نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۵
سال بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۳۴۱ - ۳۰۷

ادوار مالی و سیاست پولی در اقتصاد ایران [۱]

صالح طاهری بازخانه
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، اقتصاد پولی دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)
saleh.Taheri۸۸@Gmail.com
محمدعلی احسانی
دانشیار دانشگاه مازندران
m.ehsani@umz.ac.ir
محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی
دانشیار دانشگاه مازندران
mgilak@umz.ac.ir
اسدالله فرزین‌وش
استاد بازنشسته دانشگاه تهران
farzinv@ut.ac.ir

بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ نشان داد متغیرهای مالی از کانال‌های مختلفی می‌توانند نوسانات ادوار تجاری را تشدید کنند. از منظر الگوسازی در اقتصادکلان، الگوی‌هایی که بازارهای مالی را بدون اصطکاک فرض می‌کردند اعتبار خود را از دست دادند. بر این اساس، واکنش صحیح مقامات پولی نسبت به ادوار مالی به یکی از دغدغه‌های نظری و سیاستی شده است. از این‌رو، پژوهش حاضر در چارچوب الگوی کینزی جدید با پیاده‌سازی چند مرتبه شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده اثرات واکنش بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی را طی سال‌های ۱۳۹۵:۴ – ۱۳۶۹:۱ بررسی می‌کند. نتایج در سناریوهای مختلف نشان داد هرچه حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی بیش‌تر باشد، تولید تأثیرپذیری کم‌تری از تکانه بخش مالی خواهد داشت. با وجود این، تورم با نوسان بیش‌تری به تکانه بخش مالی پاسخ خواهد داد. بنابراین، به نظر می‌رسد سیاست پولی در ایران از طریق تغییر در پایه پولی به تنهایی نمی‌تواند اثرات تکانه مالی بر اقتصاد کلان را کاهش دهد.

طبقه‌بندی JEL: E۳۱، E۳۲، E۵۲.
واژگان کلیدی: ادوار مالی، سیاست پولی، الگوی کینزی جدید.

---

۱ - مقاله حاضر بخشی از رساله دکتری نویسنده اول است و تحت حمایت مالی صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور (Iran National Science Foundation: INSF)می‌باشد.

تاریخ دریافت: ۱۵ / ۳/ ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۵ / ۷/ ۱۳۹۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

۱. مقدمه

تحولات پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ به ارزیابی مجدد و بسط برخی از مفاهیم اقتصادی منجر شده است. یکی از تغییرات آشکار در تفکرات و نظریات اقتصادی، اهمیت بسیار زیاد ارتباط بین بخش حقیقی و بخش مالی است. حقایق آشکار شده طی دو دهه گذشته به وضوح نشان‌دهنده اهمیت ادوار مالی در سراسر جهان است. ژاپن، در پی بزرگ‌ترین حباب مسکن در تاریخ خود سقوط بزرگ دارایی را در ابتدای دهه ۱۹۹۰ تجربه کرد. بسیاری از اقتصادهای نوظهور آسیا پس از رونق‌های ممتد اعتبارات بانکی، با بحران‌های عمیق مالی در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰ مواجه شدند. رونق بازار سهام در اواخر دهه ۱۹۹۰ در برخی اقتصادهای پیشرفته نیز با رکودهای هم‌زمان پایان یافت (کلاسنس و همکاران[۱]، ۲۰۱۱). با وجود این، پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ بود که توجه اقتصاددانان به طور ویژه به نقش ادوار مالی بر سایر اجزای سیستم اقتصادی معطوف شد (طاهری بازخانه و همکاران، ۱۳۹۷).

پیش از بحران ۲۰۰۷، سیاست پولی با یک روش قاعده‌مند و نسبتاً قابل پیش‌بینی اجرا می‌شد و فرایند اثرگذاری آن به خوبی قابل درک بود. ابزار کلیدی سیاستی نرخ بهره کوتاه‌مدت بود. در حالی که حجم پول و نرخ ارز آزادانه تغییر می‌کردند. اجماع بر آن بود که ثبات تورم به‌عنوان یک تکیه‌گاه اسمی و متعهد شدن به آن در کنار ثبات شکاف تولید (به موجب قاعده تیلور[۲])، ثبات در اقتصاد در کلان را به ارمغان می‌آورد. با در نظر گرفتن فرضیه بازارهای کارا[۳]، عدم تعادل‌های مالی به سرعت ترمیم شده و ثبات در بخش حقیقی را به خطر نمی‌انداختند. از این رو، بخش مالی جایگاه ویژه‌ای در مباحث مربوط به سیاست پولی نداشتند. اما، در جریان بحران جهانی

۱. Claessens et al.

۲. Taylor rule

۳. Efficient-Market Hypothesis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

۲۰۰۷ با مسلم دانستن چنین سازوکاری، عدم تعادل‌ها در بخش مالی باعث شد ابزار نرخ بهره کارایی خود را از دست بدهد.

بحران ۲۰۰۷ نشان داد ادوار مالی یکی از دلایل نوسانات اقتصاد کلان به شمار رفته و می‌تواند موجب ایجاد سیکل‌های تجاری شود. الگوهای قبل از بحران، عدم تعادل‌های بخش مالی را بی‌اهمیت تلقی می‌کردند و بر عدم دخالت سیاست‌گذاران در بخش مالی تأکید داشتند. سرایت بحران مالی به بخش‌های مختلف نشان داد این درک با واقعیات سازگار نیست و اتکا بر آن تبعات خطرناکی در پی دارد. مرور ادبیات مرتبط نشان می‌دهد نحوه واکنش سیاست‌گذار پولی نسبت به تکانه‌های بخش مالی به سؤالی اساسی و موضوعی مناقشه‌آمیز مبدل شده است.

با توجه به آشکار شدن اهمیت ثبات مالی، موضوع مطرح شده برای اقتصاد ایران اهمیت ویژه‌ای دارد. از این‌رو، پژوهش حاضر می‌کوشد با چند سلسله شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده،[۱] اثر واکنش سیاست پولی نسبت به ادوار مالی را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۵:۴ – ۱۳۶۹:۱ بررسی کند. تحلیل نتایج تحقیق، بینش جدیدی در خصوص اثرگذاری تکانه بخش مالی و همچنین ارزیابی مداخله سیاست‌گذار پولی فراهم می‌کند. این مهم، اولین وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات مربوط به اقتصاد ایران است. زیرا، مطالعات پیشین تنها بر بازار سهام و اثرات مربوط به آن تمرکز کرده‌اند. از آن‌جایی که بازار سهام بازیگر اصلی بخش مالی در اقتصاد ایران نیست، لحاظ کردن سایر ارکان این بخش (مانند نظام بانکی) می‌تواند درک کامل‌تری از رویارویی با تکانه مالی و اثرات آن فراهم کند. علاوه بر این، تحقیق حاضر با شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده و مقداردهی به ضریب مربوط به تابع واکنش پولی، به ارزیابی مداخله بانک مرکزی پرداخته است. برای دست‌یابی به هدف تحقیق، ادامه مقاله به شرح زیر سامان‌دهی می‌شود:

در بخش دوم، مبانی نظری مرتبط و پیشینه تحقیق مرور شده‌اند. بخش سوم، به تصریح الگو و معرفی متغیرها اختصاص پیدا کرده است. تحلیل نتایج در بخش چهارم ارائه می‌شود. پژوهش حاضر، با جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهای سیاستی در بخش پنجم خاتمه پیدا می‌کند.

---

۱. Counterfactual Simulation

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

پیش از آشکار شدن نشانه‌های بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۷، پیشرفت‌های نظری علم اقتصاد و ارائه دلالت‌های سیاستی برگرفته از آن، دستاوردهایی نظیر رشد اقتصادی باثبات، تورم اندک، گسترش مبادلات بین‌المللی را برای کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور به ارمغان آورد. این مهم سبب شد دوره ۲۰۰۷ – ۱۹۹۳ به عنوان دوره اعتدال بزرگ[1] نام گیرد. دست‌یابی به ثبات قیمت‌ها و نیل به اهداف از پیش تعیین‌شده موفقیتی شگرف برای بانک‌های مرکزی تلقی می‌شد. الگوهای پیش از بحران، دو هدف عمده را برای سیاست‌گذار پولی ترسیم کرده بودند؛ هموارسازی شکاف تولید و شکاف تورم. به عبارت دقیق‌تر، ادعا می‌شد در صورتی که بانک مرکزی از طریق نرخ بهره دو هدف معرفی شده را محقق کند اقتصادکلان از گزند تکانه‌های مختلف در امان خواهد بود. این رویکرد منجر شد نرخ‌های بهره طی دوره اعتدال بزرگ به دلیل خوش‌بینی ایجاد شده به سطوح پایینی تنزل یابد. در نتیجه، فضای مساعدی برای خلق پول پدید آمد. از طرف دیگر، ابداعات مالی گسترش فزاینده‌ای را تجربه می‌کردند.

در این میان، بانک‌های مرکزی با تکیه بر استاندارهای نظارتی و نسخه‌های تجویز شده از سوی اقتصاددانان مداخله مستقیمی در بخش مالی نداشتند. این نسخه‌ها، عدم تعادل‌های بخش مالی را کم اهمیت تلقی می‌کردند و اهمیت ادوار مالی را در شکل‌دهی ادوار تجاری در نظر نمی‌گرفتند. به عبارت دیگر، الگوهای اقتصادی قبل از بحران، عمدتاً به متغیرهای مالی و اثرگذاری آن‌ها در نوسانات اقتصاد کلان به عنوان موضوعی فرعی می‌نگریستند. در این چارچوب، سیاست پولی با یک روش قاعده‌مند و نسبتاً قابل پیش‌بینی اجرا می‌شد و فرایند اثرگذاری آن به خوبی قابل درک بود. اجماع بر آن بود که ثبات تورم به عنوان یک تکیه‌گاه اسمی و متعهد شدن به آن در کنار ثبات شکاف تولید، ثبات در اقتصاد کلان را به ارمغان می‌آورد. در این چارچوب انتظار می‌رفت طبق فرضیه بازارهای کارا، عدم

---

۱. Great Moderation

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

تعادل های مالی به سرعت ترمیم شده و ثبات در بخش حقیقی تهدید نشود. این رویکرد، با نادیده گرفتن ناترازی‌های مالی دستاوردهای اقتصادکلان را با تهدید جدی مواجه ساخت و در نتیجه آن نشانه‌های بحران در سال۲۰۰۷ آشکار شد. این بحران، درک ناقص و محدود مطالعات را از پیوندهای میان بخش حقیقی و مالی نمایان ساخت و نشان داد که اصرار بر نادیده انگاشتن اهمیت و اثرگذاری ادوار مالی تا چه اندازه می‌تواند خطرناک باشد. بر این اساس، سؤال مهمی پیش روی اقتصاددانان و سیاست‌گذاران قرار گرفت: «سیاست پولی در رویارویی با تکانه‌های مالی باید چگونه هدایت شود؟».

