نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۶

سال بیست و هشتم، زمستان ۱۳۹۹، صفحه ۳۷۱ - ۳۳۱

بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر عملکرد بازار سرمایه در کشورهای منتخب صادر کننده نفت، رهیافت PVAR

بهاره ستوده

دانشجوی دکترای گروه اقتصاد واحد ابهر دانشگاه آزاد اسلامی ،ابهر ، ایران

b_sotoudeh@hotmail.com

فرزانه خلیلی

استادیار گروه اقتصاد واحد ابهر دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران (نویسنده مسئول)

farzaneh_khalili۲۰۰۱@yahoo.com

فرید عسکری

استادیار گروه اقتصاد واحد ابهر دانشگاه آزاد اسلامی ،ابهر ، ایران

fi.asgarii@gmail.com

سیاست‌های مالی از مهم‌ترین سیاست‌هایی هستند که در زمینه مدیریت تقاضای کل اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرند. در حقیقت سیاست‌های مالی یکی از اصلی‌ترین ابزارهای دولت‌ها برای تحقق اهداف کلان اقتصادی از جمله توزیع عادلانه درآمد، افزایش نرخ رشد اقتصادی و سطح اشتغال و ثبات قیمت‌ها می‌باشد. از آنجا که یکی از بخش‌های تأثیرپذیر از سیاست‌های اقتصادی بازارهای مالی بوده و با توجه به اهمیت و نقش توأم سیاست‌های مالی و بازارهای مالی در اقتصادهای وابسته به فروش نفتی، در این مطالعه به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر بازدهی بازار سرمایه در کشورهای منتخب صادرکننده نفت با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) پرداخته شده است. متغیرهای مورد مطالعه رشد شکاف محصول (GAP)، توازن بودجه (BUD)، بدهی عمومی(DEB) و بازدهی شاخص قیمت سهام (RSMI) در دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۸ برای کشورهای ایران، عربستان، قطر، کویت، امارات می‌باشند. بر اساس نتایج به‌دست آمده از نمودارهای توابع عکس‌العمل تأثیر شکاف محصول بر بازدهی سهام مثبت، توازن بودجه منفی، بدهی عمومی مثبت و نوسانات خود بازدهی بازار سهام مثبت می‌باشد. بر مبنای نتایج پژوهش، نمودارهای توابع عکس‌العمل بیانگر تأثیرات متقابل بین متغیرهای مورد بررسی بوده، همچنین با توجه به نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تأثیر متقابل بازار سهام و متغیرهای سیاست مالی تأیید می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL: E۶۲, D۵۳, E۴۴.

تاریخ دریافت: ۸ / ۷ / ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۵ / ۱۱ / ۱۳۹۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

واژگان کلیدی: سیاست مالی، بازدهی بازار سهام، خودرگرسیون برداری تابلویی، تابع عکس العمل، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

۱. مقدمه

از الزامات اساسی کشورها برای پیمودن مسیر توسعه و نیل به آن، دارا بودن بازار متشکل و منظم سرمایه است. تأثیرات وجود چنین بازاری بر عملکرد اقتصاد قابل توجه است. در چند دهه اخیر نیز ضمن تأکید بر تأثیر این بازارها در توسعه اقتصادی، توجه بیشتری به آن شده است. بحران‌های اقتصادی دهه ۱۹۳۰ اروپا و آمریکا، ۱۹۹۷کشورهای جنوب شرق آسیا و بحران اقتصادی ۲۰۰۸ در کشورهای توسعه یافته شواهدی واقعی از تأثیرگذاری متقابل بی‌ثباتی بازارهای مالی بر اقتصاد جهانی و متغیرهای آن بوده است. این بحران‌ها مشکلاتی نظیر بیکاری گسترده، کاهش سرمایه‌گذاری، کسری رشد اقتصادی و بی‌ثباتی در شاخص‌های اقتصادی را بر کشورها تحمیل کرده است. از سوی دیگر، یکی از کانال‌های اثرگذاری بر شاخص‌های اقتصادی مبتنی بر نقش دولت در اقتصاد، کانال سیاست‌گذاری است. منظور از عبارت «سیاست اقتصادی» مفهومی دوگانه است. گاهی منظور دستیابی به اهداف اقتصادی به‌وسیله ابزارها و فنون سیاسی است که به آن «مفهوم اقتصادی» سیاست اقتصادی می‌گویند و گاهی منظور دستیابی به اهداف سیاسی و غیر اقتصادی به‌وسیله ابزارهای اقتصادی است که به آن «مفهوم سیاسی» سیاست اقتصادی گفته می‌شود (دراکر[۱]، ۱۹۴۳). با این حال می‌توان گفت که اهداف اصلی سیاست اقتصادی عبارتند از: اشتغال بالا، ثبات قیمت‌ها و رشد سریع (فریدمن[۲]، ۱۹۶۸).

بازارهای مالی، جریان انتقال وجوه را از اشخاص حقیقی و حقوقی به شرکت‌ها، دولت‌ها و سایر اشخاص تسهیل می‌نمایند. روند رو به رشد جهانی شدن بازارهای مالی و اتخاذ نظام‌های پولی و ارزی انعطاف‌پذیرتر منجر به افزایش شواهد قابل پیش‌بینی از عملکرد بازار سهام با استفاده از متغیرهای پولی و مالی شده و تحقیقات گسترده‌ای درخصوص ارتباط میان رفتار بازارهای سهام پیشرفته (بالغ) و سیاست‌های پولی و مالی در حال انجام بوده و هست، در حالی که برای

۱. Drucker

۲. Milton Friedman

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

اقتصادهای نفتی و همین‌طور اقتصادهای نوظهور، این امر نسبتاً ناشناخته باقی مانده است. عملکرد بازار سهام بر اقتصاد کلان، تأثیر قابل توجهی می‌گذارد؛ چنانچه سیاست‌های مالی، بخش حقیقی اقتصاد و در پی آن، قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار دهند، شرایط پولی و مالی اقتصاد بر رفتار بازده بازار سهام تأثیر خواهد گذاشت و از این رو، بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی را به طور فزاینده در انتقال آثار سیاست‌های مالی ایفا نماید.

از آنجا که بازار سهام در مقایسه با بازارهای پول اثرات ضد تورمی دارد، لذا در تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری از اولویت برخوردار است و برای رونق بخشیدن به اقتصاد کشورهایی همچون ایران که از یک سو با حجم عظیم سرمایه‌های سرگردان و از سوی دیگر با کمبود منابع سرمایه‌گذاری مواجه است، شناخت عوامل تأثیر گذار بر رفتار بازار سهام می‌تواند گام مؤثری در جهت‌دهی سرمایه در بازار محسوب شود. لذا اهمیت آن در اقتصاد کشورها روز به روز بیشتر شده و از این‌رو مورد توجه مقامات اقتصادی قرار گرفته است (صمدی، ۱۳۸۵).

از طرفی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) علی‌رغم توسعه نسبی سریع در زمینه بازار سهام هنوز به‌طور نسبی و در مقایسه با کشورهای توسعه یافته دارای رشد اندکی می‌باشد. اعطای تسهیلات به طور عمده توسط بانک‌ها صورت می‌گیرد، به طوری که ۷۰ درصد تأمین مالی به وام بانکی مربوط می‌شود. از طرفی بنابر اعلام بی پی (BP)[۱]، ۵۱ درصد ذخایر نفتی دنیا و ۴۳ درصد ذخایر گازی جهان در این منطقه قرار دارد. از این‌رو اقتصاد اکثر این کشورها به درآمدهای حاصل از نفت متکی است که نوسان در درآمدهای نفتی می‌تواند تأثیرات عمیقی در اقتصاد داخلی آنها داشته باشد (گلستانی و همکاران، ۱۳۹۱). ادوار تجاری همچنین بر قیمت نفت و گاز تأثیر می‌گذارند و در زمان رونق (رکود) از طریق افزایش (کاهش) قیمت نفت و گاز، و در نتیجه درآمدهای ناشی از این منابع، به کشورهای صادر کننده این منابع تسری می‌یابند. این کشورها که عموماً عضو اوپک نیز می‌باشند دارای هم‌زمانی شدید بین ادوار تجاری هستند

۱. BP statistical review of world energy ۲۰۱۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

(شایگانی و همکاران،۱۳۸۷). از این‌رو تبیین ارتباط بین سیاست‌های مالی و تحولات بازار سرمایه در کشورهای مورد نظر از اهمیت خاصی برخوردار است و شناخت بهتر ماهیت این ارتباط برای سیاست‌گذاران و همچنین سرمایه‌گذاران ضروری است. ما در این مطالعه به دنبال پاسخ دادن به پرسش‌هایی نظیر این موارد هستیم که مهم‌ترین کانال‌های انتقال سیاست مالی به بازار سهام کدام هستند؟ آیا عملکرد بازار سهام خود سبب تغییر در سیاست‌های مالی می‌گردد؟ بنابراین به عنوان فرضیه اصلی پژوهش، اثرگذاری سیاست مالی بر عملکرد بازار سرمایه بررسی می‌شود. همچنین بررسی دو طرفه بودن رابطه بین سیاست مالی و عملکرد بازار سرمایه به عنوان فرضیه فرعی پژوهش دنبال می‌گردد.

جامعه آماری در این پژوهش کشورهای صادر کننده نفت می‌باشند. برای انتخاب نمونه آماری از روش حذف سیستماتیک (سامان‌مند) در بازه سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۸ استفاده شده است. بدین منظور تمامی کشورهای جامعه آماری که دارای شرایط زیر باشند، به عنوان نمونه این پژوهش انتخاب و بقیه حذف شده‌اند.

- بورس آنها از پیش از بحران‌های مالی سال ۲۰۰۸ فعال بوده باشد.
- صادرات نفت بخش عمده درآمدهای آنان را تشکیل دهد.
- در طول قلمروی زمانی پژوهش، توقف فعالیت نداشته باشند.
- داده مورد نظر آنها در دوره مورد مطالعه دسترس باشد.

با توجه به شرایط و محدودیت‌های مذکور، از بین کشورهای صادر کننده نفت و عضو اوپک تنها کشورهای ایران، عربستان و امارات، قطر و کویت انتخاب شدند.

سازماندهی پژوهش حاضر به این صورت است که پس از بیان مقدمه، مبانی نظری موضوع اعم از ادبیات مرتبط با کانال‌های اثرگذاری سیاست‌های مالی، ارتباط متقابل متغیرهای پولی و مالی و مبانی مدل‌سازی خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) تبیین می‌شود. در بخش سوم به بررسی پیشینه پژوهش و مطالعات صورت گرفته خارجی و داخلی در زمینه موضوع پژوهش پرداخته خواهد شد. سپس در بخش چهارم مدل پژوهش با توجه به ساختار اقتصاد کشورهای منتخب برخوردار از درآمدهای نفتی طراحی و معرفی خواهد شد. بخش پنجم مبتنی بر یافته‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

پژوهش به تقریب و حل مدل و انجام آزمون‌های مربوطه اختصاص یافته و نتایج تحلیل و مدل پژوهش مورد ارزیابی قرار گرفته و در نهایت در قسمت پایانی، بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

دولت‌ها به عنوان یک ناظر و سیاست‌گذار عمده در مباحث اساسی اقتصادی نقش پر رنگی در بازار سرمایه دارند و یکی از وظایف دولت، ارائه برنامه‌هایی است که با اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی بتواند به بازار سرمایه رونق بخشد. اقدامات و میزان دخالت دولت در اقتصاد، صنعت و بازرگانی بر سرمایه‌گذاری در محصولات مالی تأثیرگذار است. به این معنی که هر چه میزان دخالت دولت در اقتصاد بیشتر باشد، سبب کاهش مشارکت بخش خصوصی شده، ریسک سیستماتیک افزایش و میزان سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه کاهش می‌یابد. اهمیت ثبات در سیاست‌های دولت برای کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران دو چندان است، چرا که این کشورها دارای بازارهای مالی نامنظمی بوده و تغییر در سیاست‌های دولت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی و از این رو بازارهای مالی و به خصوص بازار سرمایه این کشورها را با مشکلات متعددی مواجه سازد.

