فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_بانکی
سال چهاردهم، شمارهٔ ۴۷، بهار ۱۴۰۰
صفحات ۱_۳۴

بررسی تأثیرات تکانه‌های نقدینگی در ارزش صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران با رهیافت پارامترهای متغییر در زمان

سجاد برخورداری [*]
قهرمان عبدلی [†]
رضا امیری [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۷

چکیده

این پژوهش تلاش دارد تا به‌صورت موردی تأثیر تکانه‌های پولی را با تأکید بر نوسانات در حجم نقدینگی به‌عنوان یک تکانهٔ بیرونی در ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران با به‌کارگیری الگوی پارامترهای متغیر طی زمان و با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ ۱۳۹۰_۱۳۹۷ بررسی و تأثیرات تکانه‌های پولی (مثبت) را در ارزش این شرکت‌ها تحلیل کند. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که نحوهٔ اثرپذیری ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران با افزایش یک انحراف معیار در تکانهٔ نقدینگی (تکانهٔ پولی مثبت) تفاوت دارد؛ افزون‌براین، این واکنش در هریک از صنایع موردبررسی نیز درگذر زمان متفاوت است که لزوم به‌کارگیری رهیافت پارامتر–متغیر را آشکار می‌سازد. در بین صنایع منتخب، ارزش شرکت‌های فعال در صنایع فلزات اساسی و محصولات غذایی و آشامیدنی نسبت به تکانهٔ پولی در کل دورهٔ موردبررسی واکنش مثبت و صنعت محصولات شیمیایی واکنش منفی نشان می‌دهند؛ همچنین، نحوهٔ اثرپذیری ارزش شرکت‌های فعال در سایر صنایع نسبت به این تکانه در گذر زمان متفاوت بوده است.

واژه‌های کلیدی: الگوی پارامترهای متغیر طی زمان، تکانه‌های نقدینگی، ارزش شرکت، بورس اوراق بهادار تهران.
طبقه‌بندی JEL: C53، E52، G32.

[*] دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)؛ barkhordari@ut.ac.ir
[†] استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛ abdoli@ut.ac.ir
[‡] دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛ amiri.r@ut.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

۱ مقدمه

نقدینگی، به‌عنوان کلیدی‌ترین متغیر اقتصاد پولی و به‌عنوان عاملی پیرامونی، نقش مؤثری در شکل‌دهی سایر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تورم و رشد اقتصادی دارد. به‌بیان دیگر، رشد این متغیر از یک‌سو تورم‌زا بوده و با سیالیت خود، برهم‌زنندهٔ تعادل بازارهای مالی همچون ارز و طلاست و از سوی دیگر، موتور محرک تولید و نیاز اصلی بنگاه‌های اقتصادی، به‌مثابهٔ روغنی برای گردش چرخ اقتصادی واحدهای تولید محسوب می‌شود و کمبود آن منجر به رکود و مشکلات گوناگونی ازجمله ناتوانی واحدهای تولیدی در ایفای بموقع تعهدات خواهد شد. از این منظر، در مدیریت‌های کلان اقتصادی، هدف‌گذاری این متغیر و مدیریت روند تغییرات آن از درجهٔ اهمیت بسزایی برخوردار است. طبق آمارهای بانک مرکزی، در طول دو دههٔ اخیر حجم نقدینگی در کشور به‌طور متوسط در حدود ۲۷/۷ درصد رشد داشته و عملکرد آن در سال‌های مختلف با نوسانات قابل‌توجهی همراه بوده است (بانک مرکزی، ۱۳۹۹)؛ باوجوداین، این میزان از رشد نقدینگی در عمل در زمینهٔ اثرگذاری در بخش واقعی، منتج به تحقق رشد اقتصادی پایین‌تر و درعین‌حال زمینه‌ساز شکل‌گیری سطح عمومی قیمت‌های بالاتر شده است؛ لذا می‌توان گفت که معضل رشد بالای نقدینگی چالشی ساختاری برای اقتصاد ایران بوده است.

افزایش نقدینگی در اقتصاد، همان‌گونه که در متون اقتصادی نیز آمده است، می‌تواند تأثیرات متعددی در بازارهای مختلف موجود در هر اقتصاد داشته باشد. با نگرشی بر ساختار کلان اقتصادی هر کشور و بازارهای مختلف موجود در هر اقتصاد، می‌توان دریافت که یکی از اساسی‌ترین بازارها در هر اقتصاد بازارهای سرمایه است. بازار سهام از اجزای تشکیل‌دهندهٔ بازار سرمایه است و به‌عنوان بخشی از مجموعهٔ اقتصاد، تابع آن است. یکی از متغیرهای اثرپذیر از تکانه‌های پولی در بازار سهام، ارزش شرکت‌های فعال در این بازار است؛ در واقع، تأثیرات ناشی از نوسانات در حجم نقدینگی بر ارزش شرکت‌های فعال در بازار سرمایه و به‌طور خاص بازار سهام، می‌تواند رفتارهای اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد؛ بنابراین، درک نحوهٔ تأثیر تکانه‌های پولی در حوزهٔ وسیع‌تری از اقتصاد، ضرورتاً مستلزم آگاهی از اثر اقدامات سیاستی در بازارهای مالی مهم و چگونگی تغییرات عوامل نهادی در این بازارهاست.

بدیهی است که بررسی تمام موارد فوق مطالعات متعددی را طلب می‌کند؛ در نتیجه با توجه به اهمیت موضوع، این پژوهش تلاش دارد به‌صورت موردی تأثیر تکانه‌های پولی را با تأکید بر نوسانات در حجم نقدینگی به‌عنوان یک تکانهٔ بیرونی بر روی ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران موردبررسی قرار دهد و تأثیرات تکانه‌های

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

پولی را در ارزش این شرکت‌ها تحلیل کند. یکی از مهم‌ترین وجوه تمایز این تحقیق با سایر مطالعات مشابه در نوع روش تخمین و پیش‌بینی به‌کار گرفته‌شده در آن است. تاکنون مطالعاتی با استفاده از متدولوژی اقتصادسنجی «پارامتر قابلِ‌تغییر طی زمان با عامل تعدیل‌شدهٔ خودبازگشت برداری[1]» بر روی عوامل مؤثر در ارزش شرکت‌ها صورت نگرفته است؛ استفاده از چنین مدلی امکان بررسی تأثیرات متغیر زمانی را فراهم می‌کند.

در واقع، هدف از این پژوهش شناسایی تأثیرات تکانه‌های پولی در ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران به‌منظور پاسخ به این سؤال است که آیا تغییرپذیری نقدینگی (تکانهٔ پولی مثبت) باعث تغییر در ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌گردد و همچنین نحوهٔ واکنش ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف این بازار در واکنش به نوسانات نقدینگی چگونه است؟ مطابق با نظریهٔ Q توبین، انتظار می‌رود یک تکانهٔ مثبت نقدینگی با کاهش نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار و افزایش در جریانات نقدی آتی شرکت‌ها باعث تغییرات مثبتی در بازده سهام شرکت‌ها و در نتیجه ارزش‌گذاری مثبت شرکت‌ها نزد فعالان بازار سرمایه شود.