پاسخ به این سؤال مهم، موضوع مطالعات متعددی بوده است. پاسخ‌های ارائه شده را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد: عدم مداخله در مقابل ایستادگی در برابر باد[1]. در رویکرد دوم، بر سیاست‌گذار فرض است بر خلاف وضعیت ادوار مالی ابزارهای خود را تغییر دهد. به عبارت دیگر، این سیاست شبیه یک برنامه احتمالی و لذا شبیه یک قاعده سیاستی است.[2] در صورت پذیرش این رویکرد، ضروری است مقامات پولی علاوه بر این‌که خود را کنترل ادوار تجاری شکاف تورم، کنترل ادوار مالی را نیز مد نظر قرار دهند.

پس از تأیید نظری و تجربی اثرگذاری ادوار مالی بر نوسانات اقتصاد کلان، نحوه واکنش سیاست‌گذار پولی به این اختلال‌ها در خط مقدم پژوهش‌های مربوطه جای گرفت. در چنین فضایی، مطالعات مرتبط را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد:

۱) ورود یک یا چند متغیر از بخش مالی برای نشان دادن ادوار مالی به قاعده‌های متعارف پولی به منظور ارزیابی توان بانک‌های مرکزی برای مقابله با اختلال‌ها در بخش مالی با استفاده از ابزارهای مستقیم.

۲) تأکید بر ناتوانی بانک‌های مرکزی در واکنش به عدم تعادل‌ها در بخش مالی و ضرورت استفاده از سیاست‌های احتیاطی کلان.

---

۱. Lean Against the Wind

۲. این سیاست برای اولین بار در ادبیات اقتصاد برای کنترل تورم مطرح شد. این مهم، در سال‌های اخیر برای واکنش به ادوار مالی مجدداً موضوعیت پیدا کرده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

در ادامه، نظریات مربوط به واکنش سیاست‌گذار پولی نسبت به ادوار مالی مرور می‌شوند:

وایت[۱] (۲۰۰۹) و وودفورد[۲] (۲۰۱۲) ثبات قیمت‌ها را شرط لازم اما نه کافی برای ثبات مالی دانسته و بر ضرورت استفاده فعالانه بانک مرکزی از ابزار نرخ بهره در مقابل عدم تعادل‌های مالی تأکید دارند. کلاسنس و همکاران[۳] (۲۰۱۲) با توجه به پیوندهای چندجانبه میان ادوار تجاری و مالی، پیشنهاد می‌کنند رصد دقیق ادوار مالی به بخشی جدایی‌ناپذیر در طراحی و نظارت سیاست‌های اقتصادکلان تبدیل شود. اگرچه تعداد زیادی از اقتصاددانان و محققان بر اتخاذ رویکرد فعالانه بانک‌های مرکزی در مواجه با عدم تعادل‌های مالی در هنگام تنظیم سیاست پولی تأکید دارند، اما برخی دیگر این دیدگاه را مورد انتقاد قرار داده‌اند. به طور مثال سونسون[۴] (۲۰۱۲) در پاسخ به مقاله وودفورد (۲۰۱۲) که بر هدف‌گذاری ثبات مالی در کنار هدف‌گذاری تورم تأکید داشت، ادعا می‌کند استفاده از سیاست پولی برای دست‌یابی به ثبات مالی نه تنها راهی غیرمؤثر برای رسیدن به آن هدف است، بلکه استفاده از یک ابزار برای رسیدن به هدف‌های چندگانه با ایجاد نااطمینانی، ثبات در بخش مالی را برهم می‌زند. به عقیده وی، بحران مالی اخیر نتیجه شکست نظارتی بوده و ثبات مالی با سیاست‌های احتیاطی کلان قابل حصول است نه سیاست پولی.

به‌عنوان جمع‌بندی، اگرچه یک توافق همه جانبه در رابطه با تأمین ثبات مالی به‌عنوان یکی از کارکردهای جدید بانک مرکزی وجود دارد، اما نحوه واکنش سیاست‌گذار پولی به عدم تعادل‌های مالی به مبحثی مناقشه‌آمیز مبدل شده است؛ از یک طرف، پی‌گیری سیاست‌های صلاحدیدی با مشکل ناسازگاری زمانی همراه است، از طرف دیگر، استفاده از ابزار مستقیم برای

---

۱. White

۲. Woodford

۳. Claessens et al.

۴. Sevensson

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

دست‌یابی به ثبات مالی و استقلال عملیاتی بانک مرکزی در این خصوص، اثرات ناخوشایندی نظیر خدشه‌دار شدن حسن شهرت و اعتبار بانک مرکزی را در پی دارد.

ریزوی و همکاران[1] (۲۰۱۳) استدلال‌های موافقان و مخالفان استفاده از سیاست پولی در رویارویی با نوسانات قیمت دارایی به‌عنوان یک قسمت مهم از بخش مالی را این‌گونه خلاصه کرده‌اند:

جدول ۱. بحث‌های موافق و مخالف استفاده از سیاست پولی در برابر نوسانات بخش مالی

رویکرد استاندارد (مخالف واکنش پولی)	رویکرد حباب (موافق واکنش پولی)
سیاست پولی باید بر وظایف خود تمرکز کند.	بازار سهام بزرگ و گسترده است.
اثرات علی از قیمت‌های سهام به تقاضای کل نسبتاً ضعیف و غیرواقعی است.	بازار سهام نقش بزرگی در فرآیند مکانیسم پولی بازی می‌کند.
شرایطی که واکنش سیاست پولی به نوسانات قیمت دارایی را الزام می‌کند، نسبتاً غیرعادی هستند و کمتر رخ می‌دهد.	حباب قیمت دارایی می‌تواند عدم تعادل مالی قابل توجهی درسیستم‌های مالی ایجاد کند.
بحثی که ثبات قیمت منجر به نوسانات قیمت دارایی می‌شود و بی‌ثباتی مالی را تسریع می‌کند، کافی و متقاعدکننده نیست.	قیمت‌های دارایی و تورم قیمت دارایی اجزای مهم قیمت‌های عمومی و تورم عمومی هستند.
در عمل شناسایی و کنترل حباب‌ها و انحرافات قیمت دارایی مشکل است.	حباب‌های قیمت دارایی می‌تواند شناسایی و کنترل شوند.

مأخذ: ریزوی و همکاران (۲۰۱۳)

در صورتی که سیاست ایستادگی در برابر باد اتخاذ شود، انتخاب متغیر به عنوان نماینده بخش مالی چالشی جدید ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر، این سؤال مطرح می‌شود که کدام متغیر می‌تواند تمامی اطلاعات بخش مالی را در خود داشته باشد؟ بانک مرکزی حرکت ادواری کدام متغیر را رصد کرده و آن را کنترل کند؟ رابطه علّت و معلولی بین متغیرهای بخش مالی چگونه بر اقدامات بانک مرکزی اثر خواهد گذاشت؟ یکی از پیشنهادها برای برون‌رفت از این چالش، تجمیع اطلاعات مربوط به متغیرهای مهم بخش مالی در یک شاخص است. در این راستا، برخی از

۱. Rizvi et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

محققان (به عنوان نمونه کستلنوو و نیستیکو[۱]، ۲۰۱۰ و ما و ژانگ[۲]، ۲۰۱۶)، از یک شاخص ترکیبی که دربردارنده متغیرهای این بخش است، استفاده کرده‌اند.

۱. Castelnuovo & Nistico

۲. Ma & Zhang

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

۲-۲. پیشینه پژوهش

بخش مالی به عنوان یکی از کانال‌های تأمین مالی و تخصیص منابع، نقش غیرقابل انکاری بر سایر بخش‌ها داشته و از آن‌ها تأثیر می‌پذیرد. بحران مالی اخیر اهمیت نحوه واکنش مقامات پولی نسبت به تحولات بخش مالی را نمایان ساخت. از این‌رو، بررسی رابطه میان متغیرهای بخش مالی و سیاست پولی موضوع مطالعات متعددی بوده و دامنه آن در حال گسترش است. بخش حاضر، مهم‌ترین آن‌ها را مرور می‌کند. لازم به ذکر است، مطالعاتی بررسی می‌شوند که در آن‌ها تابع واکنش پولی برای سیاست‌گذار در نظر گرفته شده است.

مطالعه کستلنوو و نیستیکو (۲۰۱۰) یکی از مطالعات پیشگام و پراستناد در این زمینه است. محققان سعی کرده‌اند با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی[۱]، ارتباط میان نوسانات بازار سهام و سیاست پولی در ایالات متحده آمریکا را بررسی کنند. در پژوهش مذکور، قاعده سیاست پولی شبیه قاعده معروف تیلور در نظر گرفته شده است. به گونه‌ای که فرض شده است سیاست‌گذار علاوه بر مدنظر قرار دادن شکاف تولید و تورم، از نرخ بهره برای تثبیت نرخ بهره و از بین بردن شکاف آن استفاده می‌کند. نتایج نشان داده است که قیمت سهام اثر قابل توجهی بر ادوار تجاری دارد. بر اساس تحلیل توابع عکس‌العمل محققان عنوان می‌کنند در صورتی که بانک مرکزی واکنش قاعده‌مندی نسبت به تکانه‌های بخش مالی داشته باشد، تولید و تورم در رویارویی با آن ثبات خواهند داشت.

پتز و گوپتا[۲] (۲۰۱۶) یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای آفریقای جنوبی با تأکید بر اثر ثروت قیمت سهام بر تولید و نرخ بهره طراحی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد ۹ ٪ نوسانات تولید توسط تکانه‌های مالی توضیح داده می‌شود. اما، شاخص قیمت سهام تحت‌تأثیر تکانه تولید قرار نمی‌گیرد. علاوه بر این، بانک مرکزی به شاخص قیمت سهام واکنش نشان نداده است. نتایج شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده گویای این مطلب است که نباید سیاست‌گذار به اختلالات مالی

۱. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE)

۲. Paetz and Gupta

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

واکنش نشان دهد. به عبارت دقیق‌تر، وارد کردن شکاف شاخص قیمت سهام به قاعده سیاست پولی با افزایش نوسانات تولید در پی تکانه‌های مالی همراه است.

بررسی نحوه واکنش فدرال رزرو نسبت به تغییرات قیمت سهام و مسکن و سنجش متغیر بودن این واکنش در طول زمان، موضوع مطالعه آستوئیت و همکاران[۱] (۲۰۱۷) بوده است. برای این منظور از روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر زمانی و نوسان تصادفی[۲] استفاده شده است. محققان در تصریح واکنش سیاست‌گذار فرض کرده‌اند نرخ بهره در عکس‌العمل به شکاف تولید، شکاف تورم و تغییرات شاخص قیمت سهام و مسکن تغییر می‌کند. نتایج حاصل از برآورد حاوی نکات بسیار جالبی است. محققان عنوان می‌کنند که سیاست‌گذار پولی در ایالات متحده آمریکا تا قبل از وقوع بحران مالی جهانی به طور مثبت به شاخص قیمت مسکن واکنش نشان داده است. اما، در بازه زمانی نزدیک به بحران این واکنش از بین رفته است. پس از خروج اقتصاد از بحران، مجدداً ابزار سیاست پولی در واکنش به قیمت مسکن تغییر کرده است. علاوه بر این نتایج نشان داده است که فدرال رزرو تنها در مقاطعی نسبت به رشد قیمت سهام حساسیت داشته است.