ازجمله موضوع‌های مهمی که به‌گونه‌ای گسترده در اقتصاد کلان مطرح است، انتخاب سیاست‌ها و ابزارهای مناسب برای از بین بردن عدم تعادل و ایجاد ثبات اقتصادی است. سیاست‌های مالی با توجه به نقش و اثرگذاری که در سمت تقاضای اقتصاد دارا می‌باشند، یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاست‌گذاری دولت برای رسیدن به اهداف کلان اقتصادی تلقی می‌گردد. سیاست مالی به مالیات‌ستانی، مخارج و قرض توسط دولت بر می‌گردد. امروزه برخی دیدگاه‌ها دخالت دولت از طریق سیاست مالی را در مسائلی مانند غلبه بر رکود یا تورم و همچنین ارتقا و تسهیل رشد اقتصادی ضروری می‌دانند که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

آرتور اسمیتیز[۱] سیاست مالی را به صورت سیاستی که دولت تحت آن از برنامه‌های مخارج و درآمدش به منظور ایجاد اثرات مطلوب و جلوگیری از اثرات نامطلوب بر درآمد ملی، تولید و اشتغال استفاده می‌کند، در نظر می‌گیرد. اوتو اکشتاین[۲] سیاست مالی را به عنوان تغییرات در مالیات‌ها و مخارج عنوان می‌کند که به منظور اهداف کوتاه مدت اشتغال کامل و ثبات سطح قیمتی اعمال می‌گردند. در طی یک رونق یا رکود سیاست مالی باید به افزایش تقاضا کمک کند. برای این منظور دولت می‌تواند مخارجش را افزایش دهد و بیشتر بر کارهای عمومی هزینه نماید. این مسئله منجر به ایجاد اشتغال برای افراد بیشتری می‌شود. دولت همچنین می‌تواند مخارجش را بر یارانه اعطایی به تولیدکنندگان کالاهای مصرفی افزایش دهد تا مخارج مصرفی را افزایش دهد. به‌طور مشابه دولت می‌تواند نرخ‌های مالیاتی خود را کاهش بخشد تا مصرف و سرمایه‌گذاری را تحریک کند. بنابراین کسری بودجه در طی یک رکود می‌تواند به میزان زیادی در زدودن بیکاری مؤثر واقع شود. از سوی دیگر در طی دوره‌های تورم، تقاضای خیلی زیادی وجود دارد و از این‌رو دولت باید مخارجش را کاهش دهد و مخارج خصوصی را با افزایش مالیات محدود نماید. بنابراین در دوره‌های تورم باید با مازاد بودجه مواجه باشد. بنابراین هیچ برتری ذاتی در مازاد بودجه یا بودجه متوازن وجود ندارد. همه این موارد به شرایط غالب اقتصاد بستگی دارد. این دیدگاه از مالیه عمومی، مالیه وظیفه‌ای[۳] گفته می‌شود (لرنر،۱۹۴۳). زیرا بر اساس این دیدگاه درآمد عمومی و مخارج دولت نباید منحصراً به عنوان نیازهای مالیه دولتی در نظر گرفته شوند، بلکه باید به عنوان نیازهای دستیابی به اشتغال کامل و ثبات قیمتی در نظر گرفته شوند.

---

۱. Arthur smithies

۲. Otto Eckstein

۳. تأمین مالی یا مالیه وظیفه‌ای (کارکردی) یک نظریه اقتصادی هترودوکس است که به‌وسیله لرنر (Abba Lerner) در دوران جنگ جهانی دوم ارائه شده است. این نظریه به دنبال رفع ناامنی اقتصادی از طریق دخالت دولت در اقتصاد است. تأمین مالی کارکردی بر نتایج سیاست‌های مداخله‌ای در اقتصاد تأکید دارد. این نظریه کسری بودجه را راهی مؤثر برای کاهش بیکاری می‌داند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

اهمیت سیاست مالی در کشورهای توسعه نیافته بالا است. دولت باید نقش مهم و فعالی را ایفا نماید. در جوامع دموکراتیک روش‌های مستقیم پذیرفته نیست. بنابراین دولت باید بر روش‌های غیرمستقیم قانون‌گذاری تکیه کند. با این شیوه، سیاست مالی یک سلاح قدرتمند در دستان دولت است که با آن می‌تواند به اهداف توسعه‌ای دست یابد. هدف اساسی سیاست مالی اطمینان حاصل نمودن از رشد اقتصادی و توسعه است که این هدف می‌تواند به‌وسیله بسیج منابع مالی دست یافتنی گردد. منابع مالی می‌توانند به‌وسیله موارد زیر بسیج شوند:

۱. مالیات: از طریق سیاست‌های مالی مؤثر، دولت به هدف بسیج منابع با استفاده از مالیات‌های مستقیم و همچنین غیرمستقیم دست می‌یابد، زیرا مهم‌ترین منبع بسیج منابع مالیات است.

۲. پس انداز عمومی: منابع می‌توانند از طریق

و افزایش مازاد بنگاه‌های بخش عمومی بسیج شوند.

۳. پس انداز خصوصی: با استفاده از معیارهای مالی مؤثر مانند منافع مالیاتی، دولت می‌تواند منابع را از جانب بخش عمومی و خانوارها افزایش دهد. منابع می‌توانند از طریق قرض دولت به‌واسطه اوراق خزانه، اوراق قرضه دولتی، وام‌های داخلی و خارجی و همچنین به‌وسیله تأمین مالی کسری بودجه بسیج شوند.

بر این مبنا یکی از اهداف سیاست‌های مالی دستیابی به برابری و عدالت اجتماعی به‌وسیله کاهش نابرابری‌های درآمدی در بین بخش‌های مختلف جامعه است. با این رویکرد، مالیات‌های مستقیم مانند مالیات درآمدی بر روی افراد ثروتمند بیشتر از افراد با درآمد پایین‌تر بسته می‌شوند. یکی دیگر از اهداف اصلی دیگر سیاست‌های مالی کنترل تورم و با ثبات کردن قیمت‌ها است. بنابراین دولت همیشه به دنبال کنترل تورم از طریق کاهش کسری‌های مالی، معرفی طرح‌های پس‌انداز مالیاتی[۱] و استفاده بهره‌ورانه از منابع مالی است. همچنین دولت هر اقدام ممکنی را برای افزایش اشتغال از طریق اقدام مالی مؤثر و کارا انجام می‌دهد. سرمایه‌گذاری در زیر ساخت موجب

۱. Tax savings schemes

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

اشتغال مستقیم و غیرمستقیم می‌گردد. مالیات‌های پایین‌تر بر روی واحدهای صنعتی با مقیاس کوچک سرمایه‌گذاری بیشتر را تشویق و در نتیجه موجب اشتغال بیشتری می‌گردد. هدف اصلی دیگر سیاست مالی به‌وجود آوردن توسعه منطقه‌ای متوازن است. انگیزه‌های متفاوتی برای دولت به منظور ایجاد پروژه‌هایی در مناطق عقب افتاده‌تر مانند سوبسید نقدی، امتیازات مالیاتی و عوارضی در قالب بخشش‌های مالیاتی و همچنین تأمین مالی با نرخ‌های بهره پایین وجود دارد.

سیاست‌گذاران از اتخاذ سیاست‌های مالی اهداف دیگری را نیز نظیر افزایش صادرات، تشکیل سرمایه، افزایش درآمد ملی، توسعه زیرساخت، توسعه اقتصادی و... دنبال می‌کنند. اهداف سیاست‌های مالی تنها زمانی دست‌یافتنی می‌شوند که ابزارهای سیاستی مانند مخارج عمومی، مالیات، قرض و تأمین مالی کسری بودجه به طور مؤثر استفاده شوند. توفیق دولت‌ها در اعمال سیاست‌های مالی به اتخاذ به موقع اقدامات سیاستی و مدیریت کارای آنها در طول به‌کارگیری بستگی دارد.

به‌طور کلی سیاست مالی بر دو نوع سیاست مالی احتیاطی و سیاست مالی غیراحتیاطی تثبیت کننده‌های خودکار[۱] می‌باشد. منظور از سیاست احتیاطی، تغییر حساب شده در مخارج دولت و مالیات‌ها در راستای تحت تأثیر قرار دادن تولید ملی و قیمت‌ها است. سیاست مالی عموماً به منظور مدیریت تقاضای کل برای کالاها و خدمات است. از سوی دیگر، سیاست مالی غیر احتیاطی تثبیت کننده‌های خودکار یک مالیات درونی[۲] یا مکانیزم مخارجی است که به طور خودکار تقاضای کل را افزایش می‌دهد. وقتی رکود اتفاق می‌افتد و زمانی که تورم است تقاضای کل را کاهش می‌دهد؛ بدون هیچ اقدام حساب شده از جانب دولت.

در زمان رکود دولت مخارجش را افزایش می‌دهد یا از مالیات کم می‌کند یا ترکیبی از هر دو را به کار می‌گیرد. در سوی دیگر برای کنترل تورم دولت مالیات‌ها را افزایش می‌دهد یا مخارجش را کم می‌کند. به عبارت دیگر، برای رفع رکود سیاست مالی انبساطی و برای رفع تورم

۱. Automatic stabilizers

۲. Built- in

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

سیاست مالی انقباضی توسط دولت اعمال می‌گردد. سیاست مالی به دنبال تغییر تقاضای کل از طریق تغییر در مخارج و مالیات دولت است. بنابراین سیاست مالی اساساً سیاست مدیریت تقاضا است. وقتی دولت سیاست مالی انبساطی را به‌کار می‌گیرد، برای رفع رکود، مخارجش را بدون افزایش مالیات‌ها افزایش می‌دهد یا مالیات‌ها را کاهش می‌دهد، بدون تغییر در مخارجش و یا مخارجش را افزایش می‌دهد و هم مالیات را کم می‌کند. با به‌کارگیری هرگونه از سیاست‌های انبساطی گفته شده بودجه دولت دارای کسری خواهد بود. بنابراین سیاست انبساطی مالی برای رفع رکود و بیکاری یک سیاست کسری بودجه است. در سوی دیگر وقتی دولت برای کنترل تورم مخارجش را کم می‌کند یا مالیاتش را افزایش می‌دهد و یا ترکیب باز هر دو را به‌کار می‌گیرد، برای مازاد بودجه برنامه‌ریزی می‌نماید. لذا سیاست مازاد بودجه یا حداقل کاهش کسری برای رفع تورم به‌کار گرفته می‌شود.

سیاست‌های مالی از دو طریق می‌تواند بر نقدینگی بازار اثرگذار باشد. اثر مستقیم سیاست مالی می‌تواند از طریق اثرگذاری بر تقاضا و عرضه سهام در بازار ثانویه سهام باشد که بر نقدینگی بازارسهام نیز مؤثر است. همچنین، سیاست‌های مالی از طریق اثرگذاری بر عملکرد شرکت‌ها، بر بازدهی سهام اثرگذاشته و باعث اثرگذاری بر نقدینگی بازار می‌شود (ابراهیمی،۱۳۹۵).

از لحاظ نظری، رفتار سیاست‌های پولی و مالی (تغییرات عرضه پول، نرخ بهره، مخارج دولت یا مالیات‌ها) نقش معنی‌داری در تعیین قیمت دارایی‌ها ایفا می‌کند. برای مثال افزایش مالیات‌ها با فرض عدم تغییر مخارج دولت بازدهی یا قیمت دارایی‌ها را کاهش خواهد داد، زیرا سرمایه‌گذاران را از سرمایه‌گذاری آتی در بازار سهام باز می‌دارد (لائوپودیس[۱]،۲۰۰۹).

۱. Laopodis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

مطابق مطالعه کالبرتسون[۱] دولت به‌وسیله سیاست مالی، دریافتی و مخارجش را تحت تأثیر قرارمی‌دهد. دولت می‌تواند تغییرات نامطلوب در مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری را به‌وسیله انواع مختلف مخارج و مالیات‌های ضد چرخه‌ای خنثی کند.

در خصوص ارتباط متغیرهای در نظر گرفته شده در پژوهش با عملکرد بازار سهام می‌توان گفت که استفاده از نرخ رشد قیمت سهام یا همان بازدهی بازار سهام به عنوان نمادی برای حرکت در بازارهای مالی این امکان را برای ما فراهم می‌کند که بتوانیم واکنش دولت به تغییرات بازار مالی را بررسی کنیم و بالعکس (یورکا و همکاران،۲۰۱۸). کسری بودجه بالاتر در چارچوب IS-LM استاندارد تقاضای کل و نرخ بهره کوتاه مدت را با فرض ثابت بودن سایر شرایط افزایش می‌دهد. وضعیت بعدی جایگاه مالی رفتار نرخ بهره بلند مدت را تعیین می‌کند. با فرض اینکه سرمایه‌گذاران آینده‌نگر هستند، آنها به نرخ بهره امروز و نرخ بهره انتظاری فردا نیز نظر می‌کنند. برای مثال بدتر شدن وضعیت کسری فعلی و احتمال کسری بیشتر در این دهه باعث افزایش نرخ‌های بهره کوتاه مدت در هر دو دوره، و نرخ‌های بلند مدت جاری می‌گردد. یا اگر افزایش در پس‌انداز خصوصی نتواند کاهش در پس انداز کل را نتیجه شود و جریان رو به داخل سرمایه‌های خارجی برای مقابله با کسری کافی نباشند، کسری بودجه بالاتر، نرخ‌های بهره را افزایش می‌دهد (آنجلو و سوسا، ۲۰۱۳)، لذا تغییر در نرخ بهره منجر به افزایش یا کاهش قیمت‌های سهام می‌گردد. افزایش شکاف محصول در جهت منفی یا کاهش شکاف محصول در جهت مثبت بیانگر بدتر شدن وضعیت اقتصادی در آینده می‌باشد و این به معنی کاهش بازدهی در آینده است. همچنین کاهش شکاف محصول در جهت منفی یا افزایش شکاف محصول در جهت مثبت به معنی بهتر شدن وضعیت اقتصادی و افزایش بازدهی در آینده می‌باشد (اتاناسوف[۲]،۲۰۱۸). افزایش بدهی‌های عمومی افزایش (کاهش) کسری بودجه باعث افزایش (کاهش) نرخ بهره می‌شود. نرخ بهره بالاتر (پایین‌تر) باعث جذابیت کمتر

۱. Culbertson

۲. Victoria Atanasov

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

(بیشتر) سرمایه‌گذاری در سهام و در نتیجه کاهش (افزایش) قیمت سهام می‌شود (یورکا و همکاران، ۲۰۱۸).

