# تاثیر سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام (مقایسه‌ای بین ابزارهای سیاست پولی در ایران)[1]

غلامرضا رضائی[2]، حمید شهرستانی[3]، کامبیز هژبر کیانی[4]، محسن مهرآرا[5]

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۹ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۲۷

## چکیده

بعد از بحران‌های مالی اخیر، مخصوص بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، این سئوال مهم مطرح شد که نقش سیاست‌پولی در وقوع آنها و همین طور جلوگیری از بوجود آمدن بی‌ثباتی مالی چقدر می‌باشد؟ این مقاله در همین راستا، به بررسی پویایی‌های تاثیر سیاست‌پولی بر بازده و بی‌ثباتی بازار سهام با استفاده از مدل خود رگرسیونی برداری ساختاری در دوره $Q_1$ :۱۳۷۱ تا $Q_4$ :۱۳۹۵ در ایران پرداخته است. در این مطالعه، اثر سیاست پولی از طریق ابزارهای پولی مختلف مورد استفاده بانک مرکزی بر بازار سهام مورد بررسی قرار گرفته است. برای نشان دادن عملکرد سیاست‌پولی از چهار متغیر نرخ سود موزون، نرخ رشد پایه پولی، نسبت سپرده قانونی و رشد بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست‌پولی استفاده شده است. نتایج تابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که ابزارهای سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام تاثیر ندارند. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز بیانگر این است که سهم ابزارهای پولی در توضیح‌دهندگی تغییرات بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام ناچیز و برای هر کدام کمتر از ده درصد می‌باشد هرچند سهم پایه پولی از بقیه بیشتر است، در نتیجه می‌توان گفت ابزارهای سیاستی بانک مرکزی اثرگذاری خاصی بر رفتار و بی‌ثباتی بازار سهام ندارند.

**واژه‌های کلیدی:** سیاست پولی، بی‌ثبات مالی، بازار سهام، مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR)

**طبقه‌بندی JEL:** E51، G10، C32

---

۱ . مقاله بر گرفته از رساله دکتری غلامرضا رضائی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقت تهران به راهنمایی دکتر حمید شهرستانی می‌باشد.

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Email:q.r.rezaei@gmail.com

۳. استاد اقتصاد دانشگاه اوهایو، (نویسنده مسئول) Email:Shahrest@ohio.edu

۴. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه ازاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران Email:Kianikh@yahoo.com

۵. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تهران Email:mmehrara@ut.ac.ir

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

## ۱. مقدمه

تجربه بحران مالی شرق آسیا و بحران مالی ۲۰۰۷ غرب نشان داد که که بحران و نوسانات شدید در بازارهای مالی، رکود در بخش واقعی اقتصاد را در پی خواهد داشت. لذا در دهه گذشته ثبات و بی‌ثباتی در بازارهای مالی و نحوه بوجود آمدن آن، از مباحث مهم در محافل دانشگاهی و مراکز تصمیم‌گیری بوده است. بازار سهام به عنوان رکن اصلی بازار سرمایه از اجزای مهم بازارهای مالی در دنیا مخصوصا کشورهای توسعه یافته می‌باشد که نقش مهمی را در تجهیز و تخصیص منبع مالی بازی می‌کند. و شاخص‌های این بازار معمولا بیانگر چگونگی وضعیت اقتصاد می‌باشد با توجه به اینکه در طی گذشت زمان، وسعت بازارسهام و عمق آن افزایش قابل ملاحظه‌ای پیدا کرده است، بی‌ثباتی در بازار سهام، بر ترازنامه خانوارها، بنگاها و واسطه‌های مالی تاثیر گذاشته و باعث تغییرات مهمی در تصمیم‌های مصرفی و سرمایه گذاری احاد جامعه می‌شود که درنتیجه این، تقاضای کل جامعه کاهش یافته و باعث رشد اقتصادی پایین و رکود اقتصادی می‌شود (ورونا و همکاران، ۲۰۱۷[1]).

عوامل مختلفی می‌توانند باعث بی‌ثباتی بازارهای مالی از جمله بازارسهام شوند که در این بین با توجه با تجربه بحرانهای بازار سهام در طول چند دهه گذشته، سیاست‌پولی نقش مهمی را در بوجود آمدن آن داشته است. با توجه به نقش بازار سهام در تامین مالی و همین طور به دلیل ماهییت سیال بودن و نقدشوندگی بالای این بازار، تاثیرپذیری بیشتر و سریع تری نسبت به بازار کالا و خدمات از سیاست‌های پولی دارد(اسونسون، ۲۰۱۷)[2]. تحقیقات نشان داده است که یکی از دلایل اصلی بحران‌های مالی از جمله بازار سهام، نرخ بهره پایین و شرایط آسان اعتباردهی که مصداق سیاست‌های پولی انبساطی هستند، بوده است که باعث شده است مشارکت‌کنندگان در بازار به سمت فعالیت‌های پرریسک رفته و منجر به بوجود آمدن بی‌ثباتی شوند(مشکین،[3]۲۰۱۱؛ بوردو، ۲۰۱۷). باتوجه به اینکه بی‌ثباتی

1. Verona et al
2. Svensson
3. Mishkin

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

مالی اثرات مخرب بر اقتصاد یک کشور دارد و با عنایت به اینکه یکی از کانال‌های مهم انتقال اثرات سیاست پولی، کانال قیمت داراییها از جمله قیمت سهام می‌باشد بحث اساسی در محافل دانشگاهی و مراکز تصمیم‌گیری این شد که سیاست پولی چگونه باید به نوسانات شدید قیمت دارایی‌ها و بی‌ثباتی بازارهای مالی از جمله بازار سهام واکنش نشان دهند؟ در این رابطه دو دیدگاه مهم وجود دارد: در دیدگاه اول یا دیدگاه قدیمی اعتقاد بر این است که ثبات قیمت‌ها در کنار ثبات محصول کل-به عنوان اهداف اصلی بانک مرکزی_ تضمین کننده ثبات‌مالی نیز می‌باشد. بی‌ثباتی سطح قیمت‌ها می‌تواند منجر به استنباط غلط در مورد بازدهی واقعی سرمایه‌گذاری آینده شود و این ممکن است باعث نقص و عیب در تصمیم گیری‌های قرض‌دهی و استقراض، افزایش نکول، به خطر افتادن سبد وام بانک‌ها و افزایش ورشکستگی بانک‌ها شود. لذا در تنظیم سیاست‌پولی ملاحظات مربوط به ثبات بازارهای مالی در حاشیه قرار می‌گیرد. طرفدارن این دیدگاه معتقدند زمانی به تغییرات قیمت‌های دارایی واکنش نشان می‌دهند که اثر خود را بر ثبات محصول و قیمت گذاشته باشند (شوارتز، ۱۹۹۵؛ فازیو و همکاران، [1](۲۰۱۵)؛ بوردو و ویلوک، ۲۰۰۷[2]؛کریست و لوپو، [3] ۲۰۱۴). طبق نظر طرفداران دیدگاه دوم، شواهد تجربی و نظریه‌های علمی نشان داده‌اند که ثبات قیمت‌ها نمی‌تواند به تنهایی شرایط کافی برای ثبات بازارهای مالی باشد. آنها بیان می‌کنند که از دیدگاه تاریخی، بحرانهای مالی گذشته کم و بیش در زمانی بوجود آمدند که تورم در سطح پایین و باثبات قرارداشت و اتفاقا این عدم ثبات‌مالی است که بازخورد منفی شدیدی را بر ثبات قیمتها داشته است زیرا بازارهای مالی به علت ماهیت‌شان خیلی سریع به سیاست پولی واکنش نشان می‌دهند. بنابراین اعتقاد دارند که سیاست‌گذاران پولی در اتخاذ سیاست پولی باید هدف ثبات‌مالی را در کنار اهداف سنتی خود قرار دهند. به عبارت دیگر اعتقاد دارند که بانک مرکزی باید سیاست پولی

1. Fazio et al
2. Bordo and Wheelock
3. Adina Criste and Iulia Lupu

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

پیشگیرانه یا فعالانه[1] را در دستور کار قرار دهد. (بلانچارد و همکاران،۲۰۱۰؛ فازیو و همکاران، ۲۰۱۵؛ آیدین و والکان[2](۲۰۱۱)؛ اسمیتز[3] ۲۰۱۴؛ بوردو،[4] ۲۰۱۷).

در کشورهای با بازارهای مالی بزرگ و عمیق، شاخص‌های بازار سرمایه به صورت دماسنج، نحوه کارکرد اقتصاد را نشان داده و اثرات تصمیم‌گیری‌های متعدد سیاست‌گذاران بر اقتصاد کشور را حتی قبل از اجرایی شدن آن سیاست‌ها، سریعاً منعکس می‌نمایند (ترابی و هومن، ۲۰۱۰). اما ویژگی‌های بازار سهام در کشورهای در حال توسعه به چند دلیل متفاوت از کشورهای توسعه یافته است: ۱- بطور متوسط بازدهی بالاتری دارند. ۲- ارتباط ضعیفی با بازدهی بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته دارند. ۳- نوسانات شدیدتری را دارند (بیکارت و وو[5]، ۲۰۰۰). با نگاهی به وضعیت بازار سهام در ایران مشاهده می‌شود در سال‌های اخیر، از یک طرف این بازار رشد قابل ملاحظه‌ای کرده است بطوری‌که شاخص کل قیمت بورس که به عنوان مهم‌ترین شاخص نشان دهنده رفتار و وضعیت بازار سهام می‌باشد در طول دوره مورد مطالعه این پژوهش (فصل اول ۱۳۷۱ تا فصل چهارم ۱۳۹۵)، ۱۶۵ برابر شده است. و به طور متوسط در هر دوره ۵/۲ درصد رشد داشته است. نسبت ارزش معاملات و ارزش بازار به GDP که بیانگر عمق بازار سرمایه است به‌ترتیب از ۰/۸۸ و۴/۵۷ در ابتدای دوره به ۳/۵۷ و ۲۱/۴۲ رسیده است و تعداد شرکت‌های حاضر در بورس از ۱۰۸ به ۳۲۵ در آخر دوره رسیده است. از طرف دیگر، بازار سهام ایران مثل بیشتر کشورهای در حال توسعه از درجه بالایی از نوسان‌های شدید بالای قیمت و بازده سهام برخوردار بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کنند (بشیری و همکاران، ۲۰۱۶). از طرفی پایه پولی به عنوان اصلی ترین ابزار پولی بانک مرکزی در این مدت ۱۴۵برابر شده است و بطور میانگین در هر دوره ۵/۳۵ درصد رشد داشته است که نشان از نوسانات زیاد پولی و وجود

1. proactive monetary policy
2. Burcu Aydin and Engin Volkan
3. Smets
4. Bordo
5. Bekaert and Wu

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

بی‌نظمی‌های پولی در کشور می‌باشد. لذا در این مقاله این سئوال مطرح می‌شود که شوک سیاست‌پولی چه نقشی در تغییرات قیمت، بازده و بی‌ثباتی بازار سهام داشته است؟

در مطالعات مربوط به سیاست پولی، چالش اصلی انتخاب متغیرهای است که بیانگر وضعیت سیاست پولی باشند. بیشتر محققین در داخل کشور از کل‌های پولی مخصوصا نقدینگی به عنوان شاخص سیاست‌پولی استفاده می‌کنند این در حالی است این متغیر به عنوان یک هدف میانی مطرح بوده و کاملا تحت کنترل بانک مرکزی نیست لذا نمی‌توان حداقل در کوتاه مدت از آن به عنوان شاخص سیاست‌پولی استفاده کرد. به عبارت دیگر، از آنجایی که اهداف نهایی سیاست‌گزار پولی به طور مستقیم قابل دست‌یابی نیست، چنین امکانی را از طریق متغیرهای موسوم به اهداف میانی-مانند نرخ بهره، کل‌های پولی، نرخ ارز و نرخ تورم- فراهم می‌آورند. به دلیل آن که هدف میانی تحت کنترل مستقیم بانک مرکزی نیست، برای دست‌یابی به آن از ابزارهای مختلف سیاست پولی استفاده می‌کنند (جلالی نائینی، ۲۰۱۵). لذا هدف این مقاله این است که عکس‌العمل بازده و بی‌ثباتی بازار سهام در مقابل شوک‌های سیاست‌پولی به تفکیک ابزارهای پولی مورد تحلیل قرار بگیرد و همچنین سهم سیاست پولی به تفکیک ابزارهای آن در تغیرات بازده و بی‌ثباتی سهام مشخص شود. علاوه بر آن، به‌خاطر این‌که نرخ تورم و نرخ ارز نقش خیلی مهم در شکل گیری سیاست پولی در ایران دارند در این مقاله، سعی شده است اثر سیاست پولی از طریق نرخ ارز و نرخ تورم بر بازار سهام مورد بررسی قرار گیرد. همین‌طور، این مقاله جزو اولین مطالعاتی است که اثر پویایی‌های شوک سیاست‌پولی را به‌طور همزمان بر بازدهی وبی‌ثباتی بازار سهام مورد مطالعه قرار می‌دهد.

سامان‌دهی مقاله به این شکل است که دربخش دوم مقاله، مبانی نظری رابطه سیاست پولی و بازار سهام بحث می‌شود و به بررسی کانالهای اثرگذاری سیاست پولی بر بازده و نوسان‌های شدید سهام پرداخته می‌شود. در بخش سوم، روش مورد نظر تحقیق (مدل SVAR) توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم، ابتدا به معرفی و اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق پرداخته شده و در ادامه تصریح مدل و نحوه اعمال قیود در مدل توضیح داده

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

می‌شود. در بخش پنجم، نتایج تحقیق ارائه می‌گردد، در بخش ششم، تحلیل نتایج مورد بحث قرار می‌گیرد و بخش آخر نیز مربوط به نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق می‌باشد.

## ۲. مبانی نظری

از نظر پولیون- که البته مشاهدات تجربی نیز آن را تایید می‌کند- قیمت دارایی‌های مالی از جمله سهام یکی از مهمترین مکانیسم‌های انتقال اثرات سیاست‌پولی می‌باشد (مشکین، ۲۰۱۰). قیمت دارایی‌های مالی یک نوع متغیرهای جلونگر[1] هستند که خیلی سریع به سیاست‌پولی واکنش نشان می‌دهند بطوری‌که اثرات مربوط به شوک‌های پولی خیلی زود خود را در قیمت‌های جاری و آینده قیمت داراییهای مالی جلوه‌گر می‌کند. برخلاف آن، بسیاری از متغیرهای واقعی با چند وقفه به سیاست‌پولی واکنش نشان می‌دهد (اسونسون، ۲۰۱۷) در این‌رابطه، «کروگمن و مشکین» اشاره به این دارند که مکانیسم انتقال کامل اثرات سیاست‌پولی به متغیرهای واقعی (یا اهداف نهایی) یک فرآیند دو مرحله‌ای است: اول انتقال از سیاست پولی به بازارهای مالی و سپس دوم، انتقال از بازارهای مالی به اهداف نهایی بانک مرکزی (کاکریس و نوکو، ۲۰۱۴[2]). هدف این مقاله بررسی فرآیند مرحله اول است. فرایند اجرای سیاست‌پولی توسط بانک‌مرکزی به این صورت است که با استفاده از ابزارهای پولی که در اختیار دارد یک‌سری اهداف میانی (یا لنگرهای اسمی) را تحت تاثیر قرار می‌دهد تا از طریق آنها به اهداف نهایی دست پیدا کند که از جمله مهمترین اهداف میانی می‌توان به نرخ بهره، حجم پول، نرخ تورم و سطح عمومی قیمت‌ها اشاره کرد (مشکین،۲۰۱۰؛ جلالی نائینی، ۲۰۱۵). بنابراین، سیاست‌پولی می‌تواند از طریق ابزارهای پولی و اهداف میانی خود، با اثرگذاری بر بازده و قیمت دارایی‌های مالی، اثرات مستقیم و فوری بر بازارهای مالی از جمله بازار سهام داشته باشد و در نتیجه باعث ثبات یا بی‌ثباتی بازارهای مالی شده و به‌تبع آن اثر مثبت یا منفی بر اقتصاد واقعی بگذارد. لذا فهم

1.Forward Looking
2. Cocris and Nuco

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

ارتباط بین سیاست پولی و قیمت سهام برای فهم مکانیسم انتقال سیاست‌پولی بر اقتصاد واقعی بسیار مهم است (برنانکه و کاتنر،[1] ۲۰۰۵). براساس تئوری‌های قیمت‌گذاری دارایی می‌توان نحوه اثرگذاری سیاست‌پولی بر بازار سهام را توضیح داد که در ادامه به توضیح آنها پرداخته می‌شود.

## ۲-۱. مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ

در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی، قیمت دارایی به ریسک دارایی وابسته است. در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ(APT)- که یکی از نظریه‌های تکامل یافته قیمت‌گذاری دارایی است- بر خلاف مدل‌های قبلی[2]، ریسک سهام فقط متاثر از ریسک بازار نیست و عوامل متعددی بر ریسک و بازده سهام اثرگذار هستند. براساس نظریه APT، منشاء ریسک سهام ناشی از دو منبع است: الف) عنصر ویژگی‌های فردی که منحصر به هریک از سهام‌های مختلف بوده و عامل ریسک غیرسیستماتیک می‌باشند. که با ایجاد تنوع در سبد دارایی می‌توان آن را از بین برد. ب) عوامل اقتصاد کلان که بر هر اوراق بهادار تاثیرگذار است و نمی‌توان با تنوع‌سازی در سهام آن را از بین برد که این‌ها عامل ریسک سیستماتیک هستند. بنابراین در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، به جستجوی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی که اثر سیستماتیک بر روی ریسک، در نتیجه قیمت و بازده انتظاری سهام دارند، پرداخته می‌شود (بیلی،[3] ۲۰۰۵). در مطالعات گوناگون از عوامل مختلف در قالب الگوی APT استفاده شده است که از مهمترین و رایج‌ترین آنها می‌توان از تورم، نرخ بهره، پاداش ریسک، نرخ ارز، رشد حجم پول و تغییرات تولید ناخالص داخلی نام برد (رول و راس، ۱۹۹۵؛ انتونیو و همکاران، ۱۹۹۸؛ ون رنزبرگ،۱۹۹۹؛ گرونولاد و فراسر، ۱۹۹۹). همانطور که از مطالعات انجام شده مشخص

1.Bernank & Kuttner

۲. در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای(CAPM) که قبل از تئوری APT مطرح بود، قیمت یک دارایی سرمایه‌ای مانند سهام، به میزان ریسک ان دارایی مرتبط شده و میزان ریسک آن، تنها به میزان تاثیر پذیری از ریسک پورتفولیوی بازار بستگی دارد

3. Bailey

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

است به‌جز متغیر تولید ناخالص داخلی، بقیه متغیرها به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم به سیاست‌پولی مربوط می‌شوند و این بیانگر رابطه شدید سیاست پولی و بازارهای مالی می‌باشد.