در مطالعاتی که تا این‌جا بررسی شد، یک متغیر به عنوان نماینده بخش مالی در نظر گرفته شده است. به گونه‌ای که در قاعده سیاست پولی فرض شده است ابزار سیاست‌گذار در واکنش به یک متغیر تغییر می‌کند. این پیش‌فرض با چالش مهمی رو به رو است. باید در نظر داشت بخش مالی اجزای مهمی دارد و تغییرات آن هر یک به طور جداگانه بر بخش‌های مختلف اثرگذار است. از این‌رو، بازگو کردن وضعیت مالی مطابق با شرایط واقعی نیست. به نظر می‌رسد تأکید بر الگوسازی و تمرکز بر به کارگیری الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، علت استفاده از متغیرهای منفرد باشد. اخیراً، محققان برای حل این معضل استفاده از شاخص وضعیت مالی را پیشنهاد کرده‌اند. در مطالعات زیر، به منظور بررسی رابطه میان سیاست پولی و ادوار مالی و نحوه

۱. Aastveit et al.

۲. Structural VAR Model with Time-Varying Parameters and Stochastic Volatility

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

واکنش سیاست‌گذار به تکانه‌های بخش مالی از شاخص استفاده شده است. در این مطالعات الگوی سه معادله‌ای که کینزین‌های جدید با اضافه کردن معادله‌ای که مربوط به بخش مالی می‌باشد، بسط داده شده است.

کستلنوو (۲۰۱۳) به بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی بر بخش مالی ایالات متحده پرداخته است. برای این منظور، شاخص وضعیت مالی در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد بیزین[1] نشان داده است که سیاست پولی انقباضی و غیرقابل پیش‌بینی، منجر به کاهش و واکنش منفی شاخص وضعیت مالی می‌شود. به عبارت دیگر، در صورتی که سیاست پولی انقباضی از سوی کارگزاران اقتصادی غیرقابل پیش‌بینی باشد بخش مالی صدمه دیده و استرس مالی افزایش خواهد یافت.

ما و ژانگ (۲۰۱۶) نیز استفاده متفاوتی از شاخص وضعیت مالی داشته‌اند. محققان در مرحله اول به تدوین شاخص وضعیت مالی برای آلمان، انگلستان، ایالات متحده آمریکا، چین و ژاپن پرداخته‌اند. در ادامه، با برآورد معادلات و شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده ادعا می‌کنند، اگر بانک‌های مرکزی در کشورهای مذکور ثبات شاخص مالی را در قاعده پولی گنجانده بودند، نوسانات وارد بر بخش حقیقی و تورم کاهش می‌یافت. یافته‌ها نشان داده است که هرچه وزن شکاف شاخص وضعیت مالی در قاعده سیاست پولی بیش‌تر باشد نوسانات تولید و تورم در پی تکانه مالی کم‌تر می‌شود. علاوه بر این، تمرکز هر چه بیش‌تر سیاست‌گذاران به هموارسازی شاخص‌های مالی حول روند بلندمدت آن‌ها اثرات رفاهی بیش‌تری در پی خواهد داشت. بررسی واکنش بانک مرکزی نسبت به تکانه مالی در اقتصاد ایران، در دو مطالعه بررسی شده است:

بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، موضوع مطالعه بیات و همکاران (۱۳۹۵) بوده است. برای این منظور، دو سناریو طراحی شده است. بر اساس سناریوی اول، بانک مرکزی تنها به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر حجم پول واکنش می‌دهد و بر اساس سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه

۱. Bayesian

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

بر شکاف تولید و تورم به شکاف شاخص کل قیمت سهام نیز واکنش می‌دهد. نتایج توابع واکنش متغیرها در برابر یک انحراف معیار شوک شاخص کل قیمت سهام نشان داده است که در لحظه شوک، تورم تحت هر دو سناریو افزایش داشته اما مصرف و تولید تحت هر دو سناریو بانک مرکزی ابتدا کاهش یافته و سپس شروع به افزایش می‌کنند. بنابراین، محققان عنوان می‌کنند اثر ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و در نتیجه تولید با تأخیر و اندازه کوچک ایجاد می‌شود و در این حالت اگر بانک مرکزی بر اساس سناریو دوم عمل نماید و با کاهش حجم پول به نوسانات شاخص کل قیمت سهام واکنش نشان دهد موجب تغییرات بیش‌تر متغیرها خواهد شد. لذا، محققان توصیه کرده‌اند از آن‌جایی که افزایش شاخص کل قیمت سهام اثر سریع و قابل ملاحظه‌ای بر مصرف و تولید نشان نمی‌دهد، بانک مرکزی در زمان رونق بازار سهام به منظور ثبات مالی و اقتصادی سعی در کاهش حجم پول (به عنوان ابزار سیاستی) ننماید.

بیات و همکارن (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای دیگر به منظور مطالعه رفتار بانک مرکزی در وضعیت بی‌ثباتی مالی، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با در نظر داشتن دو سناریو طراحی کرده‌اند. براساس سناریوی اول، بانک مرکزی تنها به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر رشد حجم پول واکنش می‌دهد و براساس سناریوی دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم به شکاف شاخص کل قیمت سهام نیز واکنش می‌دهد. نتایج حاصل از کالیبراسیون الگوی خطی حاکی از آن است که در صورت بروز تکانه تکنولوژی، تکانه پولی و تکانه هزینه‌های مصرفی دولت، تحت هر دو سناریو، نوسانات متغیرهای سود بنگاه واسطه‌ای، سرمایه‌گذاری خصوصی، تورم، تولید و رشد حجم پول تفاوت چندانی از خود نشان نمی‌دهند و در صورت بروز شوک سرمایه‌گذاری دولت و شوک درآمد نفتی، رشد حجم پول و تورم و سرمایه‌گذاری دولت در سناریوی دوم دارای نوسان بیشتری از سناریوی اول بوده است. اما با یک انحراف معیار تکانه شاخص کل قیمت سهام، در سناریوی دوم، نوسان کم‌تری در متغیرهای مطرح شده نسبت به سناریوی اول وجود دارد. بنابراین، نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نشان می‌دهد که وضعیت شوک شاخص کل قیمت سهام، واکنش ملایم بانک مرکزی به انحرافات شاخص کل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

قیمت سهام از سطح تعادلی آن، منجر به کاهش دامنه نوسانات اقتصادی شده و ثبات کلی اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد.

به عنوان جمع‌بندی می‌توان گفت پژوهش حاضر از دو جهت با مطالعات مربط به اقتصاد ایران تفاوت دارد. نخست این‌که به جای تمرکز بر یک رکن از بخش مالی (بازار سهام)، سعی شده است با معرفی شاخص وضعیت بخش مالی درک کامل‌تری از تکانه این بخش و واکنش بانک مرکزی ایجاد کند. علاوه بر این، با مقداردهی به نحوه واکنش بانک مرکزی و شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده اثرات مداخله سیاست‌گذار پولی ارزیابی شده است.

۳. تصریح الگو و معرفی متغیرها

در این بخش، یک رویکرد مبتنی بر الگو برای بررسی نقش تکانه ادوار مالی در نوسانات تولید تورم معرفی می‌شود. برای این منظور الگوی سنتی سه معادله‌ای کینزین جدید تعدیل و با الحاق اثر ادوار مالی بر اقتصاد، به فرم چهار معادله‌ای بسط می‌یابد. برای این منظور، به پیروی از کستلنوو(۲۰۱۳) و ما و ژانگ (۲۰۱۶)، ابتدا الگویی به شرح زیر در نظر گرفته می‌شود. سپس، با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران الگوی نهایی تصریح خواهد شد. این الگو شامل معادلات زیر است:

الف) منحنی IS بسط یافته که نقش ادوار مالی در تقاضای کل را انعکاس می‌دهد.

منحنی IS بسط یافته با دربرداشتن متغیر مربوط به بخش مالی نقش آن را در تعیین تقاضای کل نشان می‌دهد و از این حیث با منحنی IS سنتی تفاوت دارد:

$$y_t = \alpha_1 E_t y_{t+1} + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \alpha_4 FC_t + \varepsilon_t^y \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، y_t شکاف تولید[۱] (سنجه‌ای از ادوار تجاری)، r_t نرخ بهره اسمی، $E_t \pi_{t+1}$ تورم انتظاری دوره آینده و FC_t[۲] متغیر مربوط به بخش مالی[۱] هستند. $\varepsilon_t^y \sim i.i.d.N(0,\sigma_y^2)$

۱. تولید ناخالص داخلی بدون نفت پس از تعدیل فصلی و ۱۰۰ = ۱۳۸۳. شکاف توسط فیلتر HP لحاظ شده است.

۲. متغیرهای تشکیل‌دهنده این شاخص عبارت‌اند از: نسبت سپرده به مشمول ذخایر قانونی، وضعیت مالی دولت به بانک مرکزی، نسبت ایران طی سال‌های ۱۳۹۵:۴ – ۱۳۶۹:۱ در نظر گرفته شد. با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی متغیرها وزن‌دهی شده‌اند. نرخ ارز بازار آزاد، نرخ بهره حقیقی، نسبت اعتبارات اعطائی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

نشان‌دهنده تکانه y_t است. لازم به ذکر است که به پیروی از آماتو و لوباخ[۲] (۲۰۰۴)، لیپی و نری[۳] (۲۰۰۷) و مونز و همکاران[۴] (۲۰۰۷) برای گنجاندن شکل‌گیری عادات در مخارج کل، جزء گذشته‌نگر و آینده‌نگر در منحنی IS به‌طور هم‌زمان لحاظ شده است.

گنجاندن متغیرهای مالی افزون بر نرخ بهره حقیقی در منحنی IS، امری ناملموس و فرضی غریب نبوده و پیش‌تر در مطالعات اقتصادی به کار بسته شده است. علاوه بر گودهارت و هافمن[۵] (۲۰۰۰)، در مطالعه کربنسیوو و همکارن[۶] (۲۰۰۸) برای بررسی پیوندهای بین بخش حقیقی و مالی متغیرهای مربوط به وام‌دهی بانک‌ها را به صورت تجربی به منحنی IS اضافه شده است. در روشی مشابه، لیو و ژانگ[۷] (۲۰۱۰)، متغیرهای مالی نظیر نرخ رشد پول و نرخ ارز را به منحنی IS الحاق کرده‌اند. مثال‌های مشابه متعددی در ادبیات وجود دارد که مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از: گودهارت و هافمن (۲۰۰۵)، آنتونیو و همکاران[۸] (۲۰۱۱)، کستلنوو (۲۰۱۳) و ما و ژانگ (۲۰۱۶).

ب) منحنی فیلیپس[۹] مشتمل بر جزء گذشته‌نگر[۱۰] و آینده‌نگر[۱۱]

خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، شاخص قیمت سهام، شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای در تمامی مناطق شهری، پاداش ریسک و اسپرد بانکی. کانال‌های اثرگذاری متغیرها و شاخص تدوین شده در پیوست ۱ ارائه شده است. جزئیات تدوین شاخص مذکور در صورت نیاز خوانندگان محترم توسط نویسنده مسئول ارسال خواهد شد.