۳. مطالعات انجام شده

به منظور بررسی پیشینه موضوع، در مطالعات داخلی و خارجی مرتبط مبتنی بر برخورداری از سه وجه لحاظ سیاست‌های مالی، در نظر گرفتن بازار سرمایه و استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) به جهت تبیین مسیر فراروی تحقیق و مقایسه تطبیقی تحقیق حاضر با نتایج و یافته‌های مطالعات پیشین صورت گرفته در زمینه‌های مرتبط با موضوع پژوهش، جستجو شد. لازم به ذکر است به جهت امکان دستیابی به آخرین بررسی‌ها و یافته‌های علمی در زمینه موضوع پژوهش و با توجه به لزوم انتظام بخشی به مطالعات انجام شده، مجموعه‌ای از پژوهش‌های دو دهه اخیر در داخل و خارج مورد بررسی و مبنای مطالعه قرار گرفت.

۳-۱. مطالعات خارجی

لاوال[۱] و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر سیاست‌های مالی و پولی بر بازار سهام، تأثیر تعامل بین سیاست‌های پولی و مالی را بر بازار سهام نیجریه بررسی نموده‌اند. آنها در این مطالعه با استفاده از داده‌های ماهانه و مدل‌های اقتصاد سنجی ARDL و EGARCH به شواهدی از رابطه بلندمدت بین سیاست‌های پولی و مالی و بازار سهام دست یافته‌اند. آنها در مطالعه مذکور نشان می‌دهند که بازار سهام به چه اندازه به نوسانات در تعامل بین ابزارهای سیاستی حساس است. نتایج حاکی از واسنجی سیاست‌های پولی و مالی در یک مدل واحد، هنگام تنظیم سیاست بازار سهام است. زیرا تعامل آنها بر رفتار بازار سهام تأثیر می‌گذارد، بنابراین هر دو سیاست باید به طور هم‌زمان مورد بررسی قرار گیرند.

۱. Lawal

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

دافی[۱] و همکاران (۲۰۱۳) یک مدل SVAR را به‌کار می‌گیرند تا تأثیرشوک‌های سیاستی پولی و مالی بر عملکرد بازار سهام آلمان، انگلیس و آمریکا را بررسی نمایند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که هر دوی سیاست پولی و مالی بازار سهام را از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهند. آنها همچنین تأکید می‌کنند که تعامل بین این دو سیاست در توضیح توسعه بازار سهام بسیار مهم است، لذا به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران پیشنهاد می‌کنند که برای فهم رابطه بین سیاست‌های اقتصاد کلان و عملکرد بازار سهام باید سیاست پولی و مالی را در کنار هم در نظر بگیرند.

آنجلو و سوسا[۲] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای تأثیر سیاست‌های مالی بر قیمت دارایی‌ها را با استفاده از یک مدل PVAR و داده‌های فصلی برگرفته از ده کشور صنعتی تجزیه و تحلیل می‌کنند. آنها بیان می‌کنند که شوک‌های مثبت مالی منجر به کاهش موقتی در قیمت‌های سهام و کاهش مرحله‌ای و ادامه دار در قیمت مسکن می‌شود. یافته‌های تجربی این مقاله همچنین به: ۱. تأثیر انقباضی سیاست مالی بر تولید هم‌جهت با وجود اثرات برون‌رانی[۳] و تخریب شرایط اعتباری است. ۲. تضعیف تأثیرگذاری سیاست مالی در دوره‌های اخیر. ۳. واکنش ماندگارتر قیمت دارایی‌ها برای کشورهای با درجه بازی کمتر. ۴. تأثیر بزرگتر سیاست مالی بر قیمت‌های دارایی برای کشورهای کوچک. ۵. رابطه نزدیک بین واکنش‌پذیری قیمت‌های دارایی به سیاست مالی و اندازه دولت. ۶. افزایش در حساسیت قیمت‌های دارایی به شوک‌های سیاست مالی در ادامه فرایند قانون‌زدایی مالی و آزادسازی رهن. ۷. اثرات معنی‌دار ضریب فزاینده مالی در زمینه ورشکستگی مسکن. نهایتاً شواهد گردآوری شده در مقاله مذکور بیان می‌کنند که تغییرات در قیمت‌های سهام می‌تواند به دولت در جهت تثبیت مالیه عمومی کمک نماید.

۱. Duffy

۲. Angelo and Sousa

۳. Crowding out effect

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

آفونسو و سوسا[۱] (۲۰۱۱) در مطالعه خود رابطه بین شوک‌های سیاست پولی و بازار دارایی‌ها را بررسی می‌کنند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شوک‌های مخارج دارای تأثیر مثبت و پایدار بر قیمت مسکن است و همچنین دارای تأثیر منفی بر قیمت سهام و یک اثر ترکیبی بر سطح قیمت‌ها دارد و بر اساس نتایج آنها شوک‌های مالی نقش حداقلی در بازار دارایی‌های ایالات متحده و آلمان بازی می‌کند، اما تغییرپذیری قیمت سهام و مسکن را در انگلیس افزایش می‌دهند. همچنین بر مبنای نتایج پژوهش، درآمدهای دولت تلاطم بازارها را در اقتصاد ایتالیا افزایش داده است.

تاوارز و والکانوف[۲] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای اثر مالیات‌ها و مخارج دولت را بر بازدهی فصلی سهام، اوراق قرضه دولتی و اوراق قرضه شرکتی تحلیل می‌کنند. در داده‌های ایالات متحده از سال ۱۹۶۰ تا سال ۲۰۰۰ یک افزایش به اندازه یک انحراف معیار در سهم دریافتی‌های مالیاتی در GDP تأثیر معنادار اقتصادی و آماری بر بازده‌ها دارد و بازدهی‌های سالانه انتظاری را به میزان ۴ درصد و ۹ درصد با افق‌های فصلی و سالانه کاهش می‌دهد. آنها اشاره می‌کنند که تأثیر مالیات‌ها به طور مقداری برای بازدهی سهام و اوراق قرضه مشابه است. قسمتی از این نتایج می‌تواند با مقاومت بالای سری‌های مالیاتی توضیح داده شود، به‌طوری‌که افزایش‌های امروز دلیلی بر مالیات‌های بالاتر در آینده هستند. افزایش در مخارج دولتی تأثیر مثبتی بر بازده‌های انتظاری دارند، اما این تأثیر تنها برای اوراق قرضه در افق‌های کوتاه‌مدت معتبر است. در این مقاله بیان می‌کنند که سیاست مالی حداقل به اندازه منبع تغییرپذیری بازده ناشی از سیاست‌های فدرال رزرو مهم است. یافته‌های این مقاله به طور شگفت‌انگیزی با سیستم‌های متفاوت انتخاب متغیر قابل اتکا است. نتایج آنها بیان می‌کند که شوک‌های سیاست مالی باید در قیمت‌گذاری دارایی‌ها جدی‌تر گرفته شوند.

اشنباخ و شوکنخت[۳] (۲۰۰۲) در مقاله‌ای استدلال می‌کنند که رابطه مهمی بین قیمت دارایی‌ها و بودجه عمومی وجود دارد که می‌تواند قویاً تغییرپذیری ترازهای مالی را متأثر کند. قیمت

۱. Afonso and Sousa

۲. Tavares and Valkanov

۳. Eschenbach and Schuknecht

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

دارایی‌ها ترازهای مالی را از طریق مالیات بر عایدی سرمایه و مالیات بر گردش[۱] و همچنین از طریق مالیات بر مصرف و مالیات غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنها بیان می‌کنند که اگر دولت مسئول زیان‌های ترازنامه ناشی از سقوط قیمت دارایی‌ها باشد، هزینه‌های مالی تغییرات قیمت می‌تواند بالاتر باشد. آنها در این مقاله تأثیرات معناداری از قیمت‌های مسکن و سهام بر درآمد در اکثر کشورهای OECD[۲] نشان می‌دهند. به طور میانگین یک تغییر ۱۰ درصدی در قیمت مسکن و سهام دارای تأثیری مشابه در تراز مالی به اندازه یک درصد تولید است.

۲-۳. مطالعات داخلی

ابراهیمی و فرنقی (۱۳۹۵) با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی ارتباط میان سیاست‌های پولی و مالی و نقدینگی بازار سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور با استفاده از مدل‌های SVAR و مارکف سوئیچینگ و با به‌کارگیری داده‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳، به بررسی عوامل اثر گذار بر نقدینگی بازار سهام پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده از این مطالعه شوک سیاست پولی انبساطی اثر مثبتی بر نقدینگی بازار سهام دارد، ولی سیاست مالی نمی‌تواند اثر مثبتی بر نقدینگی بازار سهام داشته باشد. همچنین بر اساس نتایج به‌دست آمده از مدل مارکف سوئیچینگ؛ سیاست پولی در دوره‌های رونق بر نقدشوندگی بازار اثر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین آنها بیان می‌کنند که در بین بازارهای موازی رشد نرخ سود بانکی بیشترین تأثیر منفی را بر نقدینگی بازار سهام دارد.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون ساختاری و داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ بیان می‌کنند که در کوتاه‌مدت شوک مخارج دولت تأثیر مثبت و در بلندمدت، اثر منفی بر رشد شاخص قیمت سهام دارد. بر اساس نتایج به‌دست آمده در پژوهش مذکور، اثر شوک عرضه پول بر رشد شاخص قیمت سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت است. نتیجه دیگر به‌دست آمده از مطالعه مذکور آن است که اثرگذاری سیاست

۱. Turnover related taxes

۲. Organization for Economic Co-operation Development

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

پولی بر شاخص قیمت سهام سریع‌تر از اثر گذاری سیاست مالی است. آ نها همچنین توصیه می‌کنند که تلاش برای ایجاد انضباط مالی در دولت و پرهیز از اعمال سیاست‌های مالی غیر منتظره و پیش‌بینی نشده از اهمیت زیادی در بازار سرمایه ایران برخوردار است.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۴) تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر روی قیمت دارایی‌های مالی در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده روش خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۹ (فصلی) و محاسبه کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت و الگوهای خود تصحیح قیمت دارایی‌های مالی نشان می‌دهد که عوامل تأثیرگذار بر قیمت دارایی‌های مالی شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ سود موزون شده حقیقی یانکی، شاخص قیمت مصرف کنندگان، مخارج دولتی و حجم حقیقی پول بوده و مقایسه کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت از وجود اثر بلندمدت بر روی قیمت دارایی‌های مالی حکایت دارد. بر مبنای نتایج پژوهش مذکور، مؤثرترین متغیر تأثیرگذار بر قیمت دارایی‌های مالی تورم وکم‌اثرترین متغیر نرخ سود موزون شده بانکی است.

