bera test
3 - Augmented Dickey-Fuller

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

آزمون اثر یوهانسن "آزمون نسبت راست‌نمایی (LR)"[1] مبتنی بر رگرسیون RR از الگوی VEC است که تنها فرضیه‌ی صفر را در نظر می‌گیرد. در این آزمون بر اساس جدول (۴) مشاهده می‌شود که در الگوی (۱) سه رابطه‌ی بلند مدت در سطح معناداری ۹۵٪ و در الگوی (۲) نیز دو رابطه‌ی بلند مدت در سطح معناداری ۹۹٪ وجود دارد.

جدول (۳) آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیرهای سطح	آماره آزمون	متغیرهای تفاضلی	آماره آزمون
GDP	−۱/۵۸	ΔGDP	−۱۰/۴۹
CPI	−۱/۶۰	ΔCPI	−۴/۲۲
BD	−۲/۲۴	ΔBD	−۵/۰۶
RR	−۲/۲۷	ΔRR	−۸/۳۶
PH	−۲/۴۷	ΔPH	−۳/۴۵

میزان آماره‌ی آزمون در سطوح بحرانی بر اساس مطالعه‌ی دیویدسون و مکینون (۱۹۹۳)

- با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و روند خطی ۱٪ : (−۳.۹۶) ۵٪ : (−۳.۴۱) ۱۰٪ : (−۳.۱۳)
- با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و بدون روند خطی ۱٪ : (−۳.۴۳) ۵٪ : (−۲.۸۶) ۱۰٪ : (−۲.۵۷)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (٤) آزمون هم‌جمعی یوهانسن

فرضیه‌ی صفر	الگوی ۱		الگوی ۲		٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹
	LR	آماره p	LR	آماره p			
$r=۰$	۷۳/۹۹***	۰/۰۰	۶۸/۳۴**	۰/۰۱	۶۰/۰۰	۶۳/۶۶	۷۰/۹۱
$r\leq ۱$	۳۳/۳۱	۰/۳۳	۳۴/۸۸	۰/۲۵	۳۹/۷۳	۴۲/۷۷	۴۸/۸۷
$r\leq ۲$	۱۶/۰۹	۰/۴۹	۱۴/۸۴	۰/۵۹	۲۳/۳۲	۲۵/۷۳	۳۰/۶۷
$r\leq ۳$	۳/۹۵	۰/۷۵	۳/۰۰	۰/۸۶	۱۰/۶۸	۱۲/۴۵	۱۶/۲۲

** در سطح معناداری ۵٪ فرضیه صفر رد می شود.

*** در سطح معناداری ۱٪ فرضیه صفر رد می شود.

مأخذ: محاسبات تحقیق

1 - Likelihood Ratio Testing

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

شکل (۱) نتایج تحلیل واکنش ضربه‌ی الگوی ۱ و ۲ را با استفاده از روش هال (۱۹۹۲) در سطح معناداری ۹۵٪ با تعداد انعکاس بوتسترپ[1] ۵۰۰ نشان می‌دهد. در الگوی ۱ شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان ابزار سیاست پولی در کوتاه مدت[2] اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی داشته است که رفته‌رفته در بلند مدت به سمت صفر میل می‌کند. این شوک در ابتدا اثر معناداری بر سطح عمومی قیمت‌ها ندارد؛ ولی، از فصل ۱۰ منفی و معنادار می‌شود. از طرفی، شاخص قیمت مسکن نیز متأثر از این شوک در کوتاه مدت اثر مثبت و معناداری را به خود می‌گیرد و در فصل ۸ به حداکثر خود می‌رسد و کم‌کم در بلند مدت به سمت صفر میل می‌کند. همچنین، شوک شاخص قیمت مسکن در کوتاه مدت اثر مثبت و معناداری را بر تولید و از فصل ۶ به بعد اثر منفی و معناداری را بر سطح عمومی قیمت‌ها برجای می‌گذارد. بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که دادن تسهیلات به بانک‌ها از سوی بانک مرکزی دست‌کم در کوتاه مدت می‌تواند هم به طور مستقیم و هم با شاخص قیمت مسکن سطح تولید را افزایش داده و همچنین، سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش دهد. بنابراین، در این الگو کانال شاخص قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی مؤثر است. جدول (۷) سهم این کانال را در قالب تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد. سهم شوک بدهی بانک‌ها در واریانس شاخص قیمت مسکن در فصل ۸ به حداکثر خود (۱۴٪) می‌رسد. سهم شوک شاخص قیمت مسکن نیز در تولید و سطح عمومی قیمت‌ها نیز به ترتیب ۳٪ و ۴٪ است.