۱. شکاف این متغیر توسط فیلتر HP لحاظ شده است

۲. Amato and Laubach

۳. Lippi and Neri

۴. Moons et al.

۵. Goodhart and Hofmann

۶. Carabenciov et al

۷. Liu Zhang

۸. Antonio et al.

۹. Phillips Curve

۱۰. Backward-looking

۱۱. Forward-looking

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

در این الگو منحنی فیلیپس علاوه بر متغیر شکاف تولید، شامل هر دو جزء گذشته‌نگر و آینده‌نگر تورم است:

$$\pi_t = \beta_1 E_t \pi_{t+1} + (1-\beta_1)\pi_{t-1} + \beta_2 y_t + \varepsilon_t^{\pi} \qquad (۲)$$

که در آن β_1 و $1-\beta_1$ به‌ترتیب نشان‌دهنده درجه جزء گذشته‌نگر و آینده‌نگر در فرایند تورم، y_t شکاف تولید و $\varepsilon_t^{\pi} \sim i.i.d.N(0,\sigma_{\pi}^2)$ شوک تورم هستند. گنجاندن هم‌زمان جزء گذشته‌نگر و آینده‌نگر در رابطه (۲) از پشتوانه تجربی و نظری (در غالب الگوهای خرد بنیان تعدیل تأخیری قیمت[۱]) قابل قبولی برخوردار است.

ج) معادله بخش مالی که بیان‌کننده نوسانات چرخه‌ای سیستم مالی است.

بر اساس حقایق آشکار شده بخش مالی و مبانی نظری موجود در رابطه با الگوسازی ادوار مالی (به‌طور مثال ما و ژانگ، ۲۰۱۶)، رابطه (۳) برای بخش مالی در نظر گرفته می‌شود:

$$FC_t = \varphi_1 FC_{t-1} + \varphi_2 y_t + \varphi_3 \dot{M}_t + \varepsilon_t^{FC} \qquad (۳)$$

به‌نحوی که φ_1 ماندگاری[۲] ادوار مالی را اندازه می‌گیرد. φ_2 مقدار ضریب موافق چرخه‌ای ادوار مالی را نشان می‌دهد، φ_3 برای نشان دادن اثر نرخ بهره (ابزار سیاست پولی) به‌کار رفته است و در نهایت $\varepsilon_t^{FC} \sim i.i.d.N(0,\sigma_{FC}^2)$ بیان‌کننده تکانه ادوار مالی است. همان‌گونه که در مطالعات تجربی نشان داده شده است (به‌طور مثال بوریو[۳]، ۲۰۱۲)، ادوار مالی به‌میزان قابل توجهی ماندگاری داشته و رفتار موافق چرخه‌ای دارد. از این رو انتظار می‌رود ضرایب φ_1 و φ_2 علامت مثبت داشته باشند. از آن‌جایی که افزایش نرخ رشد پایه‌پولی در حکم سیاست پولی انبساطی بوده و این نوع سیاست پولی اثر مستقیمی بر متغیرهای مالی دارد، انتظار می‌رود علامت φ_3 مثبت باشد.

د) یک قاعده پولی نظیر قاعده تیلور که رفتار سیاست پولی را شرح می‌دهد.

---

۱. Models of Staggered Price Adjustment

۲. Persistence

۳. Borio

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

در الگوی کینزی جدید، فرض بر آن است که بانک مرکزی با انتخاب نرخ بهره اسمی به عنوان ابزار پولی، به تغییرات اقتصادی واکنش نشان می‌دهد. قاعده مبتنی بر نرخ بهره به قاعده تیلور شهرت دارد که بر اساس مطالعه تیلور (۱۹۹۳) به این نام شناخته می‌شود. شکل عمومی این قاعده به صورت زیر بیان می‌شود:

$$r_t = \gamma_1 r_{t-1} + \gamma_2 \pi_t + \gamma_3 y_t + \varepsilon_t^r \qquad (۴)$$

که در آن γ_1 پارامتر هموارسازی نرخ بهره بوده و γ_2 و γ_3 اهمیت بانک مرکزی نسبت به تورم و شکاف تولید را منعکس می‌کنند. $\varepsilon_t^r \sim i.i.d.N(0,\sigma_r^2)$ شوک برون‌زای سیاست پولی است و عمدتاً به‌عنوان خطای اجرای سیاست پولی یا انحراف پیش‌بینی نشده از قاعده سیاستی تفسیر می‌شود.

در ادبیات اقتصادی برای بررسی بی‌ثباتی مالی و پیاده‌سازی سیاست پولی، یک هدف‌گذاری مالی به قاعده پولی تیلور افزوده می‌شود (به طور مثال کستلنوو (۲۰۱۳) و ما و ژانگ (۲۰۱۶)). تغییر ایجاد شده در قاعده تیلور بر این ایده استوار است که بانک مرکزی با استفاده از ابزار نرخ بهره به عدم تعادل‌های مالی واکنش نشان می‌دهد. بر این اساس، متغیر FC_t به رابطه (۳) اضافه می‌شود.

بنابر قانون بانکداری و با توجه به مطالعات مربوط به قاعده پولی اقتصاد ایران، نمی‌توان از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده کرد. در این راستا، رویکرد مطالعات داخلی تصریح تابع واکنش سیاست‌گذار با توجه به کل‌های پولی است.

توکلیان و صارم (۱۳۹۶)، با در نظر گرفتن قاعده مک‌کالم الگوی متعارف کینزی جدید را برای اقتصاد ایران به شکل سودمندی گسترش داده‌اند. آن‌ها، با در نظر گرفتن قاعده مک‌کالم[۱] برای رفتار سیاست‌گذار پولی، رابطه (۴) را این‌گونه تعدیل کرده‌اند:

$$\dot{M}_t = \gamma_1 \dot{M}_{t-1} + \gamma_2 \pi_t + \gamma_3 y_t + \varepsilon_t^M \qquad (۴)$$

۱. McCallum Rule

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

در رابطه فوق، $\dot{M}_t$ نرخ رشد پایه پولی اسمی و $\varepsilon_t^M \sim i.i.d.N(0,\sigma_M^2)$ شوک برون‌زای آن هستند. برای تکمیل الگو، ضروری است ابتدا حالت لگاریتم – خطی شده قاعده مک‌کالم در نظر گرفته شود:

$$\dot{M}_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \qquad (۶)$$

در رابطه فوق، m_t پایه پولی حقیقی است. در ادامه، رابطه (۷) به منظور بیان رابطه ارتباط میان نرخ رشد پایه پولی و نرخ بهره اسمی، معرفی شده است:

$$m_t = \lambda_1 y_t + \lambda_1 i_t \qquad (۷)$$

مطابق با معادلات اخیر، ارتباط میان نرخ بهره اسمی و نرخ رشد حجم اسمی پول منفی بوده است و این رابطه معکوس دلالت مهمی به همراه دارد: شرط لازم وجود جواب یکتا برای دستگاه معادلات این است که ضرایب γ_2 و γ_3 منفی باشند. به عبارت دیگر، در واکنش به افزایش تورم نسبت به تورم هدف و یا افزایش شکاف تولید نسبت به تولید هدف، باید نرخ رشد حجم پول نسبت به نرخ آن در نقطه وضعیت پایدار کاهش یابد، زیرا در صورت وقوع یک تکانه تورمی، بازگشت به تعادل اولیه آن نیازمند آن است که از شدت تقاضا کاسته شود و به عبارتی یک سیاست انقباضی از سوی بانک مرکزی دنبال شود و این سیاست انقباضی به صورت کاهش در نرخ رشد پایه پولی (واکنش منفی پایه پولی به نوسان‌های تورم و تولید) خواهد بود (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶).

در پژوهش حاضر، به پیروی از مطالعات مرتبط قاعده پولی با در نظر گرفتن بخش مالی توسط رابطه (۸) تصریح می‌شود.

$$\dot{M}_t = \gamma_1 \dot{M}_{t-1} + \gamma_2 \pi_t + \gamma_3 y_t + \gamma_4 FC_t + \varepsilon_t^M \qquad (۸)$$

لازم به ذکر است در الگوی پایه مقدار γ_4 برابر با صفر در نظر گرفته خواهد شد. پس از برآورد ضرایب، به γ_4 اعدادی در بازه صفر تا منفی یک داده می‌شود. در ادامه، تأثیرپذیری تولید

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

و تورم از نحوه واکنش بانک مرکزی به ادوار مالی بررسی خواهد شد. همانند آن‌چه پیش‌تر در تابع واکنش پایه مطرح شد، γ_4 منفی در نظر گرفته می‌شود.

در مقایسه با الگوهای سنتی کینزین جدید، الگوی معرفی شده برای تبیین وابستگی بین ادوار مالی، ادوار تجاری و سیاست پولی، نقش ادوار مالی را در پویایی‌های اقتصاد کلان برجسته می‌کند. در الگوی تصریح شده، ابزار سیاست پولی رشد پایه پولی در نظر گرفته شده است که به علت سلطه دولت بر آن، همه اثرات درآمدهای نفتی در آن وجود دارد.

٤. نتایج

با توجه به آن‌چه در مبانی نظری مطرح شد، دستگاه معادلات زیر برای دست‌یابی به هدف پژوهش در نظر گرفته می‌شود:

$$
\begin{aligned}
&y_t = \alpha_1 E_t y_{t+1} + (1-\alpha_1) y_{t-1} + \alpha_2 (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \alpha_3 FC_t + \varepsilon_t^y \\
&\pi_t = \beta_1 E_t \pi_{t+1} + (1-\beta_1)\pi_{t-1} + \beta_2 y_t + \varepsilon_t^\pi \\
&\dot{M}_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \\
&m_t = \lambda_1 y_t + \lambda_2 i_t \\
&\dot{M}_t = \gamma_1 \dot{M}_{t-1} + \gamma_2 \pi_t + \gamma_3 y_t + \gamma_4 FC_t + \varepsilon_t^M \\
&FC_t = \varphi_1 FC_{t-1} + \varphi_2 y_t + \varphi_3 \dot{M}_t + \varepsilon_t^{FC} \\
&\varepsilon_t^y = \sigma \varepsilon_{t-1}^y + e_y \\
&\varepsilon_t^\pi = \kappa \varepsilon_{t-1}^\pi + e_\pi \\
&\varepsilon_t^M = \omega \varepsilon_{t-1}^M + e_\dot{M} \\
&\varepsilon_t^{FC} = \theta \varepsilon_{t-1}^{FC} + e_FC
\end{aligned}
\tag{۹}
$$

مطابق بارویکردهای مرسوم در مطالعات کینزی جدید و الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی دو روش برای تعیین پارامترهای سیستم معادلات فوق قابل تصور است. روش اول، استفاده از کالیبراسیون[۱] یا مقداردهی برای تمام پارامترها است. این روش، مبتنی بر مقداردهی

۱. Calibration

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

پارامترهای الگو با توجه به مطالعات موجود در ارتباط با موضوع مورد بررسی است. روش دوم، ترکیبی از روش‌های کالیبراسون و برآورد است و با استفاده از راهکار بیزین اقدام به تخمین پارامترها می‌کند. مزیت این روش انطباق بهتر نتایج حاصل از الگو با شرایط اقتصاد واقعی و استفاده از داده‌های واقعی در برآورد پارامترهای الگو است. با توجه به مزیت ذکر شده، در این پژوهش از رویکرد دوم استفاده شده است.