آل عمران و آل عمران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران در فاصله فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۷ با استفاده از روش اقتصادسنجی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی تأثیر سیاست‌های مالی بر بازار بورس را بررسی می‌کنند. نتایج مطالعه مذکور بیان می‌کنند که در بلندمدت، نرخ ارز واقعی و رشد حجم نقدینگی اثر منفی و معنی‌دار و سیاست مالی انبساطی و قیمت نفت اثری مثبت و معنی‌دار بر بازدهی بورس دارد.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تجربی رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی و بازدهی سهام در ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ و رویکرد آزمون کرانه‌ها می‌پردازد. نتایج این تحقیق مؤید این مسئله است که بر خلاف سیاست‌های مالی، فعالان بازار سهام به سیاست‌های پولی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر بازدهی سهام می‌نگرند و تغییرات این سیاست‌ها را در محاسبات خود لحاظ می‌کنند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

رحمانی و مهرآرا (۱۳۹۱) به بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی به‌عنوان مهم‌ترین عوامل اقتصادی (عوامل بیرونی) مؤثر بر قیمت سهام پرداخته‌اند که با استفاده از رویکرد خودرگرسیون‌برداری و مدل تصحیح خطای برداری این امر صورت گرفته است. نتایج حاصل از تحلیل واکنش آنی حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، تکانه‌های تصادفی حجم پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر و تکانه‌های تصادفی متغیرهای نرخ ارز، مالیات‌ها و نرخ سود بانکی اثر منفی بر شاخص سهام دارد. تکانه تصادفی مخارج دولت نیز در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر شاخص قیمت سهام ندارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

جدول ۱. بررسی مقایسه‌ای مطالعات انجام شده خارجی با تأکید بر لحاظ بازار سرمایه در مدل

نویسندگان	عنوان	جامعه آماری	متغییر ها	روش یا مدل
لاوال و همکاران (۲۰۱۸)	تأثیر سیاست‌های مالی و پولی بر بازار سهام : مطالعه موردی نیجریه	کشور نیجریه ژانویه ۱۹۸۵ تا دسامبر ۲۰۱۵	شاخص قیمت مصرف کننده ، تولید ناخالص داخلی واقعی ، هزینه‌های دولت، عرضه پول، نرخ بهره، نرخ تبدیل ارز	مدل‌های اقتصادسنجی ARDL و EGARCH
دافی و همکاران (۲۰۱۳)	واکنش بازار سهام به شوک‌های سیاست پولی و مالی : مشاهده چند کشوری	آلمان انگلیس ، ایالت متحده آمریکا دوره سه ماهه اول ۱۹۹۱ الی سه ماهه چهارم ۲۰۱۰	تولید ناخالص داخلی ، تورم ، هزینه‌های دولت ، تورم ، عرضه پول ، نرخ بهره ، بازده بورس	مدل SVAR
آفونسو و سوسا (۲۰۱۱)	تأثیرات سیاست مالی بر بازار دارایی چه هستند؟"	ایالات متحده دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۷ ، انگلیس ۱۹۷۱-۲۰۰۷، آلمان ۱۹۷۹-۲۰۰۶ ، ایتالیا ۱۹۸۶-۲۰۰۴	تولید ناخالص داخلی ، نرخ بیکاری ، شاخص قیمت مسکن ، مخارج دولت ، قیمت سهام	مدل SVAR
آنجلو و سوسا (۲۰۱۱)	سیاست مالی و قیمت‌های دارایی	بلژیک ۱۹۸۰-۲۰۰۷، فنلاند ۱۹۷۰-۲۰۰۷،فرانسه ۱۹۷۰-۲۰۰۷،آلمان ۱۹۷۹-۲۰۰۷،ایتالیا ۱۹۸۰-۲۰۰۷، هلند۱۹۷۷-۲۰۰۷، پرتغال۱۹۸۸-۲۰۰۷، اسپانیا ۱۹۸۵-	شاخص قیمت مسکن ، تو لید ناخالص داخلی ، کسری مالی ، اعتبار، قیمت سهام	یک مدل PVAR و داده‌های فصلی برگرفته از ده کشور صنعتی تجزیه و تحلیل می‌کنند

نویسندگان	عنوان	جامعه آماری	متغییر ها	روش یا مدل
		۲۰۰۶،انگلیس ۱۹۵۵-۲۰۰۷،ایالات متحده ۱۹۶۷-۲۰۰۷		
تاوارز و والکانوف (۲۰۰۳)	اثر نادیده گرفته شده سیاست مالی بر بازدهی‌های سهام و اوراق قرضه	آمریکا سال ۱۹۶۰ تا سال ۲۰۰۰	مالیات ، مخارج دولت ، نرخ تورم ، اوراق قرضه دولتی و شرکتی	مدل VAR
اشنباخ و شوکنخت (۲۰۰۲)	قیمت دارایی‌ها و ترازهای مالی	۱۷ کشور OECD استرالیا ، بلژیک ، کانادا، دانمارک ، فنلاند ، فرانسه، آلمان ، ایرلند ، ایتالیا ، ژاپن ، هلند ، نروژ ، اسپانیا سوئد ، سوئیس ، انگلیس و ایالات متحده آمریکا	مالیات بر خانواره و شرکتها، مالیات‌های غیرمستقیم ،قیمت دارایی ، مصرف خصوصی	OLS

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

جدول ۲. بررسی مقایسه‌ای مطالعات انجام شده داخلی با تأکید بر لحاظ بازار سرمایه در مدل

نویسندگان	عنوان	جامعه آماری	متغییر ها	روش یا مدل
ابراهیمی و فرنقی (۱۳۹۵)	عوامل مؤثر بر نقدینگی سهام با تاکید بر سیاست‌های پولی ومالی	داده‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳	مخارج کل و عمرانی شاخص سیاست مالی ، نرخ سود سپرده‌ها ،پایه پولی نرخ ارز ، میزان اعتبارات بانک‌ها، قیمت مسکن شاخص سیاست پولی	با استفاده از مدل‌های SVAR و مارکف سوئیچینگ
سلمانی و همکاران (۱۳۹۴)	تأثیر شوک های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران	داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ بازار سهام ایران	مخارج دولت ، تولید ناخالص داخلی ، عرضه پول ، شاخص قیمت مصرف کننده ، شاخص قیمت سهام	با استفاده از مدل خودرگرسیون ساختاری
کمیجانی و همکاران(۱۳۹۴)	تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر روی قیمت دارایی‌های مالی در ایران	دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۹(فصلی) روی قیمت دارایی های مالی درایران	تولید ناخالص داخلی، نرخ سود موزون شده حقیقی یانکی، شاخص قیمت مصرف کنندگان، مخارج دولتی وحجم حقیقی پول، نرخ ارز	روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)
آل عمران و آل عمران	بررسی اعمال سیاست مالی بر بازدهی	در فاصله ی فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل	نرخ ارز واقعی، حجم نقدینگی، کسری بودجه،	روش اقتصادسنجی خودبازگشتی با

نویسندگان	عنوان	جامعه آماری	متغییر ها	روش یا مدل
(۱۳۹۳)	بورس در ایران	چهارم سال ۱۳۸۷ بازار بورس ایران	رشد حجم نقدینگی	وقفه‌های توزیعی
شهبازی و همکاران(۱۳۹۱)	بررسی رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی و بازدهی سهام در ایران	داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ بازار بورس ایران	مخارج دولت ، مالیات ، عرضه پول، نرخ تورم، بازدهی سهام	رویکرد آزمون کرانه‌ها
رحمانی و مهرآرا(۱۳۹۱)	بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی بر قیمت سهام	داده‌های فصلی سه‌ماهه اول سال ۱۳۷۴ تا سه‌ماهه چهارم سال ۱۳۸۹ بازار بورس ایران	متغیرهای حجم پول و نرخ سود بانکی به‌عنوان نماینده سیاست پولی و متغیرهای مخارج دولت و مالیات‌ها به‌عنوان نماینده سیاست مالی، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز	مدل خود رگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای برداری

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد اکثر مطالعات صورت پذیرفته در حوزه اثرپذیری بازار سهام از سیاست‌های پولی و مالی یا مبتنی بر داده‌های آماری کشورهای پیشرفته و یا صرفاً بر مبنای اطلاعات اقتصادی یک کشور انجام شده است. در این میان نقش دولت در اقتصاد کشورهای نفتی و از آنجا که مطالعه جامع اثرپذیری بازارهای سرمایه از سیاست‌های مالی دولت در کشورهای عمده صادر کننده نفت خاورمیانه و حوزه خلیج فارس در زمینه مطالعات اقتصاد ایران موضوع حایز اهمیتی است که به نوعی در مطالعات قبلی مغفول مانده و با در نظر گرفتن ویزگی‌های مشترک ژئوپولتیک آنها تا کنون انجام نگردیده است و این موضوع یکی از وجوه تمایز پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های صورت گرفته می‌باشد. همچنین استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) که در مطالعات داخلی و ادبیات تحقیق چندان مسبوق به سابقه نمی‌باشد، به بررسی این تأثیرات پرداخته شده است با توجه به قابلیتی که در برآورد و پیش‌بینی در این‌گونه پژوهش‌ها نسبت به سایر مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم داشته، نقطه قوت پژوهش حاضر در زمینه مدل‌سازی می‌باشد.

٤. روش پژوهش

٤-١. برآورد GMM

برآوردگرهای مختلفی بر اساس GMM به منظور محاسبه برآوردهای سازگارارائه شده‌اند. با فرض اینکه خطاها به‌طور سریالی غیر همبسته هستند، تبدیل تفاضل اول می‌تواند به صورت معادله به معادله و ابزار قرار دادن تفاضل‌های وقفه‌ای با تفاضل‌ها و سطوح Y_{it} از دوره‌های قبل‌تر همان‌طور که به‌وسیله اندرسون و سایو[1] (۱۹۸۲) ارائه شده است برآورد گردند. اگرچه این برآوردگر بعضی مشکلات را به‌وجود می‌آورد. تبدیل تفاضل اول شکاف در پانل‌های غیر هم تراز را برجسته می‌کند. برای مثال اگر بعضی از Y_{it-1}ها دردسترس نباشند، لذا تفاضل اول در زمان t و

۱. Anderson and Hsiao

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

t-۱ به طور مشابه مفقود خواهند بود. همچنین دوره‌های زمانی هر پانل مشاهده گردیده است که با مرتبه وقفه PVAR بزرگتر می‌شود. آریانو و باور[۱] (۱۹۹۵)، یک انحراف قطری روبه جلو به عنوان تبدیل جایگزین ارائه کردند که ضعف‌های تبدیل تفاضل اول را ندارد. به جای استفاده از انحرافات مربوط به مشاهدات تحقق یافته گذشته، میانگین تمام مشاهدات ممکن آینده را کم نموده و به این ترتیب فقدان داده را حداقل می‌نماید. از آنجا که تحقق‌های گذشته در این تبدیل و تغییر حالت دخیل نیستند، آنها ابزارهای[۲] معتبری می‌مانند. به‌طور بالقوه تنها اخیرترین مشاهده در برآورد استفاده نشده است. در پانل VAR مرتبه دوم برای مثال، تنها تحقق‌های[۳] Y_{it-1} لازم هستند تا در سطوح ابزار داشته باشند.

در حالی‌که برآورد GMM معادله به معادله برآوردهای سازگاری از پانل VAR را به‌دست می‌دهد، برآورد مدل به عنوان سیستمی از معادلات موجب به دست آمدن کارایی‌هایی می‌شود (هولتز[۴] و همکاران ،۱۹۸۸).

فرض کنید مجموعه معمول ابزارهای $L \geq kp+1$ به‌وسیله بردار ردیفی Z_{it} داده شده است که $X_{it} \in Z_{it}$ و معادلات به‌وسیله شماره‌هایی که بالانویسی شده‌اند، مشخص شده‌اند. مدل پانل VAR تبدیل یافته زیر را در نظر بگیرید، اما در یک شکل فشرده‌تر:

$$Y_{it}^{*} = \bar{Y}_{it}^{*} A + e_{it}^{*} \qquad (۱)$$

$$Y_{it}^{*} = [Y_{it}^{1*} \quad Y_{it}^{2*} \quad \ldots \quad Y_{it}^{k-1*} \quad Y_{it}^{k*}]$$
$$\bar{Y}_{it}^{*} = [Y_{it-1}^{*} \quad Y_{it-2}^{*} \quad \ldots \quad Y_{it-p+1}^{*} \quad Y_{it-p}^{*} \quad X_{it}^{*}]$$
$$e_{it}^{*} = [e_{it}^{1*} \quad e_{it}^{2*} \quad \ldots \quad e_{it}^{k-1*} \quad e_{it}^{k*}]$$
$$A' = [A_1' \quad A_2' \quad \ldots \quad A_{p-1}' \quad A_p' \quad B']$$

۱. Arellano and Bover

۲. Instruments

۳. Realization

۴. Holtz-Eakin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

که ستاره نشان‌دهنده تبدیل یافته متغیر اصلی است. اگر متغیر اصلی را با m_{it} نشان دهیم، پس تبدیل تفاضلی اول دلالت دارد بر $m^*_{it} = m_{it} - m_{it-1}$. در حالی‌که برای انحراف قطری روبه جلو $m^*_{it} = (m_{it} - \bar{m}_{it})\sqrt{T_{it} / (T_{it}+1)}$ داریم که T_{it} تعداد مشاهدات آینده در دسترس برای پانل i در زمان t است و $\bar{m}_{it}$ میانگین آن است.