در نظریه‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها فرض می‌شود بازارها کارا هستند و شرکت کنندگان در بازار عقلایی رفتار می‌کنند لذا تغییرات پیش‌بینی شده عوامل از قبل اثر خود را در قیمت سهام گذاشته‌اند و این تغییرات پیش‌بینی نشده عوامل هستند که باعث تغییرات و نوسان‌های پیش‌بینی نشده در قیمت سهام می‌شوند. در توضیح این مطلب باید گفت همانطورکه در توضیح نظریه APT گفته شد عوامل موجود در این الگو، تعیین کننده ریسک دارایی هستند هرکدام از این عوامل دارای پاداش ریسک مخصوص خود هستند بطوری‌که نرخ بازده مورد انتظار آینده سهام، ترکیبی از پاداش ریسک همه عوامل می‌باشد. پاداش ریسک، پاداش ناشی از تحمل ریسک سیستماتیک است که سرمایه‌گذار نتوانسته با تشکیل پورتفولیوی سرمایه گذاری آن را از بین ببرد. به عبارت دیگر، پاداش ریسک(یا بازده اضافی)، مازاد نرخ بهره بدون ریسک هست که سرمایه‌گذار مطالبه می‌کند تا سهام را نگه دارد مقدار این پاداش به نسبت ریسک متحمل شده از طرف هر عامل، توسط سرمایه‌گذار بستگی دارد هرچه قدر ریسک عامل مورد نظر بیشتر باشد مقدار پاداش ریسک بیشتری توسط سرمایه‌گذار درخواست می‌گردد. بطورکلی، هرگونه اخبار منفی مربوط به این عوامل، موجب افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در آینده می‌شود و در نتیجه موجب افزایش پاداش ریسک (یا بازده انتظاری) آینده خواهد شد. و از این طریق موجب تغییرات قیمت و بازده سهام خواهد شد (گوسپادینوف و جمالی،۲۰۱۴[1]).

در یک جمع‌بندی می‌توان گفت براساس نظریه APT، قیمت سهام به بخش پیش‌بینی شدنی عوامل[2] بستگی دارد. تغییرات و نوسانهای پیش‌بینی نشده در قیمت سهام که نشان دهنده ریسک و نوسان‌های زیاد این سهام است با بخش تغییرات پیش‌بینی نشدنی این عوامل بستگی پیدا خواهدکرد.

1 . Gospadinov and jamali
2 . Factors

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

## ۲-۲. مدل ارزش فعلی تنزیل شده(DPV[1])

مدل‌های تعیین ارزش فعلی مبنای مدل‌های قیمت‌گذاری سهام هستند این روش قیمت سهام را به جریان‌های نقدی آتی انتظاری ارتباط می‌دهد. بنابراین، مدلDPV می‌تواند برای ارتباط بلندمدت بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده قرار بگیرد به دنبال شناسایی ارتباط بین قیمت‌های سهام و متغیرهای کلان اقتصادی، مدل ارزش فعلی تنزیل شده برای قیمت سهام بصورت زیر نوشته می‌شود (یوشینو و همکاران[2]، ۲۰۱۴؛ بیلی، ۲۰۰۵):

$$p_S = E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{D(y,\Delta m,e)_{t+j}}{\left[1+R(i(\Delta m,p),\rho)\right]^j}\right)\right] + E_t\left[\frac{ps_{t+k}}{\left[1+R(i(\Delta m,p),\rho)\right]^k}\right] \qquad (۱)$$

با افزایش افق زمانی(k)، قسمت دوم طرف راست معادله به سمت صفر میل می‌کند.

$$\lim_{k\to\infty} E_t\left[\frac{ps_{t+k}}{\left[1+R(i(\Delta m,p),\rho)\right]^k}\right] = 0 \qquad (۲)$$

درنتیجه خواهیم داشت:

$$p_S = E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{D(y,\Delta m,e)_{t+j}}{\left[1+R(i(\Delta m,p),\rho)\right]^j}\right)\right] \qquad (۳)$$

در این معادله $P_S$ بیانگر قیمت سهام، $E_t$عملگر انتظارات براس اس اطلاعات در دسترس در زمان t، $D_{t+j}$ سود سهام(یا جریان نقدی) آتی در هر دوره است که تابعی از فعالیت‌های اقتصادی ( $y_{t+j}$)، نوع سیاست پولی( $\Delta M_{t+j}$) و نرخ ارز( $e_{t+j}$) در هر دوره می‌باشد. R نرخ تنزیل است که تابعی از نرخ بهره واقعی( $i$) و پاداش ریسک( $\rho$) می‌باشد برای تفکیک نرخ تنزیل به اجزای تشکیل دهنده‌اش باید توجه نمود که این نرخ، همان نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری است که سرمایه‌گذار با آن جریان وجوه نقدی آینده را تنزیل می‌کند که این نرخ براساس رابطه زیر قابل محاسبه خواهد بود.

1. Discounted Present Value
2. Yoshino et al.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

صرف ریسک + نرخ بازدهی مورد انتظار اسمی بدون ریسک سرمایه گذاری = نرخ بارده مورد انتظار سرمایه گذار

حال اگر نرخ بازده اسمی بدون ریسک سرمایه گذار را معادل نرخ بهره اسمی در نظر گرفته شود، براساس رابطه فیشر که نرخ بهره اسمی برابر نرخ بهره واقعی به اضافه نرخ تورم مورد انتظار است نرخ تنزیل بصورت زیر محاسبه خواهد شد:

(صرف ریسک)+(نرخ تورم موردانتظار)+(نرخ بهره واقعی)=(نرخ بازده موردانتظارسرمایه‌گذار)

پس، نرخ بهره واقعی تابعی از نوع سیاست پولی(به لحاظ انقباظی و انبساطی) و نرخ تورم-که البته این نیز متاثر از نوع سیاست پولی است- می‌باشد. صرف ریسک نیز همانطور که در بخش قبلی گفته شد متاثر از انتظاراتی است که سرمایه‌گذار از عوامل مختلف در آینده دارد هرچه انتظارت مربوط به این عوامل بدبینانه باشد مقدار صرف ریسک بیشتر خواهد بود در نتیجه قیمت و بازده جاری کاهش یافته ولی بازده انتظاری افزایش می‌یابد، انتظارات خوش‌بینانه نتایج عکس دارد. اهمییت پاداش ریسک در تغیرات قیمت سهام تا جایی است که از نظر برنانکه و کاتنر(۲۰۰۵) بیشتر اثر تغییرات سیاست پولی برای بازار سهام امریکا از طریق پاداش ریسک سهام بوده است. همین طور، در زمان نوسان‌های شدید و بحران، انتظارات پاداش ریسک تاثیر گذاری بیشتری دارد.

همانطور که ملاحظه می‌شود با توجه به مدل DPV، سیاست پولی از طریق دو کانال بطور مستقیم و غیرمستقیم بر تغیرات قیمت سهام تاثیر می‌گذارد: ۱- نرخ(یا عامل) تنزیل و ۲- جریان نقد آتی. برای مثال اجرای یک سیاست پول انبساطی با کاهش نرخ بهره اسمی با تاثیرگذاری مسقیم بر نرخ تنزیل، آن را کاهش داده در نتیجه باعث افزایش قیمت و بازدهی سهام خواهد گردید. از نگاه دیگر، با کاهش نرخ بهره نرخ بازده بدون ریسک کاهش می‌یابد لذا سرمایه گذاران بدنبال دارایی‌های با بازده بیشتر از جمله سهام می‌روند که البته ریسک بالای نیز دارند این تقاضا در صورت استمرار، احتمال وقوع بی‌ثباتی را بالا می‌برد.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

همین طور، سیاست پولی انبساطی اثر غیرمستقیمی از طریق تغییر در جریان نقدی مورد انتظار بر ارزش سهام بنگاه دارد. به واسطه این سیاست بنگاه‌ها به دلیل نرخ بهره پایین و شرایط آسان دریافت وام، به اعتبارات بیشتری دسترسی پیدا می‌کنند. در نتیجه، انتظارات از سود آتی (جریان وجوه نقدآتی) افزایش می یابد که این امر به آنها کمک می‌کند پروژه‌های سودآور خود را دنبال کنند. نکته بسیار مهم در رابطه با دریافت اعتبارات این است که با فزایش قیمت سهام میزان دریافت اعتبارات توسط خانوارها و بنگاهها زیاد می‌شود زیرا با افزایش قیمت سهام وضعیت ترازنامه بنگاه‌ها بهتر شده و ارزش وثیقه آنها افزایش می‌یابد در نتیجه بخاطر کاهش مشکلات ناشی از اطلاعات نامتقارن می‌توانند اعتبارات بیشتری را تقاضا کنند. این امر منجر به افزایش بی رویه اعتبارات شده که ممکن است باعث بحران و بی‌ثباتی بازارهای مالی شود . با افزایش شدید اعتبار یک حجم بزرگ وجوه مالی تنها منجر به افزایش سرمایه گذاری کل و مصرف کل نمی‌شود بلکه همچنین باعث افزایش بدهی در ترازنامه خانوار و بنگاه می‌گردد که این ممکن است منجر به بالا رفتن قابلیت آسیب پذیری سیستم مالی در یک اقتصاد شود (بوردو،۲۰۱۷).

### ۲-۳. سیاست پولی، نرخ تورم، نرخ ارز و قیمت سهام

همانطور که پیش‌تر اشاره شد بانک‌های مرکزی موفق، برای اجرای سیاست پولی مطلوب جهت رسیدن به اهداف مهم خود- که معمولا کنترل نرخ تورم و رشد اقتصادی با ثبات است- نیاز به لنگر اسمی دارند، لنگر اسمی یک متغیر اسمی است که برای اجرای سیاست پولی، حکم هدف (میانی) را دارد که بانک مرکزی برای منضبط کردن تصمیمات سیاسی خود و متقاعد کردن عموم برای وجود این انضباط انتخاب می‌کند تا بدین طریق یک قاعده سیاستی مشخص را دنبال کند (جلالی نائینی ۱۳۹۴). اما بانک مرکزی ایران در عمل، رویه یا قاعده مشخصی برای اجرای اهداف سیاستی اعلام شده دنبال نکرده است. و با این که کنترل نرخ تورم جزء اهداف بانک مرکزی(حداقل در برنامه‌های توسعه) بوده و از چالش‌های اساسی اقتصاد ایران است اما هدفگذاری تورمی شفاف در سیاست پولی

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

وجود نداشته و هیچ‌وقت نرخ تورم، لنگر اسمی بانک مرکزی نبوده است. ولی در عین حال، به لحاظ مبانی نظری، سیاست پولی انبساطی از اصلی ترین دلایل تورم بوده که در اقتصاد ایران این امر مصداق داشته است. بانک مرکزی در بیشتر مواقع سیاست‌های پولی انبساطی که حاکی از سلطه مالی دولت بوده را با هدف ایجاد اشتغال و رشد اقتصادی به اجرا گذاشته است و از انجا که این افزایش حجم پول و نقدینگی منجر به تغییر قابل ملاحظه در رشد اقتصادی نشده است زمینه ساز تورم مزمن و بی ثباتی نرخ ارز در کشور گردیده است. مطالعات تجربی که در این زمینه صورت گرفته است رابطه نسبتا پایدار پول و نرخ تورم را به‌ویژه در میان مدت و بلندمدت تایید می‌کنند (دلالی اصفهانی و همکاران، ۲۰۱۲ ؛ منجذب ،۲۰۰۶؛ طیب نیا و تقی ملایی، ۲۰۱۰)

نرخ تورم از کانال‌های مختلف بر قیمت سهام اثر می‌گذارد. افزایش تورم از طرفی باعث کاهش بدهی واقعی شرکت می‌شود و از طرف دیگر باعث افزایش قیمت دارایی‌های آنها می‌گردد درنتیجه باعث افزایش سود اسمی شرکت‌ها شده و قیمت زیاد می‌گردد. اما، افزایش تورم کیفیت سود واقعی شرکت‌ها را پایین می‌آورد و ارزش ذاتی هر سهم کاهش می‌یابد لذا بعد از مدتی باعث کاهش قیمت سهام می‌شود. کانال دیگر تاثیر تورم بر قیمت سهام از طریق تاثر گذاری بر نرخ بازده است. براساس فرمول ارزش فعلی، با افزایش تورم، نرخ بازده انتظاری سرمایه گذاران افزایش یافته و باعث کاهش قیمت سهام می‌شود. از طرف دیگر، همان طور که پیش‌تر گفته شد بازار سهام یکی از کانال‌های مهم انتقال سیاست پولی می‌باشد بطوری که تغییرات قیمت سهام می‌تواند از طریق تغییر در ثروت و ترازنامه خانوار و بنگاه‌ها بر تقاضای محصول کل و سطح قیمت‌ها تاثیر بگذارد و از آنجا که قیمت‌های سهام از متغیرهای «پیش نگر» هستنند که تغییر در متغیرهای بنیادی[1] را سریعتر منعکس می‌کنند بانک مرکزی می‌تواند از آنها به عنوان

1. Fundamentals Variables

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

متغیرهای هشدار دهنده[1] در تعیین اهداف خود از جمله تثبیت قیمت‌ها استفاده کند (ابووفیا و چمبرز[2] ۲۰۱۵).

متغیر دیگری که نقش اساسی مخصوصا در ایران در شکل‌دهی سیاست پولی دارد نرخ ارز است. سیاست پولی اثر مستقیم بر نرخ ارز دارد بر اساس رهیافت پولی ترازپرداخت‌ها[3]، هرگونه عدم تعادل در بازار پول منجر به تغییرات نرخ ارز می‌گردد لذا سیاست پولی با تغییر حجم پول و نرخ بهره بر نرخ ارز اثر می‌گذارد (اپل یارد و فیلد،[4] ۲۰۱۷). برای مثال یک سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره باعث کاهش ارزش پول می‌گردد (مشکین،۲۰۱۰). استیگلیتز[5](۱۹۹۹) بیان می‌کند که این رابطه در دوره‌های بحران مالی برقرار نیست. کاپورال و همکاران[6] (۲۰۰۵) این مسئله را در دوره بحران مالی آسیا بررسی کردند و نتیجه گیری کردند که در مدت بحران، افزایش نرخ بهره موجب کاهش ارزش پولی شده است لذا نتیجه گیری می‌کنند که در این شرایط نرخ ارز معمولا عامل مهمی برای تعیین وضعیت سیاست پولی می‌باشد.

نرخ ارز در کوتاه مدت مهمترین عامل شکل دادن انتظارت تورمی و نرخ تورم در اقتصاد ایران بوده است و در میان مدت اثرات قابل توجهی بر سطح فعالیت‌های اقتصادی و ترکیب کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت دارد. بنابراین، میزان نرخ ارز به عنوان یکی از متغیرهای مهم تعیین کننده وضعیت سیاست پولی کشور بوده است شواهد امر نیز همین را نشان می‌دهد بطوری که در خیلی از سال‌های دوره تحقیق، کنترل تورم از کانال ثبات نرخ ارز انجام شده است به عبارت دیگر، نرخ ارز اسمی مانند لنگر بالفعل (غیررسمی) عمل کرده است، هرچند، طبق اعلام بانک مرکزی لنگر اسمی رسمی در ایران کل‌های پولی بوده است (جلالی نائینی، ۲۰۱۴). بنابراین، بسته به وزن در نظرگرفته شده

1. Leading Indicator
2. Abouwafia and Chambers
3. Balance Payment of Monetary Approach
4. Appleyard and Field
5. Stiglitz
6. Caporale et al.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

برای تورم در تابع زیان سیاست‌گذار پولی، نرخ ارز یک نقش مهم در تعیین سیاست پولی به‌ویژه در کشورهای کوچک با اقتصاد باز، بازی می‌کند ( ابووفیا و چمبرز،[1] ۲۰۱۵) .

تغییرات نرخ ارز از کانال‌های مختلف بر نرخ ارز تاثیر می‌گذارد. برای مثال، افزایش نرخ ارز باعث افزایش هزینه مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای می‌شود لذا شرکت‌های که فعالیت آنها وابسته به واردت اقلام فوق می‌باشد دچار کمبود نقدینگی و در نتیجه کاهش جریان نقدی شده و باعث کاهش قیمت سهام انها می‌شود. ولی قیمت سهام شرکت‌های صادرات محور افزایش خواهد یافت زیرا با کاهش ارزش پول ملی، کالاهای داخلی برای خارجیان ارزانتر می‌شود و بسته به کشش قیمتی تقاضای کالاها، باعث افزایش صادرات شده، در نتیجه باعث افزایش جریان نقدی می‌گردد. بنابراین، تاثیر تغییرات نرخ ارز بر برآیند کلی این دو حالت بستگی دارد. یکی دیگر از کانالهای اثرگذاری نرخ ارز بر قیمت سهام در اقتصاد ایران، سازوکار بازار دارایی‌ها است. بدین صورت که ارز یک دارایی مالی تلقی شده و بازار ارز یک بازار رقیب برای سهام محسوب می‌گردد. بنابراین، با افزایش نرخ ارز تقاضای ارز بالا رفته و باعث کاهش تقاضای سهام و افت قیمت آن می‌شود.