۱-٤. برآورد پارامترهای الگو

اولین مرحله از برآورد پارامترهای سیستم معادلات (۹)، مقداردهی است. مقداردهی الگو عبارت است از تعیین مقادیر پارامترهای معادلات به طوری که بتوان با استفاده از الگوی مقداردهی شده مقادیر متغیرهای درون‌زا را باز تولید کرد. یک الگو زمانی به درستی مقداردهی شده است که ضرایب آن از سایر مطالعات تجربی و توسط محقق به نحوی انتخاب شوند که الگو توانایی بازسازی برخی از ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد. این روش، یک راهبرد به منظور یافتن مقادیر عددی برای ضرایب دنیای اقتصادی ساختگی است که استفاده از آن در دهه‌های اخیر گسترش زیادی پیدا کرده است. بر این اساس، مقادیر پیشین سایر پارامترها در پژوهش حاضر به دو شکل محاسبه شده است. به عبارت دیگر، تعدادی از آن‌ها بر اساس مطالعات قبلی و تعداد دیگر به صورت انتخابی لحاظ شده‌اند. سپس، پارامترها با استفاده از روش بیزی و الگوی متروپولیس – هستینگز[۱] برآورد شده‌اند[۲]. در این پژوهش، با استفاده از الگوریتم متروپولیس – هستینگز دو زنجیره موازی با حجم پانصد هزار برای به‌دست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج شد. در الگو پایه چهار عدد تکانه ساختاری وجود دارد که امکان استفاده از حداکثر چهار متغیر قابل مشاهده (شکاف تولید، شکاف تورم، شکاف شاخص وضعیت مالی و شکاف نرخ

۱. Metropolis – Hastings

۲. برای روش‌شناسی الگوریتم مذکور به توکلیان و صارم (۱۳۹۶) رجوع شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

رشد پایه پولی) برای برآورد الگو را فراهم کرده است. در ادامه، برای تخمین پارامترها باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها تعیین شود. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب می‌شود.

توزیع بتا[۱]، توزیعی است که با سه پارامتر میانگین، انحراف معیار، حد پایین و حد بالا مشخص می‌شود. بنابراین، برای برآورد پارامترهایی که در بازه خاصی از اعداد قرار می‌گیرند، بهتر است این توزیع مورد استفاده قرار گیرد. بر این اساس، برای پارامترهایی که مقادیر بین صفر و یک اتخاذ می‌کنند توزیع بتا در نظر گرفته شده است. از طرف دیگر، توزیع گاما[۲]، توزیعی با دامنه‌های صفر تا بی‌نهایت است و از این رو برای پارامترهایی که دارای دامنه مثبت هستند، از این توزیع استفاده شده است. انحراف معیار جملات پسماند در تکانه‌های مورد نظر سیستم معادلات (۹) دارای توزیع گامای معکوس[۳] هستند. از آن جایی که تکانه‌ها می‌توانند مقادیر خیلی بزرگ را نیز اتخاذ کنند و گامای معکوس توزیعی است که با میانگین و واریانس و حد پایین مشخص می‌شود و حد بالا ندارد، برای این منظور به کار می‌آید. جدول (۲) خلاصه اطلاعات پیشین و پسین در مورد پارامترهای الگو و منابع آن‌ها را در بر دارد.

جدول ۲. مقادیر پیشین و پسین (مقدار برآوردی) پارامترهای الگو

پارامتر	مقدار پیشین	نوع توزیع	مقدار پسین
α_1	۰/۹	بتا	۰/۹۲۸۷
α_2	۰/۱۴	گاما	۰/۳۷
α_3	۰/۵	گاما	۰/۲۹۸۱
β_1	۰/۹	بتا	۰/۷۵۸
β_2	۰/۸۷	گاما	۰/۹۶۲
λ_1	۱/۰۴۰	نرمال	۱/۴۰۱

۱. Betta

۲. Gamma

۳. Inverse - Gamma

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

پارامتر	مقدار پیشین	نوع توزیع	مقدار پسین
λ_2	۸/۹۲	نرمال	۸/۹۲
γ_1	۰/۷۸	بتا	۰/۷۴۳
γ_2	-۰/۷۳	نرمال	-۰/۷۸۵۸
γ_3	-۰/۲۱	نرمال	-۰/۲۶۹۶
φ_1	۰/۷۵	بتا	۰/۵۶۰۲
φ_2	۰/۸	گاما	۰/۶۵۷۶
φ_3	۰/۱۴	گاما	۰/۱۸۲۷
σ	۰/۷	بتا	۰/۶۲۹۴
κ	۰/۸	بتا	۰/۷۸۵۲
ω	۰/۷	بتا	۰/۵۳۰۷
θ	۰/۸	بتا	۰/۵۵۴۵
انحرا معیار e_y	۰/۰۱	گامای معکوس	۰/۰۳۴۲
انحراف معیار e_π	۰/۰۱	گامای معکوس	۰/۰۰۵۱
انحراف معیار $e_\dot{M}$	۰/۰۱	گامای معکوس	۰/۰۸۷۰
انحراف معیار e_FC	۰/۰۱	گامای معکوس	۰/۰۴۵۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۲) خلاصه اطلاعات پیشین و پسین در مورد پارامترهای الگو را ارائه می‌دهد. بر اساس این برآوردها سیستم معادلات (۹) برآورد شد.[۱] لازم به ذکر است که به ضریب مربوط به شکاف بخش مالی در تابع واکنش سیاست‌گذاری (γ_4)، به صورت انتخابی اعدادی بین صفر تا منفی یک داده می‌شود.

۲-٤. تحلیل نتایج

۱. برای ارزیابی پارامترهای برآورد شده از نمودار چگالی پیشین و پسین برآوردی پارامترها استفاده می‌شود. علاوه بر این، آزمون تشخیصی MCMC نیز به کار می‌آید. موارد مذکور به پیوست ۲ موکول شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

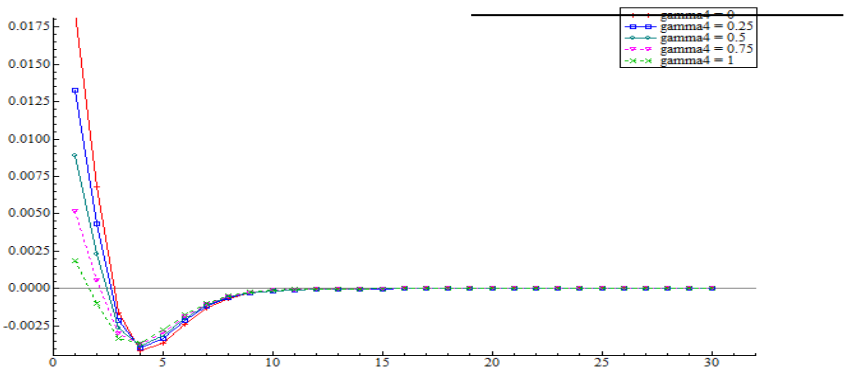
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

پس از برآورد پارامترهای الگو، از آن‌ها برای شبیه‌سازی استفاده می‌شود. ابزار اساسی برای تحلیل الگو و آزمون فرضیه‌ها، توابع عکس‌العمل آنی است. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای الگو را در طول زمان به هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. از آنجا که متغیرهای الگو به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر با ثبات خود هستند، ارقام روی محور عمودی نمودارهای عکس‌العمل آنی ضرب در صد، درصد تغییرات متغیرهای درون‌زای الگو را در برابر تکانه وارد شده به متغیرهای مورد نظر نشان می‌دهد.

در ادامه، نحوه واکنش تولید، تورم و بخش مالی بررسی خواهد شد. در شکل‌هایی که در ادامه می‌آیند، توابع واکنش در سناریوهای مختلف برای حساسیت بانک مرکزی نسبت به بخش مالی γ_4 رسم شده‌اند. بر اساس آن‌چه پیش‌تر بحث شد γ_4 اعداد {۱-، ۰/۷۵-، ۰/۵-، ۰/۲۵- و ۰} خواهند داشت. عدد صفر مربوط به الگوی پایه است که در آن بانک مرکزی به شکاف بخش مالی واکنش نشان نمی‌دهد. هر چه مقدار این پارامتر از صفر فاصله می‌گیرد، حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی بیش‌تر می‌شود. در حقیقت، با دادن مقادیر مختلف به γ_4 شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده صورت می‌گیرد.

۱-۲-٤. تأثیرپذیری تولید از تکانه بخش مالی

شکل (۱)، واکنش تولید را نسبت به تکانه بخش مالی را تحت ضرایب مختلف برای حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی (γ_4) نشان می‌دهد.



شکل ۱. واکنش تولید نسبت به تکانه بخش مالی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود با یک انحراف معیار تکانه بخش مالی، تولید افزایش می‌یابد. بنابراین، با رونق در بخش مالی، بخش حقیقی اقتصاد به طور مثبت تحت‌تأثیر قرار خواهد گرفت. از آن‌جایی که برخی از متغیرهای تشکیل‌دهنده شاخص تدوین شده دارایی خانوارها هستند (شاخص بازار سهام و قیمت مسکن)، می‌توان گفت تکانه بخش مالی به صورت اثر ثروت منجر به افزایش مصرف و در نتیجه افزایش تولید در دوره‌های ابتدایی می‌شود. با توجه به ضریب‌های داده شده به γ_4، هرچه بانک مرکزی حساسیت بیشتری برای کنترل بخش مالی و به ثبات رساندن آن داشته باشد، واکنش تولید از ثبات بیشتری برخوردار خواهد بود. به عبارت دیگر، افزایش حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی باعث شده است در تمامی دوره‌ها تولید به میزان کمتری تحت‌تأثیر تکانه مالی قرار گیرد. به طوری که بیش‌ترین نوسان مشاهده شده در تولید در واکنش به تکانه بخش مالی، زمانی است که γ_4 صفر باشد و بانک مرکزی حساسیتی نسبت به ادوار مالی نداشته باشد.

جدول ۳. انحراف معیار عکس‌العمل تولید نسبت به تکانه بخش مالی

$\gamma_4 = -۱$	$\gamma_4 = -۰/۷۵$	$\gamma_4 = -۰/۵$	$\gamma_4 = -۰/۲۵$	$\gamma_4 = ۰$
۱۱×۱۰-۴	۱۴×۱۰-۴	۲۱×۱۰-۴	۲۸×۱۰-۴	۳۸×۱۰-۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

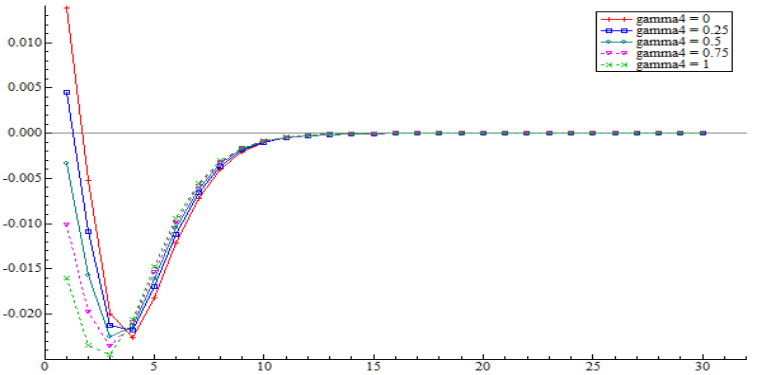
جدول (۳) نشان می‌دهد افزایش حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی، با کاهش انحراف معیار واکنش تولید نسبت به تکانه مالی همراه است. بر این اساس، بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از ابزار خود اثرات تکانه مالی بر بخش حقیقی را کاهش دهد.