فرض کنید که در طی زمان مشاهدات را در طول پانل انباشته کرده‌ایم. برآوردگر GMM به‌وسیله عبارت زیر داده شده است.

$$A = (\bar{Y}^{*\prime} Z \hat{W} Z' \bar{Y}^*)^{-1} (\bar{Y}^{*\prime} Z \hat{W} Z' Y^*) \quad (۲)$$

که $\hat{W}$ یک ماتریس $(L \times L)$ وزن دار است که فرض گردیده غیر منفرد، متقارن نیمه معین مثبت است. با فرض $E[Z'e] = ۰$ و رتبه $E[\bar{Y}^{*\prime} Z] = kp + l$ برآوردگر GMM سازگاز است. ماتریس وزن‌دار $\hat{W}$ می‌تواند برای حداکثرسازی کارایی انتخاب شود (هانسن، ۱۹۸۲). برآورد مشترک سیستم معادلات آزمون فرضیه‌های بین معادله‌ای را سرراست می‌کند. آزمون والد درباره پارامترها می‌تواند براساس برآورد GMM از A و ماتریس کوواریانس آن به کار بسته شود. همچنین آزمون علیت گرنجر با این فرضیه که تمام ضرایب بر وقفه متغیر m به‌طور مشترک در معادله برای متغیر n صفر می‌باشند، ممکن است با استفاده از این آزمون انجام شود.

۲-٤. انتخاب مدل

تجزیه و تحلیل پانل VAR بر اساس اننتخاب مرتبه وقفه بهینه در مشخصات پانل VAR و شرایط گشتاوری پیش‌بینی می‌گردد. اندروز و لو[۱] (۲۰۰۱) یک ضابطه انتخاب گشتاور و مدل سازگار (MMSC) برای مدل‌های GMM بر اساس آماره J هانسن برای محدودیت بیش از اندازه شناسایی شده ارائه کرده‌اند. MMSC ارائه شده توسط آنا قابل مقایسه با ضوابط انتخاب مدل مرسوم بر

۱. Andrews and Lu

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

اساس حداکثر درست نمایی مانند ضابطه اطلاعاتی آکایک (AIC[۱]) (آکایک، ۱۹۶۹) ضابطه اطلاعاتی بیزین (BIC) (شوارتز[۲]،۱۹۷۸؛ ؛ آکایک، ۱۹۷۸) و ضابطه اطلاعاتی هنان کویین است (HQIC)

(هنان و کویین[۳]، ۱۹۷۹).

با به‌کار گیری MMSC اندروز و لو به برآوردگر GMM در معادله شماره (۳) ، معیار ارائه شده توسط آنها یک جفت بردار را انتخاب می‌کنند که عبارت زیر را حداقل می‌کند.

$$MMSC_{BIC,n}(k,p,q) = J_n(k^{۲}p, k^{۲}q) - (|q| - |p|)k^{۲}\, ln\, n \qquad (۳)$$

$$MMSC_{AIC,n}(k,p,q) = J_n(k^{۲}p, k^{۲}q) - ۲k^{۲}(|q| - |p|) \qquad (۴)$$

$$MMSC_{HQIC,n}(p,q) = J_n(k^{۲}p, k^{۲}q) - Rk^{۲}(|q| - |p|)\ln\ln n, \quad R > ۲ \qquad (۵)$$

که $J_n(k,p,q)$ آماره j محدودیت بیش از حد شناسایی شده برای پانل VAR ، K متغیره از مرتبه P و شرایط گشتاوری بر اساس q وقفه متغیرهای وابسته با اندازه نمونه n می‌باشد. به‌وسیله شبیه‌سازی، MMSC بالا تنها زمانی در دسترس است که $q > p$. به عنوان یک ضابطه جایگزین، ضریب کلی تعیین (CD)[۴] می‌تواند حتی با مدل‌های شناسایی شده محض GMM محاسبه گردد. فرض کنید که ماتریس کوواریانس نامقید متغیرهای وابسته $(k \times k)$ را با Ψ نشان می‌دهیم. CD نسبتی از تغییر توضیح داده شده به‌وسیله مدل پانل VAR را در بر می‌گیرد و می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود.

$$CD = ۱ - \frac{det(\Sigma)}{det(\Psi)} \qquad (۶)$$

۳-٤. پاسخ تکانه‌ای

۱. Akaike information criterion

۲. Schwarz

۳. Hannan and Quinn

۴. Coefficient of determination

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

بدون از دست دادن تعمیم‌پذیری، متغیرهای برون‌زا را در مرکز توجه خود قرار می‌دهیم و بر ساختار خودرگرسیونی پانل VAR در معادله (۱) تمرکز می‌کنیم. لوتکپول (۲۰۰۵) و همیلتون (۱۹۹۴) هر دو نشان می‌دهند که یک مدل VAR مانا است، اگر تمام قدر مطلق ماتریس همراه $\bar{A}$ اکیداً کمتر از یک باشد که ماتریس همراه به صورت زیر است:

$$\bar{A}=\begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

مانایی بر این مسئله دلالت دارد که پانل VAR معکوس‌پذیر است و دارای نمایش میانگین متحرک برداری از مرتبه بی‌نهایت (VMA) است که تفسیر شناخته شده‌ای برای توابع واکنش تکانه‌های و تجزیه واریانس خطا ی برآورد شده به‌دست می‌دهد. تابع ساده واکنش تکانه‌های Φ_j می‌تواند با بازنویسی مدل به عنوان میانگین متحرک برداری بی‌نهایت محاسبه گردد که Φ_j پارامترهای VMA می‌باشد.

$$\Phi_i=\begin{cases} I_k \quad , \quad i=0 \\ \sum_{j=1}^{i}\Phi_{t-j}A_j \quad , \quad i=1,2,.. \end{cases} \qquad (۸)$$

اگرچه IRFهای ساده هیچ تفسیر علیتی ندارند. از آنجا که ابداع‌ها یا خطاها e_{it} به طور هم‌زمان همبسته هستند، یک شوک بر یک متغیر احتمالاً با شوک‌های دیگری بر سایر متغیرها همراه می‌گردد. فرض کنید که ماتریس P را داریم که $P'P=\Sigma$. لذا P می‌تواند برای قطری‌سازی خطاها به صورت $e_{it}P^{-1}$ و تبدیل پارامترهای VMA به واکنش‌های تکانه‌های قطری شده $P\Phi_i$ استفاده گردد. ماتریس P به طور مؤثر محدودیت‌های شناسایی بر سیستم معادلات پویا

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

اعمال می‌کند. سیمز(۱۹۸۰) تجزیه کولسکی[۱] Σ را به منظور اعمال یک ساختار برگشتی بر VAR ارائه داد. تجزیه اگر چه واحد نیست، اما به رتبه‌دهی متغیرها در Σ بستگی دارد.

فواصل اطمینان تابع واکنش تکانه‌های به صورت تحلیلی بر اساس توزیع مجانبی پارامترهای پانل VAR و ماتریس واریانس- کوواریانس خطای بین معادله‌ای استخراج می‌گردد. به‌طور جایگزین فاصله اطمینان می‌تواند با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو و روش‌های باز نمونه‌گیری خود راه انداز[۲] برآورد گردد.

٤-٤. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

خطای h مرحله روبه جلو می‌تواند به صورت زیر بیان شود.

$$Y_{it+\square} - E[Y_{it+\square}] = \sum_{i=\cdot}^{\square-1} e_{i(t+\square-i)}\Phi_i \qquad (۹)$$

که Y_{it+h} بردار مشاهده شده در زمان $t+h$ است و $E[Y_{it+h}]$ بردار پیش‌بینی شده h مرحله روبه‌جلوی ساخته شده در زمان t است. مشابه با توابع واکنش شوک‌ها را با استفاده از ماتریس P قطری می‌نماییم تا سهم هر متغیر به واریانس خطای پیش‌بینی را ایزوله نماییم. شوک‌های $e_{it}P^{-1}$ دارای ماتریس کوواریانس I_k می‌باشند که تجزیه مستقیم واریانس خطای پیش‌بینی را امکان می‌هد. به‌طور مشخص‌تر، سهم متغیر m در واریانس خطای پیش‌بینی h مرحله روبه جلو متغیر n می‌تواند از طریق رابطه زیر پیش‌بینی شود.

$$\sum_{i=\cdot}^{\square-1} \theta_{mn}^{۲} = \sum_{i=۱}^{\square-1} (i_n' P\Phi_i i_m)^{۲} \qquad (۱۰)$$

که i_s ستون s ام I_k می‌باشد. در عمل سهم‌ها، اغلب به نسبت واریانس خطای پیش‌بینی h مرحله رو به جلو متغیر n استاندارد شده‌اند.

۱. Cholesky decomposition

۲. Bootstrap

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

$$\sum_{i=0}^{\square-1} \theta_n^2 = \sum_{i=1}^{\square-1} i_n' \Phi_i' \Sigma \Phi_i i_n \quad (11)$$

مشابه به توابع واکنش تکانه‌های، فواصل اطمینان می‌توانند به صورت تحلیلی استخراج شوند و یا از طریق تکنیک‌های مختلف بازنمونه‌گیری برآورد گردند.

۵-٤-مدل پژوهش

۱-۵-٤. متغیرهای مدل

متغیرهای مورد نظر جهت مدل‌سازی مبتنی بر الگوی PVAR، با توجه به مطالعه لاوال و همکاران (۲۰۱۸) انتخاب گردیده‌اند. ابتدا باید هر یک از متغیرهای مذکور بر اساس نمادهای مورد استفاده در مدل معرفی گردند بر این مبنا در ادامه به تبیین هر یک از متغیرهای مدل پرداخته می‌شود.

بازدهی شاخص قیمت سهام (RSMI): شاخص بازار سهام نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت شرکت‌های بورسی می‌باشد. برای مثال بورس تهران از فروردین ۱۳۶۹ اقدام به محاسبه و انتشار شاخص قیمت خود با نام تپیکس (TEPIX) نموده است. شاخص مزبور با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$TEPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{D_t} \times 100$$

که p_{it} قیمت شرکت i ام در زمان t ، q_{it} تعداد سهام منتشره شرکت i اُم در زمان t ، D_t عدد پایه در زمان t که در مبدأ زمان برابر $\sum p_{io} q_{io}$ بوده است، p_{io} قیمت شرکت i اُم در زمان مبدأ، q_{io} تعداد سهام منتشره شرکت i اُم در زمان مبدأ و n تعداد شرکت‌های مشمول شاخص می‌باشد. لذا برای محاسبه بازدهی شاخص سهام تنها کافی است که نرخ رشد شاخص مورد نظر را محاسبه نماییم که برای مثال بازدهی شاخص بازار سهام ایران برابر خواهد بود با:

$$RSMI_t = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

توازن بودجه (*BUD*): تفاوت بین درآمدهای دولت و مخارج آن است که در اینجا به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین توازن بودجه، توازن مالی[۱] نیز نامیده می‌شود.

بدهی عمومی(*DEB*): بدهی عمومی که گاهی نیز به عنوان بدهی دولت نامیده می‌شود، نشان‌دهنده مجموع کل بدهی (اوراق قرضه و دیگر اوراق بهادار) یک دولت مرکزی کشور است. بدهی عمومی اغلب به عنوان نسبتی از تولید ناخالص داخلی (GDP) بیان می‌شود. بدهی معمولاً به عنوان یک زیرمجموعه مشخص از بدهی‌های شناسایی شده بر اساس انواع ابزارهای مالی تعریف می‌شود. به این ترتیب بدهی به‌صورت مجموعی از دیون از قبیل پول و سپرده؛ اوراق بهادار غیر از سهام، به جز مشتقات مالی؛ وام؛ ذخایر فنی بیمه و سایر حساب‌های قابل پرداخت به‌دست می‌آید. بدهی عمومی می‌تواند به صورت خارجی و داخلی افزایش یابد. در حالی‌که بدهی‌های خارجی، بدهی‌ها به وام‌دهندگان خارج از کشور است و بدهی داخلی نشان‌دهنده تعهدات دولت به وام‌دهندگان داخلی است. بدهی عمومی منبع مهمی برای منابع دولتی برای تأمین هزینه‌های عمومی و پر کردن حفره‌ها در بودجه است. بدهی عمومی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی معمولاً به عنوان شاخصی از توانایی دولت برای رسیدگی به تعهدات آتی خود استفاده می‌شود.

شکاف محصول (*GAP*): شکاف تولید به تفاوت بین تولید بالقوه (با توجه به ظرفیت‌های تولیدی در اقتصاد) و تولید تحقق یافته (بالفعل) می‌شود (لیپسی،۲۰۰۷). و بدین صورت محاسبه می‌شود:

$$Y-Y^*$$

که در اینجا Y تولید حقیقی بالفعل و Y^* تولید حقیقی بالقوه است.

۲-۵-٤. مدل‌سازی پژوهش

ارائه ساختاری مدل PVAR برای مدل تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر بازدهی بازار سهام بر اساس مطالعه لاوال و همکاران (۲۰۱۸) به صورت زیر است:

۱. Fiscal balance

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

$$M_{\cdot}' y_{it}' = \sum_{j=1}^{p} M_j' y_{t-j}' + \mu_{it}' \quad (۱۲)$$

که ماتریش ضرایب هم‌زمان به صورت $M_{\cdot} = ۴ \times ۴$ می‌باشد. و همچنین در اینجا $y_{it}' = ۴ \times ۱$ بردار متغیرهای درون زا است. به عبارت دیگر $y_{it}' = [BUD_{it}, DEB_{it}, GAP_{it}, RSMI_{it}]$ بوده که توازن بودجه (BUD)، بدهی عمومی(DEB)، شکاف محصول (GAP) و بازدهی بازار سهام (RSMI) متغیرهای مورد مطالعه ما می‌باشند.