## ۲-۴. مطالعات پیشین

### ۲-۴-۱. مطالعات خارجی

فوش و سیگونیوس[2] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات سیاست‌های پولی غیرپیش‌بینی شده بانک مرکزی اروپا بر بازده اضافی سهام در آلمان پرداخته و دلایل احتمالی چنین واکنش را مورد بررسی قرار دادند. آنها در ابتدا از طریق روش وقایع به ارزیابی تاثیر سیاست‌های پولی متعارف و غیر متعارف بر بازده سهام پرداختند. سپس با استفاده مدل خود رگرسیون برداری (VAR) مطالعه کمپبل و آمر (۱۹۹۳) بازده اضافی سهام را به اخبار مربوط به بازده اضافی مورد انتظار، سود سهام در آینده و نرخ بهره واقعی

1. Abouwafia and Chambers
2. Fausch and Sigonius

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

در آینده تجزیه کردند. نتایج حاکی از آن است که تغییرات کلی بازده اضافی سهام در آلمان عمدتا به‌خاطر تجدید نظر در انتظارات مربوط به سود سهام بوده و واکنش بازار سهام به شوک‌های سیاست پولی وابسته به وضعیت نرخ بهره واقعی است. در دوره‌های که نرخ بهره واقعی منفی است یک سیاست پولی انقباظی غیرمنتظره منجر به کاهش بازده اضافی سهام می‌شود. کانال‌های پشتیبانی کننده این واکنش، اخبار مربوط به بازده اضافی انتظاری بالا و سود سهام پایین تر هستند.

کامینسکا و اسکلار[1] (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین پیش‌بینی‌های افق کوتاه تغییرات سهام و عدم اطمینان نرخ‌های سیاست پولی در کشورهای امریکا، انگلستان و اتحادیه اروپا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های ساخته شده برای نااطمینانی نرخ‌های سیاست پولی یک قدرت پیش‌بینی کننده معنی‌دار و مثبت بر تغییرات بازده سهام دارند. همین‌طور، اضافه کردن متغیرهای مربوط به نااطمینانی نرخ سیاست پولی می‌تواند به طور قابل توجهی مدل‌های پیش‌بینی برای تغییرات و نوسانات سهام در افق‌های زمانی هفتگی، ماهانه و حتی فصلی را بهبود بخشد.

فریتاس‌وال و همکاران[2] (۲۰۱۸) و همکاران با استفاده از تحلیل مطالعه رویداد[3]، اثر تصمیات پیش‌بینی نشده سیاست پولی را بر بازده کل سهام برزیل و ۵۳ شرکت بررسی می‌کند. آنها دریافتند که سیاست پولی اثر معنادار بر بازار سهام دارد ولی درصد کمی از تغییرات بازار سهام را توضیح می‌دهد. این تحلیل در سطح بخشی با معیار بازده انتظاری نشان می‌دهد که بخش مالی بیشترین تاثیر را از سیاست پولی داشته است. در حالی که با معیار بازده اضافی صنعت کالا اثر معنی داری از سیاست پولی پذیرفته است. به علاوه، تاثیر پذیری دارایی تک تک بنگاه‌ها از سیاست پولی ناهمگون بوده است.

1. Kaminska and Sklar
2. Freitas Val et al
3. Event Study Analysis

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

سیوهایبو و همکاران[1] (۲۰۱۷) به بررسی اثر سیاست پولی بر عملکرد بازار سهام با استفاده از روش panel-var، در دوازده کشور افریقایی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تغییرات نرخ بهره در کوتاه مدت اثر همزمان مثبت بر بازار سهام دارد و عکس آن صادق نیست. ولی در بلندمدت رابطه دو طرفه بین بازارسهام و سیاست پولی وجود دارد. به طوری که بازار سهام واکنش مثبت به شوک نرخ بهره واقعی نشان می‌دهد اما نرخ بهره واقعی پاسخ منفی به شوک منفی بازار سهام نشان می‌دهد. از سوی دیگر شوک منفی رشد نقدینگی اثر مثبت بر بازار سهام دارد ولی شوک مثبت بازار سهام اثر منفی بر رشد نقدینگی دارد.

ژانگ و همکاران[2] (۲۰۱۷)، تاثیرشکل‌های مختلف شوک سیاست پولی را با استفاده از ابزارهای سیاستی مختلف بر بازار سهام چین با استفاده از مدل VAR غیر خطی بررسی کرده‌اند. یافته‌های آنها بیانگر این است که شوک سیاست پولی در چین اثر معنادار و نامتقارن بر عمکلرد بازار سهام در چرخه‌های مختلف بازار دارد. همچنین نتایج آنها نشان می‌دهد که سیاست پولی باعث افزایش نوسانات در بازار سهام شده است. آنها برای بیان وضعیت سیاست پولی از چهار ابزار سیاست پولی نرخ بهره، نرخ ذخیره، نرخ ارز و حجم پول استفاده کرده‌اند.

رویز[3] (۲۰۱۵) به مطالعه تاثیر سیاست پولی بانک مرکزی اروپا بر بازده بازار سهام اسپانیا با مدل SVAR در دوره زمانی ۱۹۹۹ – ۲۰۱۴ پرداخته است. و این دوره را به دوره قبل از بحران (۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷) و بعد از بحران (۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴) تقسیم کرده است. نتایج مطاله نشان می‌دهد که شوک سیاست پولی تاثیر قابل ملاحظه بلندمدت بر بازده سهام اسپانیا دارد. همچنین، نتایج بیانگر این است که شوک سیاست پولی اثرات بلند مدت متفاوتی در دوره قبل از بحران و بعد از بحران بر بازده بازار سهام داشته اشت.

1. Suhaibu et al
2. Zhang et al
3. Ruiz

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

گوسپادینوف و جمالی[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به بررسی واکنش پویای نوسانات سهام به سیاست پولی با استفاده از مدل VAR پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که نوسانات بازار سهام و همین طور بازده سهام واکنش معناداری نسبت به شوک سیاست پولی نشان می‌دهند. نتایج آنها نشان بیانگر این است که در کوتاه مدت، نوسانات پاداش ریسک، اهرم مالی، حجم معاملات و نرخ بهره توضیح دهنده افزیش نوسانات بازار سهام هستند. اما واکنش پویای بلندمدت نوسانات نشان می‌دهد که سیاست پولی نقش برجسته در بنیان‌های بازار سهام دارد.

### ۲-۴-۲. مطالعات داخلی

در داخل کشور نیز چندین مطالعه در مورد رابطه بازار سهام و سیاست پولی صورت گرفته است که به تعدادی از آنها اشاره می‌شود.

کشاورز حداد و مهدوی (۲۰۰۵)، به بررسی نقش بازار سهام در انتقال پولی در اقتصاد با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۱، ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بازار سهام در اقتصاد ایران، کانالی برای سازوکار سرایت پولی نیست. آنها از حجم پول در گردش($M_1$) به عنوان نماینده سیاست پولی استفاده کرده‌اند.

عباسیان و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۸با بکارگیری مدل‌ها ی واریانس شرطی و مدل خود رگرسیون برداری به بررسی رابطه بین نااطمینانی شاخص کل قیمت بازار سهام با نقدینگی و سایر متغیرهای کلان و قیمت داراییهای رقیب پرداخته است. نتایج نشان دهنده این است که رشد نقدینگی- به عنوان شاخصی برای وضعیت سیاست پولی- تاثیری بر نااطمینانی بازار سهام نداشته است. و نااطمینانی خود بازار سهام بیشترین سهم را در توضیح نااطمینانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران دارد.

1. Gospodinov and Jamali

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

اکبری روشن وشاکری (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰، اثر مخارج دولت، نقدینگی و ساختار بازار بر توسعه مالی بازار سهام را بررسی کردند نتایج مطالعه آنها حاکی از این است که مخارج دولت و نقدینگی - به عنوان شاخصی برای وضعیت سیاست پولی- تاثیری بر توسعه بازار مالی ندارد ولی ساختار بازار اثر معناداری بر توسعه بازار مالی دارد.

نونژاد و همکاران (۲۰۱۲)، در مطالعه اثر سیاست های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران با استفاده از مدل VAR به این نتیجه دست یافتند که سیاست پولی اثر مثبت بر شاخص قیمت اسمی و حقیقی سهام دارد. حجم پول را نیز به عنوان نماینده سیاست پولی به حساب آوردند.

بشیری و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای،به بررسی ارتباط سیاست پولی و نوسانات بازار سهام در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. در تحقیق آنها نقش سیاست‌گذاری پولی در دو رژیم پولی شامل قاعده سیاستی رشد حجم پول و قاعده تیلور با ضرایب سنتی و بهینه، در قالب مدل کینزی جدید با لحاظ چسبندگی دستمزدها و قیمت های اسمی برای اقتصاد ایران مدل سازی شده است. نتایج کار آنها نشان می‌دهد. واردشدن یک شوک رشد حجم پول، به ترتیب موجب افزایش تورم، کاهش دستمزد واقعی نیروی کار و اجاره واقعی سرمایه، افزایش نیروی کار و سرمایه گذاری می‌شود و بنابراین افزایش تولید را بدنبال دارد. به‌واسطه تورم ایجاد شده و کاهش نرخ بهره واقعی در اقتصاد تمایل به سرمایه‌گذاری در بازارهای جانشین نظیر بورس سهام افزایش می‌یابد. که مجموع این دلایل منجر به افزایش Q حاشیه‌ای، حباب، و در نتیجه قیمت سهام می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با استفاده از قاعده ساده بهینه‌سازی پولی و تعیین بهینه ضرایب قاعده تیلور پولی با لحاظ نوسانات قیمت سهام در قاعده سیاستی بانک مرکزی می‌توان تابع زیان بانک مرکزی را کاهش داد و لزوم دخالت سیاستگذار پولی در شرایط حباب قیمت بازار سهام در اقتصاد را تایید می‌نماید.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

رضازاده (۲۰۱۶)، به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله حجم نقدینگی (برای بیان وضعیت سیاست پولی) بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج تحقیق او نشان می‌دهد که نرخ رشد عرضه پول و تغییرات لگاریتم نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌دار بر بی‌ثباتی بازدهی سهام داشته و نرخ تورم تاثیر مثبت ولی غیرمعنی‌دار بر بی‌ثباتی سهام دارد .همچنین تاثیر نرخ رشد تولیدات صنعتی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام منفی و معنی‌دار بوده است.

شکوه و همکاران(۲۰۱۷)، با بکارگیری مدل ARDL نشان دادن که کشش سهام پتروشیمی نسبت به نقدینگی در بلند مدت ۱/۳- است که نشان می‌دهد افزایش نقدینگی به سمت بازار محصولات پتروشیمی در بورس سوق نمی‌یابد، و در کوتاه مدت کشش خیلی کم و منفی می‌باشد. کشش شاخص سهام نسبت به نرخ ارز در بلندمدت ۲/۰۶ و در کوتاه مدت ۰/۲۴ است. همین طور، در کوتاه مدت کشش نسبت به نرخ بهره بسیار پایین و ۰/۱۷- است.

جلیلی و همکاران(۲۰۱۷)، در ارزیابی سازوکار انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از مدل SVAR به این نتایج دست یافتند که که در اثر سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش نقدینگی و افزایش تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، شاخص کل بورس اوراق بهادار بهبود می‌یابد .از طرفی، تغییرات در سیاست پولی از مسیر نرخ ارز و نرخ سود حقیقی، اثر معنادار منفی بر شاخص مذکور برجای می‌گذارد.

مطالعه حاضر از چند جهت با مطالعات قبلی داخلی متفاوت است. اول، بیشتر مطالعات برای بررسی پویاییهای ارتباط سیاست پولی و بازار سهام از مدل VAR استفاده کرده‌اند در حالی که این مقاله در روش تحقیق خود از مدل SVAR استفاده کرده است که پشتوانه نظری قوی‌تری دارد و سعی شده است در قیدگذاری و تصریح معادلات آن واقعیت اقتصاد ایران در نظر گرفته شود. دوم، در تمام مطالعات از کل‌های پولی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده کرده‌اند در حالی که حداقل در کوتاه مدت، کل‌های پولی نمی‌توانند بیانگر سیاست پولی باشند که در بخش‌های قبلی در مورد علت آن توضیح داده

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

شد. در این مقاله از ابزارهای پولی که بانک مرکزی استفاده می‌کند به عنوان نماینده رفتار سیاست پولی استفاده شده است و عملکرد انها مورد مقایسه نیز قرار گرفته است. همچنین، با توجه به توضیحات قبلی، متغیرهای نرخ تورم و نرخ ارز به عنوان دو مولفه مهم و تعیین‌کننده در تنظیم و اجرای سیاست پولی برای سیاست‌گذار پولی است به‌طوری که تغییرات این دو متغیر بیانگر رفتار سیاست پولی در دوره‌های گذشته می‌باشد، لذا در این تحقیق اثر نرخ تورم و نرخ ارز نیز بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام مورد بررسی قرار گرفته است. و سوم، در این مطالعه برای اولین بار پویاییهایی رابطه سیاست پولی هم با بازده و هم با بی‌ثباتی بازار سهام در قالب مدل SVAR مورد بررسی قرار گرفته است.

## ۳. روش تحقیق

هدف این مطالعه بررسی تاثیر سیاست‌پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام می‌باشد لذا ابتدا از طریق مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیونی[1] شاخص بی‌ثباتی بازار سهام استخراج گردید و در مرحله بعد برای بررسی پویایی‌های سیاست‌پولی بر رفتار و بی‌ثباتی بازار سهام از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)[2] استفاده شده است. این مدل‌ها در نتیجه انتقاداتی که از مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR) صورت گرفت به‌وجود آمدند هرچند ساختار اصلی مدل‌های SVAR همان مدل‌های VAR می‌باشد. برخلاف مدل‌های VAR غیرمقید که فاقد پشتوانه نظریه اقتصادی هستند و تنها نقشی که محقق در تخمین مدل ایفا می‌کند، تعیین نوع و ترتیب متغیرهایی است که باید وارد مدل شود، در روش SVAR با استفاده از نظریه های اقتصادی و با درنظر گرفتن یک سری محدودیت‌های نظری می‌توان شوک‌های ساختاری را از جملات پسماند فرم خلاصه شدهٔ مدل VAR غیرمقید استخراج و اثر پویای آنها را بررسی کرد. لوتکپل (۲۰۰۵)[3] الگوی VAR را به شکل زیر معرفی می‌کند:

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Structural Vector Autoregression
3. Lutkepohl

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

$$y_t = A_t y_{t-1} + ... + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + ... + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \qquad (۴)$$

که در این رابطه $y_t = (y_t, ..., y_{kt})'$ بردار k*1 متغیرهای درونزا، $x_t = (x_t, ..., x_{mt})'$ بردار M*1 متغیرهای برون‌زا و خارج از مدل، $D_t$ شامل کلیه متغیرهای از پیش تعیین شده مانند جزثابت، روند خطی، و متغیرهای مجازی فصلی است و $u_t$ پسماندهای که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر، اختلال خالص و ماتریس کواریانس $E(u_t u_t') = \sum_u$ است[1]، $A_i$، $B_j$ و C ماتریس‌های ضرایب با ابعاد مناسب می‌باشند. همانطور که بیان شد شوک‌های تخمینی در مدل VAR ساختاری نیستند و بدون مراجعه به ساختارهای اقتصادی خاص اقتصادی نمی‌توان مفاهیم اقتصادی نتایج مدل VAR را درک کرد. مدل SVAR این مشکل را برطرف می‌کند لوتکپل(۲۰۰۵) این مدل را براساس رابطه (۱) با برقراری محدودیت‌های مناسب بر ماتریس‌های A و B به شکل زیر معرفی می‌کند:

$$Ay_t = A_t^* y_{t-1} + ... + A^*_p y_{t-p} + B^*_1 x_t + ... + B^*_q x_{t-q} + C^* D_t + B\varepsilon_t \qquad (۵)$$

در رابطه بالا، ماتریس B( $K \times K$ )، ماتریس ضرایب شوکهای ساختاری و $\varepsilon_t$ بردار شوک‌های فرم ساختاری که متقابلا غیرهمبسته و در نتیجه متعامد فرض می‌شوند[2] را نشان می‌دهد. این فرض مورد نیاز است تا بتوان اثر پویایی یک شوک را بصورت جداگانه در نظر گرفت. با ضرب طرفین معادله (۵) در معکوس ماتریس A، ارتباط بین مدل‌های VAR و SVAR را می‌توان از طریق ارتباط اجزای باقیمانده آنها بصورت $Au_t = B\varepsilon_t$ نشان داد. نقطه شروع در برآورد مدل SVAR همان شکل خلاصه شده مدل VAR می‌باشد. به عبارت دیگر، جهت بر آورد پارامترهای فرم ساختاری لازم است تعدادی قیوداز طریق ماتریس‌های A و B بر روابط بین پسماندهای مدل خلاصه شده( $u_t$) و جملات اخلال

1. $u_t \sim N(0, \sum_u)$

2. $\varepsilon_t \sim N(0, I_k)$

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

سیستم معادلات ساختاری( $\varepsilon_t$ ) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد. این محدودیت‌ها باید از ملاحظات نظری و شرایط موجود اقتصادی سرچشمه بگیرد. (لوتکی‌پول و کروتزینگ،۲۰۰۴[1]) سه مدل وارد کردن محدودیت در مدل SVAR را معرفی می‌کنند. مدل A: در این مدل تمام قیود بر مارتیس A وارد شده و ماتریس B یکه فرض می‌شود. مدل B: در این مدل تمام قیود بر ماتریس B وارد شده و ماتریس A یکه فرض می‌شود. در این دو مدل حداقل تعداد قیود برابر $\left(\frac{n(n-1)}{2}\right)$ می‌باشد که n تعداد متغیرها است. مدلAB: که قیود هم بر ماتریس A و هم بر ماتریس B وارد می‌شود در این صورت حداقل تعداد قیود لازم برابر $n^2+\left(\frac{n(n-1)}{2}\right)$ می‌باشد. در این مطالعه از مدل AB برای وارد کردن قیود استفاده شده است. بعد از تخمین مدل SVAR می‌توان با در نظر گرفتن قیود اعمال شده بر سیستم به تحلیل تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی پرداخت.