در ادامه، این مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است:

در بخش ۲، به مروری بر ادبیات نظری و تجربی موضوع پژوهش حاضر پرداخته می‌شود؛ بخش ۳ به روش تحقیق و تصریح مدل اختصاص دارد. نتایج تجربی و بحث و نتیجه‌گیری نیز به‌ترتیب در بخش‌های ۴ و ۵ مقاله ارائه می‌شود.

۲ مروری بر ادبیات موضوع

۲.۱ ارزش شرکت و عوامل مؤثر در آن

مفهوم اصلی ارزش شرکت عبارت است از تصور و دیدگاه سرمایه‌گذاران نسبت به میزان موفقیت شرکت که معمولاً در قیمت سهام آن شرکت منعکس می‌شود (رسچیواتی[2]، ۲۰۲۰). در خصوص عوامل تشکیل‌دهندهٔ ارزش شرکت مطالعات بسیاری انجام شده است و محققان مختلف تعاریف متفاوتی از ارزش شرکت ارائه داده‌اند. تمرکز سیستم حسابداری و گزارش‌دهی متعارف در رابطه با مفهوم ارزش شرکت بر حداکثرسازی سود است که می‌تواند مستقیماً از صورت‌های مالی شرکت‌ها به‌دست آید. بااین‌حال، می‌توان ارزش شرکت را به این‌صورت تعریف

[1] Time Varying Parameters Factor Augmented Vector Autoregressive

[2] Reschiwati

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

کرد که عبارت است از ارزش فعلی مجموعه‌ای از جریانات نقدی درآمدی که شرکت در آینده به‌دست می‌آورد (اندری و فتونی[1]، ۲۰۲۰). در بسیاری از مطالعات تجربی، از نسبت Q توبین برای سنجش ارزش شرکت استفاده شده است؛ نسبت Q توبین برابر است با نسبت ارزش بازار دارایی‌های شرکت و ارزش جایگزینی دارایی‌های آن. حال در این پژوهش نیز برای سنجش ارزش شرکت از Q توبین استفاده شده است.

در فرایند ارزش‌گذاری شرکت، شناسایی عوامل کلیدی ایجادکنندهٔ ارزش بسیار بااهمیت است، زیرا این عوامل با توجه به نوع تغییرات آن‌ها، می‌توانند باعث افزایش یا کاهش در ارزش شرکت شوند. مطالعات متعددی (کمّی و کیفی) اقدام به بررسی عوامل اثرگذار در ارزش شرکت‌ها به‌منظور شناخت بهتر این عوامل کرده‌اند.

به‌رغم اینکه بسیاری از محققان تلاش کرده‌اند عوامل اثرگذار در ارزش شرکت‌ها را شناسایی کنند، هیچ رویکرد واحدی در ارتباط با این عوامل و طبقه‌بندی آن وجود ندارد. بااین‌حال، عوامل مؤثر در ارزش شرکت را می‌توان به دو دستهٔ عوامل داخلی ارزش و عوامل خارجی ارزش تقسیم‌بندی کرد. عوامل داخلی ارزش عواملی‌اند که از فعالیت اصلی شرکت نشئت می‌گیرد؛ به‌عبارت دیگر، عوامل داخلی ارزش متغیرهای درون شرکت‌اند که مدیریت می‌تواند در آن‌ها اثر بگذارد و آن‌ها را مطابق با اهداف و راهبردهای شرکت مدیریت کند. از سوی دیگر، عوامل خارجی ارزش نیز عواملی‌اند که مرتبط با محیط اقتصاد کلان‌اند که می‌توانند با اثرگذاری در بخش‌های مختلف شرکت، ارزش شرکت را با تغییرات گسترده‌ای مواجه سازند (رانجیت[2]، ۲۰۱۵). تمرکز این پژوهش نیز بر عوامل خارجی اثرگذار در ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران است که ارتباط نزدیکی با مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی در بازار سرمایه دارند و در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

۲. ۲ کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی در بازار سهام

۲. ۲. ۱ کانال نرخ بهره

کلیدی‌ترین کانال مکانیسم انتقال سیاست پولی به اقتصاد، در مدل‌های اولیهٔ کینزی است که طبق آن، اتخاذ سیاست پولی انقباضی به فرض ثبات قیمت‌ها، منجر به افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی می‌شود که آن هم به‌نوبهٔ خود باعث افزایش هزینه سرمایهٔ شرکت‌ها شده و کاهش

[1] Endri & Fathony
[2] Ranjit Tiwari

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

ارزش فعلی جریان‌های نقدی خالص آینده را در پی دارد؛ در نتیجه، منجر به کاهش قیمت‌های سهام می‌شود. نرخ‌های بهرهٔ حقیقی پایین‌تر موجب افزایش سرمایهٔ ثابت تجاری، سرمایه‌گذاری خانوارهای داخلی، مخارج بادوام مصرفی، و موجودی سرمایه می‌شود. کلیهٔ این موارد نیز موجب افزایش ستاندهٔ کل (تولید) می‌شود (پادور و همکاران[1]، ۲۰۰۶).

۲. ۲/۲ کانال اعتباری

سیاست پولی نه‌تنها از طریق اثرگذاری در تقاضای وام، بلکه از طریق اثرگذاری در عرضهٔ وام‌ها نیز اثر خود را نشان می‌دهد. کانال اعتباری از دو طریق وام‌دهی بانک‌ها و تأثیرات اعتباردهی در ترازنامهٔ شرکت‌ها، تأثیرات سیاست پولی را در متغیرهای اقتصادی منتقل می‌کند (موخرجی و همکاران ، ۲۰۱۱).

۲. ۲. ۳ کانال قیمت دارایی‌ها

دو کانال وجود دارد که با قیمت دارایی‌ها مرتبط است و در بحث سازوکار انتقال سیاست پولی مهم‌اند؛ این دو کانال عبارت‌اند از: کانال نرخ ارز و کانال ارزش دارایی‌های صاحبان سهام.

کانال نرخ ارز زمانی فعال می‌شود که تعدیلات نرخ سیاستی (بانک مرکزی) موجب تغییرات اهرمی در بازار کوتاه‌مدت، نرخ‌های سپرده، و تسهیلات شود. این امر شامل اوراق بهادار دولتی نیز می‌شود. تحت نظام شناور ارز و جریان کاملاً آزاد سرمایه، تغییر در نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز (با فرض قیمت‌های چسبنده)، انتخاب و جایگزینی بین کالاهای داخلی و خارجی را موجب شده و تقاضای کل را از طریق خالص صادرات تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. برخی عوامل ممکن است کانال نرخ ارز را محدود کنند که عبارت‌اند از: ۱ــ مدیریت مستمر نرخ ارز در طول دورهٔ تغییر و نوسان؛ ۲ــ درجهٔ آزادی جریان سرمایه؛ و ۳ــ اهمیت فزایندهٔ استقراض کوتاه‌مدت خارجی. براثر سیاست پولی انقباضی، با افزایش نرخ بهره، نرخ ارز داخلی کاهش می‌یابد که ضمن تأثیر منفی در نرخ تورم، باعث کاهش خالص صادرات و به‌تبع آن کاهش تولید می‌شود و در نهایت منجر به کاهش قیمت دارایی‌ها خواهد شد (موهانتی[2] ، ۲۰۱۴).