$M_j' = ۴ \times ۴$ ماتریس ضرایب خودرگرسیو برای وقف ی jام ، y_{t-j}'بردار وقفه‌های متغیرهای درون‌زا برای هر کشور i و $\mu_{it}' = ۴ \times ۱$ بردار اخلال‌هایی است که فرض گردیده دارای کوواریانس صفر می‌باشند و به‌طور کلی برای هر کشور همبسته هستند. ماتریس کوواریانس هم‌زمان اختلالات ساختاری شکل زیر را به خود می گیرد:

$$E[\nu_t \nu_t'] = D' x I \quad (۱۳)$$

I ماتریس واحد از مرتبه ۴ × ۴ می‌باشد و $\nu_{it} = M_{\cdot}'^{-۱} \times \mu_{it}'$ و D' نیز در زیر آورده شده است.

$$\begin{pmatrix} \sigma_{۱}^{۲} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \sigma_{۲}^{۲} & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \sigma_{۳}^{۲} & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \sigma_{۴}^{۲} \end{pmatrix} \quad (۱۴)$$

معادله (۱۲) به‌وسیله ضرب طرفین در $M_{\cdot}'^{-۱}$ به معادله (۱۵) کاهش پیدا کرده است.

$$\sum_{j=1}^{p} y_{i,t-j}' + \nu_{it} \quad (۱۵)$$

$$M_{\cdot}'^{-۱} \times M_j' \quad (۱۶)$$

و

$$M_{\cdot}'^{-۱} \times \mu_{it}' \quad (۱۷)$$

شکل کاهش یافته خطاها ε_{it} ، ترکیبات خطی خطاهای پانل μ_{it}' با ماتریس کوواریانس با شکل زیر می‌باشند:

$$= M_{\cdot}'^{-۱} D' M_{\cdot}'^{-۱} \quad (۱۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.334]

مدل محدود به سیستم معادلات زیر است:

$$RSMI_t = \sum_{j=1}^{p} \beta_{11j} RSMI_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{21} DEB_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{31} GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{41} BUD_{t-j} + \mu'_{1,t} \quad (۱۹)$$

$$DEB_t = \sum_{j=1}^{p} \beta_{12j} RSMI_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{22} DEB_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{32} GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{42} BUD_{t-j} + \mu'_{2,t} \quad (۲۰)$$

$$GAP_t = \sum_{j=1}^{p} \beta_{13j} RSMI_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{23} DEB_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{33} GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{43} BUD_{t-j} + \mu'_{3,t} \quad (۲۱)$$

$$BUD_t = \sum_{j=1}^{p} \beta_{14j} RSMI_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{24} DEB_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{34} GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{44} BUD_{t-j} + \mu'_{4,t} \quad (۲۲)$$

$\mu'_{1,t}$ و $\mu'_{2,t}$ و $\mu'_{3,t}$ و $\mu'_{4,t}$ شوک‌های مربوطه متغیرهایی هستند که فرض گردیده‌اند به‌طور سریالی غیرهمبسته و با همدیگر نیز همبسته نیستند.

۵. یافته‌های پژوهش

در این بخش به بررسی آثار سیاست‌های مالی بر بازار سهام می‌پردازیم. ابتدا مانایی متغیرهای پژوهش را بررسی می‌کنیم. متغیرهای پژوهش عبارت بودند از: توازن بودجه (BUD)، بدهی عمومی(DEB)، شکاف محصول (GAP) و بازدهی بازار سهام (RSMI).

۵-۱. آزمون ریشه واحد

به منظور بررسی مانایی متغیرها در مدل، از آزمون ریشه واحد استفاده می‌کنیم.

جدول ۲. مقادیر آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو برای سطح متغیرهای مدل

نام متغیر	نام آزمون	مقدار آماره	احتمال
BUD	لوین ، لین و چو	-۳/۰۳۵۰۳	۰/۰۰۱۲
DEB	لوین ، لین و چو	۰/۶۱۸۷۵	۰/۷۳۲۰
GAP	لوین ، لین و چو	-۲/۶۱۶۸۷	۰/۰۰۴۴
RSMI	لوین ، لین و چو	-۹/۷۸۲۲۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

بنابر اطلاعات موجود در جدول (۲) تمامی متغیرها بر اساس آزمون لوین، لین و چو به جز متغیر بدهی عمومی (DEB) مانا هستند. لذا برای بررسی بیشتر مانایی تفاضل مرتبه اول متغیر بدهی عمومی را بررسی می‌کنیم.

جدول۳. آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو برای تفاضل مرتبه اول متغیر بدهی عمومی

نام متغیر	نام آزمون	مقدار آماره	احتمال
D۱.DEB	لوین ، لین و چو	-۲/۴۸۹۰۷	۰/۰۰۶۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

لذا بر اساس نتایج جدول (۳) تفاضل مرتبه اول متغیر بدهی عمومی مانا می‌باشد. در جدول (۴) نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم یافته نیز آورده شده است.

جدول۴. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرهای مدل

نام متغیر	نام آزمون	مقدار آماره	احتمال
BUD	دیکی فولر تعمیم یافته	۲۰/۰۵۱۴	۰/۰۲۸۸
DEB	دیکی فولر تعمیم یافته	۸/۴۵۶۹۷	۰/۵۸۴۳
GAP	دیکی فولر تعمیم یافته	۲۱/۵۷۰۰	۰/۰۱۷۵
RSMI	دیکی فولر تعمیم یافته	۷۰/۶۶۸۰	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقادیر ذکر شده در جدول (۴) که بر اساس مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام پذیرفته است، تمامی متغیرها به جز بدهی عمومی در سطح مانا می‌باشند. لذا به بررسی مانایی تفاضل مرتبه اول متغیر بدهی عمومی می‌پردازیم.

جدول ۵. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیر بدهی عمومی

نام متغیر	نام آزمون	مقدار آماره	احتمال
D۱.DEB	لوین ، لین و چو	۲۰/۶۳۸۸	۰/۰۲۳۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

همان‌طور که از نتیجه جدول (۵) مشاهده می‌شود، تفاضل مرتبه اول متغیر بدهی عمومی مانا می‌باشد.

۵-۲. هم انباشتگی

همان‌طور که در بخش قبل نیز توضیح داده شد در اقتصادسنجی داده‌های پانل اگر متغیرها مانا نباشند،

در صورتی که بین متغیرها رابطه هم انباشتگی برقرار باشد، یعنی رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد، می‌توان بدون تفاضل‌گیری از متغیرها، از آنها در برآورد مدل استفاده نمود. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو[۱] برای متغیرهای مدل به شرح مندرجات جدول (۶) است.

جدول ۶. نتایج آزمون همبستگی کائو برای متغیرهای مدل

نام آماره	مقدار اماره	احتمال
دیکی فولر اصلاح شده t	-۹/۴۲۷۹	۰/۰۰۰۰
دیکی فولر t	-۱۲/۱۳۰۳	۰/۰۰۰۰
دیکی فولر تعمیم یافته t	-۳/۴۲۸۳	۰/۰۰۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در آزمون فوق فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود هم انباشتگی است. فرضیه مقابل بیانگر هم انباشته بودن تمامی پانل‌ها می‌باشد. با توجه به نتایج جدول که همه مقادیر احتمالات کمتر از ۰/۰۵ می‌باشند، فرضیه صفر رد می‌گردد و تمامی پانل‌ها هم انباشته می‌باشند.

۵-۳. برآورد مدل (تعیین وقفه)

ابتدا برای برآورد درست مدل PVAR باید وقفه مناسب تعیین گردد. برای این کار از معیارهای اطلاعات آکایک[۲]، بیزین[۳] و شبه درست نمایی[۴] اصلاح شده استفاده می‌گردد. نتایج سه معیار

۱. Kao

۲. MAIC

۳. MBIC

۴. MQI

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

فوق‌الذکر در جدول (۷) آمده است. بر اساس نتایج ذکر شده، کمترین میزان هر معیار متعلق به وقفه اول می‌باشد.

جدول ۷. مقادیر معیارهای اطلاعاتی آکایک، بیزین و شبه درست نمایی برای مدل

وقفه	معیار MAIC	معیار MBIC	معیار MQIC
۱	-۳۳/۶۸۲۳۲	-۹۸/۶۹۱۱	-۵۸/۴۳۸۰۳
۲	-۱۹/۳۰۰۳۲	-۵۳/۷۱۶۷۴	-۵۸/۴۳۸۰۳
۳	-۸/۳۸۹۷۴۲	-۱۹/۸۶۱۸۸	-۱۲/۷۵۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸. مقادیر ضرایب متغیرهای مدل ناشی از برآورد مدل

ضریب	مقدارضریب	انحراف معیار	Z	$P > \|Z\|$	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	
					مرز پایینی	مرز بالایی
β_{11}	-۰/۰۶۱۶۶۲۷	۰/۰۸۵۷۹۳۶	-۰/۷۲	۰/۴۷۲	-۰/۲۲۹۸۱۵۱	۰/۱۰۶۴۸۹۸
β_{21}	۲/۰۶۱۴	۰/۳۴۳۷۸۸۳	۶/۰۰	۰/۰۰۰	۱/۳۸۷۵۸۷	۲/۷۳۵۲۱۲
β_{31}	۱۵۳/۱۸۵۲	۳۱/۸۳۳۳۸	۴/۸۱	۰/۰۰۰	۹۰/۷۹۲۹۵	۲۱۵/۵۷۷۵
β_{41}	-۰/۲۳۱۷۵۰۵	۰/۲۱۱۷۹۰۷	-۱/۰۹	۰/۲۷۴	-۰/۶۴۶۸۵۲۶	۰/۱۸۳۳۵۱۷
β_{12}	-۰/۱۲۹۱۵۰۷	۰/۰۱۲۴۴۳۷	-۱۰/۳۸	۰/۰۰۰	-۰/۱۵۳۵۳۹۸	-۰/۱۰۴۷۶۱۶
β_{22}	۰/۰۶۹۶۳۶۴	۰/۰۹۴۸۳۱۳	۰/۷۳	۰/۴۶۳	-۰/۱۱۶۲۲۹۵	۰/۲۵۵۵۰۲۲
β_{32}	-۲۰/۴۲۴۸۲	۴/۴۰۵۴۱۳	-۴/۶۴	۰/۰۰۰	-۲۹/۰۵۹۲۷	-۱۱/۷۹۰۳۷
β_{42}	-۰/۳۰۱۹۹۰۹	۰/۰۶۸۹۹۱۳	-۴/۳۸	۰/۰۰۰	-۰/۴۳۷۲۱۱۴	-۰/۱۶۶۷۷۰۵
β_{13}	۰/۰۰۲۹۴۹۴	۰/۰۰۰۲۵۸۷	۱۱/۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲۴۴۲۳	۰/۰۰۳۵۶۵
β_{23}	۰/۰۱۰۵۲۰۴	۰/۰۰۰۹۹۶۹	۱۰/۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸۵۶۶۵	۰/۰۱۲۴۷۴۲
β_{33}	۰/۸۲۴۹۴۹۴	۰/۰۸۵۳۲۹۱	۹/۶۷	۰/۰۰۰	۰/۶۵۷۷۰۷۳	۰/۹۹۲۱۹۱۵
β_{43}	۰/۰۰۳۴۰۹۳	۰/۰۰۱۰۶۷۶	۳/۱۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱۳۱۶۸	۰/۰۰۵۵۰۱۹
β_{14}	۰/۰۹۷۳۴۱۱	۰/۰۲۱۳۷۹۳	۴/۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۵۵۴۳۸۴	۰/۱۳۹۲۴۳۸
β_{24}	۰/۲۲۴۳۹۶۵	۰/۰۵۷۶۹۲۲	۳/۸۹	۰/۰۰۰	۰/۱۱۱۳۲۱۹	۰/۳۳۷۴۷۱
β_{34}	-۱۳/۰۱۷۲۸	۷/۰۰۴۱۴۹	-۱/۸۶	۰/۰۶۳	-۲۶/۷۴۵۱۶	۰/۷۱۰۵۹۷۴
β_{44}	۰/۸۳۶۱۸۷۶	۰/۱۴۰۵۹۷۶	۵/۹۵	۰/۰۰۰	۰/۵۶۰۶۲۱۳	۱/۱۱۱۷۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

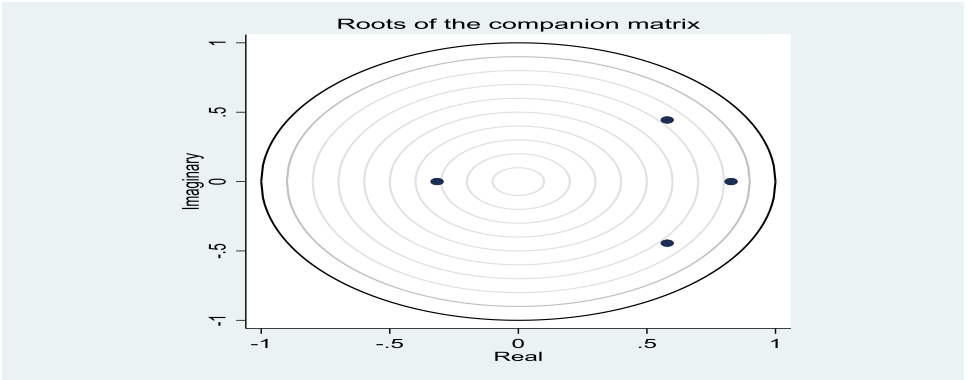
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

همان‌طور که در بخش پیشین هم گفته شد بدلیل اینکه در اینجا با یک سیستم معادلات روبرو هستیم ضرایب تکی به سختی اطلاعاتی در مورد متغیرها و نحوه تأثیر آنها در اختیار ما می‌گذارند. لذا از توابع عکس‌العمل استفاده می‌نماییم.