## ۴. داده‌ها و تصریح مدل

### ۴-۱. متغیرهای مدل و نحوه اندازه گیری آنها

قلمرو زمانی این تحقیق فصل اول۱۳۷۱ تا فصل چهارم ۱۳۹۵ می‌باشد. در این مقاله متغیر بازدهی سهام (rs) به عنوان شاخصی برای رفتار بازار سهام در نظر گرفته شده است و به‌صورت $rs = (\log(tepix) - \log(tepix(-1)) \times 100$ محاسبه گردیده است که tepix بیانگر شاخص قیمت کل بازار سهام می‌باشد. برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی بازار سهام (ins)، شاخص بی‌ثباتی سهام، با استفاده از مدل‌های مربوط به روش ناهمسانی واریانس شرطی بدست آمده است.

1. Helmut Luktepohl and Markus Krutzig

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

با توجه به این‌که هدف این مطالعه بررسی اثرات سیاست پولی بر بازار سهام می‌باشد، نیازمند متغیرهای هستیم که بتواند رفتار مقامات پولی را به‌خوبی نشان دهند. در اکثرمطالعات خارجی ابزارهای رایج سیاست پولی نرخ بهره کوتاه مدت بازار یا نرخ بهره کوتاه مدت بین بانکی می‌باشد. ولی در کشور ما بعد از تصویب قوانین بانکداری بدون ربا، ماهیت ابزارهای سیاست پولی متفاوت می‌باشد. بر اساس تقسیم‌بندی بانک مرکزی جمهوری اسلامی، ابزار سیاست پولی به دو دسته قابل تفکیک می‌باشند: ابزارهای مستقیم (عدم اتکا بر شرایط بازار) و غیرمستقیم (مبتنی بر شرایط بازار). ابزارهای مستقیم عبارتند از: ۱- کنترل و تعیین نرخ‌های سود بانکی ۲- سقف اعتباری و ابزارهای غیر مستقیم شامل: ۱- نسبت سپرده قانونی ۲- اوراق مشارکت بانک مرکزی ۳- سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی.(سایت بانک مرکزی). در میان این ابزارها، اوراق مشارکت بانک مرکزی و سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی دارای سابقه کم و حجم بسیار پایین می‌باشند به‌طوری که کاربردی در اجرای سیاست پولی کشور ندارند. آنچه که در عمل به عنوان ابزارهای سیاست پولی به‌کار گرفته شده است و در مطالعات تجربی نیز از آنها استفاده کرده‌اند نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ سود، نرخ سپرده قانونی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و پایه پولی مهمترین ابزارهای سیاستی بانک‌مرکزی بوده است (نوفرستی۱۳۸۴، تقوی و لطفی۱۳۸۵، شریفی رنانی وهمکاران۱۳۸۸، جلالی نائینی۱۳۹۴). در این میان، پایه پولی به عنوان اصلی‌ترین ابزار بانک مرکزی معرفی شده است (مشیری و واشقانی۱۳۸۹، جلالی نائینی ۱۳۹۴). در کارهای تجربی در ایران معمولا از کل‌های پولی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده شده است اما حداقل در کوتاه مدت، کل‌های پولی مثل$M_1$و$M_2$ نمی‌توانند بیانگر سیاست پولی باشند زیرا با توجه به تعریف، کل‌های پولی از دو جزء پایه پولی و ضریب فزاینده تشکیل شده است لذا بانک مرکزی کنترل کاملی بر آنها ندارد. اگر هم از ابزارهای پولی در مطالعات استفاده شده است یک یا دو تا از ابزارهای پولی مورد استفاده قرار گرفته است. در این مطالعه چهار ابزار پولی مهم بانک مرکزی به عنوان شاخص‌های سیاست پولی مورد استفاده قرار گرفته و نتایج باهم مقایسه شده‌اند.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

با توجه به توضیحات بخش(۳-۲)، سیاست پولی با اثرگذاری بر نرخ ارز و نرخ تورم – به عنوان اهداف میانی- بر بازار سهام اثرگذار خواهد بود. همچنین بازار ارز به عنوان رقیب مهم بازار سهام در بازارهای مالی نیز به‌شمار می‌آید. نرخ رشد اقتصادی نیز به عنوان متغیری که بیان‌کننده وضعیت اقتصادی کشور می‌باشد به عنوان متغیر کنترلی به مدل افزوده شده است از طرفی این متغیر در کنار نرخ تورم به عنوان اهداف سنتی بانک مرکزی به شمار می‌روند. از آنجا که زیاد شدن متغیرهای درونزا با توجه به تعداد مشاهدات محدود باعث کاهش درجه آزادی در مدل SVAR می‌گردد برای تخمین قابل اعتمادتر به حداقل متغیرها بسنده می‌شود. بنابراین بردار متغیرهای درون‌زا به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$y' = (er, \inf, y, mpi, rs, ins) \qquad (۶)$$

که، er نرخ ارز بازار غیررسمی، inf، نرخ تورم، y نرخ رشد اقتصادی می‌باشد، هر دو به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ محاسبه شده‌اند. mpi[1] ابزار سیاست‌پولی، که در این مطالعه عبارتند از: ۱- نرخ رشد پایه پولی MB ۲- نرخ بهره (سود) اسمی موزون،ir که بخاطر متفاوت بودن نرخ آن در بخش‌های مختلف اقتصادی، میانگین موزون نرخ تسهیلات اعطای در بخش‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. ۳- نسبت سپرده قانونی rr، که عبارت است از مجموع سپرده قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی تقسیم بر مجموع سپرده‌های جاری و شبه پول. ۴- نرخ رشد بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی BD. که به‌ترتیب در چهار مدل متفاوت اثر هرکدام بر بازار سهام بررسی خواهد شد .به این ترتیب که، در مدل اول پایه‌پولی، در مدل دوم، نرخ بهره موزون، درمدل سوم نسبت سپرده قانونی و در مدل چهارم، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی مورد استفاده قرار گرفته است. در کنار متغیرهای درون‌زا، جزء ثابت (c)، روند زمانی (t)، و متغیرهای مجازی شکست ساختاری به عنوان متغیرهای از پیش تعیین شده به مدل اضافه شده است. متغیرهای مجازی مورد استفاده عبارتند از: D۷۲ اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز،

1. Monetary Policy Instrument

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

D۸۱ تغییر ضوابط پذیرش شرکت‌ها در بورس و تفکیک تابلوهای بورس، D۹۱ افزایش شدید نرخ ارز به علت اعمال تحریم.

از آنجا که متغیر اصلی تحقیق، یعنی بازدهی سهام بصورت نرخ رشد می‌باشد بقیه متغیرها به جز نرخ بهره و نسبت سپرده قانونی نیز به صورت نرخ رشد محاسبه شد. همه داده‌ها به‌جز شاخص کل قیمت سهام از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است داده‌های مربوط به شاخص کل قیمت سهام از سایت بازار بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است.

## ۴-۲. اعمال قیود و تصریح مدل

جهت برآورد پارامترهای فرم ساختاری معادله (۵) لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای مدل خلاصه شده( $u_t$) و جملات اخلال سیستم معادلات ساختاری( $\varepsilon_t$) وضع شود تا فرم ساختاری قابل شناسایی گردد. همانطور که در رابطه (۵) بیان شد در حالت مدل AB، ارتباط بین $u_t$ و $\varepsilon_t$ به صورت $Au_t = B\varepsilon_t$ می‌باشد بنابراین لازم است برای تصریح شکل ساختاری محدودیت‌های بر ضرایب ماتریس A و B وارد کرد تا پارامترهای مدل ساختاری برآورد گردیده و شوک‌های ساختاری استخراج شوند این محدودیت‌ها باید از ملاحظات نظری و واقعیت‌های موجود اقتصاد سرچشمه بگیرند. با توجه به این‌که در این مطالعه از مدل AB برای قید گذاری استفاده می‌شود شکل ماتریسی مدل اول SVAR که در آن ابزار سیاست‌پولی، پایه پولی می‌باشد به شکل زیر است:

(۷)

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & 0 & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{er} \\ u_{\inf} \\ u_y \\ u_{bm} \\ u_{rs} \\ u_{ins} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{er} \\ \varepsilon^{p} \\ \varepsilon^{y} \\ \varepsilon^{ms} \\ \varepsilon^{rs} \\ \varepsilon^{ins} \end{bmatrix}$$

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

در مدل بالا بردار $u_t' = (u_t^{er}, u_t^{\inf}, u_t^{y}, u_t^{mpi}, u_t^{rs}, u_t^{ins})$ شامل اجزاء اخلال فرم خلاصه شده و بردار $\varepsilon_t' = (\varepsilon_t^{er}, \varepsilon_t^{\inf}, \varepsilon_t^{y}, \varepsilon_t^{ms}, \varepsilon_t^{rs}, \varepsilon_t^{ins})$ شامل جملات اخلال مدل ساختاری می‌باشد که به ترتیب نشان دهنده شوک نرخ ارز، شوک نرخ تورم، شوک رشد اقتصادی، شوک سیاست‌پولی (شوک عرضه پول)، شوک بازده سهام و شوک بی‌ثباتید بازار سهام می‌باشند.

سطر اول ماتریس شامل شوک‌های متغیرهای الگو بر متغیر نرخ ارز است. براساس مبانی نظری، از یک طرف منبع تغییرات نرخ ارز به حساب تراز پرداخت‌ها برمی‌گردد در این حساب، خالص صادرات تابعی از تولید ناخالص داخلی و نسبت قیمت‌های داخل به خارج می‌باشد و حساب سرمایه نیز به نرخ‌های بهره کوتاه مدت و بلندمدت داخلی بستگی دارد از طرف دیگر، براساس نظریه‌های تعیین نرخ ارز، سیاست پولی از طریق اثرگذاری بر سطح عمومی قیمتها، نرخ بهره و حجم پول بر نرخ ارز اثر می‌گذارد (شریفی رنانی و همکاران، ۲۰۱۰). اما در کشور ما که یک کشور نفتی به حساب می‌آید تعیین نرخ ارز به شدت متاثر از تصمیات دستوری دولت است بطوری‌که هر زمان کشور دارای درامدهای نفتی بالای بوده، توانسته است نرخ ارز را کنترل وتثبیت کند و اثرات تکانه‌های تولید، تورم و حجم پول بر نرخ ارز را سرکوب کند. لذا شوک نرخ ارز وابسته به شوک ساختاری خودش می‌باشد:

$$u_{er} = b_{11}\varepsilon_t^{er} \qquad (۸)$$

سطر دوم بیان کننده محدودیت‌های لازم بر نرخ تورم می‌باشد. از انجا که در ایران هدف‌گذاری صریح تورم وجود ندارد و سیاست پولی بصورت سیستماتیک انجام نمی‌گیرد (جلالی نائینی، ۱۳۹۴) نرخ تورم با وقفه به شوک ابزارهای پولی واکنش نشان می‌دهد. از طرف دیگر، با توجه تاثیر پذیری سریع نرخ تورم از تغییرات نرخ ارز، شوک تورم به اخلال‌های ایجاد شده توسط نرخ ارز و خود تورم مربوط می‌باشد:

$$a_{21}u_{er} + u_{\inf} = b_{22}\varepsilon_t^{\inf} \qquad (۹)$$

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

قیود سطر سوم مربوط به آثار شوک‌های متغیرهای الگو بر تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بنابر رابطه منحنی عرضه کل، رابطه مثبت بین قیمت و تولیدکل وجود دارد در این زمینه، ساختارگراها با بیان خصوصیات اقتصادهای در حال توسعه، از جمله چسبندگی و کشش‌ناپذیری مختلف اقتصاد این کشورها، اعتقاد به وجود رابطه مثبت بین تورم و رشد، حداقل تا نرخ معینی از تورم دارند (دادگر و همکاران، ۲۰۰۶). همچنین توبین (۱۹۶۵) با فرض جانشینی پول برای سرمایه، اثر مثبت تورم بر رشد را اثبات کردند که به «اثر توبین» معروف است. متغیر دیگر اثر گذار بر تولید کل، تغییرات نرخ ارز می‌باشد کاهش ارزش پول داخلی از یکطرف به دلیل ارزان‌نمایی صادرات و گران‌نمایی واردات سبب افزایش خالص صادرات شده و از طرف دیگر، از طریق افزایش هزینه نهاده‌های وارداتی، عرضه کل را کاهش می‌دهد. چنانچه افزایش در تقاضای کل بیش از (کمتراز) کاهش عرضه کل باشد، باعث اثر نبساطی (انقباضی) بر تولید می‌شود (یزدانی و زارع، ۲۰۱۶). از نظر تئوری، سیاست پولی در کوتاه مدت بر رشد اقتصادی موثر است ولی از انجا که در این‌جا ابزار سیاست پولی، تغییرات پایه پولی می‌باشد که تحت سلطه مالی دولت بوده و بیشتر نشان دهنده سیاست مالی است که اثر خود را باوقفه بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت. لذا شوک رشد اقتصادی وابسته به ترکیبی از اخلال‌های ایجاد شده در نرخ ارز، تورم و تولید می‌باشد:

$$a_{31}u_{er} + a_{32}u_{\inf} + u_y = b_{33}\varepsilon_t^y \qquad (۱۰)$$

سطر چهارم شامل شوک‌های وارده بر عرضه پول می‌باشد در مدل اول، نرخ رشد پایه پولی بیانگر سیاست پولی می‌باشد. با توجه به اینکه بانک مرکزی سیاست‌پولی منظم و سیستماتیکی نداشته است و لنگر اسمی خاصی را هدف قرار نداده (البته بجز متغیر نقدینگی که آن هم از اهداف تعیین شده انحراف داشته است البته این متغیر در مدل وجود ندارد.) لذا پایه پولی به عنوان بیانگر سیاست پولی، واکنش فوری و همزمان در مقابل شوک‌های تورم و تولید نشان نمی‌دهد اما از آنجا که در پایه‌پولی از طرف منابع، خالص دارایی‌های

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

خارجی تابعی از نرخ ارز است لذا شوک نرخ ارز اثر همزمان بر پایه پولی دارد پس خواهیم داشت:

$$a_{41}u_{er} + u_{bm} = b_{44}\varepsilon_t^{mp} \qquad (۱۱)$$

باتوجه به ماهیت سه ابزار دیگر یعنی نرخ سود موزون، نسبت سپرده قانونی و بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی، شوک نرخ ارز بر این متغیرها تاثیر همزمان ندارد و با وقفه به ان واکنش نشان می‌دهند[۱]

سطر پنجم محدودیت‌های وارد شده بر بازده سهام را نشان می‌دهد. با توجه به ساختار بازار سهام ایران، تغییر ابزارهای پولی اثر همزمان بر بازاده سهام ندارد (و با وقفه به سیاست‌پولی واکنش نشان می‌دهد) ولی سایر ابزارها اثرات همزمان بر این متغیر دارند لذا شوک بازده سهام متاثر از اخلال نرخ ارز، تورم، رشد تولید و بازده سهام می‌باشد:

$$a_{51}u_{er} + a_{52}u_{\inf} + a_{53}u_y + u_{rs} = b_{55}\varepsilon_t^{rs} \qquad (۱۲)$$

و در سطر آخر فرض شده است شوک بی‌ثباتی بازار سهام متاثر از ترکیبی از اخلال ایجاد شده توسط همه متغیرهاست:

$$a_{61}u_{er} + a_{62}u_{\inf} + a_{63}u_y + a_{64}u_{ir} + a_{65}u_{rs} + u_{ins} = b_{66}\varepsilon_t^{ins} \qquad (۱۳)$$

با توجه به اینکه مدل مورد بررسی از شش متغیر درونزا تشکیل شده است و برای وارد کردن محدودیت از مدل AB استفاده شده است لازم برای شناسایی آن حداقل ۵۱ قید وارد شود. که از این تعداد، ۶ قید بصورت عدد یک در قطر ماتریس A وارد می‌شوند و باتوجه به اینکه ماتریس B یک ماتریس قطری می‌باشد ۳۰ قید صفر نیز انجا وارد شده است لذا باید حداقل ۱۵ قید کوتاه مدت برمدل وارد شود. اما با توجه به محدودیت‌های وارد شده، بیش از ۱۵ قید اعمال شده است در نتیجه همه مدل‌ها بیش از حد مشخص[۲] می‌باشد لذا باید درستی قیدهای اضافی تحمیل شده بر مدل آزمون شود. برای این منظور از

---

۱. بنابراین وقتی در مدل SVAR هر کدام از این سه متغیر انتخاب می‌شوند معادله سطر چهارم برای هرکدام از مدل‌های مورد نظر بصورت $u_{mpi} = b_{44}\varepsilon_t^{mp}$ در می‌آید.

2. over identified

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

ازمون نسبت درست نمایی (LR) استفاده می‌شود. این آزمون معیار حداکثر درست نمایی مدل مقید (SVAR) و مدل نامقید (VAR) را مبنا قرار می‌دهد و از توزیع کای-۲ برخوردار است. فرضیه صفر این ازمون درست بودن قیود اعمال شده می‌باشد. نتایج این آزمون در هر چهار مدل نشان می‌دهد فرضیه صفر در هیچ کدام رد نشده و قیود اضافی تحمیل شده درست هستند.