دو کانال وجود دارد که با ارزش دارایی‌های صاحبان سهام مرتبط است و در بحث سازوکار انتقال سیاست پولی مهم‌اند. این دو کانال عبارت‌اند از: نظریهٔ Q توبین در خصوص سرمایه‌گذاری و اثر ثروت در مصرف. نظریهٔ Q توبین سازوکاری را فراهم می‌کند تا سیاست

---

[1] Padour et al.

[2] Mohanty

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

پولی اقتصاد را از طریق اثرگذاری در ارزش دارایی‌های شرکت تحت‌تأثیر قرار دهد. توبین Q را به‌عنوان ارزش بازاری شرکت‌ها تعریف می‌کند که با هزینهٔ جایگزینی سرمایه توزیع می‌شود. اگر Q بالا باشد، ارزش بازاری شرکت‌ها در مقایسه با هزینهٔ جایگزینی سرمایه بالا بوده و ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای نیز نسبت به ارزش بازاری شرکت‌های تجاری ارزان‌تر خواهد بود. در نتیجه، شرکت‌ها می‌توانند سهام منتشر کنند و قیمتی که برای آن دریافت می‌کنند بالاتر از ماشین‌آلات و تجهیزاتی خواهد بود که آن‌ها می‌خرند. بنابراین، مخارج سرمایه‌ای افزایش خواهد یافت، زیرا شرکت‌ها می‌توانند با انتشار حجم کمی از سهام، کالاهای سرمایه‌ای زیادی خریداری کنند.

کانال دیگر انتقال سیاست پولی از طریق ارزش دارایی‌های صاحبان سهام توسط اثر ثروت در مصرف محقق می‌شود. این کانال عمدتاً به‌واسطهٔ نظریهٔ سیکل زندگی مودیگلیانی حمایت شده است. براساس الگوی مذکور، مخارج مصرفی توسط منابعی تعیین می‌شود که در طول دورهٔ زندگی در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرد. این منابع شامل سرمایهٔ انسانی، سرمایهٔ حقیقی، و ثروت مالی است. بخش اعظمی از ثروت مالی نیز اوراق بهادار رایج است. زمانی‌که قیمت سهام افزایش می‌یابد، ارزش ثروت مالی افزایش می‌یابد و بنابراین منابع طول دورهٔ زندگی مصرف‌کنندگان نیز تقویت می‌شود، در نتیجه مصرف افزایش می‌یابد.

۲. ۳ تغییرات نقدینگی (تکانهٔ پولی) و ارزش شرکت

تغییرات در نقدینگی (تکانهٔ پولی) معمولاً از راه‌های مختلف باعث اثرگذاری در ارزش شرکت‌های فعال در بازار سرمایه می‌شود. بااین‌حال، یکی از مهم‌ترین راه‌های اثرگذاری تکانه‌های پولی در ارزش شرکت‌ها، از طریق ایجاد تغییرات در قیمت یا بازدهی سهام این شرکت‌هاست.

براساس مدل جریانات نقدی تنزیل‌شده[1]، قیمت سهام یک شرکت برابر است با ارزش حال خالص جریانات نقدی انتظاری در آینده. در این راستا، تغییرات نقدینگی (تکانهٔ پولی) با تغییراتی که در نرخ تنزیل فعالان اقتصادی و همچنین انتظارات فعالان اقتصادی در رابطه با فعالیت های اقتصادی در آینده ایجاد می‌کند، نقش مهمی در تعیین سطح قیمت‌های سهام شرکت‌ها ایفا می‌کند. یک سیاست پولی انقباضی با افزایش نرخ تنزیل جریانات نقدی انتظاری شرکت و همچنین با شکل‌گیری انتظارات کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی در آینده، باعث کاهش سطح قیمت سهام شرکت‌ها خواهد شد. برعکس، یک

[1] Discounted Cash Flow Model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

سیاست پولی انبساطی معمولاً خبر خوبی در مورد کاهش سطوح نرخ بهره و همچنین بهبود وضعیت اقتصادی در آینده و افزایش سطح درآمدهای آتی شرکت تلقی خواهد شد و از این طریق می‌تواند باعث افزایش قیمت سهام شرکت شود.

مدل ارزش‌گذاری تنزیل جریانات نقدی بینش مفیدی در رابطه با نحوهٔ اثرگذاری تغییرات نقدینگی (تکانهٔ پولی) در بازده سهام شرکت‌ها ارائه می‌کند.

ارتباط قیمت سهام شرکت و یا به‌عبارت دیگر ارزش سهام شرکت (V_t) را با ارزش حال سودهای تقسیمی موردانتظار در آینده (D_{t+j}) و با فرض ثابت‌بودن نرخ تنزیل (R) می‌توان به‌صورت رابطهٔ زیر نوشت:

$$=E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{1+R}\right)^{j} D_{t+j}\right]+E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^{k} V_{t+k}\right]V_t \qquad (۱)$$

در این رابطه، E_t بیانگر عملگر انتظارات شرطی براساس اطلاعات در دسترس فعالان بازار در زمان t، R، حداقل نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار و K، افق زمانی سرمایه‌گذار است.

با فرض نبودِ حباب‌های غیرمنطقی در قیمت سهام، می‌توان مشاهده کرد که با افزایش افق زمانی سرمایه‌گذار (K)، سمت راست در رابطهٔ (۱) به‌سمت صفر میل می‌کند.

$$=0\frac{lim}{k\to\infty}\ E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^{k} V_{t+k}\right] \qquad (۲)$$

حال با فرض افق زمانی بی‌نهایت، رابطهٔ (۱) را می‌توان به‌شکل زیر نوشت:

$$=E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{1+R}\right)^{j} D_{t+j}\right]V_t \qquad (۳)$$

رابطهٔ (۳) نشان می‌دهد که تغییرات نقدینگی (تکانهٔ پولی) از دو طریق در قیمت یا بازده سهام شرکت تأثیر می‌گذارد. در واقع، تکانهٔ پولی با تغییر نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار، به‌طور مستقیم در بازده سهام شرکت اثر می‌گذارد. یک تکانهٔ پولی منفی (کاهش حجم پول) با افزایش نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار، باعث کاهش جریانات نقدی آتی شرکت شده و در نتیجه قیمت سهام شرکت را کاهش خواهد داد. این موضوع بر مبنای دو فرض اساسی استوار است: نخست، عامل تنزیل مورداستفادهٔ فعالان بازار به‌طورکلی با نرخ‌های بهرهٔ بازار مرتبط است؛ و دوم، بانک مرکزی قادر به اثرگذاری در نرخ بهره است؛ همچنین، تکانهٔ پولی از طریق اثرگذاری در جریانات نقدی آتی موردانتظار، به‌طور غیرمستقیم در ارزش سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. یک تکانهٔ پولی مثبت باعث شکل‌گیری انتظارات مثبت فعالان