٤-٥. توابع عکس‌العمل

به منظور برآورد توابع عکس‌العمل ابتدا باید دانست که جزء اخلال مدل پایدار[1] هست یا خیر. به عبارت دیگر شرط پایداری مقدار[2] ویژه را دارد یا نه. با استفاده از نرم افزار استاتا این آزمون انجام گرفته و نتایج به شرح زیر است.



شکل ۱. ریشه‌های ماتریس همراه به منظور بررسی پایداری مقادیر ویژه

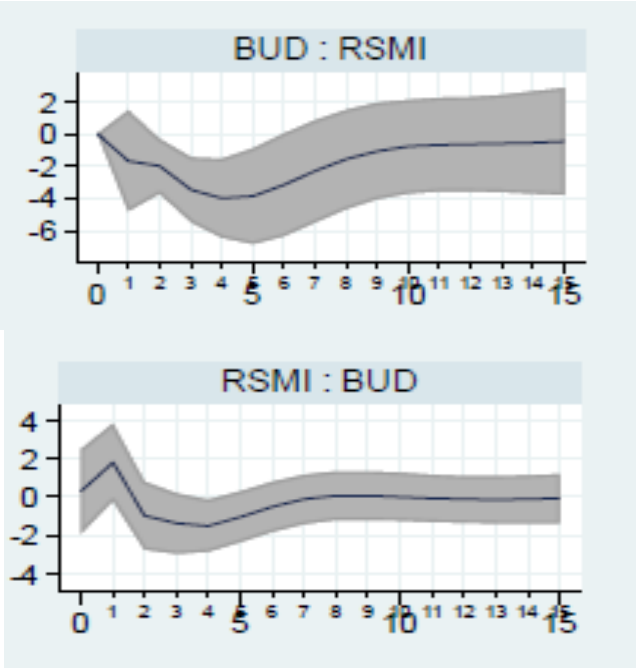
در شکل (۱) چون تمامی ریشه‌ها درون دایره قرار گرفته‌اند، می‌توان نتیجه گرفت که شرط پایداری مقدار ویژه برقرار می‌باشد. با توجه به شرط مقدار ویژه تخمین توابع پاسخ‌های تکانه‌ها یا عکس‌العمل در نمودارهای زیر آمده است.

۱. Stable

۲. Eigenvalue

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]



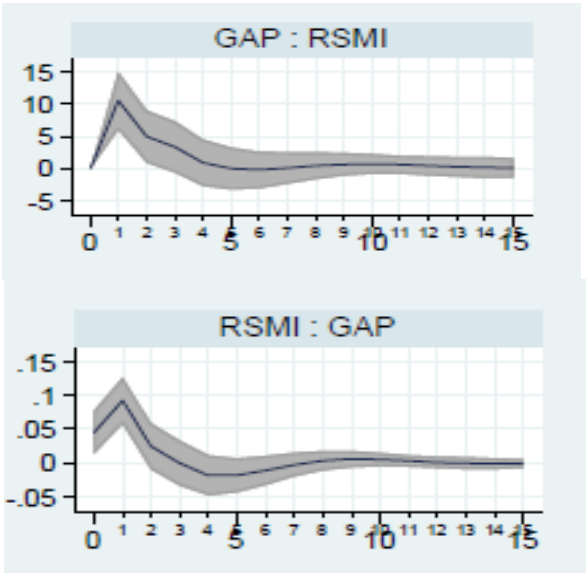
شکل ۲. نمودارهای توابع عکس العمل متغیرهای بازدهی بازار سهام و توازن بودجه

با توجه به نمودار بالایی در شکل (۲) می‌توان مشاهده نمود که یک واحد تکانه متغیر توازن بودجه بر بازدهی بازار سهام دارای تأثیر منفی می‌باشد. این تأثیر در دوره چهارم به حداکثر میزان منفی خود می‌رسد و سپس شروع به تعدیل شدن می‌کند. این تعدیل شدن اگرچه تا پایان دوره ۱۵اُم به صفر نزدیک می‌شود، اما کاملاً پایان نمی‌یابد.

در خصوص نمودار پایین‌تر که تأثیر شوک یک واحد تکانه متغیر بازدهی بازار سهام بر متغیر توازن مالی را نشان می‌دهد، می‌توان گفت که تکانه بازدهی بازار سهام دارای تأثیر مثبت بر توازن مالی دولت می‌باشد. تأثیر این شوک در دوره اول به حداکثر مقدار خود می‌رسد و سپس شروع به تعدیل شدن می‌کند. این تعدیل شدن تا دوره هفتم ادامه یافته و از دوره هفتم به بعد اثر شوک ناپدید شده و به صفر میل می‌نماید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]



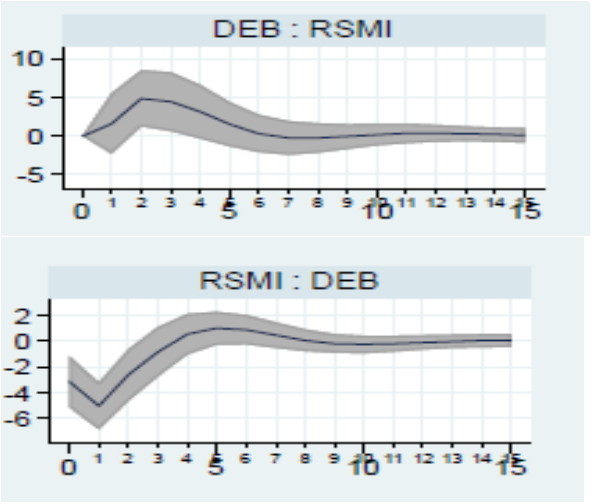
شکل ۳. نمودارهای توابع عکس‌العمل متغیرهای بازدهی بازار سهام و شکاف محصول

بر اساس نمودار بالایی در شکل(۳) می‌توان گفت که یک واحد تکانه شکاف محصول دارای تأثیر مثبت اندک اولیه است که پس از یک دوره به حداکثر میزان خود می‌رسد و سپس شروع به تعدیل شدن می‌کند. این متغیر از دوره پنجم به بعد به صفر میل کرده و نهایتاً تا دوره دهم ناپدید می‌گردد.

نمودار پایین تأثیر شوک ناشی از یک واحد تکانه بازدهی بازار سهام بر شکاف محصول را نشان می‌دهد. تأثیر این شوک بر شکاف محصول مثبت می‌باشد و در دوره اول به حداکثر میزان خود می‌رسد و پس از شروع به تعدیل شدن می‌کند. با توجه به نمودار از دوره هشتم به بعد تأثیر ناشی از شوک به صفر میل می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]



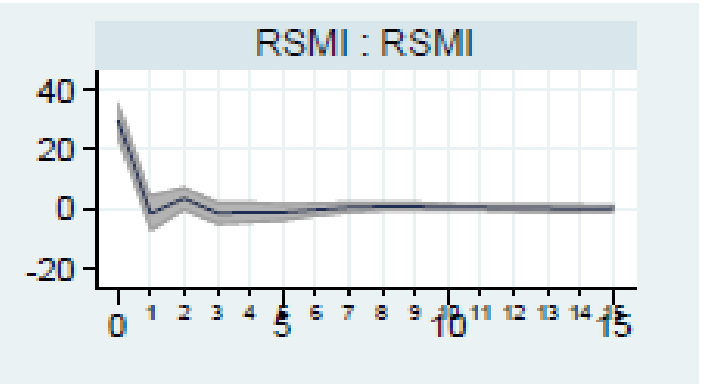
شکل ۴. نمودارهای توابع عکس‌العمل متغیرهای بازدهی بازار سهام و بدهی عمومی

نمودار بالایی در شکل(۴) نشان دهنده تأثیر یک واحد تکانه متغیر بدهی عمومی بر متغیر بازدهی بازار سهام می‌باشد. بر اساس شکل بدهی عمومی دولت دارای تأثیر مثبت اولیه اندک بر بازدهی بازار سهام می‌باشد که در دوره دوم به حداکثر میزان خود می‌رسد و سپس شروع به تعدیل شدن می‌کند. از دوره هفتم به بعد تأثیر تکانه وارد بر متغیر بازدهی به صفر میل می‌کند و تا دوره دهم ناپدید می‌گردد.

نمودار پایینی در شکل (۴) تأثیر شوک ناشی از یک واحد تکانه متغیر بازدهی بازار سهام بر بدهی عمومی را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار تأثیر اولیه منفی بوده که در دوره اول به حداکثر میزان خود می‌رسد و سپس شروع به تعدیل شدن می‌کند. این تعدیل تا دوره نهم ادامه پیدا می‌کند و پس ازآن به صفر می‌رسد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]



شکل ۵. نمودار تابع عکس‌العمل متغیر بازدهی بازار سهام

شکل(۵) نشان دهنده تأثیر یک واحد تکانه متغیر بازدهی سهام بر خودش می‌باشد. با توجه به شکل می‌توان ملاحظه که تکانه بازدهی بازار سهام در ابتدا دارای بیشترین تأثیر مثبت بر بازدهی بازار سهام است و سپس از دوره سوم به بعد به صفر میل می‌کند و تا دوره دهم به طور کامل ناپدید می‌شود.

۵-۵. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

جدول (۸) نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی را نشان می‌دهد. در حالی‌که توابع واکنش آنی بیانگر عکس‌العمل یک متغیر درون‌زا طی زمان به شوک ناشی از متغیر دیگر سیستم است، تجزیه واریانس سهم هر شوک در واریانس متغیر درون‌زای سیستم را اندازه‌گیری می‌کند. بر اساس جدول (۸) در دوره اول متغیر بازدهی بازار سهام به مقدار ۱۰۰ درصد خودش را توضیح می‌دهد. در دوره دوم بازدهی سهام ۸۸ درصد تغییرات، بدهی عمومی ۰/۲درصد، شکاف تولید ۱۱ درصد و توازن مالی ۰/۲درصد تغییرات در بازدهی بازار سهام را توضیح می‌دهند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