## ۵. بررسی نتایج تجربی

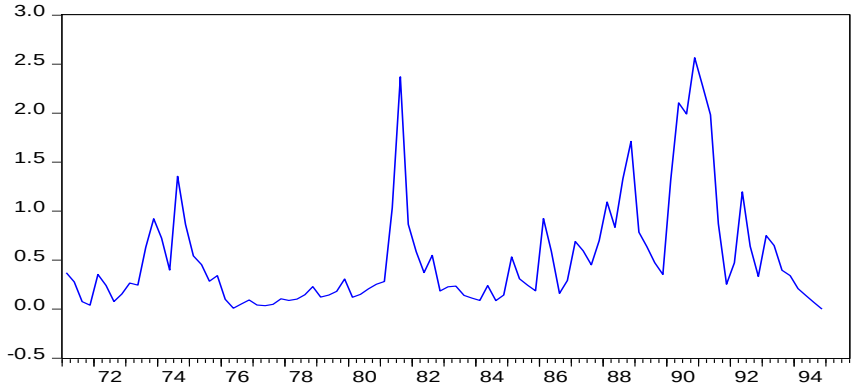
در ابتدا نحوه بدست اوردن شاخص بی‌ثباتی بازار سهام توضیح داده می‌شود. در ادامه به بررسی آزمون ریشه واحد در متغیرها پرداخته می‌شود تا از عدم وجود رگرسیون کاذب مطمئن شویم. بعد از آن به تعیین تعداد وقفه بهینه در هر مدل پرداخته می‌شود. در ادامه بعد از وارد کردن قیدها، مدل‌های مختلف SVAR تخمین زده می‌شود و بعد با استفاده از تابع واکنش آنی، واکنش هر یک از متغیرها نسبت به شوکهای ساختاری بررسی می شود. در نهایت با استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سهم شوک‌های متغیرهای درونزا در تغییرات بازده و بی‌ثباتی بازار سهام مشخص می گردد.

### ۵-۱. استخراج شاخص بی‌ثباتی بازار سهام

در قیمت‌گذاری سهام سعی می‌شود از تمام اطلاعات در دسترس استفاده شود ولی همیشه اطلاعات ناشناخته‌ای وجود دارند که اثر خود را بر قیمت سهام می‌گذارند و باعث نااطمینانی و نوسانات شدید در بازار سهام می‌گردد (در این مقاله بی‌ثباتی بازار سهام معادل نوسانات شدید بازار سهام در نظر گرفته شده است). روشهای مختلفی برای اندازه گیری این نااطمینانی وجود دارد. در این مطالعه، شاخص بی‌ثباتی بازار سهام استفاده با استفاده از مدل‌های مربوط به روش ناهمسانی واریانس شرطی بدست آمده است. برای این منظور ابتدا معادله میانگین بازده سهام با استفاده از رهیافت باکس- جنکینز بصورت

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

ARMA(2,1) تخمین زده شد. برای اطمینان از وجود ناهمسانی واریانس، آزمون ARCH[1] انجام گرفت که نتیجه نشان از وجود اثرات ناهمسانی واریانس شرطی داشت. در مرحله بعد انواع مدل‌های مختلف GARCH برآورد شده و بر اساس ملاک های معنی داری ضرایب، نوفه سفید بودن پسماندها و معیار شوارتز مدل EGARCH(3,1,) انتخاب گردید. انتخاب این مدل بیانگر این می‌باشد که نوسانات در بازار نامتقارن است به عبارت دیگر شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر نوسانات بازار سهام دارند.




**نمودار ۱. سری زمانی بی‌ثباتی بازار سهام(1371:q1تا 1395:q4)**

منبع: محاسبات محقق

## ۵-۲. بررسی پایایی متغیرها

هیلبرگ و همکاران[2] (۱۹۹۲) نشان دادند که نتایج حاصل از آزمون‌های ایستایی متداول نظیر دیکی فولر یا فیلیپس پرون برای فرآیندهای چند متغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود. آنها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون ریشه واحد هگی[3] معروف شد. در این آزمون فرضیه وجود ریشه واحد با تواترهای مختلف آزمون می‌شود. در داده‌های فصلی می‌توان به بررسی ریشه واحد معمولی (در تواتر صفر)، ریشه واحد نیم سالانه و ریشه واحد فصلی پرداخت. همچنین، این آزمون جایگزینی برای فصلی‌زدایی از طریق فیلتر کردن

1. Arch LM test
2. Hylleberg et al
3. Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) Test

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

داده‌های فصلی می‌باشد. زیرا آنچه که در سری‌های زمانی با تواتر فصلی رایج است این می‌باشد که داده‌ها را با استفاده از فیلترهای مختلف فصلی زدایی می‌کنند و داده‌های تعدیل شده را در مدل‌ها به کار می‌برند. اما اقتصاد دانان در حوزه اقتصاد سنجی کلان اعتقاد دارند که با این کار اطلاعات مفیدی را از دست خواهند داد (بوردو، ۲۰۱۷ ؛ اندرس، ۲۰۱۵) و احتمالا بعضی از فرضیه‌ها به اشتباه تایید نمی‌شوند. با کابرد آزمون هگی مشخص می‌شود که داده‌ها در کدام تواتر ریشه واحد دارند و مطابق آن تفاضل مرتبه اول، دوم یا چهارم گرفته می‌شود. مطابق جدول (۱)، نتایج آزمون هگی نشان می‌دهد که متغیر رشد اقتصادی دارای ریشه واحد فصلی می‌باشد لذا از دیفرانسیل مرتبه ۴ آن استفاده خواهد شد. همچنین، متغیر نرخ بهره موزون دارای ریشه واحد سالیانه می‌باشد که تفاضل مرتبه اول آن استفاده شده است.

**جدول ۱. نتایج ازمون ریشه واحد فصلی هگی**

| نام متغیر | ریشه واحدمعمولی(سالیانه) | ریشه واحد شش ماه | ریشه واحد فصلی | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| Inf | -۴/۳۳<br>(۰/۰۰۷)* | -۱/۸۸<br>(۰/۰۵۴) | ۴/۰۶<br>(۰/۰۰۹) | ریشه واحد ندارد |
| Y | -۵/۴<br>(۰/۰۰۵) | -۳/۴۸<br>(۰/۰۱) | ۴/۸۷<br>(۰/۱۶) | ریشه واحد فصلی |
| Rs | -۴/۱۱<br>(۰/۰۰۷) | -۲/۳۶<br>(۰/۰۲۵) | ۱۲/۶۳<br>(۰/۰۰۰) | ریشه واحد ندارد |
| Ins | -۳/۱۵<br>(۰/۰۴۲) | -۶/۵۱<br>(۰/۰۰۵) | ۳۰/۶۴<br>(۰/۰۰۰) | ریشه واحد ندارد |
| Er | -۳/۳۶<br>(۰/۰۳) | -۳/۱۴<br>(۰/۰۱) | ۸/۲۷<br>(۰/۰۰۰) | ریشه واحد ندارد |
| ir | -۱/۵۴<br>(۰/۸۲) | -۶/۴۱<br>(۰/۰۰۵) | ۴۲/۵۲<br>(۰/۰۰۰) | ریش واحد سالانه دارد |
| rr | -۳/۶۴<br>(۰/۰۳) | -۵/۱۵<br>(۰/۰۰۵) | ۲۴/۷۰<br>(۰/۰۰۰) | ریشه واحد ندارد |
| bm | -۳/۵۷۲<br>(۰/۰۱) | -۲/۳۹<br>(۰/۰۲) | ۱۰/۰۷<br>(۰/۰۰) | ریشه واحد ندارد |
| bd | -۳/۵۴<br>(۰/۰۴۵) | -۲/۳۷<br>(۰/۰۲) | ۹/۹۱<br>(۰/۰۰۰) | ریشه واحد ندارد |

* سطح معنی داری با ۱۰۰۰ بار شبیه سازی مونت کارلو می‌باشد.

منبع: محاسبات محقق

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

## ۵-۳. انتخاب طول وقفه بهینه

قدم اول در تخمین مدل‌های VAR انتخاب طول وقفه بهینه می‌باشد بدین منظور از معیارهای معیار حنان کوئین[1](HQ)، معیار شوارتز-بیزین (SCB) و معیار حداکثر درست‌نمایی (LR) استفاده شده است. نتایج هر چهار مدل نشان می‌دهد که طول وقفه بهینه چهار می‌باشد. در این وقفه، همه مدل‌ها باثبات بوده و همه ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد می‌باشد. همچنین، نتایج آزمون تشخیصی بیانگر این است که فروض کلاسیک مهم – همسانی واریانس و عدم خود همبستگی – در اجزای باقیمانده مدل‌ها برقرار است.

## ۵-۴. نتایج توابع واکنش آنی

به منظور بررسی پویایی روابط متغیرها از ابزار تابع واکنش آنی استفاده شده است. توابع عکس‌العمل آنی زیر مسیر پویای نرخ بازده و بی ثباتی بازارسهام را در پاسخ به یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای درون‌زای سیستم مشخص می‌کنند.

در نمودار۲، تاثیر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار متغیرهای درونزا بر بازده و بی‌ثباتی بازار سهام در مدل اول -وقتی ابزار سیاستی پایه پولی می‌باشد- براساس توابع واکنش تکانه نشان داده شده است. براین اساس، شوک پایه پولی تاثیر معناداری بر بازده بازار سهام و بی‌ثباتی آن ندارد (dو j). یک واحد شوک مثبت رشد نرخ ارز بازار غیررسمی از فصل سوم باعث افزایش بازده سهام شده است و در فصل‌های ۴ و ۵ از لحاظ اماری معنی دار می‌باشد (a) این یافته با واقعیت‌های بازار سهام ایران مطابقت دارد. ولی این شوک ارزی تاثیر معناداری بر بی‌ثباتی بازارسهام ندارد (g). یک واحد شوک مثبت تورم تا دو دوره اثر مثبت و معنادار بر بازدهی بازار سهام دارد و بعد از آن اثر آن معنادار نیست (b) اما شوک تورم اثر معناداری در کل دوره بر بی‌ثباتی بازار سهام ندارد. تاثیر شوک رشد اقتصادی بر بازده سهام مثبت بوده ولی معنی دار نیست (c). همچنین اثر رشد اقتصادی بر بی‌ثباتی بازار سهام در کل دوره بی معنی می‌باشد (i). شوک بازده سهام تا دو دوره تاثیر مثبت قابل توجه بر بازده سهام دارد و بعد از آن تا اخر دوره معنادار نیست (e). تاثیر شوک بازده سهام بر بی‌ثباتی بازار سهام هرچند تاثیر مثبت داشته و منطبق بر مبانی نظری می‌باشد ولی در کل دوره بی معنی می‌باشد (k). تاثیر شوک بی‌ثباتی بازار سهام بر بازده

1. Hannam-Quinn Criterion (HQ)

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

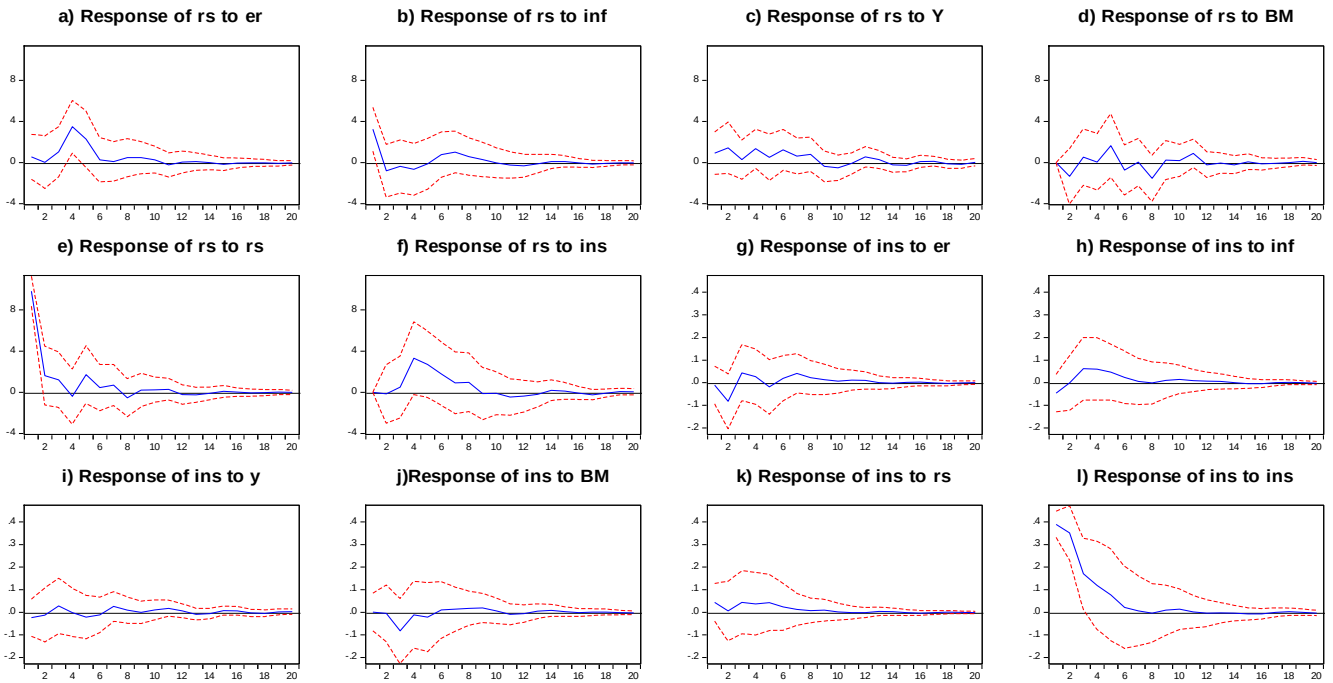
سهام از دوره سوم تا پنجم مثبت می‌باشد هر چند به لحاظ اماری معنی دار نیست (f) اما شوک بی‌ثباتی بازار سهام بر خودش تاثیر مثبت قابل توجه داشته و تا فصل چهارم معنادار می‌باشد (l).

نمودار(۳)، واکنش بازده و بی‌ثباتی بازار سهام به شوکهای متغیرهای درونزا به اندازه یک انحراف معیاردر مدل دوم- وقتی نرخ بهره اسمی موزون ابزار سیاست پولی باشد- را نشان می‌دهد. مطابق با این نمودار، یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار تغییرات نرخ بهره اسمی موزون تاثیر معناداری بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام ندارد (d و j). تاثیر شوک نرخ ارز و نرخ تورم تقریبا مانند نمودار قبلی می‌باشد (که پایه پولی ابزار سیاستی بود). همین طور تاثیر شوک سایر متغیرها بر بازده و بی‌ثباتی بازار سهام نیز تقریبا مانند مدل قبل می‌باشد.

در نمودار(۴) واکنش بازده سهام و بی‌ثباتی ان به شوک سیاست‌پولی و همین طور به شوک سایر متغیرهای درونزا وقتی ابزار سیاست‌پولی نسبت سپرده قانونی می‌باشد نشان داده شده است. براین اساس، یک شوک سیاست‌پولی به اندازه یک انحراف معیار در تغییرات نسبت سپرده قانونی باعث کاهش بازده سهام خواهد شد ولی اثر آن معنادار نمی‌باشد (d). همین‌طور اثر این شوک بر بی‌ثباتی بازار سهام در کل دوره بی معنی می‌باشد (j). شوک بی‌ثباتی بازار سهام بر بازدهی سهام در دوره سوم و چهارم معنادار است که نشان دهنده ورود هیجانی سرمایه‌گذاران خرد به بازار است (f) اثر شوک سایر متغیرهای درونزا بر بازده بازار سهام و بی‌ثباتی آن کم و بیش مانند دو نمودار قبلی می‌باشد. و بالاخره در نمودار (۵) توابع واکنش تکانه وقتی ابزار سیاست‌پولی بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی می‌باشد نشان داده شده است. براساس آن، شوک سیاست‌پولی از این کانال تاثیری معناداری بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام ندارد (dو j). تاثیر شوک‌های سایر متغیرهای درونزا نیز تفاوت قابل ملاحظه‌ای با نمودارهای قبل ندارد.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