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

اقتصادی در مورد افزایش سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی شده و در نتیجه منجر به افزایش قیمت سهام شرکت‌ها از طریق افزایش در جریانات نقدی موردانتظار در آینده خواهد شد (کریستوس و الکساندروس[1]، ۲۰۰۶). به‌منظور نشان‌دادن چگونگی اثرگذاری تکانهٔ پولی و به‌ویژه حجم پول در ارزش شرکت، از Q توبین استفاده می‌کنیم که در بسیاری از مطالعات تجربی به‌عنوان معیاری جهت ارزش‌گذاری شرکت‌ها مورداستفاده قرار گرفته است. اگر Q توبین به‌عنوان معیاری از ارزش شرکت، نسبت بین ارزش بازار دارایی‌های شرکت و ارزش جایگزینی دارایی‌های[2] آن تعریف شود، آنگاه مطابق با این تعریف، ارزش بازار دارایی‌های شرکت از طریق جمع جبری ارزش بازار سهام شرکت[3] (MVS) و ارزش بازار بدهی‌های شرکت[4] (MVD) محاسبه می‌گردد. به‌عبارت دیگر، ارزش بازار دارایی‌های شرکت برابر است با سرمایهٔ متعلق به خود شرکت به اضافهٔ سرمایهٔ سرمایه‌گذاران بیرونی. ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت[5] (RVA) نیز برابر است با هزینه‌های مالی موردنیاز جهت راه‌اندازی ظرفیت تولید کنونی شرکت با فنّاوری موجود (لیندنبرگ و رز[6]، ۱۹۸۱).

بنابراین، Q توبین را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$Q = \frac{MVS+MVD}{RVA}$$

حال همان‌طور که آمد، یک تکانهٔ پولی به‌صورت مستقیم با تغییر نرخ بهره باعث تغییر در قیمت سهام شرکت خواهد شد که این خود می‌تواند باعث تغییر ارزش بازار سهام شرکت (MVS) شود و لذا Q توبین را دستخوش تغییر کند. همچنین با تغییر نرخ بهره، ارزش بازار بدهی‌های شرکت (MVD) و همچنین ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت (RVA) نیز تغییر خواهد کرد که این موضوع نیز می‌تواند Q توبین را که معیاری برای ارزش شرکت است، تغییر دهد. تکانهٔ پولی همچنین از طریق تغییراتی که در ظرفیت عایدات بنگاه ایجاد می‌کند، قادر به تغییر هریک از اجزای Q توبین است و این امر می‌تواند تغییرات اساسی در ارزش شرکت ایجاد کند (همان).

---

[1] Christos & Alexandros
[2] Replacement Value of the Assets
[3] Market Value of the Shares
[4] Market Value of the Debts
[5] Replacement Value of the Assets
[6] Lindenberg & Ross

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

به‌طورکلی، با بررسی تأثیر این تکانهٔ پولی مثبت در بازده قیمتی سهام، ازآنجایی‌که یکی از اجزای مهم ثروت مصرف‌کنندگان، سهام محسوب می‌شود، ازاین‌رو طبق کانال ثروت، افزایش قیمت سهام که در نتیجهٔ افزایش حجم پول به‌وجود می‌آید؛ منجر به افزایش مصرف و تولید کل نیز می‌گردد؛ به‌عبارت دیگر، با عرضهٔ بیشتر پول، افراد مازاد نیاز خود پول دارند و لذا یکی از بازارهایی که اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند، بازار سهام است. در واقع، از دیدگاه نظریهٔ سرمایه‌گذاری توبین می‌توان این‌گونه تشریح کرد که تکانهٔ مثبت نقدینگی به تحت‌تأثیر قراردادن ارزش‌گذاری سهام منجر می‌شود و لذا افزایش نقدینگی به افزایش تقاضای سهام می‌انجامد و لذا قیمت آن در بازار افزایش می‌یابد و برای سهامداران منجر به به بازدهی بیشتری از قیمت سهام می‌شود و این امر تغییرات مثبتی را در ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار ایجاد می‌کند.

۲. ۴ پیشینهٔ پژوهش

براساس یافته‌های پژوهشگران داخلی و خارجی، می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که در زمینهٔ تأثیرات تکانه‌های پولی در بازار سهام مطالعات بسیاری صورت گرفته است و نتایج حاصل گویای این موضوع است که اجماعی کلی در خصوص تأثیرپذیری بازار سهام از تکانه‌های پولی وجود دارد و به‌عبارت دیگر، تکانه‌های پولی تأثیر قابل‌توجهی در عملکرد بورس اوراق بهادار دارند؛ اما درعین‌حال هیچ‌گونه رویکرد واحدی در زمینهٔ نوع اثرگذاری و به‌عبارتی جهت این تأثیرات وجود ندارد. در مطالعات داخلی و خارجی انجام‌شده در زمینهٔ تأثیرات تکانه‌های پولی در بازار سهام، مطالعه‌ای که مستقیماً به بررسی تأثیرات تکانه‌های پولی در ارزش شرکت‌ها به تفکیک شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بورسی بپردازد، یافت نشد؛ بااین‌حال، در ادامه سعی شده است تا به برخی از مطالعاتی که نزدیک‌ترین ارتباط موضوعی را با پژوهش پیش رو داشته‌اند، اشاره شود.

نگوین (۲۰۱۶) تأثیرات تکانه‌های سیاست پولی را در شاخص بازار ویتنام بررسی کرده است. مطابق با نتایج این پژوهش، سیاست پولی به‌شکل تغییر نرخ‌های بهره، نرخ ارز، و ذخایر بانک مرکزی باعث اثرگذاری منفی در شاخص سهام در بلندمدت می‌شود.

باهاج (۲۰۱۷) نحوهٔ انتقال تکانه‌های سیاست پولی را بر بنگاه‌ها بررسی کرده است. براساس نتایج این پژوهش، تکانه‌های سیاست پولی انقباضی تا ۵ـ۷ سال پس از رخ‌دادن، تأثیرات مداومی بر شرکت‌ها می‌گذارند و این موضوع در تضاد با تأثیرگذاری بیشتر تکانه‌های سیاست‌های پولی در اقتصاد کل است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

اردوغدو[1] (۲۰۱۷) به بررسی مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی پرداخته است؛ نتایج این پژوهش حاکی از آن است که کانال اعتباری و کانال قیمت دارایی در انتقال آثار سیاست پولی در تولید و قیمت‌ها غیرفعال است؛ همچنین کانال نرخ بهره بیشترین سهم را در انتقال آثار سیاست پولی بر عهده دارد.