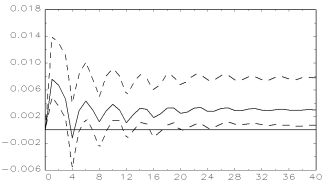
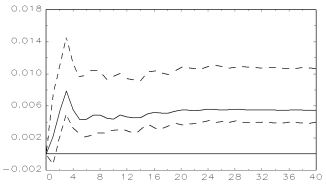
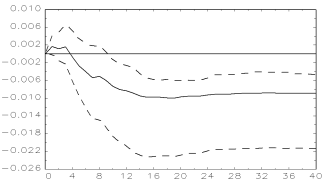
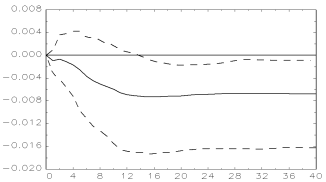
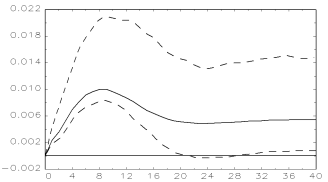
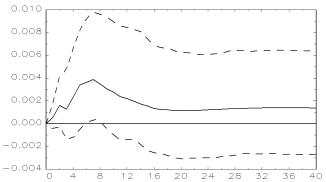
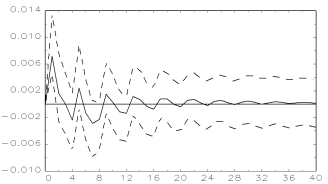
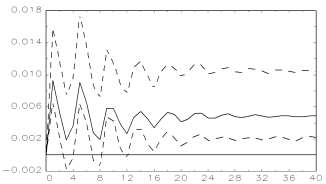
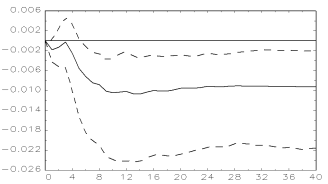
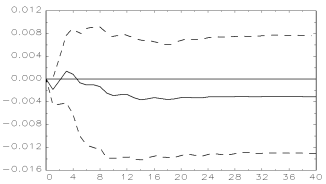
در الگوی ۲ شوک نسبت سپرده‌های قانونی به‌عنوان ابزار سیاست پولی اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. این شوک در ابتدا اثر معناداری بر سطح عمومی قیمت‌ها ندارد؛ ولی، از فصل ۱۴ منفی و معنادار می‌شود. این شوک اثر مثبت ولی ناچیزی بر شاخص قیمت مسکن دارد که تنها بین فصل‌های ۵ تا ۸ معنادار است. همچنین، شوک شاخص قیمت مسکن اثر مثبت و معناداری را بر تولید دارد؛ ولی، بر سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر معناداری ندارد.

1 - Bootstrap

۲ – کوتاه‌مدت شامل ۸ فصل و بلندمدت بیش از ۸ فصل است.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

الگوی ۱	الگوی ۲
BD → GDP	RR → GDP
	
BD → CPI	RR → CPI
	
BD → PH	RR → PH
	
PH → GDP	PH → GDP
	
PH → CPI	PH → CPI
	

شکل (۱) تحلیل واکنش ضربه الگوهای ۱ و ۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که افزایش نسبت سپرده‌های قانونی از سوی بانک مرکزی عمدتاً به طور مستقیم سطح تولید را متأثر می‌سازد و با شاخص قیمت مسکن اثر چندانی بر سطح تولید ندارد. بنابراین، در این الگو کانال شاخص قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی در حد ناچیزی و تنها بر سطح تولید مؤثر است. در جدول (۷) نیز نتایج تحلیل واکنش ضربه را به‌خوبی تأیید می‌کند.

جدول(۷) تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی

دوره	الگوی ۱					الگوی ۲				
	PH	GDP		CPI		PH	GDP		CPI	
	ε^{BD}	ε^{BD}	ε^{PH}	ε^{BD}	ε^{PH}	ε^{RR}	ε^{RR}	ε^{PH}	ε^{RR}	ε^{PH}
۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۰
۸	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۱۲	۰/۱۳	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۰
۲۴	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۰
۴۰	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۲	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- جمع بندی و نتیجه گیری

براساس دیدگاه پول‌گرایان افزایش حجم پول به‌واسطه‌ی اتخاذ سیاست پولی تولید را افزایش می‌دهد که با گذشت زمان و تعدیل دستمزدها، افزایش حجم پول خود را کاملاً در افزایش قیمت‌ها نشان می‌دهد و تولید به سطح اولیه خود بازمی‌گردد. یکی از کانال‌های مهمی که سیاست پولی با آن بر سطح تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد، کانال قیمت دارایی‌ها است. هدف اصلی این تحقیق بررسی اثرات سیاست‌های پولی بانک مرکزی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها با شاخص قیمت مسکن به‌عنوان یکی از دارایی‌های اصلی در ایران بود.