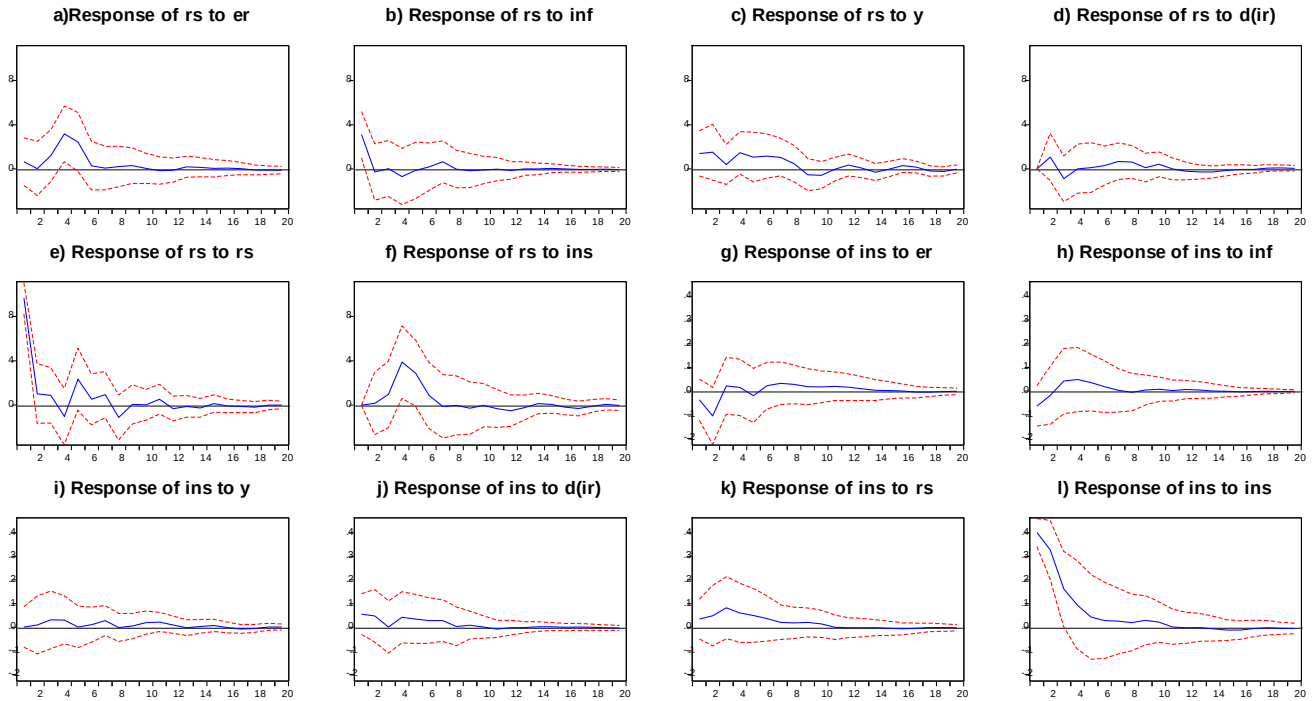
**نمودار۲. توابع عکس العمل آنی بازده و بی‌ثباتی بازار سهام نسبت به متغیرهای درونزا در مدل اول**




منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

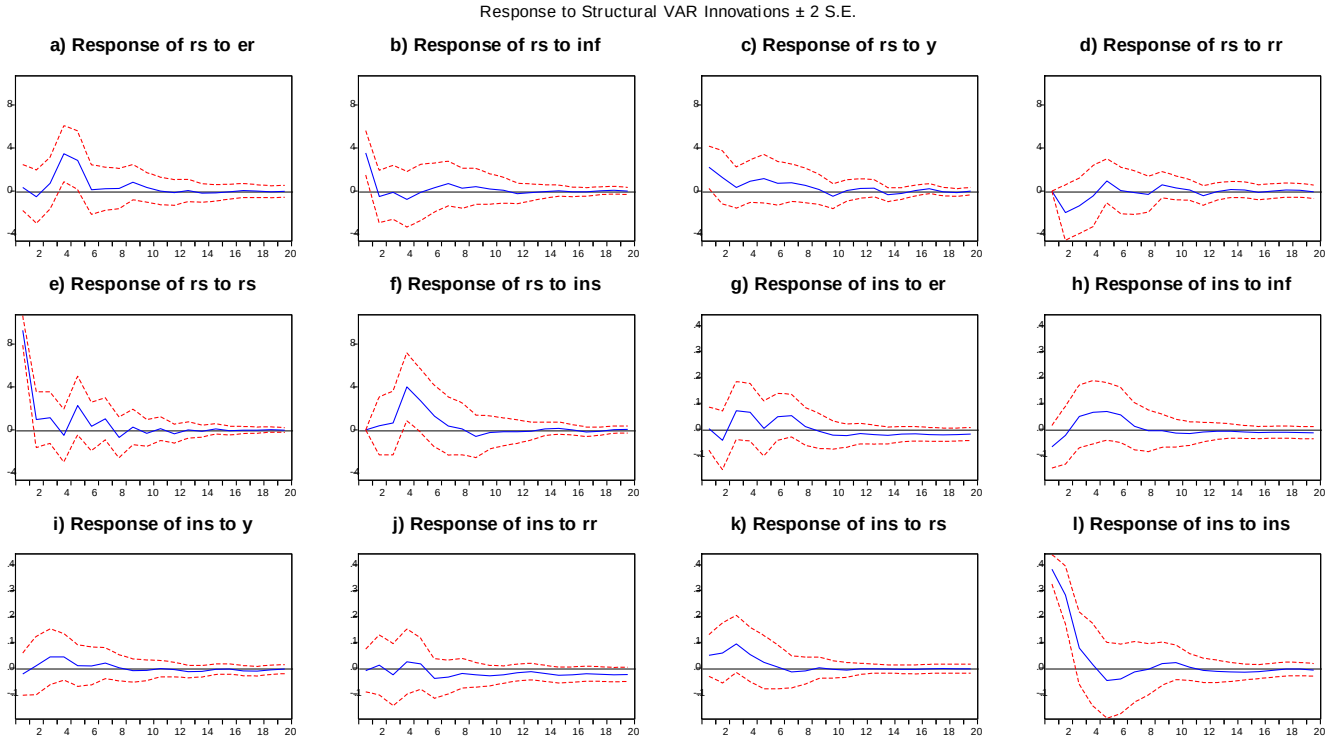
**نمودار۳. توابع عکس العمل آنی بازده و بی‌ثباتی بازار سهام نسبت به متغیرهای درونزا در مدل دوم**




منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

**نمودار۴. توابع عکس العمل آنی بازده و بی‌ثباتی بازار سهام نسبت به متغیرهای درونزا در مدل سوم**

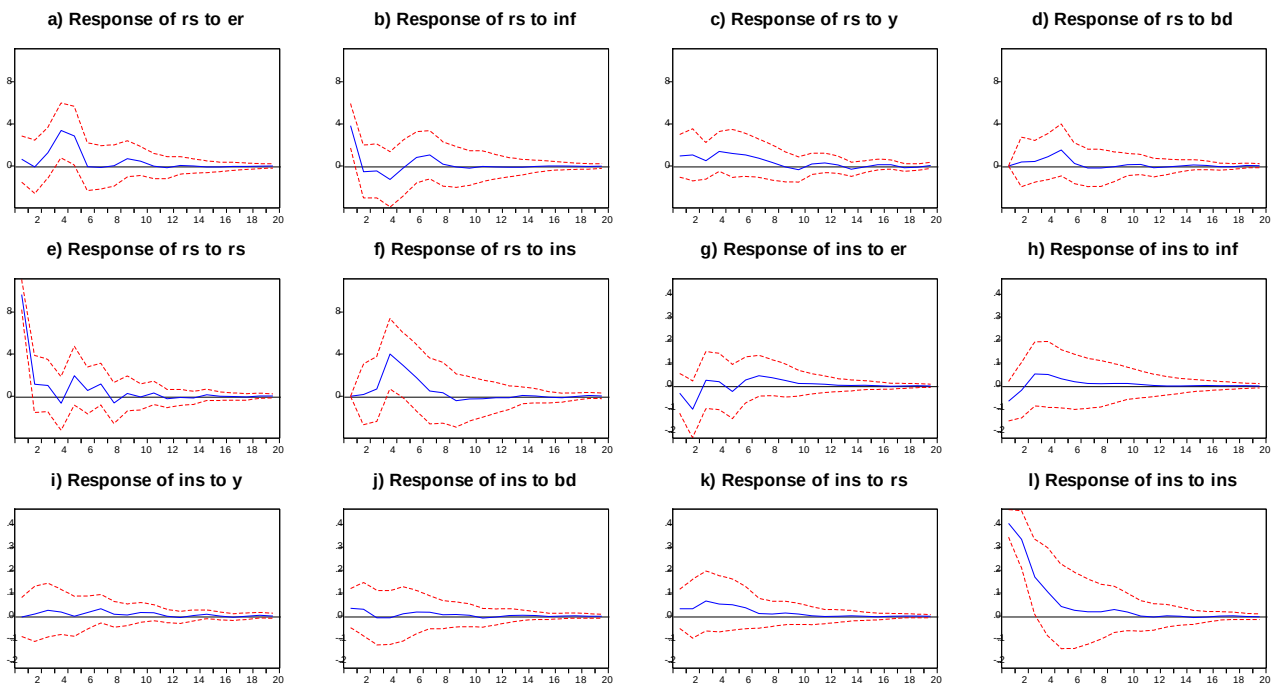



منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

**نمودار۵. توابع عکس العمل آنی بازده و بی‌ثباتی بازار سهام نسبت به متغیرهای درونزا در مدل چهارم**




منبع: یافته‌های تحقیق

### ۵-۵. تجزیه واریانس

در جدول (۲) نتایج واریانس خطای پیش‌بینی بازده سهام و بی‌ثباتی بازار سهام در مدل اول آمده است. طبق این جدول، بیشترین تغییرات بازده سهام در فصل اول توسط شوک خود این متغیر توضیح داده شده است (حدود۸۹ درصد). شوک نرخ تورم با حدود ۱۰ درصد سهم بعدی را در توضیح خطای پیش بینی آن در فصل اول دارد. در فصل چهارم (پایان سال اول) باز بیشترین تغییرات بازده سهام توسط شوک خودش توضیح داده می‌شود (۷۰درصد) و بعد از آن به ترتیب شوک شوک نرخ ارز ۹/۴ درصد، شوک تورم ۸ درصد، شوک بی‌ثباتی بازار سهام ۸ درصد، شوک رشد اقتصادی ۳/۳ درصد و شوک پایه پولی ۱/۴ درصد از تغییرات بازدهی سهام را توضیح می‌دهند. در فصل هشتم (پایان سال دوم) نیز بیشترین تغییرات بازده سهام توسط خودش توضیح داده می‌شود (۵۹ درصد) و بعد از آن به ترتیب شوک بی‌ثباتی بازار سهام، شوک نرخ ارز، شوک تورم، شوک رشد اقتصادی و شوک پایه پولی بیشترین سهم را در توضیح واریانس خطای پیش بینی نرخ بازدهی سهام دارند. این سهم‌ها و ترتیبات آن تا آخر دوره (پایان سال چهارم) بر قرار است و بیانگر عدم تاثیر پذیری تغییرات بازاده سهام از متغیرهای درونزای مدل از فصل هشتم به بعد می‌باشد.

تجزیه واریانس خطای پیش بینی بی‌ثباتی بازار سهام در فصل اول بیانگر این است که شوک بی‌ثباتی بازدهی سهام بیشترین سهم را در واریانس خطای پیش‌بینی این متغیر داشته است. (۹۷ درصد) و عوامل دیگر تقریبا سهمی ندارند. در فصل چهارم، باز مهمترین متغییر توضیح دهنده واریانس خطای پیش‌بینی بی‌ثباتی بازار سهام شوک حاصل از خودش می‌باشد ( ۹۱ درصد) و بعد از آن سهم شوک نرخ تورم حدود ۲/۷ درصد، سهم شوک نرخ ارز ۲/۷ درصد، سهم شوک پایه پولی ۲ درصد، سهم شوک بازدهی سهام ۱/۵ درصد و سهم شوک رشد اقتصادی ۰/۴ می‌باشد. تا پایان فصل شانزده (سال چهارم) این ترتیبات بر قرار است که نشان دهنده سهم ناچیز متغیرهای درونزا در توضیح تغییرات بی‌ثباتی بازار سهام می‌باشد.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

**جدول۲. تجزیه واریانس بازده سهام و بی‌ثباتی بازار سهام در مدل اول**

| | دوره | خطای استاندارد | شوک نرخ ارز | شوک تورم | شوک تولید | شوک پایه پولی | شوک بازده سهام | شوک بی‌ثباتی بازار سهام |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **بازده سهام** | ۱ | ۷/۷۳۷ | ۰/۲۸۵ | ۹/۷۷۴ | ۰/۸۰۱ | ۰/۰۰۰ | ۸۹/۱۳۸ | ۰/۰۰۰ |
| | ۴ | ۸/۵۲۵ | ۹/۴۳۱ | ۸/۱۵۳ | ۳/۳۷۴ | ۱/۴۲۷ | ۶۹/۸۱۲ | ۷/۷۹۹ |
| | ۸ | ۸/۹۱۱ | ۱۰/۸۲۴ | ۷/۸۲۰ | ۴/۳۷۵ | ۴/۳۱۹ | ۵۹/۳۰۲ | ۱۳/۳۵۸ |
| | ۱۲ | ۸/۹۷۶ | ۱۰/۸۵۴ | ۷/۸۳۲ | ۴/۷۰۴ | ۴/۷۷۶ | ۵۸/۴۸۶ | ۱۳/۳۴۶ |
| | ۱۶ | ۸/۹۹۸ | ۱۰/۸۲۴ | ۷/۸۳۰ | ۴/۸۰۴ | ۴/۸۰۲ | ۵۸/۳۵۴ | ۱۳/۳۶۴ |
| **بی‌ثباتی بازار سهام** | ۱ | ۱/۹۸۹ | ۰/۰۶۷ | ۱/۳۶۴ | ۰/۳۶۲ | ۰/۰۰۰ | ۱/۲۵۶ | ۹۶/۹۴۷ |
| | ۴ | ۲/۵۷۸ | ۲/۶۹۵ | ۲/۷۳۳ | ۰/۴۲۹ | ۱/۹۸۲ | ۱/۵۲۶ | ۹۰/۶۳۲ |
| | ۸ | ۲/۷۹۵ | ۳/۳۶۲ | ۳/۳۶۳ | ۰/۷۶۹ | ۲/۱۸۵ | ۲/۱۶۹ | ۸۸/۱۴۸ |
| | ۱۲ | ۲/۸۲۳ | ۳/۴۷۰ | ۳/۴۶۲ | ۰/۸۸۵ | ۲/۳۱۴ | ۲/۱۸۳ | ۸۷/۶۸۳ |
| | ۱۶ | ۲/۸۲۹ | ۳/۴۶۹ | ۳/۴۷۲ | ۰/۹۴۲ | ۲/۳۳۹ | ۲/۱۸۹ | ۸۷/۵۸۶ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول۳. تجزیه واریانس بازده سهام و بی‌ثباتی بازار سهام در مدل دوم**

| | دوره | خطای استاندارد | شوک نرخ ارز | شوک تورم | شوک تولید | شوک نرخ بهره | شوک بازده سهام | شوک بی‌ثباتی بازار سهام |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **بازده سهام** | ۱ | ۷/۷۳۲ | ۰/۴۰۴ | ۹/۱۸۱ | ۱/۸۴۵ | ۰/۰۰۰ | ۸۸/۵۹۶ | ۰/۰۰۰ |
| | ۴ | ۸/۵۶۲ | ۸/۳۶۱ | ۷/۱۴۸ | ۴/۵۷۵ | ۱/۳۵۰ | ۶۷/۳۳۶ | ۱۱/۲۲۷ |
| | ۸ | ۹/۰۳۵ | ۱۰/۵۱۲ | ۶/۲۴۳ | ۶/۰۸۱ | ۱/۶۹۱ | ۶۰/۷۸۶ | ۱۴/۶۸۴ |
| | ۱۲ | ۹/۱۵۵ | ۱۰/۴۶۶ | ۶/۲۰۲ | ۶/۴۳۳ | ۱/۸۰۱ | ۶۰/۳۲۷ | ۱۴/۷۶۷ |
| | ۱۶ | ۹/۲۰۴ | ۱۰/۴۶۷ | ۶/۱۸۲ | ۶/۵۲۰ | ۱/۸۹۲ | ۶۰/۱۶۳ | ۱۴/۷۷۳ |
| **بی‌ثباتی بازار سهام** | ۱ | ۱/۹۷۱ | ۰/۷۸۲ | ۲/۳۳۰ | ۰/۰۰۰ | ۱/۸۰۸ | ۰/۶۸۳ | ۹۴/۳۹۵ |
| | ۴ | ۲/۵۳۴ | ۳/۷۵۷ | ۲/۴۵۴ | ۰/۵۶۷ | ۲/۰۴۰ | ۴/۰۳۱ | ۸۷/۱۴۷ |
| | ۸ | ۲/۶۹۹ | ۴/۳۵۲ | ۲/۸۰۱ | ۰/۷۸۴ | ۲/۷۱۳ | ۵/۱۰۶ | ۸۴/۲۴۰ |
| | ۱۲ | ۲/۷۷۹ | ۴/۶۷۱ | ۲/۸۰۳ | ۱/۰۳۶ | ۲/۷۱۷ | ۵/۲۰۴ | ۸۳/۵۶۶ |
| | ۱۶ | ۲/۸۰۸ | ۴/۷۰۰ | ۲/۸۰۶ | ۱/۰۵۴ | ۲/۷۱۵ | ۵/۲۱۷ | ۸۳/۵۰۶ |

منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

**جدول۴. تجزیه واریانس بازده سهام و بی‌ثباتی بازار سهام در مدل سوم**

| | دوره | خطای استاندارد | شوک نرخ ارز | شوک تورم | شوک تولید | شوک نسبت سپرده قانونی | شوک بازده سهام | شوک بی‌ثباتی بازار سهام |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **بازده سهام** | ۱ | ۷/۶۵۷ | ۰/۱۰۱ | ۱۲/۱۴۶ | ۴/۶۸۵ | ۰/۰۰۰ | ۸۳/۰۶۷ | ۰/۰۰۰ |
| | ۴ | ۸/۳۸۵ | ۸/۸۹۴ | ۹/۲۸۶ | ۵/۰۷۲ | ۴/۲۷۶ | ۶۰/۹۹۲ | ۱۱/۴۷۷ |
| | ۸ | ۸/۷۳۵ | ۱۲/۱۶۳ | ۸/۱۳۶ | ۵/۷۷۶ | ۴/۱۵۰ | ۵۴/۸۷۸ | ۱۴/۸۹۳ |
| | ۱۲ | ۸/۷۹۵ | ۱۲/۴۱۹ | ۸/۱۵۹ | ۵/۸۷۰ | ۴/۴۲۵ | ۵۴/۲۰۱ | ۱۴/۹۲۳ |
| | ۱۶ | ۸/۸۳۰ | ۱۲/۴۳۱ | ۸/۱۵۶ | ۵/۹۹۱ | ۴/۴۳۸ | ۵۴/۰۷۱ | ۱۴/۹۱۱ |
| **بی‌ثباتی بازار سهام** | ۱ | ۲/۰۲۰ | ۰/۰۰۲ | ۲/۹۹۱ | ۰/۳۴۲ | ۰/۰۵۶ | ۱/۵۷۴ | ۹۵/۰۳۲ |
| | ۴ | ۲/۵۱۷ | ۳/۹۸۹ | ۴/۲۴۴ | ۱/۵۸۰ | ۰/۵۳۸ | ۶/۲۲۱ | ۸۳/۸۲۵ |
| | ۸ | ۲/۶۶۹ | ۵/۳۸۷ | ۶/۵۲۶ | ۱/۶۳۵ | ۱/۶۶۷ | ۶/۰۴۷ | ۷۸/۷۳۶ |
| | ۱۲ | ۲/۷۰۷ | ۵/۷۸۴ | ۶/۶۳۰ | ۱/۶۷۱ | ۲/۴۵۳ | ۵/۹۶۰ | ۷۷/۴۹۹ |
| | ۱۶ | ۲/۷۲۶ | ۶/۲۴۵ | ۶/۶۴۸ | ۱/۷۶۹ | ۳/۰۵۶ | ۵/۸۷۹ | ۷۶/۴۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول ۴. تجزیه واریانس بازده سهام و بی‌ثباتی بازار سهام در مدل چهارم**

| | دوره | S.E. | شوک نرخ ارز | شوک تورم | شوک تولید | شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی | شوک بازده سهام | شوک بی‌ثباتی بازار سهام |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| بازده سهام | ۱ | ۷/۹۳۳ | ۰/۳۹۴ | ۱۳/۳۹۹ | ۰/۸۴۳ | ۰/۰۰۰ | ۸۵/۳۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| | ۴ | ۸/۶۳۸ | ۹/۰۷۲ | ۱۱/۳۲۶ | ۲/۸۲۷ | ۰/۷۶۷ | ۶۴/۸۱۳ | ۱۱/۱۹۲ |
| | ۸ | ۹/۰۱۰ | ۱۱/۹۳۶ | ۱۰/۲۵۴ | ۴/۰۵۵ | ۱/۹۸۵ | ۵۶/۰۷۰ | ۱۵/۶۹۸ |
| | ۱۲ | ۹/۱۱۵ | ۱۲/۲۱۶ | ۱۰/۱۹۳ | ۴/۱۵۴ | ۲/۰۰۷ | ۵۵/۶۹۰ | ۱۵/۷۳۷ |
| | ۱۶ | ۹/۱۳۲ | ۱۲/۲۰۴ | ۱۰/۱۹۳ | ۴/۲۲۱ | ۲/۰۱۷ | ۵۵/۶۳۲ | ۱۵/۷۳۰ |
| بی‌ثباتی بازار سهام | ۱ | ۱/۹۵۷ | ۰/۶۲۸ | ۲/۶۵۶ | ۰/۰۱۲ | ۰/۶۶۳ | ۰/۵۵۹ | ۹۵/۴۷۶ |
| | ۴ | ۲/۵۷۰ | ۳/۵۸۳ | ۲/۸۵۵ | ۰/۲۸۹ | ۰/۵۹۶ | ۲/۵۵۵ | ۹۰/۱۲۰ |
| | ۸ | ۲/۷۶۴ | ۴/۶۵۰ | ۳/۱۳۲ | ۰/۶۱۷ | ۰/۷۴۶ | ۳/۵۲۰ | ۸۷/۳۳۱ |
| | ۱۲ | ۲/۸۰۷ | ۴/۸۲۱ | ۳/۱۷۵ | ۰/۷۳۵ | ۰/۷۷۶ | ۳/۵۵۶ | ۸۶/۹۳۳ |
| | ۱۶ | ۲/۸۱۸ | ۴/۸۲۱ | ۳/۱۷۴ | ۰/۷۶۴ | ۰/۷۸۱ | ۳/۵۵۸ | ۸۶/۸۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی وقتی ابزار سیاستی نرخ بهره موزون است در جدول (۳) امده است. طبق این جدول، درفصل اول ۸۸/۵ درصد تغییرات بازده سهام توسط شوک خودش توضیح داده می‌شود و شوک تورم نیز حدود ۹ درصد تغییرات را توضیح می‌دهد. در فصل چهارم نیز بیشترین عامل تغیرات خود بازده سهام می‌باشد (۶۷درصد) و بعد از آن شوک بی‌ثباتی بازار سهام (۱۱درصد)، شوک نرخ ارز (۸درصد)، شوک نرخ تورم (۷ درصد) شوک رشداقتصادی (۴/۵درصد) و نرخ بهره (۱درصد) در رتبه‌های بعدی قرار دارند. از فصل هشتم به بعد نیز مهمترین توضیح دهنده تغییرات بازده سهام، خودش می‌باشد (۶۱درصد). و ترتیب رتبه‌ها مثل فصل قبل است.همین طور، طبق این جدول مهمترین عامل توضیح دهندگی واریانس خطای پیش بینی بی‌ثباتی بازار سهام، خودش است که میزان تاثیر آن به‌ترتیب ۹۴/۵، ۸۷، ۸۴ و ۸۳/۵ در طول دوره اول تا دوازدهم می‌باشد. بعد از خود متغیر بی‌ثباتی بازار سهام، شوک بازدهی بازار و شوک نرخ ارز رتبه‌های بعدی را در توضیح واریانس خطای پیش بینی بی‌ثباتی بازار سهام دارند سهم نرخ بهره نیز حدود ۲ الی ۳ درصد در چهار سال اول می‌باشد.

جدول (۴) بیانگر نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی سهام و بی‌ثباتی بازار سهام وقتی نسبت سپرده قانونی ابزار سیاستی می‌باشد. در این مدل نیز در فصل اول شوک سیاست‌پولی سهمی در توضیح تغییرات بازده سهام ندارد بیشترین سهم از آن خود شوک بازده سهام می‌باشد (حدود۸۳ درصد) و شوک تورم رتبه دوم را دارد (۱۲ درصد). اما از فصل چهارم به بعد سهم متغیرهای دیگر در توضیح دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی بازده سهام بیشتر می‌شود به‌طوری که حدود ۳۵ درصد تغییرات توسط متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. رتبه دوم (بعد از خود متغیر) از آن شوک بی‌ثباتی بازار سهام می‌باشد(۱۵درصد). و شوک نرخ ارزحدود ۱۲ درصد از تغییرات بازده سهام را توضیح می‌دهد، در رتبه چهارم شوک تورم می‌باشد که حدود ۸ درصد تغییرات را توضیح می‌دهد. شوک سیاست پولی (نسبت سپرده قانونی) با ۴ درصد در رتبه ششم قرار دارد. همچنین در این مدل نیز عامل اصلی توضیح دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی بی‌ثباتی بازار سهام در فصل اول شوک حاصل از خودش می‌باشد (۹۵درصد). در فصل‌های بعدی نیز بیشتر درصد تغیرات بی‌ثباتی بازار سهام

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

توسط خودش توضیح داده می‌شود و شوک‌های تورم، بازدهی بازار سهام، نرخ ارز، نسبت سپرده قانونی و رشد اقتصادی در رتبه‌های بعدی قرار دارند.

در مورد ابزار بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی نتایج تجزیه واریانس در جدول (۵) نشان می‌دهد که تفاوت آنچنانی با مدل‌های قبلی ندارند. در این مدل شوک متغیر سیاست‌پولی کمترین سهم را درتغییرات بازده سهام در کل دوره دارد. همین طور نتایج مربوط به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بی‌ثباتی بازار سهام نشان می‌دهد که در دوره اول بیشترین تغییرات بی‌ثباتی بازار سهام توسط شوک این متغیر توضیح داده می‌شود (۹۵درصد) و در دوره‌های بعدی نیز بیشتر از ۸۵ درصد تغییرات توسط خودش توضیح داده می‌شود. شوک سیاست پولی در این مدل کمتر از یک درصد تغییرات بی‌ثباتی بازار سهام را توضیح می‌دهد.

## ۶. تحلیل نتایج

همانطور که از نتایج توابع واکنش تکانه و تجزیه واریانس مشخص است سیاست‌پولی از طریق ابزارهای که معرفی شد اثر معنادار بر بازده و بی‌ثباتی بازار سهام ندارد. و سهم ابزارهای سیاست‌پولی در توضیح‌دهندگی تغییرات این دو متغیر کمتر از ۱۰ درصد می‌باشد. برای تحلیل این نتایج و پاسخ به این سئوال که چرا سیاست‌پولی بر رفتار و بی‌ثباتی بازار سهام تاثیر ندارد لازم است از یک طرف، بازار سهام به لحاظ اندازه فعالیت، عمق بازار، ساختارمالکیت، نحوه تعیین قیمت و چگونگی مدیریت تحلیل شود و از طرف دیگر، چگونگی اجرای سیاست‌پولی، ماهیت ابزارهای سیاست‌پولی و نقش بانک مرکزی در ایران مورد بررسی قرار گیرد.

بازار سرمایه قوی،شفاف، عمیق و بطور کلی بازار کارا، منابع اعتباری را به بهترین شکل به فعالان اقتصادی و بنگاه‌های متعدد تخصیص می‌دهد و نقش مهمی در تامین مالی آنها دارد. بررسی بازار فعلی سهام ایران نشان می‌دهد، متوسط نسبت ارزش بازار و معاملات بورس نسبت به حجم اقتصاد به ترتیب ۱۵/۳۲ و ۲/۹ و نسبت به حجم نقدینگی به ترتیب ۲۹/۶۵ و ۵/۴ می‌باشد این آمار بیانگر این است نقش بازار سهام در اقتصاد فعلی کشور چقدر ناچیز و عمق آن کم می‌باشد. این شاخص نه تنها با شاخص‌های کشورهای توسعه یافته تفاوت معناداری

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

دارد بلکه نسبت به کشورهای منطقه نیز پایین تر است. در کنار عمق کم بازار سهام، ساختار مالکیت این بازار نیز از دیگر دلایل نارسایی آن می‌باشد. در حال حاضر بخش بزرگی از سهام بازار به شرکت‌های دولتی و نیمه دولتی اختصاص دارد طبق گزارش آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۵، شرکت‌های حاضر در ده صنعت اول[۱] که بیشترین سهم بازار را دارند عمدتا دولتی و شبه دولتی هستند بطور کلی ۸۰ درصد همین بازار سرمایه کوچک، دست بنگاه‌های دولتی، شبه‌دولتی یا خصولتی است و بخش خصوصی واقعی دسترسی پایینی به بازار سرمایه دارد. بنابراین می‌توان گفت فعالیتهای بازار سهام عمدتا تحت تسلط و تملک اشخاص بزرگ حقوقی می‌باشد. همین طور ساختار بازار نیز حاکی از تسلط اشخاص حقوقی نسبت به حقیقی در معاملات بازار سهام می‌باشد. این نشان‌دهنده بلوکی بودن معاملات و تمرکز آن در دست اشخاص حقوقی است که از رانت اطلاعاتی بالایی برخوردارند، در حالی که افراد حقیقی از جایگاه مناسبی بنابر آنچه بیان شده، برخوردار نیستند. به همین دلایل درصد سهام شناور در بازار سهام پایین است. پایین بودن این شاخص باعث امکان دستکاری قیمت و دخالت مصنوعی در قیمت‌های بازار،افزایش ریسک نقدشوندگی و ناعادلانه‌تر شدن قیمت سهام شرکت و دور شدن آن از ارزش ذاتی می‌شود.

با توجه به تئوری اقتصاد خرد، هر چه بازار در طرف عرضه و تقاضا از عوامل ذره‌ای زیادی تشکیل شده باشد ساختار بازار رقابتی تر می‌شود. ولی با توجه به ساختار مالکیت، کوچک و کم عمق بودن بازار و درصد کم سهام شناور، درجه رقابتی بازار سهام بسیار پایین می‌باشد. در نتیجه، نه تنها ویژگی‌های بازار کارا را ندارد بلکه براساس مطالعات انجام شده دارای کارایی ضعیف[۲] نیز نیست (اکبری روشن وشاکری، ۲۰۱۴؛ احمدزاده و همکاران، ۲۰۱۴؛ جعفری صمیمی و بالونژاد، ۲۰۱۴؛ شهبازی و همکاران، ۲۰۱۲؛ دانیالی و منصوری، ۲۰۱۲). عدم کارایی ضعیف به این معنی است که فعالان موجود در بازار به اطلاعات گذشته

۱. این ده صنعت عبارتند از : محولات شیمیایی، فلزات اساسی، فراورده‌های نفتی، بانک‌ها و موسسات اعتباری، استخراج کانه‌های فلزی، شرکت‌های چندرشته‌ی صنعتی،خودرو و ساخت قطعات، رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن، مواد و محصولات دارویی.

۲. براساس یک تقسیم بندی، بازارهای مالی به لحاظ کارا بودن به سه درجه کارایی قوی، کارایی نیمه قوی و کارایی ضعیف تقسیم می‌شوند (یاری۱۳۸۷).

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

ناشی از سیاست‌های پولی و مالی توجهی نشان نمی‌دهند. نحوه مدیریت بازار سهام نیز به عدم کارایی دامن زده است. بطوریکه دخالت بیش از حد متولیان بازار که عموما دولتی هستند و باعث عدم استقلال مدیریتی سازمان بورس اوراق بهادار شده، بیشتر از آن که به بازار کمک کند به آن لطمه زده است. و بطور غیر مستقیم باعث دست کاری در قیمت‌های سهام شده است. در نتیجه آنچه در بازار سهام ایران رخ می‌دهد این است که لزوماً شاخص بورس اوراق بهادار نماینده واقعی اقتصاد کشور نیست.

از طرف دیگر، اگر به روند تاریخی عرضه پول در کشور توجه شود هیچ گاه در کشور ما سیاست‌پولی به مفهوم مرسوم ومتعارف آن وجود نداشته است. زیرا لازمه اجرای سیاست‌های پولی این است که ابزارهایی در اختیار بانک مرکزی باشد که با تغییر آن اهرم‌ها عملاً نتیجه دلخواه را در مورد نرخ بهره، نرخ تورم، محصول کل و... در سطح جامعه ایجاد کند برای اجرای موثر سیاست‌پولی، بانک مرکزی باید حداقل در انتخاب ابزارها و اهداف میانی (لنگرهای اسمی) استقلال داشته باشد. همین طور در انتخاب ابزار سیاستی دارای اختیار بوده و بر آنها کنترل داشته باشد. هر قدر کنترل بانک مرکزی بر ابزارهای سیاست‌پولی بیشتر باشد احتمال رسیدن به اهداف نهایی نیز بیشتر خواهد بود. اما نگاهی به روند تاریخی ابزارهای منتخب بانک بانک مرکزی نشان از کنترل بسیار پایین برآنها می‌باشد. روند نرخ رشد پایه پولی در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد تا سال ۱۳۸۰ مهمترین عامل تغییرات پایه پولی، سلطه مالی دولت (استقراض از بانک مرکزی) بوده و تا اواخر دهه ۸۰ مهمترین عامل تغییرات حاصل از ذخایر خارجی حاصل از فروش نفت است و در چند سال اخیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی مهمترین عامل تغییرات رشد پایه پولی می‌باشد همین عوامل باعث شده‌اند که پایه پولی- به عنوان مهمترین ابزار سیاست پولی- در عین اینکه بسیار پرنوسان شود در کنترل بانک مرکزی نیز نباشد.

نرخ سود (بهره) به عنوان متغیر مهم در به تعادل رساندن بازار پول و مبنای تصمیم گیری سرمایه گذاران، هرگز بر اساس ملاحظات اقتصادی و شرایط بازار تعیین نشده است همین باعث بوجودآمدن بازارهای موازی و در نتیجه نرخ بهره‌های موازی شده است در نتیجه تغییرات دستوری آن توسط بانک مرکزی بر بازار سهام اثر گذار نبوده است. همین طور

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

تغییرات آن در بازه کوچک انجام شده است از آنجا که تعیین آن به دور از مقتضیات بازار و پایین تر انجام شده است تغییرات کم آن نیز عکس العملی را در پی نخواهد داشت. و در آخر یک دلیل بسیار مهم عدم اثرگذاری تغییرات نرخ بهره بر بازار سهام که شاید دلیل اصلی آن باشد به بانک محور بودن تامین مالی ایران برمی‌گردد. در دوره مورد مطالعه، بیشتر نقدینگی بصورت شبه پول در بانک‌ها نگهداری می‌شود بطوریکه مقدار ان از ۵۲ درصد در ابتدای دوره به ۸۹ درصد در انتهای دوره مورد مطالعه رسیده است که با تاسیس بانک‌های خصوصی بیشتر هم شده است. درصد زیادی از این سپرده‌ها متعلق به خود بانک‌ها یا شرکت‌ها و موسساتی است که متعلق به بانک‌هاست در نتیجه با قدرت عظیمی که بانک‌ها دارند از افزایش نرخ بهره استقبال می‌کنند چون سود بالایی نصیب شرکت‌های زیر مجموعه می‌شود و در مقابل کاهش نرخ بهره نیز مقاومت زیادی نشان می‌دهند. شاهد اصلی این ادعا، وجود معضل دوگانگی نقدینگی در کشور است، در حالی که با رشد نقدینگی روبه رو هستیم، اما بنگاه‌ها از کمبود نقدینگی رنج می‌برند. و این، به معنای عدم انتقال این منابع به بخش‌های تولید و ورود آن به بخش‌های نامولد بوده که به نهادینه شدن تورم ساختاری و پنهان در اقتصاد منجر شده است . این حقیقت خود شاهدی برای عدم توسعه بازار سهام کشور است .به این دلیل که یکی از وظایف و کارکردهای بازار سهام جذب نقدینگی و کنترل تورم است. مقایسه درصد نقدینگی که بصورت شبه‌پول نگهداری می‌شود و نسبت ارزش حجم معاملات به نقدینگی در دوره مورد مطالعه نیز تاییدی بر این ادعا است.