۲-۲-٤. تأثیرپذیری تورم از تکانه بخش مالی

شکل (۲)، واکنش تورم به تکانه ادوار مالی را نشان می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]



شکل ۲. واکنش تورم نسبت به تکانه بخش مالی

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به شکل فوق، در حالت پایه تکانه بخش مالی منجر به فاصله گرفتن تورم از روند بلندمدت آن در دوره اول می‌شود. این مهم را می‌توان به افزایش تقاضا (از طریق افزایش قیمت دارایی و در نتیجه، افزایش مصرف) و تورم ناشی از فشار آن نسبت داد. هرچه حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی بیش‌تر باشد، اثر افزایشی تکانه مالی در دوره نخست کاهش می‌یابد. به گونه‌ای که در حد بالا ($\gamma_4 = -1$)، واکنش بانک مرکزی در رویارویی با تکانه مثبت مالی منجر به پاسخ منفی تورم می‌شود.

جدول ۴. انحراف معیار عکس‌العمل تورم نسبت به تکانه ادوار مالی

$\gamma_4 = -1$	$\gamma_4 = -0/75$	$\gamma_4 = -0/5$	$\gamma_4 = -0/25$	$\gamma_4 = 0$
۷۶×۱۰-۴	۷۱×۱۰-۴	۶۷×۱۰-۴	۶۶×۱۰-۴	۷۱×۱۰-۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

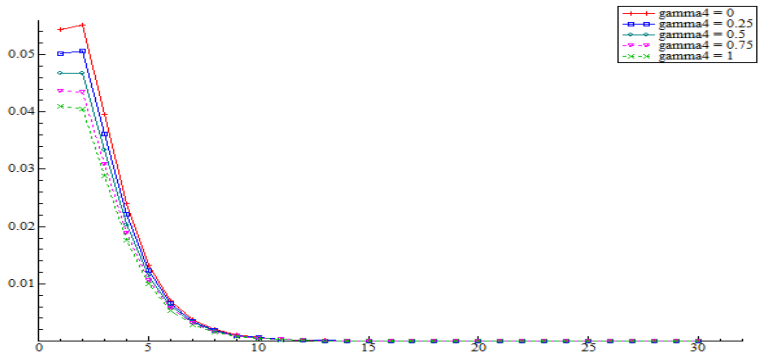
جدول (۴) بیان می‌کند کمترین انحراف معیار در عکس‌العمل تورم در رویارویی با تکانه مالی مربوط به زمانی است که ضریب حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی برابر با ۰/۲۵- باشد. بر این اساس، اگر بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم، نسبت به شکاف شاخص وضعیت مالی نیز حساس باشد، اثرگذاری تکانه مالی بر تورم قابل پیش‌بینی نخواهد بود.

۳-۲-٤. تأثیرپذیری بخش مالی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

شکل (۵)، واکنش شاخص وضعیت مالی نسبت به تکانه خودش را در سناریوهای مختلف نشان می‌دهد. در حالت پایه، بانک مرکزی ثبات شاخص وضعیت مالی را مدنظر قرار نمی‌دهد و γ_4 در دستگاه معادلات (۸) برابر صفر است. در سناریوهای بعدی همانند بخش‌های قبل، γ_4 مقادیر مختلف به خود می‌گیرد.



شکل ۵. تابع عکس‌العمل بخش مالی نسبت به تکانه خودش

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود زمانی که بانک مرکزی بخش مالی را در تابع واکنش خود لحاظ نکند، شاخص وضعیت مالی در رویارویی با تکانه خودش بیش‌ترین تأثیرپذیری را تجربه خواهد کرد. با افزایش حساسیت تابع واکنش بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی، عکس‌العمل شاخص مالی با نوسان کم‌تری همراه است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

رشد باثبات و نرخ بیکاری پایین در کنار تورم اندک در ایالات متحده آمریکا طی دوره اعتدال بزرگ (سال‌های ۲۰۰۶ – ۱۹۸۷) به عنوان نشانه‌ای از توفیق اقتصادکلان معرفی شد. در آن دوران، الگوهای تدوین شده عدم تعادل‌های بخش مالی را کم اهمیت تلقی می‌کردند و بر مکانیسم بازار و عدم مداخله مقامات پولی تأکید داشتند. وقوع ناگهانی بحران مالی و سرایت آن به بخش حقیقی و سایر کشورها نشان داد این تصور با واقعیت فاصله دارد. این مهم سبب شد توجه به ادوار مالی و بررسی ابعاد مختلف آن در ادبیات اقتصاد پولی اهمیت ویژه‌ای پیدا کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

بر این اساس، نحوه واکنش سیاست‌گذار پولی نسبت به ادوار مالی به سؤالی مهم تبدیل شد. به منظور پاسخ این سؤال برای اقتصاد ایران، یک سیستم معادلات در چارچوب الگوی کینزی جدید معرفی و به روش بیزین برآورد شد. نتایج شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده نشان داد هرچه بانک مرکزی حساسیت بیشتری نسبت به ثبات در بخش مالی داشته باشد، تولید شاخص وضعیت مالی در رویارویی با تکانه بخش مالی نوسان کم‌تری خواهند داشت اما پاسخ تورم با نوسان بیش‌تری همراه خواهد بود. در عین حال، در رویارویی با تکانه مثبت وضعیت مالی واکنش بانک مرکزی نسبت به آن سیاست مناسبی تلقی می‌شود. زیرا، با کاهش نوسان تولید همراه است و تورم را کاهش می‌دهد.

در مقایسه با مطالعات مشابه، نتایج به دست آمده برای تأثیرپذیری تولید هم راستا با نتایج ما و ژانگ (۲۰۱۶) است اما تأثیرپذیری تورم در اقتصاد ایران بر خلاف نتیجه گزارش شده مطالعه مذکور است. ابزار مورد استفاده بانک مرکزی در کشورهای مورد بررسی می‌تواند بخشی از این تفاوت را توجیه کند؛ در نمونه انتخاب شده توسط ما و ژانگ (۲۰۱۶) سیاست‌گذارهای پولی با استفاده از تغییر در نرخ بهره به شرایط اقتصادکلان واکنش نشان می‌دهد. اما، ابزار مورد استفاده بانک مرکزی در اقتصاد ایران تغییر در پایه پولی است. از آن‌جایی که تورم در اقتصاد ایران همبستگی بالایی با پایه پولی دارد، هرگونه تغییر در آن به طور شدیدی در تورم بازتاب پیدا می‌کند.

آنچه در مطالعه بیات و همکاران (۱۳۹۵) گزارش شده است با نتایج این پژوهش در تضاد است. اولین علت این تضاد، متفاوت بودن متغیر نماینده بخش مالی است. بیات و همکاران (۱۳۹۵) از شاخص قیمت سهام استفاده کرده‌اند اما در اینجا یک شاخص وضعیت مالی به کار گرفته شده است. تفاوت دوم بین نتایج، به نحوه تصریح تابع واکنش سیاست‌گذار پولی مربوط است. در مطالعه بیات و همکاران (۱۳۹۵)، پارامتر واکنش بانک مرکزی نسبت به شاخص قیمت سهام برآورد شده است. در این صورت، گویی بانک مرکزی در ایران طی دوره زمانی پژوهش (۱۳۹۳ – ۱۳۷۴) هموارسازی در شاخص قیمت سهام را مدنظر داشته و به آن واکنش نشان داده است که به نظر می‌رسد این مطلب با واقعیت اقتصاد ایران و تصمیمات بانک مرکزی تشابه زیادی ندارد. اما، در پژوهش حاضر شبیه‌سازی واقعیت محقق نشده صورت گرفته است. علاوه بر این، بیات و همکاران (۱۳۹۵) پارامترهای مربوط به تابع واکنش سیاست‌گذار پولی را مثبت در نظر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

گرفته‌اند. مقادیر مثبت پارامترها این مفهوم را دارد که در واکنش به افزایش تورم و یا افزایش شکاف تولید نرخ رشد حجم پول افزایش می‌یابد. در حالی که ضروری است سیاست پولی انقباضی اعمال شد. در مجموع، تفاوت در پارامترها می‌تواند بخشی از تناقض در مطالعات را توضیح دهد.

با تحلیل توابع عکس‌العمل مشخص شد حساسیت بانک مرکزی نسبت به ادوار مالی، در رویارویی با تکانه آن از تأثیرپذیری تولید می‌کاهد، اما منجر به افزایش نوسان در پاسخ تورم می‌شود. بنابراین، توصیه می‌شود زمانی که تکانه بخش مالی منجر به بهبود وضعیت این بخش می‌شود، مقامات پولی از اعمال سیاست انقباضی خودداری کنند. در صورتی که تکانه بخش مالی منجر به رکود در این بخش شود، مداخله بانک مرکزی ضمن جلوگیری از نوسانات تولید و کاهش آن، می‌تواند از افزایش تورم جلوگیری کند. بنابراین، توصیه می‌شود بانک مرکزی در رویارویی با رکود در بخش مالی از ابزار خود برای اعمال سیاست انبساطی استفاده کند. در عین حال، باید توجه داشت تورم با نوسان بیشتری به این واکنش سیاست‌گذار پاسخ خواهد داد. این نتیجه، تأییدی است بر این نکته که سیاست پولی به تنهایی نمی‌تواند با بحران‌های مالی مقابله کند. همان‌گونه که بحران مالی در آسیا و بحران مالی اخیر نشان داده‌اند در صورتی که سیاست پولی تنها به ابزار خود متکی باشد، قادر به اقدامات به موقع و تخفیف اثرات بحران مالی نیست. بنابراین، با استفاده از تجربه‌های جهانی می‌توان پیاده‌سازی دقیق و تعامل بین سیاست‌های احتیاطی خرد و کلان را در ثبات مالی مؤثر تلقی کرد.

منابع

بیات، مرضیه؛ افشاری، زهرا و حسین توکلیان (۱۳۹۵). "بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام (با در نظر گرفتن اثر ثروت رونق بازار سهام) در چارچوب یک مدل DSGE". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۴)، صص ۶۱ – ۳۳.

بیات، مرضیه؛ افشاری، زهرا و حسین توکلیان (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۸، صص ۲۰۶ – ۱۷۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

توکلیان، حسین و مهدی صارم (۱۳۹۶). *الگوهای DSGE در نرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران)*. تهران: انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی.

طاهری بازخانه، صالح؛ احسانی، محمدعلی و گیلک حکیم‌آبادی، محمد تقی (۱۳۹۷). "بررسی رابطه پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کاربردی از تبدیل موجک". *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۹(۱)، صص ۱۴۰ – ۱۲۱.

Aastveit K.A., Furlanetto F. and F. Loria (۲۰۱۷). "Has the Fed Responded to House and Stock Prices? A Time-Varying Analysis". *Norges Bank Working Paper*, No. ۰۱/۲۰۱۷.