به‌طورکلی، نتایج تجربی به دست آمده از براورد الگو، با استفاده از رویکرد VEC مبتنی بر داده‌های آماری $۱۳۶۸Q_۱$ - $۱۳۸۷Q_۴$، نشان داد که شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان ابزار سیاست پولی با شاخص قیمت مسکن دست کم در کوتاه مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش و سطح عمومی قیمت ها را کاهش دهد. بنابراین، بانک مرکزی می‌تواند با دادن تسهیلات به بانک‌ها دست کم در کوتاه مدت هم به‌طور مستقیم و هم با شاخص قیمت مسکن سطح تولید را تقویت و سطح عمومی قیمت‌ها را کنترل سازد.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

همچنین، مشخص شد که شوک نسبت سپرده‌های قانونی به طور مستقیم سطح تولید را متأثر می‌سازد و با شاخص قیمت مسکن اثر چندانی بر سطح تولید و قیمت‌ها ندارد. بنابراین، در استفاده از این ابزار به‌عنوان ابزار سیاست پولی کانال شاخص قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی در حد ناچیزی و تنها بر سطح تولید مؤثر است. نتایج تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی نیز به‌خوبی مؤید نتایج تحلیل واکنش ضربه بود. بنابراین، به مقامات پولی توصیه می‌شود که در اتخاذ سیاست پولی از ابزار میزان تسهیلات اعطایی به بانک‌ها به منظور تقویت تولید و کنترل سطح عمومی قیمت‌ها استفاده کنند. و به تأثیر کانال شاخص قیمت مسکن توجه بیشتری مبذول دارند.

منابع

ختایی، محمود و سیفی پور، رویا (۱۳۸۵)، ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعه‌ی موردی: برنامه‌ی سوم توسعه‌ی اقتصادی و اجتماعی، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۳، صص ۲۶۷-۲۳۳

شیرین بخش، شمس ا... (۱۳۸۴)، اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال، فصلنامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی ۴، صص ۲۷۳-۲۶۳

طاهری‌فرد، احسان و موسوی‌آزادکسمایی، افسانه (۱۳۸۷)، اثربخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۳ ، صص۱۶۱-۱۳۷

قلی زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹)، بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ی ۹۲، صص ۱۲۵ تا ۱۳۸

کشاورزحداد، غلامرضا و مهدوی، امید (۱۳۸۴)، آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۱، صص ۱۴۷ تا ۱۷۰

کمیجانی، اکبر (۱۳۷۳)، سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، تهران

مصلحی، فریبا (۱۳۸۵)، تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، شماره‌ی ۲۷، صص ۱۵۱-۱۳۳

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴)، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۰، صص ۲۹-۱

Bain K., Howells, P., (2003), Monetary Economics: Policy and its Theoretical Basis, Palgrave Macmillan, New York

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]

Eichengreen, B., Park, Y.C., (2004). Why has there been less financial integration in Asia than in Europe?, Monetary Authority of Singapore Staff Paper No. 28

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

Gupta, R., Kabundi, A., (2009), The effect of monetary policy on house price inflation: A factor Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach, department of Economics, University of Pretoria, working paper 2009/03

Hall, P., (1992), The Bootstrap and Edgeworth Expansion, Springer, New York

Johansen, S., (1995), Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, Oxford

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

Kamin, S., Turner, P., dack, J., (1998), The transmission mechanism of monetary policy in emerging market economies: an overview, BIS Policy Papers No. 3, pp. 5-64

Kiss, G., Vadas, G., (2005), The Role of the Housing Market in Monetary Transmission, MNB Background Studies No. 2005/3

Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., (2002), Monetary policy: rules and transmission mechanisms, Central Bank of Chile, Santiago

Lutkepohl, H., Kratzig, M., (2004), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge

Mishkin, S.F., (2001), The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy, NBER Working Paper Series, No. 8617

Taylor, J.B., (1995), The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework, Journal of Economic Perspectives, vol. 9, issue 4, pp 1-26

Sims, C.A., (1980), Macroeconomics and Reality, Econometrica, vol. 48, issue 10, pp 1-48

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.6.8]