کلوین[2] (۲۰۱۸) شواهد جدیدی در خصوص چگونگی اثرگذاری سیاست پولی در میزان سرمایه‌گذاری وسرمایهٔ شرکت‌ها در ایالات متحده و انگلستان ارائه می‌دهد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که یک سیاست پولی انقباضی با کاهش جریانات نقدی شرکت‌ها باعث کاهش ارزش خالص شرکت‌ها می‌شود و شدت تغییرات در ارزش شرکت‌ها برای شرکت‌های جوان‌تر بیشتر است، زیرا سرمایهٔ خارجی آن‌ها بیشتر در معرض نوسانات ارزش دارایی است. در مجموع، یافته‌های این پژوهش نقش مالی شرکت‌ها و اصطکاک‌های مالی را در تقویت تأثیرات سیاست‌های پولی در سرمایه‌گذاری شرکت‌ها برجسته می‌کند.

پاول[3] (۲۰۲۰) به بررسی موضوع چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی در قیمت دارایی‌ها و اقتصاد واقعی در ایالات متحده پرداخته است. در این مطالعه، از یک تخمین‌زننده با درنظرگرفتن بالاترین میزان تغییرات غیرمنتظره به‌عنوان تکانه‌های ساختاری سیاست پولی استفاده شده است و با استفاده از تغییرات غیرمنتظرهٔ سیاست پولی در کوتاه‌مدت، به این نتیجه دست یافت که در مقایسه با تغییرات تولید، واکنش قیمت سهام و مسکن در برابر تکانه‌های سیاست‌های پولی به‌ویژه پیش از بحران مالی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۹ کم بود.

در پژوهش آکتار و همکاران (۲۰۲۱) واکنش سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در مواجهه با تکانه‌های سیاست پولی بررسی شده است. براساس نتایج این پژوهش، سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دارای اهرم پایین‌تر و نقدینگی بیشتر، در مواجهه با تکانه‌های سیاست پولی واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند.

جلیلی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱، اثر سیاست‌های پولی را در بازار سهام موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که تغییرات سیاست پولی از کانال نقدینگی و تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، اثر معنادار و مثبتی در شاخص کل بورس دارد؛ به‌طوری‌که براثر سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش نقدینگی و افزایش تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، شاخص کل بورس اوراق بهادار بهبود می‌یابد. از

[1] Ordoghdo
[2] Cloyne
[3] Paul

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

طرفی، تغییرات در سیاست پولی از مسیر نرخ ارز و نرخ سود حقیقی، اثر معنادار منفی در شاخص مذکور بر جای می‌گذارد؛ به این‌صورت که سیاست پولی انقباضی از طریق افزایش نرخ سود، موجب بهبود شاخص کل بورس در دورهٔ موردبررسی شده و تکانه‌های ناشی از تغییرات نرخ ارز موجب آشفتگی سیاست پولی در کوتاه‌مدت بوده و این آشفتگی باعث بدترشدن شاخص کل بورس در دورهٔ مورد بررسی شده است.

کاویانی و همکاران (۱۳۹۷) به شبیه‌سازی تأثیر تکانه‌های پایهٔ پولی و سرمایه‌گذاری در بازده قیمتی سهام برخی از شرکت‌ها از طریق مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) و با لحاظ‌کردن واقعیات مشاهده‌شده در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که تکانهٔ پایهٔ پولی ابتدا در بازده قیمتی سهام شرکت‌ها تأثیر مثبت دارد و سپس در دوره‌های بعدی با کاهش این تکانه به حالت تعادلی و پایدار خود برمی‌گردد. همچنین، تکانهٔ سرمایه‌گذاری به‌علت عرضهٔ بیشتر سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ابتدا بازده قیمتی سهام را کاهش می‌دهد، زیرا سهام بیشتری در بازار عرضه می‌گردد، اما در دوره‌های بعدی قیمت سهام به‌علت سودآوری موردانتظار این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش یافته و متعاقباً بازده قیمتی افزایش می‌یابد.

نیلفروشان و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی و اندازه‌گیری واکنش سیاست‌گذار پولی به نوسانات بازار سهام در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از آن است که براثر بروز تکانه‌های پولی و سهام، شاخص سهام از سطح بنیادی خود منحرف می‌گردد و بانک مرکزی به‌منظور جلوگیری از نوسانات بازار سهام، رشد پایهٔ پولی را کاهش می‌دهد.

سهیلی و همکاران (۱۳۹۸) به مقایسهٔ تأثیرگذاری تکانه‌های سیاست پولی و مالی در حباب قیمت سهام در اقتصاد ایران در چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تکانهٔ سیاست پولی تمایل به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار را افزایش می‌دهد، و در نتیجه Q حاشیه‌ای افزایش و حباب در قیمت سهام تشدید می‌شود.

مهدیلو و اصغرپور (۱۳۹۹) برای بررسی نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال سیاست پولی از روش غیرخطی (MSVAR) استفاده کردند. نتایج این تحقیق بیانگر آن است که سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول به تولید در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در طی فصول هشتم و شانزدهم بزرگ‌تر از رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) بوده و بعد از فصل شانزدهم سهم این کانال در رژیم یک بزرگ‌تر است. از طرف دیگر، آثار تورمی این کانال در هر دو رژیم بسیار کم است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

۳ مدل پژوهش و داده‌ها

در این پژوهش، به‌منظور بررسی و تجزیه و تحلیل تأثیرات تکانه‌های نقدینگی در ارزش شرکت، از بین صنایع مختلف بورسی با توجه به محدودیت‌های موجود نظیر تعداد کم شرکت‌های فعال در برخی از صنایع و همچنین عدم انتشار منظم و پیوستهٔ اطلاعات مالی در بسیاری از شرکت‌ها، ۶ صنعت با تعداد ۹۶ شرکت فعال در این صنایع به شرح زیر انتخاب شده است:

۱ـ صنعت مواد و محصولات دارویی (MEDICINE)
۲ـ صنعت سیمان، آهک، و گچ (CEMENT)
۳ـ صنعت خودرو و ساخت قطعات (CAR)
۴ـ صنعت فلزات اساسی (METAL)
۵ـ صنعت محصولات شیمیایی (CHEMICAL)
محصولات غذایی و آشامیدنی (FOOD)

نوع داده‌ها به‌صورت سری زمانی فصلی بوده و با توجه به آنکه اطلاعات فعالیت‌های مالی شرکت‌های بورسی تا قبل از سال ۱۳۹۰ به‌صورت پیوسته در دسترس نیست و اطلاعات مربوطه از سال ۱۳۹۰ به بعد به‌طور مرتب و پیوسته انتشار یافته است، به همین منظور از داده‌های سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ متغیرهای رشد ارزش شرکت (Q توبین)، نرخ رشد نقدینگی (M)، نرخ بهرهٔ حقیقی (R)، نرخ رشد مخارج دولت (G)، رشد نرخ ارز حقیقی (EX)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، و نرخ تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننده (INF) به‌صورت فصلی استفاده شده است.

$$Q = \frac{MVS+MVD}{RVA}$$

ارزش بازار سهام شرکت: میانگین قیمت پایانی کل معاملات هر فصل*تعداد سهام = MVS
کل دارایی‌های شرکت = RVA

$$MVD = AVCL + AVLTD - AVCA$$

ارزش بدهی‌های جاری شرکت = AVCL
ارزش بدهی‌های بلند مدت شرکت = AVLTD
ارزش دارایی‌های جاری شرکت = AVCA

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

نرخ رشد نقدینگی (M): پس از تفکیک جزء روند و سیکل در تغییرات نقدینگی نسبت سیکل به روند محاسبه شده و مقادیر بالای ۱۰ درصد این متغیر به‌عنوان تکانهٔ پولی در مدل لحاظ گردیده است.