Amato J. and T. Laubach (۲۰۰٤). "Implication of Habit Formation for Optimal Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, ٥١(۲), pp. ۳۰٥_۳۲٥.

Antonio P., Kumar S. and B. Rao (۲۰۱۱). "A New Keynesian IS Curve for Australia, is it Forward Looking or Backward Booking?" *MPRA Paper*, No. ۳۵۲۹۶.

Borio C. (۲۰۱۲). "The Financial Cycle and Macroeconomics, What Have We Learnt". *BIS Working Papers*, No. ۳۹۵.

Carabenciov I., Ermolaev I., Freedman C., Juillard M., Kamenik O., Korshunov D., Laxton D. and J. Laxton (۲۰۰۸). "A Small Quarterly Multi-Country Projection Model". *IMF Working Paper*, No. WP/۰۸/۲۷۹.

Castelnuovo E. and N. Nisticò (۲۰۱۰). "Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the U.S". *Journal of Economic Dynamics & Control*, No. ۳٤, pp.۱۷۰۰-۱۷۳۱.

Claessens S., Kose M.A. and M.E. Terrones (۲۰۱۱, May). "Financial cycles: what? how? when?". In *International Seminar on Macroeconomics* (Vol. ۷, No. ۱, pp. ۳۰۳-۳٤٤). Chicago, IL: University of Chicago Press.

Goodhart C. and B. Hofmann (۲۰۰۱). "Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission Of Monetary Policy". *Paper Presented At The Conference On Asset Prices, Exchange Rates And Monetary Policy, Stanford University*. ۱-۳۳.

Lippi F. and S. Neri (۲۰۰۷). "Information Variables for Monetary Policy in an Estimated Structural Model of the Euro Area". *Journal of Monetary Economics*, ٥٤(٤), pp. ۱۲٥٦_۱۲۷۰.

Liu L.G. and W. Zhang (۲۰۱۰). "A New Keynesian model for Analysing Monetary Policy in Mainland China". *Journal of Asian Economics*, ۲۱(٦), pp. ٥٤۰-٥٥۱.

Ma Y. and Y. Zhang (۲۰۱٦). "Financial Cycle, Business Cycle and Monetary Policy, Evidence from Four Major Economies". *International Journal of Finance & Economics*, ۲۱(٤), pp. ٥۰۲-٥۲۷.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

Moons C., Garretsen H., Aarle B. and J. Fornero (۲۰۰۷). "Monetary Policy in the New-Keynesian Model, an Application to the Euro Area". *Journal of Policy Modeling*, ۲۹(٦), pp. ۸۷۹_۹۰۲.

Paetz M. and R. Gupta (۲۰۱٦). "Stock Price Dynamics and the Business Cycle in an Estimated DSGE Model for South Africa". *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money, No. ٤٤, pp. ۱٦٦ – ۱۸۲.

Rizvi K.A., Naqvi B. and N. Mirza (۲۰۱۳). "Asset Prices, Financial Stability and Monetary Policy". *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, ۳(۱), pp.۸۱۸–۸۲۲.

Svensson L.E. (۲۰۱۲). "Comment on Michael Woodford,'Inflation targeting and financial stability". *Sveriges Riksbank Economic Review*, No. ۱, pp. ۳۳-۳۹.

Tavakoliyan H. and M. Sarem (۲۰۱۸). *DSGE Models in DYNARE (Modeling, Solution and Estimation for Iran)*. Tehran: Monetary and Banking Research of Iran. (In Persian).

Taylor J.B. (۱۹۹۳). "Discretion versus Policy Rules in Practice". *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, No. ۳۹, pp. ۱۹۵-۲۱٤.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

پیوست ۱: شاخص وضعیت مالی

الف) متغیرهای تشکیل‌دهنده و کانال‌های اثرگذاری

تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی (CRD): طبق کانال وام‌دهی بانکی فرض می‌شود که اعتبارات بانک منبع اصلی تأمین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط هستند. در حالی که بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند. از این‌رو، اعتبارات نقش مهمی در انتقال و ایجاد ارتباط بین بخش پولی و مالی و بخش حقیقی اقتصاد ایفا می‌کنند.

نرخ بهره حقیقی (RP): این متغیر از تفاضل تورم از نرخ بهره اسمی به دست می‌آید. سنتی‌ترین و قدیمی‌ترین کانال انتقال پولی که در الگوهای اقتصاد کلان به وجود آمده است، تأثیر نرخ‌های بهره بر هزینه استفاده از سرمایه و از طریق آن، تغییر مخارج سرمایه‌گذاری خانوارها و بنگاه‌ها (برای مثال، سرمایه‌گذاری بر کالاهای بادوام مصرفی و مسکن) است. الگوهای استاندارد نئوکلاسیکی سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که هزینه استفاده از سرمایه، مهم‌ترین عامل اثرگذار

بر تقاضای سرمایه است که می‌تواند انواع سرمایه‌گذاری در موجودی انبار، مسکن یا کالاهای بادوام مصرفی را شامل شود. بنابراین، نرخ‌های بهره حقیقی نقش مهمی را در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایفا کنند.

شاخص قیمت سهام (TEPIX): یکی از بازارهای مالی پراهمیت در هر اقتصادی بازار سهام است. بازار سهام با اثرگذاری بر تجهیز و تخصیص منابع مالی نقشی کلیدی در اقتصاد کلان ایفا می‌کند. شاخص قیمت سهام نماگری مهم برای سنجش وضعیت این بازار است. با افزایش شاخص قیمت سهام، انتظار می‌رود منابع مالی جذب این بازار شوند. در این صورت، منابعی بیش‌تری در اختیار تولیدکنندگان قرار می‌گیرد و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. با افزایش سرمایه‌گذاری بخش حقیقی به طور مثبت تحت‌تأثیر قرار خواهد گرفت.

شاخص قیمت مسکن اجاره‌ای (HP): در مطالعات تجربی از متغیرهای مربوط به قیمت مسکن به عنوان دارایی در نظر گرفته می‌شوند. ارتباط دارایی با بخش حقیقی از طریق مصرف (به طور مثال الگوی چرخه زندگی آندو و مودگلیانی[1]، ۱۹۶۳) قابل بحث است. با افزایش قیمت دارایی مصرف و به تبع آن تقاضای کل به طور مثبت تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد.

اسپرد بانکی (SP): طبق تعریف، اسپرد بانکی تفاضل میانگین بهره پرداختی به سپرده‌ها از میانگین بهره دریافتی از تسهیلات است. در صورتی که اسپرد بانکی مقدار بالایی داشته باشد، بانک‌ها سعی کرده‌اند از طریق بالا بردن نرخ سود تسهیلات اعطایی و کاهش سود پرداختی به سپرده‌ها (ویا ترکیبی از این دو) به سودآوری مبادرت ورزند. در این حالت بانک و مؤسسات اعتباری به دلیل فقدان کارایی و ناتوانی در کاهش هزینه‌ها ساده‌ترین راه ممکن را برای افزایش سود عملیاتی خود انتخاب کرده‌اند. از این‌رو، از اسپرد بانکی به عنوان یکی از متغیرهایی که نشان‌دهنده کارایی صنعت بانکداری است یاد می‌شود. کاربرد دیگر اسپرد بانکی در سنجش ساختار صنعت بانکداری است. افزایش شکاف بین نرخ سود تسهیلات و سپرده‌ها بیان‌کننده فاصله گرفتن بازار از وضعیت رقابتی است. بنابراین، هر چه قدر این متغیر مقدار بیشتری داشته

۱. Ando and Modigliani

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

باشد، می‌توان گفت افزایش هزینه تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی ریشه در قدرت انحصاری بانک‌ها دارد. بر اساس آن‌چه ذکر شد، انتظار می‌رود افزایش اسپرد بانکی با کاهش کارایی بانک‌ها و افزایش هزینه تأمین مالی اثر مخرب بر بخش حقیقی داشته باشد.

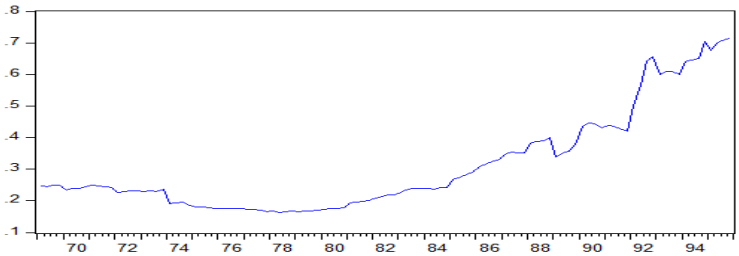
پاداش ریسک (RP): در پژوهش حاضر به صورت تفاضل نرخ سود کوتاه‌مدت از نرخ سود بلندمدت لحاظ شده است. فارغ از وضعیت ریسک‌پذیری سپرده‌گذاران، در صورتی وضعیت مالی پرمخاطره باشد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای جذب منابع نرخ بیش‌تری برای سپرده‌های بلندمدت پیشنهاد می‌دهند. بنابراین، بخشی از وضعیت مالی و روندهای مورد انتظار آن در پاداش ریسک بازتاب پیدا می‌کند. از آن‌جایی که متغیرهای بخش مالی اطلاعات مهمی در رابطه با مقادیر آتی متغیرهای حقیقی دارند، می‌توان انتظار داشت افزایش پاداش ریسک به عنوان متغیری پیشرو وضعیت بخش حقیقی در دوره‌های آتی را نامساعد پیش‌بینی می‌کند. از این‌رو، با افزایش پاداش ریسک و احتمال رکود در بخش حقیقی اولاً منابع مالی به سمت فعالیت‌های غیرمولد سوق پیدا می‌کند؛ ثانیاً، با مکدر شدن چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی احتمال کاهش سرمایه‌گذاری وجود خواهد داشت.