جدول ۸. مقادیر تجزیه واریانس خطای پیش بینی ناشی برآورد مدل

متغیر پاسخ	متغیر تکانه			
RSMI و افق پیش‌بینی	RSMI	DEB	GAP	BUD
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۱	۰	۰	۰
۲	۰/۸۸۳۲۸۶۲	۰/۰۰۲۵۸۷۹	۰/۱۱۱۳۴۰۱	۰/۰۰۲۷۸۵۹
۳	۰/۸۴۰۶۱۱۲	۰/۰۲۴۸۷۴۴	۰/۱۲۸۰۸۴۶	۰/۰۰۶۴۲۹۸
۴	۰/۸۰۸۲۵۷۳	۰/۰۴۱۷۲۱۹	۰/۱۳۲۹۴۸	۰/۰۱۷۰۷۲۸
۵	۰/۷۸۹۳۳۴۵	۰/۰۴۹۴۷۰۷	۰/۱۳۰۳۷۷۸	۰/۰۳۰۸۱۶۹
۶	۰/۷۷۷۷۹۰۴	۰/۰۵۰۶۵۷۲	۰/۱۲۸۲۶۳	۰/۰۴۳۲۸۹۵
۷	۰/۷۷۰۹۹۳۳	۰/۰۵۰۳۰۹۳	۰/۱۲۷۱۶۰۶	۰/۰۵۱۵۳۶۹
۸	۰/۷۶۷۴۴۸۱	۰/۰۵۰۱۱۱۴	۰/۱۲۶۵۶۹۸	۰/۰۵۵۸۷۰۸
۹	۰/۷۶۵۷۴۹۶	۰/۰۵۰۰۳۳۶	۰/۱۲۶۴۰۳۶	۰/۰۵۷۸۱۳۲
۱۰	۰/۷۶۴۷۹۸۱	۰/۰۴۹۹۴۹۱	۰/۱۲۶۵۸۳۷	۰/۰۵۸۶۶۹۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس این نتایج می‌توان گفت که تقریبا تأثیر متغیر بدهی عمومی و توازن مالی بر بازدهی بازار بورس نزدیک به صفر می‌باشد. نکته قابل توجه در خصوص نتایج ناشی از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی افزایش سهم توضیح‌دهندگی متغیرها در دوره‌های بعدی است. سهم متغیر بدهی عمومی دولت در پیش‌بینی تغییرات بازار سهام در دوره پنجم به حدود ۵ درصد، شکاف تولید به ۱۳ درصد و توازن مالی به ۳ درصد افزایش می‌یابد. در دوره دهم سهم متغیر بازدهی بازار سهام در توضیح خودش به ۷۶ درصد کاهش می‌یابد. سهم متغیر بدهی عمومی تقریباً ثابت مانده است. متغیر شکاف محصول یک درصد کاهش داشته است و سهم متغیر توازن مالی در توضیح تغییرات بازدهی بازار سهام به ۵ درصد افزایش یافته است.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر عملکرد بازار سرمایه در کشورهای منتخب صادر کننده نفت صورت پذیرفت. به منظور انجام پژوهش مبانی نظری و سوابق قبلی در زمینه تأثیرپذیری بازار سهام از سیاست‌های مالی در مطالعات صورت پذیرفته بررسی شد. همچنین مدل‌سازی بر اساس موضوع پژوهش مبتنی بر متدولوژی اقتصادسنجی و کاربرد مدل‌های خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) صورت گرفت. بر مبنای مطالعات قبلی از جمله آنجلو و سوسا (۲۰۱۳) که یک کانال ممکن برای انتقال شوک‌های مالی به بازار بورس را کانال نرخ بهره یا اعتبار معرفی نموده‌اند، شوک‌های مالی می‌توانند نرخ بهره را به طرق متعددی تحت تأثیر قرار دهند. کسری بودجه بالاتر در چارچوب منحنی‌های IS-LM موجب افزایش تقاضای کل و همچنین نرخ بهره کوتاه‌مدت می‌گردد. با فرض اینکه سرمایه‌گذاران آینده‌نگر هستند، آنها به نرخ بهره امروز و نرخ بهره انتظاری فردا توجه می‌کنند. برای مثال بدتر شدن کسری بودجه فعلی و پیش‌بینی کسری بودجه بالاتر موجب بالاتر رفتن نرخ بهره کوتاه‌مدت و هم بلندمدت می‌گردد. کسری بودجه بالاتر موجب افزایش نرخ بهره می‌گردد. در صورتی که افزایش در پس‌انداز خصوصی نتواند کاهش در پس‌انداز کل را جبران کند و همچنین جریان سرمایه خارجی برای مقابله با کسری کافی نباشد.

بر مبنای یافته‌های پژوهش، تأثیر متغیر توازن بودجه بر بازدهی بازار سهام بر اساس نمودار تابع عکس‌العمل این دو متغیر منفی بود. در خصوص تأثیر مثبت متغیر شکاف محصول بر بازدهی بازار سهام می‌توان گفت شکاف محصول تفاضل تولید تحقق یافته با میزان بالقوه آن است. لذا شوک یک تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار در شکاف محصول نشان دهنده این است که تولید تحقق یافته از تولید بالقوه بیشتر است و اقتصاد در رونق قرار دارد. رونق اقتصادی (افزایش تولید نسبت به روند بلندمدت) انتظارات سرمایه‌گذاران درخصوص سودآوری فعالیت‌ها و اطمینان سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

همچنین یافته‌های پژوهش گویای آن است که متغیر بدهی عمومی دارای تأثیر مثبت بر بازار سهام در کشورهای مورد مطالعه بوده است. علت تأثیر مثبت این مسئله می‌تواند به این صورت تفسیر شود که در کشورهای مورد مطالعه، اوراق بدهی دولت در بازار سرمایه عرضه می‌شود و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

منجر به رشد شاخص بازار سهام می‌گردد. اگرچه اقبال خریداران از اوراق بدهی می‌تواند به تغییر پورتفوی سهامداران از سهام شرکت‌ها به اوراق بدهی تغییر کند و باعث کاهش تقاضای قیمت سهام گردد و این خود باعث کاهش بازدهی سهام گردد. با این حال بر اساس نتایج این مطالعه، متغیر بدهی عمومی دارای تأثیر مثبت بر بازدهی بازار سرمایه بوده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده از نمودارهای توابع عکس‌العمل تأثیر شکاف محصول بر بازدهی سهام مثبت، توازن بودجه منفی، بدهی عمومی مثبت و نوسانات خود بازدهی بازار سهام مثبت می‌باشد. لذا بر مبنای نتایج، فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر اثرگذاری سیاست مالی بر عملکرد بازار سرمایه تأیید می‌شود.

همچنین بر مبنای نتایج پژوهش، نمودارهای توابع عکس‌العمل بیانگر تأثیرات متقابل بین متغیرهای مورد بررسی بوده، همچنین با توجه به نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تأثیر متقابل بازار سرمایه و متغیرهای سیاست مالی مبتنی بر فرضیه فرعی پژوهش تأیید می‌گردد.

برای جمع‌بندی و با توجه به ادبیات پژوهش در خصوص تأثیر منفی متغیر توازن بودجه یا کسری بودجه بر بازدهی بازار سهام نتایج به‌دست آمده هم جهت با یافته‌های آفونسو وسوسا (۲۰۱۱)، تاوارز و والکانوف (۲۰۰۳)، جوئل و آباکا[۱] (۲۰۱۶) و دارات[۲] (۱۹۹۰) می‌باشد. با توجه به یافته‌های این پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت شکاف محصول بر بازدهی بازار سهام می‌توان گفت که این یافته موافق با یافته‌های بیات و همکاران (۱۳۹۵) و در تضاد با نتایج آتاناسوف[۳] (۲۰۱۸) می‌باشد. همچنین در خصوص تأثیر مثبت بدهی عمومی بر بازدهی بازار سهام می‌توان گفت که این نتیجه هم‌جهت با یافته‌های سلمانی و همکاران (۱۳۹۷) و در مقابل یافته‌های فورستی و ناپولیتانو[۴] (۲۰۰۶) و آردانگا[۵] (۲۰۰۹) می‌باشد.

۱. Joel and Abakah

۲. Darat

۳. Atanasov

۴. Foresti and Napolatino

۵. Adanga

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

مدل مذکور به دلیل تأکید بر بازار سرمایه و سیاست‌های مالی، بازار پول و نقش سیاست‌های پولی بر عملکرد بازار سرمایه را در نظر نگرفته که لحاظ موارد مذکور در مدل‌سازی برای انجام مطالعات آتی مورد پیشنهاد می‌باشد. همچنین با توجه به اهمیت و جایگاه بازار سرمایه در تأمین مالی بنگاه‌های اقتصادی و پیش‌رانی تولید و با لحاظ وابستگی درآمد کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران به فروش نفت که بالطبع بر رفتار و تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی دولت اثرگذار می‌باشد و بر مبنای نتایج پژوهش صورت گرفته که تأثیر سیاست‌های مالی بر عملکرد بازار سرمایه و ارتباط متقابل آنها را تأیید می‌نماید، به عنوان توصیه سیاستی، لحاظ روابط بین متغیرهای اقتصادی و اثرپذیری بازار سرمایه از سیاست‌های مالی در سیاست‌گذاری دولت مورد پیشنهاد می‌باشد.

منابع

ابراهیمی، س. و ا. فرنقی (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر نقدینگی سهام با تأکید بر سیاست‌های پولی و مالی". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۷(۲۴)، ۷-۳۶ .

بیتا، ش.؛ زهرا، ا. و ب. بیژن (۱۳۸۷). "بررسی هم‌زمانی ادوار تجاری اعضای اوپک". پژوهشنامه اقتصادی،شماره ۲.

حداد، غ.ک. و ا. مهدوی (۲۰۰۶). "آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟". *تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۴).

دهقان، ع. و م. کامیابی (۲۰۱۹). "چگونگی اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های بورسی در شرایط رونق و رکود بازار سرمایه ایران". *اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۸)، صص ۱۴۷-۱۶۶.

رؤیا آل، ع. و ع. سید علی آل (۱۳۹۳). "بررسی اثر اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران". *دانش حسابرسی*، شماره ۵۶.

سجاد، ا. و ف. الهام (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر نقدینگی سهام با تأکید بر سیاست‌های پولی و مالی". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۷.

سلمانی بی شک، م.؛ برقی اسکویی، م. و س. لک (۱۳۹۴). تاثیر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

شهبازی، ک.؛ رضایی، ا. و ا. عباسی (۲۰۱۴). "سیاست‌های پولی و مالی و کارایی بازار سهام: شواهد تجربی در ایران". *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ۶، شماره ۴ (پیاپی ۲۰) ، صص ۶۳-۷۷.

شهرام، گ.؛ عباس، ج. و خ. محمود (۱۳۹۱). "بررسی هم‌زمانی سیکل‌های تجاری اعضای اوپک با درآمدهای نفتی". *مدیریت اقتصاد و حسابداری*، دوره ۲، شماره ۸، پاییز ۱۳۹۱، صفحه ۶۸-۵۱.

صمد کریمی خاتون، آ. (۱۳۸۵). "ساختار، استراتژی‌ها و سیاست‌های توسعه بازار مالی ایران". *روند*، شماره ۴۸.

طیب نیا، ع. و ف. قاسمی (۱۳۸۵). "نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۶، شماره ۴ (پیاپی ۲۳).

کمیجانی، ا.؛ فرزین‌وش، ا. و ا. نقی‌لو (۱۳۹۴). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر قیمت دارایی‌های مالی در ایران". *مطالعات کمی در مدیریت*، ۲۰(۶)، صص ۲۵-۵۴.

Afonso A. and R.M. Sousa (۲۰۱۱). "What are the Effects of Fiscal Policy on Asset". *Markets Economic Modelling*, ۲۸(۴), pp. ۱۸۷۱-۱۸۹۰.

Agnello L. and R.M. Sousa (۲۰۱۳). "Fiscal Policy and Asset Prices". *Bulletin of Economic Research*, ۶۵(۲), pp. ۱۵۴-۱۷۷.

Anderson T.W. and C. Hsiao (۱۹۸۲). "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data". *Journal of econometrics*, ۱۸(۱), pp. ۴۷-۸۲.

Andrews D.W. and B. Lu (۲۰۰۱). "Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel data Models". *Journal of econometrics*, ۱۰۱(۱), pp. ۱۲۳-۱۶۴.

Arellano M. and O. Bover (۱۹۹۵). "Another look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models". *Journal of econometrics*, ۶۸(۱), pp. ۲۹-۵۱.

Atanasov V. (۲۰۱۸). "World output gap and global stock returns". *Journal of Empirical Finance*, ۴۸, pp. ۱۸۱-۱۹۷.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]

Chatziantoniou I., Duffy D. and G. Filis (۲۰۱۳). "Stock Market Response to Monetary and Fiscal Policy Shocks: Multi-country Evidence". *Economic Modelling*, No.۳۰, pp.۷۵۴-۷۶۹.

Chatziantoniou I., Duffy D. and G. Filis (۲۰۱۳). "Stock Market Response to Monetary and Fiscal Policy Shocks: Multi-country Evidence". *Economic Modelling*, No. ۳۰, pp.۷۵۴-۷۶۹.

Drucker P.F. (۱۹۴۳). Political Economy Freshmen-Sophomore Group ۱۹۴۳ Summer Term.

Lawal A.I., Somoye R.O., Babajide A.A. and T.I. Nwanji (۲۰۱۸). "The Effect of Fiscal and Monetary Policies Interaction on Stock Market Performance: Evidence from Nigeria". *Future Business Journal*, ۴(۱), pp. ۱۶-۳۳.

Mukherjee T.K. and A. Naka (۱۹۹۵). "Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: an Application of a Vector Error Correction Model". *Journal of Financial Research*, ۱۸(۲), pp. ۲۲۳-۲۳۷.

Pearce D.K. and V.V. Roley (۱۹۸۵). Stock Prices and Economic News (No. w۱۲۹۶). In: National Bureau of Economic Research.

Tavares J. and R.I. Valkanov (۲۰۰۱). The Neglected Effect of Fiscal Policy on Stock and Bond Returns. Paper Presented at the EFA ۲۰۰۳ Annual Conference Paper.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-16]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.96.331]