برای بقیهٔ متغیرها نیز از پایگاه دادهٔ مرکز آمار ایران و آمارهای منتشرشده از سوی بانک مرکزی ج.ا.ا. استفاده شده است.

با توجه به نوع داده‌ها (سری زمانی)، الگوی مورداستفاده برای تجزیه و تحلیل تأثیرات تکانه‌های نقدینگی، الگوی سری زمانی و در قالب تکنیک اقتصادسنجی «الگوی پارامتر قابل‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شدهٔ خودبازگشت برداری (TVP-FAVAR)» است. در واقع، علت اصلی انتخاب روش «TVPFAVAR» در این پژوهش، مزیت‌ها و برتری‌های آن در مقایسه با سایر روش‌های سنتی و متعارف سری زمانی در ارتباط با موضوع پژوهش مربوطه است که برخی از آن‌ها عبارت‌اند از:

- روش‌های مرسوم و سنتی الگوهای خودبازگشت برداری، حداکثر به تعداد وقفه‌ها ضریب می‌دهند؛ ولی برای بررسی اثر یک یا چند متغیر در یک رابطه، لازم است تمام ضرایب در تمام فصول و دوره‌ها استخراج شود. مدل‌های پارامتر متغیر طی زمان این قابلیت را دارند که به تولید سری ضرایب بپردازند. با مشخص‌شدن سری ضرایب و سری متغیرها، ابزار لازم برای واردشدن در الگوهای فضا_حالت مهیا می‌گردد.
- براساس نظر استاک و واتسون[1] (۲۰۰۸)، از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته برای برآورد داشتند، این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی در طول زمان انجام دهند و مدل‌هایی در دوران رونق و برخی در دوران رکود تخمین مناسبی داشتند. همین امر باعث ظهور مدل‌های پارامتر متغیر_زمان و مدل‌های مونت‌کارلو زنجیرهٔ مارکوف شد که می‌توانستند مدل‌های عظیم (با تعداد متغیرهای زیاد) را در طول زمان پیش‌بینی کنند.
- در شرایطی که تعداد متغیرها و تخمین‌زن‌ها زیاد باشند، افزایش تعداد متغیرها باعث خلق مدل‌های بزرگ و حجیم می‌شود که در این وضعیت استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای زمانی متغیر می‌تواند منجر به نتایج دقیق‌تری نسبت به سایر مدل‌های متداول شود.

[1] Stock & M. W. Watson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

در نتیجه، با توجه به برتری‌های رهیافت TVP-FAVAR در این پژوهش از این روش استفاده می‌شود. رهیافت (TVP-FAVAR) یک مدل سری زمانی است که در آن علاوه بر تغییرپذیری پارامترها، ماتریس واریانس تکانه‌ها هم در طول زمان تغییر می‌کند. در ادامه، ساختار کلی رهیافت (TVP-FAVAR) به‌اختصار تشریح می‌شود (والنتین[1]، ۲۰۱۹).

فرض کنید y_t برای $t = 1, \dots, \mathrm{T}$ یک بردار $S \times 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان موجود در مدل باشد که در پژوهش حاضر شامل نقدینگی، نرخ ارز، تورم، نرخ بهرهٔ بانکی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است. f_t عوامل فاکتور متغیرهای غیرقابلِ‌مشاهده در مدل است. همچنین، x_t یک بردار $n \times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابلِ‌مشاهدهٔ موجود در مدل است. مدل انتخابی از میان $2^n - 1$ ترکیب احتمالی از x_t است. در نهایت، فرم کلی رهیافت (TVP-FAVAR) به‌شکل زیر نوشته می‌شود:

$$x_{it} = \lambda^f{}_{it} f_{it} + \lambda^y{}_{it} y_t + \mu_{it} \quad (۴)$$
$$\mu_{it} \sim \mathcal{N}\ (O. v_{it})$$

که در آن، $\lambda^f{}_{i,t}$ یک بردار $n \times 1$ از فاکتور در حال بارگذاری[2] و $\lambda^y{}_{i,t}$ یک ماتریس $n \times s$ از ضرایب رگرسیون است. باید توجه داشت که رابطهٔ (۱) یک رابطهٔ فضای خطی را نشان می‌دهد که این سیستم با افزوده‌شدن i رابطهٔ حالت تبدیل به یک مدل فضا-حالت کامل می‌گردد.

$$\begin{pmatrix} f_{i,t} \\ y_t \end{pmatrix} = B_{it.1} \begin{pmatrix} f_{i.t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + B_{it.p} \begin{pmatrix} f_{i.t-P} \\ y_{t-P} \end{pmatrix} + \mathcal{E}_{it} \quad (۵)$$
$$\mathcal{E}_{i,t} \sim \mathcal{N}\ (O, Q_{i,t})$$

در رابطهٔ (۵)، $(B_{i,t,1}, \dots, B_{i,t,p})$ ضرایب الگوی پارامتر قابلِ‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شدهٔ خودبازگشت برداری است. در رابطهٔ (۵)، ضرایب مدل و فاکتورهای درحال بارگذاری از یک فرایند گام تصادفی به شرح زیر پیروی می‌کنند:

$$\lambda_{it} = \lambda_{it-1} + v_{it} \quad (۶)$$
$$B_{it} = B_{i.t-1} + \eta_{it} \quad (۷)$$

در روابط (۶) و (۷) روابط زیر برقرار است:

---

[1] Valentin

[2] Factor Loadings

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

$$\lambda_{it} = ((\lambda^{f}{}_{it})^{T}.\ (\lambda^{y}{}_{it})^{T})^{T}$$
$$B_{it} = (vec(B_{it.1})^{T}.\ldots.vec\,(B_{it.p})^{T})^{T}$$
$$v_{it} \sim \mathcal{N}\ (O.W_{it})$$
$$\eta_{it} \sim \mathcal{N}\ (O.R_{it})$$

فرض می‌شود تمام اجزای خطای گفته‌شده در بالا در طول زمان ناهمبسته هستند.