نرخ ارز (EX) و خالص دارایی‌های خارجی نظام بانکی (BAL):کانال‌های مبتنی بر تجارت خارجی ارتباط تنگاتنگ بین سیاست ارزی و سیاست پولی را نشان می‌دهند. این کانال‌ها، اهمیت فراوانی در اثرگذاری بر بخش واقعی دارند. کانال نرخ ارز به عنوان مهم‌ترین این آن‌ها شناخته می‌شود. نرخ ارز تأثیر ویژه‌ای بر قیمت کالاهای وارداتی، سطح عمومی قیمت‌های داخلی، قیمت‌های نسبی و سایر متغیرهای اقتصادکلان دارد و از آن به عنوان یکی از کلیدی‌ترین متغیرها یاد می‌شود. اثرگذاری این متغیر بر بخش حقیقی یکی از مناقشه‌آمیزترین مباحث در مطالعات است. با توجه به این‌که بخش قابل توجهی از کالاهای تولیدی در ایران وابسته به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی هستند به نظر می‌رسد اثرگذاری نرخ ارز بر تولید معکوس باشد. به عبارت دیگر، پدیده عبور نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌های داخلی و بازتاب آن در تورم اثری منفی بر تولید و چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی دارد. در پژوهش حاضر، از نرخ ارز و خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

ب) شاخص تدوین شده برای بخش مالی



شکل ۱. شاخص وضعیت مالی تدوین شده برای اقتصاد ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از سال ۱۳۶۸ و در چارچوب برنامه پنج‌ساله اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، تجدید فعالیت بورس به‌عنوان پیش‌زمینه اجرای خصوصی‌سازی آغاز شد. این مهم باعث افزایش در میانگین شاخص وضعیت مالی در ابتدای دوره زمانی پژوهش است. با افزایش نرخ سود بانکی در اواسط دهه ۱۳۷۰، شاخص وضعیت مالی در این دوره با کاهش مواجه شده است. طی سال‌های ۱۳۸۲ - ۱۳۷۳ قیمت نفت به سطوح پایینی تنزل پیدا کرده بود که این مسأله باعث شده شاخص وضعیت مالی نسبت به دهه قبل کاهش در میانگین خود را تجربه کند. از اویل دهه ۱۳۸۰ شاخص تدوین شده رشد قابل توجهی را نشان می‌دهد. گسترش بانکداری خصوصی، افزایش قیمت نفت و کاهش نوسانات در بازار ارز از مهم‌ترین دلایل این تغییر در بخش مالی به شمار می‌روند. در اواخر دهه ۱۳۸۰ به دنبال تزریق درآمدهای ارزی به اقتصاد و اعمال تحریم‌های بین‌المللی اقتصاد ایران در بخش‌های مختلف با بی‌ثباتی مواجه شد که طبق نمودار فوق بخش مالی نیز از این قضیه در امان نمانده است. با روی کار آمدن دولت یازدهم و بازنگری در سیاست‌های اقتصادی و کاهش تحریم‌ها بخش مالی با جهش روبه‌رو شد و به ثبات نسبی دست یافت.

پیوست ۲: تقاضای پول در الگوی کینزی جدید[1]

۱. منبع این بخش توکلیان و صارم (۱۳۹۶) است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

در فرم ساده الگوی کینزی جدید فرض می‌شود تنها عامل تولیدی خانوار نیروی کار است و سبد دارایی آن شامل اوراق قرضه و تراز حقیقی پول می‌باشد. هدف خانوار حداکثرسازی تابع مطلوبیت در یک افق زمانی بلندمدت با توجه به قید بودجه مشخص است. با فرض وجود پول در تابع مطلوبیت، هدف خانوار حداکثرسازی رابطه (۱) است:

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{1}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (۱)$$

که در این رابطه β عامل تنزیل ذهنی، C_t شاخص مصرف، M_t حجم پول اسمی، P_t شاخص قیمت و L_t عرضه نیروی کار از سوی خانوار است. σ درجه ریسک‌گریزی نسبی، b عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده حقیقی پول، η عکس کشش عرضه نیروی کار و χ پارامتر ثابت است.

به منظور به دست آوردن مسیر بهینه شاخص مصرف، تراز حقیقی پول، عرضه نیروی کار و اوراق قرضه نخست باید قید بودجه خانوار مشخص شود که با توجه به روابط تعریف شده این قید به صورت رابطه (۲) در نظر گرفته می‌شود.

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t} L_t + \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{P_{t-1}}{P_t} + (1+i_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{P_{t-1}}{P_t} \quad (۲)$$

$$C_t + m_t + b_t = w_t L_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1+i_{t-1}) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} \quad (۳)$$

که در آن $w_t = \frac{W_t}{P_t}$ نرخ دستمزد حقیقی، $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ مانده حقیقی پول، $b_t = \frac{B_t}{P_t}$ و $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ نرخ تورم ناخالص است. هدف خانوار حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت قید بودجه است به نحوی که مسیر بهینه شاخص مصرف، تراز حقیقی پول، عرضه نیروی کار و اوراق قرضه مشخص شود. تابع لاگرانژ مربوط به این مسأله به صورت زیر است:

$$\max_{C_t, L_t, m_t, b_t} \mathscr{L}_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{1}{1-b}(m_t)^{1-b} - \chi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right] + \lambda_t \left(w_t L_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1-i_{t-1}) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} - C_t - m_t - b_t \right) \right\} \quad (۴)$$

شرایط مرتبه اول این مسأله حداکثرسازی عبارت است از:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

$$\frac{\partial \mathscr{L}_t}{\partial C_t} = C_t^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \tag{۵}$$

$$\frac{\partial \mathscr{L}_t}{\partial m_t} = m_t^{-b} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \tag{۶}$$

$$\frac{\partial \mathscr{L}_t}{\partial L_t} = -\chi L_t^{\eta} + \lambda_t w_t = 0 \tag{۷}$$

$$\frac{\partial \mathscr{L}_t}{\partial b_t} = -\lambda_t + \beta(1+i_t) E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \tag{۸}$$

از لحاظ روابط (۵) و (۶) در (۸) مسیر بهینه هموارسازی مصرف یا معادله اویلر، از ترکیب روابط (۵) و (۷) عرضه نیروی کار و از لحاظ روابط (۵) و (۸) در رابطه (۶) تقاضای مانده حقیقی پول به صورت زیر به دست می‌آید.

$$E_t \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^{-\sigma} = \beta E_t \frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}} \tag{۹}$$

$$\frac{\chi L_t^{\eta}}{C_t^{-\sigma}} = w_t \tag{۱۰}$$

$$\frac{m_t^{-b}}{C_t^{-b}} = \frac{i_t}{1+i_t} \tag{۱۱}$$

اگر ابزار سیاست پولی یکی از کل‌های پولی باشد، در این حالت بانک مرکزی با کنترل یکی از کل‌های پولی سعی در کنترل شرایط اقتصادکلان کشور دارد. برای این منظور، فرم ساده قاعده مک‌کالم در نظر گرفته می‌شود. این قاعده به صورت یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول برای نرخ رشد پول پایه پولی اسمی است:

$$\hat{\dot{M}}_t = \rho_M \hat{\dot{M}}_{t-1} + \varepsilon_t^M \tag{۱۲}$$

که در این رابطه:

$$\dot{M}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} \pi_t$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]

است که در حالت لگاریتم – خطی شده به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\hat{\dot{M}} = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t$$

اگر ابزار بانک مرکزی به صورت رابطه (۱۲) باشد، آن‌گاه برای بیان تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در الگوی کینزی جدید، باید حالت لگاریتم – خطی شده رابطه (۱۱) وارد الگو شود:

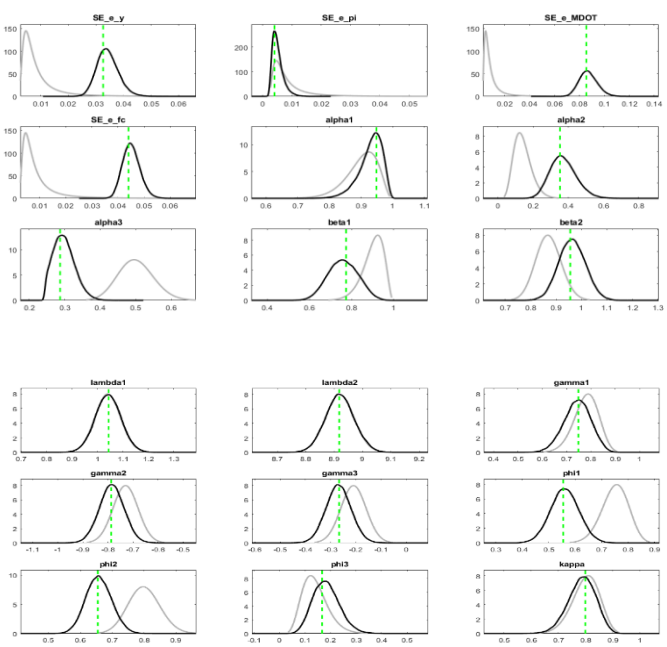
$$\hat{m}_t = \frac{\sigma}{b}\hat{c}_t - \frac{1}{b\,\bar{i}}\hat{i}_t \qquad (۱۳)$$

رابطه (۱۳) ارتباط میان پایه پولی و نرخ بهره اسمی را نشان می‌دهد؛ اما، باید مشخص شود که خود پایه پولی به چه صورت تعیین می‌شود که این بر اساس رابطه (۱۲) است.

با توجه به آن‌چه ذکر شد، رابطه (۱۳) تقاضای پول را نشان می‌دهد که با نرخ بهره ارتباط معکوس دارد.

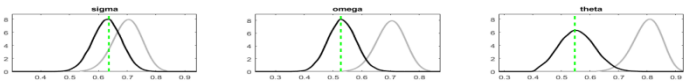
پیوست ۳: خروجی‌های مربوط به برآورد الگوی کینزی جدید

الف) توزیع پیشین و پسین پارامترها

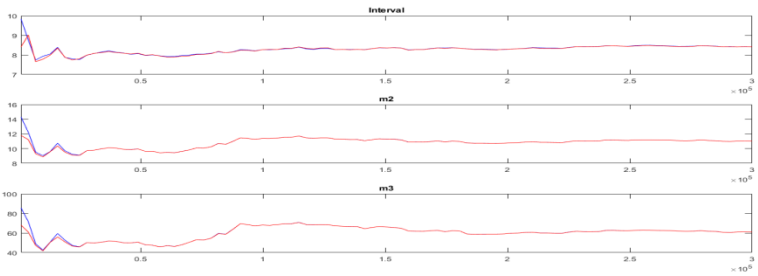


[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]



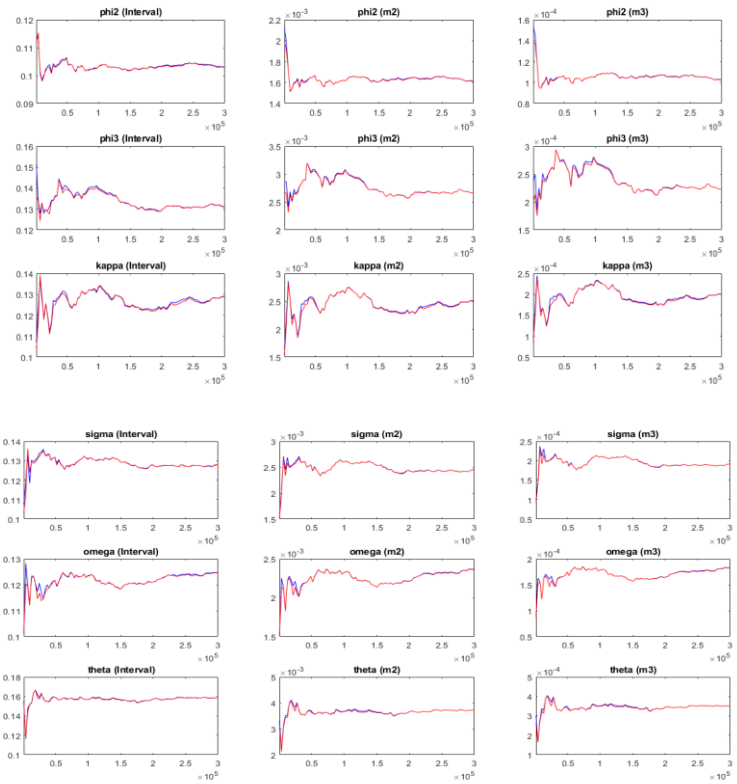
ب) نمودار هم‌گرایی برآورد بیزین



ج) آزمون MCMC

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]



[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-31]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.307]