به نظر می‌رسد بانک مرکزی به ابزار بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی کنترل بیشتری داشته باشد ولی در واقعیت اینطور نیست. در اینجا نیز سلطه شبه مالی دولت کاملا مشخص است مثلا اعتبارات مربوط به مسکن مهر یکی از اقلام تشکیل دهنده بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی می‌باشد که توسط دولت بصورت دستوری انجام شده است. همین طور کاهش نرخ ذخیره قانونی نیز به دلیل داشتن ذخایر مازاد زیاد توسط بانک‌های بزرگ و اعمال سیاست تسهیلات تکلیفی، نتایج اثر گذار و مورد انتظار را نداشته است.

بنابراین در یک جمع‌بندی می‌توان گفت که بخاطر سلطه مالی و شبه مالی دولت، بانک مرکزی سیاست‌پولی مستقل ندارد و دنباله روی سیاست مالی می‌باشد. همین امر باعث شده

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

بانک مرکزی کنترل بسیار کمی در ابزارهای خود داشته باشد و قاعده ابزاری معینی را برای اجرای اهداف سیاستی اعلام شده خود و ماموریت‌های محول، دنبال نکرده باشد و به طور خاص از هیچ یک از ابزارهای سیاست‌پولی به طور سیستماتیک و موثر استفاده نکرده است. با کنار هم گذاشتن وضعیت بازار سهام و چگونگی اجرای سیاست پولی، نتایج این مطالعه منطقی به‌نظر می‌رسد. وقتی سیاست پولی بر قیمت و بازده سهام اثر گذار نیست بنابراین بازار سهام نمی‌تواند کانالی برای انتقال اثرات سیاست پولی در ایران باشد.

شوک تورم در همه مدل‌ها در دو دوره اول اثر مثبت و کاهشی بر بازده سهام دارد. علت آن این است که درشرایط تورمی، ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت‌ها افزایش می‌یابد و افزایش ارزش جاری دارایی‌ها می‌تواند موجبات افزایش قیمت سهام را فراهم آورد. اما با گذشت زمان، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها پایین آمده و ارزش ذاتی هر سهم کاهش می‌یابد همینطور، با افزایش تورم عامل تنزیل نیز باعث کاهش قیمت و در نتیجه بازده سهام می‌گردد.

شوک نرخ ارز در تمام مدل‌ها از دوره سوم اثر مثبت بر بازاده سهام دارد و بعد از دوره پنجم اثر آن کاهشی می‌گردد. زیرا عمده شرکت‌های فعال در بازار سرمایه شرکت‌های کالا پایه هستند که ارزش دارایی‌های آنها با دلار محاسبه می‌شود و طبیعی است با افزایش قیمت ارز ارزش‌شان با قیمت‌های جدید تعدیل شده و افزایش پیدا می‌کنند. علاوه بر این، شرکت‌های صادرات محور هم با رشد دلار فرصتهای بهتری برای شناسایی درآمدهای بیشتر کسب می‌کنند و جریان نقدی آنها بیشتر شده و از این طریق نیز قیمت شهام افزایش می‌یابد. اما بعد از تعدیل قیمت‌ها براساس رشد نرخ ارز، معاملات هیجانی و سفته‌بازانه در بازار سهام فروکش کرده و قیمت کاهش پیدا می‌کند.

## ۷. نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مطالعه به بررسی تاثیر سیاست‌پولی بر رفتار و بی‌ثباتی بازار سهام پرداخته شد برای این منظور شاخص بازدهی بازار سهام نمایانگر رفتار بازار سهام در نظر گرفته شد. شاخص بی‌ثباتی بازدهی بازار سهام نیز از طریق مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی استخراج گردید. برای ارزیابی عملکرد سیاست‌پولی از ۴ ابزار سیاست‌پولی نرخ بهره موزون، پایه پولی، نسبت

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

سپرده قانونی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی استفاده شد. نتایج حاصل از تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که هیچ کدام از ابزارهای پولی تاثیر معنادار بر بازدهی بازار سهام ندارد. همین طور هیچ کدام از ابزارهای پولی تاثیر معناردار بر بی‌ثباتی بازار سهام ندارند. نتایج تجزیه واریانس نیز بیانگر این می‌باشد که در تمام مدل‌ها سهم ابزارهای پولی به عنوان نمایانگر سیاست‌پولی در تغییرات بازده و بی‌ثباتی بازار سهام کمتر از ده درصد می‌باشد در این میان سهم ابزار پایه پولی از سایر ابزارها بیشتر می‌باشد. بطور کلی، از یک طرف به علت نبود سیاست پولی سیستماتیک- به علت عدم اختیار کافی بانک مرکزی در انتخاب ابزارهای پولی- محقق نشدن اهداف سیاست پولی، سلطه مالی و شبه مالی دولت، بانک محور بودن تامین مالی در کشور و تجمع حدود ۹۰ درصد نقدینگی در قالب شبه پول در بانک‌های تجاری که بیشتر آنها در دست درصد کمی از مردم جامعه است و از طرف دیگر به علت اندازه کوچک، عمق کم بازار، ساختار مالکیت غیررقابتی، درصد پایین سهام شناور در بازار سهام، بدون توجه به نوع ابزارهای پولی، سیاست پولی اثرگذاری خاصی بر بازار سهام ندارد. ولی به صورت غیر مستقیم، از طریق اثرگذاری بر نرخ تورم و نرخ ارز تاثیر خود را بر بازار سهام می‌گذارد. لذا بنظر می‌رسد بانک مرکزی با دنبال کردن سیاست هدف‌گذاری تورم صریح و سیاست بهینه ارزی که متناسب با مقتضیات و شرایط خاص کشور بوده و سازگار با شرایط سیاست پولی و وضعیت تورمی باشد می‌تواند بازار سهام را از بی‌ثباتی در امان دارد.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

## منابع و مآخذ


- Abbasian E., Fallahi S., Soheili Ahmadi H.,(2012).Variables affecting the uncertainty of the Tehran Stock Exchange Index uncertainty: endogenous or exogenous variables. Journal of Applied Economics, 10(3), 1-28. {In Persian}.
- Abouwafia H.E., Chambers M.J.(2015). Monetary policy, exchange rates and stock prices in the Middle East region, *International Review of Financial Analysis*. 37 ,14–28.
- Ahmadzadeh A, Yavari K, Isaee Tafreshi M, Salehabadi A. An Analysis on Methods of Market Efficiency Evaluation in Iran . *jemr*. 2014; 5 (17) :1-28. {In Persian}.
- Akbary Roshan, M., Shaker, A. (2014). The Effects of Government Expenditure, Liquidity and Market Structure on Financial Development of Stock Market. *Economics Research*, 14(53), 109-142. {In Persian}.
- Antoniou, A. Garrett, I. Priestley R. (1998),Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory, *Journal of Empirical Finance*, 5(3), 221–240.
- Appleyard, D.R., Field, A.J. (2017)*International Economics*. New York, NY : McGraw-Hill Education press.
- Aydin B, Volkan E (2011).Incorporating Financial Stability in Inflation Targeting Frameworks. *IMF Working Paper*. WP/11/224.
- Bailey, R.E. (2005). *The Economics of Financial Markets*, Cambridge University Press, 548 pages

- Bashiri S, Pahlavani M, Boostani R.(2016). Stock Market Fluctuations and Monetary Policy in Iran. *Jemr*, 6 (23) :103-157. {In Persian}.
- Bernanke B.S, Kuttner K.N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy. *Journal of Finance*,(60), 1221-1257.
- Bekaert G., Guojun Wu G. (2000)Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets. *The Review of Financial Studies*, 13(1), 1–42.
- Bordo, M.D, Siklos P, (2017a). Central Bank Credibility before and after the Crisis, *Open Economies Review*, 1(28), 19-45.
- Bordo M.D., Wheelock D.C.(2007). Stock Market Booms and Monetary Policy in the Twentieth Century *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, *89*(2), 91-122.

Caporale, G.M., Cipollini, A., & Demetriades, P.O. (2005). Monetary policy and the exchange rate during the Asian crisis: Identification through heteroscedasticity. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 39–53.


[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

- Cocriş V, Nucu A.E. (2013) Monetary policy and financial stability: empirical evidence from Central and Eastern European countries, *Baltic Journal of Economics*, 13(1), 75-98.
- Criste A, Lupu I.(2014). The central bank policy between the price stability objective and promoting financial stability. *Procedia Economics and Finance*, 8, 219 – 225.
- Dadgar, Y., Keshavarz, G., Tyataraj, A. (2006). The Analysis of Relationship Between Inflation and Economic Growth in Iran. *Journal of Iran's Economic Essays*, 3(5), 60-91. {In Persian}.
Dallali Esfahani R, samadi S, Mojahedi M M, Jabbari A, Samadi Boroujeni R(2012). Developing an Inflation Model for Iranian Economy Based on Micro-Foundations. Jemr, 2 (7) :127-151.{In Persian}.
- Danyali dahose M., Mansori H.,(2012). Investigating Weak Form of Efficiency in Tehran Stock Exchange and Ranking Factors that Affect it. *Economics Research*, 12(47), 71-96. . {In Persian}.
- Enders W.(2015). *Applied Econometric Time Series*, . Fourth edition, Wiley press. 496 Pages
- Fazio D.M, Tabak B.M, Daniel O. Cajueiro D.O. (2015). Inflation targeting: Is IT to blame for banking system instability. *Journal of Banking & Finance*, 59, 76–97
- Fausch J, Sigonius M.(2018).The impact of ECB monetary policy surprises on the German stock market. *Journal of Macroeconomics*, 55(c), 46-63.
- Flávio de Freitas Val F., Klotzle M.C, Figueiredo Pinto A.C & Barbedo C.H. (2018): Stock Market Reaction to Monetary Policy: An Event Study Analysis of the Brazilian Case, *Emerging Markets Finance and Trade*, 11(54), 2577-2595.
- Gospodinov, N, Jamali, I.,(2015). The response of stock market volatility to futures-based measures of monetary policy shocks, *International Review of Economics and Finance*, Elsevier, vol. 37(C), 42- 54
- Groenewold, N., and P. Fraser. (1999). `Time-Varying Estimates of CAPM Betas." *Mathematics and Computersin Simulation* 48(4-6): 531-539.
- Jafari Samimi A, Balounejad Nouri R(2014). Application of Wavelets and Fractional Brownian Motion in Weak Efficiency Hypothesis of Testing in Tehran Stock Exchange. jemr. 5 (17) :29-56.{In Persian}.
- Jalali naeini S.A.,(2015).Monetary Policy: Theoretical Foundations and Performance Evaluation in Iran, Tehran, Monetary and Banking Research Center press, 270 pages{In Persian}.
- Jalili Z, Asari Arani A, Yavari K, Heydari H. Evaluating the Monetary Policy Transmission Mechanism through the Stock Market in Iran Using the Structural Vector Auto Regressive (SVAR) Model. QJER. 2018; 17 (4) :173-195.{In Persian}.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

- Kaminska I, Roberts-Sklar M.(2018). Volatility in equity markets and monetary policy rate uncertainty. *Journal of Empirical Finance*. 45, 68-83.
- Keshavrz Q., Mahdavi O,(2006). Is the stock market in Iran's economy a channel for transmission of monetary policy? *Journal of Economic Research*, 40(4), 147-170.{In Persian}.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer Verlag.
- Lutkepohl, H., & Kratzig, M. (2004*). Applied time series econometrics*. *Cambridge University Press*.
- Mishkin, Frederic S(2010). *The economics of money, banking, and financial markets*. The Addison-Wesley series in economics press.
- Monjazeb M.,(2006). An Analysis of the Effectiveness of the Expansion of the Volume of Money on Production and Inflation in the Iranian Economy. *Quarterly Journal of* economic research, 6(3). 1-16. .{In Persian}.
- Moshiri S., Vashgani M.,(2010). Study of the Monetary Policy Transmission Mechanism and its Timing in Iran. *Economic Modeling*, 4(11), 1-32.{In Persian}.
- Noferesti M., 2005). The effect of monetary and currency policies on the Iranian economy in the framework of a dynamic econometric model. Journal of Economic Research,3(40).1-30. {In Persian}.
- Nonezhad M., Zamani kordsholi B., Hoseinzadeh S.H.,(2012).The effect of monetary policy on the stock price index in Iran. *Quarterly Journal of* financial economics, 6(20). 9-38. {In Persian}.
- Rezazadeh, A. (2016). The Impact of Macroeconomic Variables on Tehran Stock Market Returns Volatility: GARCH-X Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(2), 121-136.{In Persian}.
- Roll R, Ross S.A. (1995). The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning. *Financial Analysts Journal.* 51(1),122-131
- Ruiz J.(2015).Response of Spanish stock market to ECB monetary policy duringfinancial crisis, *The Spanish Review of Financial Economics*, Volume 13(2), 41-47.
- Shahbazi K., Rezaei E., Abbasi A.,(2013). Monetary and Financial Policies and Market Stock Efficiency: Empirical Evidence in Iran. *Quarterly Journal of* Financial knowledge of securities analysis, 6(20), 63-77. .{In Persian}.
- Sharifi Renani H., Komijani A., Shahrestani H.,(2010). Investigating the mechanism of monetary transmission in Iran: Structural Vector Autoregressive Approach. *Quarterly Journal of monetary and banking research.* 1(2), 145-176. .{In Persian}.
- Shokoh A., damankeshideh M., Hadinezhad M.,(2017). Estimation of the Effect of Monetary Policy on the Stock Price Index in Iran (Case Study: Active Petrochemical Industries in Tehran Stock Exchange). *Quarterly Journal of* financial economics, 11(40), 139-158.{In Persian}.

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

-Smets F.(2014). Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked? *International Journal of Central Banking*.10(2), 263-300.
- Suhaibu I, Harvey S.K, Amidu M.(2017). The impact of monetary policy on stock market performance: Evidence from twelve (12) African countries.*Research in International Business and Finance*, c(42), 1372-1382
- Svensson L.E.O(2017). Leaning Against the Wind: The Role of Different Assumptions About the Costs.

*National Bureau of Economic Research, Inc*.NBER Working Papers 23745.
- Taghavi M., Aliasgar L.,(2006). Investigating the effect of monetary policy on the volume of deposits, credites and liquidity of the banking system. Economics Research, 6(20), 131-165. {In Persian}.
- Taiebnia A, Taghimollaee S. Money and Inflation in Iran: Vector Auto-Regression (VAR) Approach. The Journal of Planning and Budgeting. 2010; 15 (1) :3-29. {In Persian}.
- Torabi T., Homan T.(2010). The Effects of Macroeconomic Variables on the Output Indicators of Tehran Stock Exchange. *Economic Modeling*, 4(11), 121-144. {In Persian}.
- Van Rensburg, P. (1999). Macroeconomic identification of candidate APT factors on the Johannesburg Stock Exchange. *Journal for Studies in Economic and Econometrics*, 23, 27-53.
- Verona F., Martins M.F., Drumond I.(2017). Financial shocks, Þnancial stability, and optimal Taylor rules, *Journal of Macroeconomics* (2017).
- Yazdani, M., Zare, S. (2016). Investigating Effect of Exchange Rate Shocks on Inflation in Iranian Economy during Seasonal Period 2000-2012. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(17), 171-197. {In Persian}.
- Yoshino, N., Taghizadeh-Hesary F., Hassanzadeh A, and Prasetyo A.D(2014). Response of Stock Markets to Monetary Policy: The Tehran Stock Market Perspective, *Journal of Comparative Asian Development*, 13(3), 517-545.
- Zhang B., Hu J., Jiang M. (2017). Monetary Shocks and Stock Market Fluctuations: With An Application to the Chinese Stock Market. The Singapore Economic Review, 63(1).

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

[ Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.5.9 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.9.36.75 ]

# The Impact of Monetary Policy on the Stock Market Returns and Instability: Comparison of Monetary Policy Tools in Iran

**Qholamreza Rezaei[1], Hamid Shahrestani[2], Kambiz Hozhabr Kiani[3], Mohsen Mehrara[4]**

**Received: 29/01/2019 Accepted: 31/07/2019**

**Abstract**

After the recent financial crisis, especially the financial crisis 2008, This raises the important question of what is the role of monetary policy in occurrence and prevention of the financial instability? so, this paper investigate the dynamics impact of monetary policy on the stock market returns and instability using Structural Vector Autoregression (SVARs) model During the period 1992:q2 to 2017:q1. In this study, the effect of monetary policies via the various monetary tools used by the Central Bank on the stock market is studied. to illustrate the performance of monetary policies, the four variables of weighted interest rate, monetary base growth rate, bank reserve ratio**,** and growth of commercial banks' debt to the central bank have been used as monetary policy tools. The results of the impulse response function(IRF) show that monetary policy tools do not affect the stock market returns and instability. The results of the Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) also show that the share of monetary tools in explaining the changes in stock market returns and instability is insignificant and less than ten percent each. Although, the monetary base share is higher than the others, so the central bank's policy tools do not has a particular impact on the behavior and instability of the stock market.

**Keywords:** Monetary Policy, Monetary Instability, Stock Market, Structural Vector Autoregression (SVARs) Model.
**JEL Classification:** E51 ،G10 ،C32.

1. Ph.D. Student , Department of Economics, *Science* and *Research Branch* ,The Islamic Azad University, Tehran,Iran, Email: q.r.rezaei@qiau.ac.ir
2. University Professor of Economics, Ohio University, (Corresponding Author), Email: Shahrest@ohio.edu
3. University Professor of Economics, *Science* and *Research Branch* ,The Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: Kianikh@yahoo.com
4 . University Professor of Economics, University of Tehran, Email: mmehrara@ut.ac.ir