۴ برآورد و تحلیل نتایج الگوی (TVP-FAVAR)

۱.۴ بررسی پایایی متغیرها

ازآنجاکه به‌کارگیری سری‌های زمانی ناپایا در روش‌های معمول اقتصادسنجی ممکن است به بروز رگرسیون کاذب منجر شود، لازم است پیش از انجام هرگونه برآوردی، ابتدا از پایابودن سری‌های زمانی مورداستفاده در برآورد پارامترهای الگوی تحت بررسی اطمینان حاصل شود؛ بنابراین، نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصادسنجی تعیین درجهٔ هم‌جمعی سری‌های زمانی تحت بررسی است. حال با توجه به نوع متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش که از نوع سری زمانی فصلی هستند، می‌باید از آزمون‌های ریشهٔ واحد فصلی استفاده شود؛ به همین منظور در این قسمت از پژوهش، با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی[1]، پایایی متغیرهای مورداستفاده در مدل مورد آزمون قرارگرفته است. به‌طورکلی، این آزمون می‌تواند ریشهٔ واحد فصلی و غیرفصلی را جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند؛ در آزمون هگی، فرض صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد با فراوانی صفر (ریشهٔ واحد غیرفصلی) و همچنین، ریشهٔ واحد با فراوانی دو (ریشهٔ واحد شش‌ماهه) با استفاده از آمارهٔ t و ریشهٔ واحد با فراوانی چهار (ریشهٔ واحد فصلی) با آمارهٔ F مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی برای تمام متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش در جدول ۱ قابلِ‌مشاهده است.

[1] Hegy_Test

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

جدول ۱

نتایج آزمون ریشهٔ واحد فصلی (Hegy_Test)

متغیرهای مدل	مقدار آمارهٔ آزمون F	ارزش احتمال
CAR	۱۳/۵۶	۰/۰۰
CEMENT	۶/۲۹	۰/۰۰
CHEMICAL	۲/۷۴	۰/۰۳
FOOD	۱۰/۱۰	۰/۰۰
MEDICINE	۲/۹۷	۰/۰۳
METALS	۶/۳۹	۰/۰۰
M	۱۲/۰۳	۰/۰۰
GDP	۹/۹۳	۰/۰۰
EX	۶/۲۲	۰/۰۰
G	۵/۲۲	۰/۰۰
INF	۲۸/۳۰	۰/۰۰
R	۱۱/۹۳	۰/۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که جدول ۱ نشان می‌دهد، تمام متغیرهای مدل فاقد ریشهٔ واحد با فراوانی چهار (ریشهٔ واحد فصلی) هستند؛ لذا، استفاده از سطح متغیرها برای برآورد مدل مربوطه بدون هراس از رگرسیون کاذب بلامانع است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

جدول ۲
آمار توصیفی متغیرها

ویژگی آماری/ متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
CAR	۴/۰۷	۱/۰۳	۷۱/۵۷	-۱۸/۹۷	۱۹/۸۲	۲/۰۶	۷/۴۶
CEMENT	۵/۵۹	-۱/۲۳	۱۳۵/۸۹	-۲۱/۰۹	۲۸/۳۱	۳/۲۸	۱۵/۲۸
CHEMICAL	۱/۸	-۰/۲۹	۲۱/۵۵	-۱۵/۳۷	۱۱/۴۹	۰/۳۴	۱/۹۱
FOOD	۹/۵۶	۰/۸۷	۳۴۳/۱۴	-۷۳/۰۷	۶۳/۷۶	۴/۶	۲۵/۰۴
MEDICINE	۱/۳۸	-۲/۱۵	۶۸/۰۱	-۳۸/۸۵	۲۴/۴	۰/۸۵	۴/۱۶
METALS	۰/۷۸	۰/۶۸	۳۸/۶۲	-۳۰/۲۵	۱۲/۴۴	۰/۳۵	۵/۱۳
M	۵/۸۱	۵/۵۹	۱۴/۹۴	۲/۳۳	۲/۴۳	۱/۶۶	۷/۴۴
GDP	۰/۱۷	۰/۱۸	۵/۸۶	-۶/۸۶	۲/۴۳	-۰/۲	۴/۲۱
EX	۷/۳۹	۳/۳۳	۳۸/۷۱	-۹/۹۲	۱۳/۶	۱/۲۳	۳/۴۴
G	۶/۰۸	۱/۹۵	۸۴/۷۵	-۶۵/۱۹	۳۸/۹۶	۰/۳۷	۲/۲۷
INF	۵/۲	۳/۵۱	۱۶/۶۳	۰/۳۷	۴/۱۸	۱/۳۶	۳/۹۵
R	۱۲/۵	۱۳	۱۳/۹۳	۱۰/۰۸	۱/۴۹	-۰/۵۵	۱/۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. ۲ ارزیابی تأثیرات تکانه‌های نقدینگی در صنایع منتخب

در پژوهش حاضر، با استفاده از دو وقفهٔ متغیرهای مدل، نتایج آنالیز واکنش آنی در کل دوره بررسی می‌شود. همچنین، برای ایجاد یک تکانه در مدل و بررسی تأثیرات آن در ارزش شرکت‌های فعال در هریک از صنایع منتخب، با افزایش یک انحراف معیار در تکانهٔ نقدینگی (تکانهٔ پولی مثبت)، تغییرات واکنش متغیر وابسته (ارزش شرکت) مورد بررسی قرار می‌گیرد. معمولاً منظور از تکانه‌های اقتصادی تغییرات ناگهانی و پیش‌بینی‌نشدهٔ یک متغیر است. در این تعریف، اکثر کارشناسان متفق‌القول‌اند؛ اما در بحث سنجش آن در مورد متغیرهای اقتصاد کلان، روش‌های اندازه‌گیری متعددی وجود دارد و به‌نظر می‌رسد بخشی از اختلاف در نتایج نیز از این مسئله نشئت می‌گیرد؛ به‌عنوان‌مثال، کوپر[1] (۲۰۰۲) انحراف معیار از روند باثبات قیمت‌ها را به‌عنوان تکانه تعریف می‌کند و یا همیلتون[2] (۱۹۹۶) تکانه را نوعی افزایش سطح قیمت‌ها می‌داند؛ البته افزایش بیش از ۲۵ درصد ماکزیمم سطح قیمت‌های سال گذشته را به‌عنوان تکانه در نظر گرفته است.؛ در خصوص تکانهٔ پولی و درنظرگرفتن نوسانات

[1] Kuper
[2] Hamilton

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

در حجم نقدینگی به‌عنوان یک تکانهٔ پولی، این ایراد وارد است که با توجه به اینکه تکانه نوسانات حول روند یک متغیر است، در نتیجه نمی‌توان تمام نوسانات در یک متغیر را تکانه تلقی کرد؛ لذا برای رفع این نقیصه، ابتدا جزء روند و جزء سیکل در تغییرات نقدینگی تفکیک شده و بعد از محاسبهٔ نسبت سیکل تجاری به روند، هرکجا مقدار این نسبت بالاتر از ۱۰ درصد بوده است، به‌عنوان یک تکانهٔ پولی مثبت در مدل لحاظ شده است. در شکل‌های سه‌بعدی این بخش، محور عمودی برحسب متغیر موردبررسی است. محور افقی دوره‌هایی است که پس از واردشدن تکانه سپری می‌شود و محور عرض نیز دورهٔ زمانی تحقیق را نشان می‌دهد. حال، ممکن است برای تفسیر بهتر نتایج، جای محور افقی و محور عرضی در برخی از شکل‌ها تغییر کرده باشد که این موضوع هیچ خللی در نتایج پژوهش ایجاد نمی‌کند.

۴. ۲. ۱ صنعت خودرو و ساخت قطعات

جدول ۳

ضرایب متغیرهای مدل در صنعت خودرو و ساخت قطعات

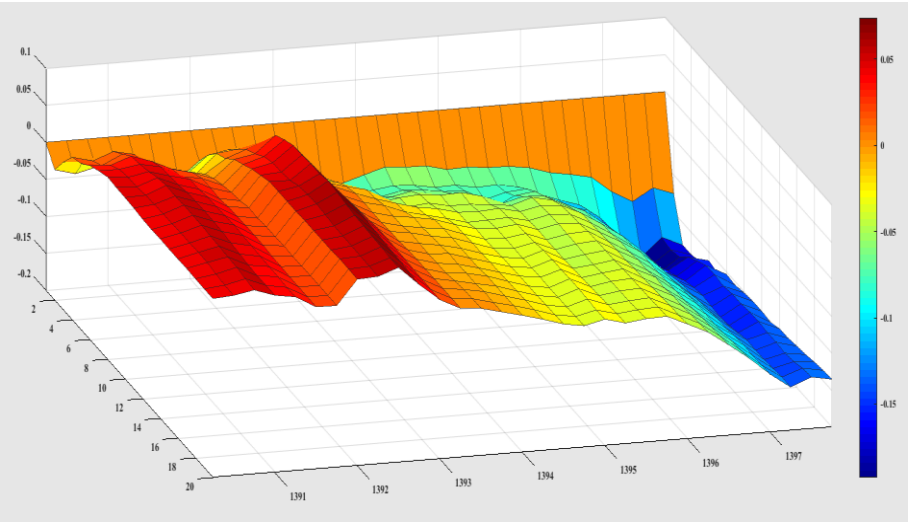
VAR coefficients (beta): Endogenous:RM	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
RCAR (-1)	۰/۰۱۵	۰/۰۲۷	ـ۰/۰۴۲	۰/۰۵۱
RCAR (-2)	۰/۰۲۹	۰/۰۳۳	ـ۰/۰۳۱	۰/۰۹۸
RM (-1)	ـ۰/۰۲۳	۰/۱۸۲	ـ۰/۳۱۴	۰/۳۵۱
RM (-2)	ـ۰/۰۳۴	۰/۱۵۱	ـ۰/۳۲۷	۰/۲۷۱
REX (-1)	۰/۰۳۳	۰/۰۳۸	ـ۰/۰۳۰	۰/۱۱۳
REX (-2)	ـ۰/۰۴۳	۰/۰۴۲	ـ۰/۱۱۱	۰/۰۴۲
INF (-1)	۰/۲۸۷	۰/۱۶۷	ـ۰/۰۶۹	۰/۶۱۴
INF (-2)	۰/۰۱۸	۰/۱۷۳	ـ۰/۳۳۷	۰/۳۱۹
RGDP (-1)	ـ۰/۱۰۸	۰/۱۱۶	ـ۰/۳۱۱	۰/۱۸۸
RGDP (-2)	۰/۱۵۸	۰/۱۲۲	ـ۰/۰۹۲	۰/۴۰۸
RG (-1)	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	ـ۰/۰۳۷	۰/۰۶۸
RG (-2)	۰/۰۱۶	۰/۰۲۴	ـ۰/۰۱۶	۰/۰۶۹
R (-1)	۰/۰۸۴	۰/۱۷۰	ـ۰/۱۷۷	۰/۳۶۱
R (-2)	۰/۱۳۳	۰/۱۶۰	ـ۰/۱۷۷	۰/۳۶۱
Constant	۰/۲۶۶	۰/۲۸۳	ـ۰/۲۴۴	۰/۸۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

شکل ۱ اثر تکانهٔ رشد نقدینگی (به‌اندازهٔ یک انحراف معیار) در ارزش شرکت صنعت خودرو و ساخت قطعات را به تصویر کشیده است.



شکل ۱. واکنش آنی رشد ارزش شرکت صنعت خودرو و ساخت قطعات نسبت به تکانهٔ نقدینگی

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به شکل، تغییرات نقدینگی (به‌عنوان یک تکانهٔ پولی مثبت) در تمام سال‌های موردبررسی در ابتدای دوره اثری منفی در ارزش شرکت صنعت خودرو و ساخت قطعات داشته است. بااین‌حال، نوع اثرپذیری و همچنین درجهٔ اثرپذیری ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت نسبت به تکانهٔ نقدینگی در گذر زمان متفاوت بوده است؛ به‌گونه‌ای که طی سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۹۳ تکانهٔ نقدینگی به‌طور متوسط تا ۴ دوره اثر منفی در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت بر جای گذاشته است و از دورهٔ چهارم به بعد، ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت به‌طور مثبت از تکانهٔ نقدینگی تأثیر پذیرفته و آثار مثبت آن نیز پایدار بوده است. از سال ۱۳۹۴ تا پایان دورهٔ موردبررسی، تکانهٔ نقدینگی باعث ایجاد تأثیرات منفی در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت شده است و این اثرپذیری منفی سال به سال تشدید شده است؛ به‌گونه‌ای که تکانهٔ نقدینگی در سال ۱۳۹۷ بیشترین اثرگذاری منفی را در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت بر جای گذاشته است. تنها در سال ۱۳۹۴ بوده است که تأثیرات منفی تکانهٔ نقدینگی بعد از چند دوره به‌سمت صفر همگرا شده است و در بقیهٔ سال‌ها

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

تأثیرات تکانه تقریباً ماندگار بوده است. در واقع، می‌توان گفت به‌دلیل عدم مدیریت صحیح نقدینگی که می‌توانست منجر به تولید و ارزش‌افزوده در این صنعت شود و بسیاری از تنگناهای مالی و به‌خصوص مشکلات مربوط به سرمایهٔ در گردش را در این صنعت حل کند و باعث سودآوری در صنعت مذکور شود، با برجسته‌شدن نقش تورم‌زایی حاصل از انباشت نقدینگی، باعث ایجاد نوسانات قیمتی در سایر بازارهای موازی ازجمله بازار ارز در کشور شده و با نوسانات نرخ ارز، باعث افزایش هزینه‌های تولید در صنایعی نظیر صنعت خودرو ــ که نیاز مبرم به واردات مواد اولیه دارند ــ شده است و از این طریق تأثیراتی منفی در ارزش شرکت‌های فعال در این صنایع بر جای گذاشته است.

۴. ۲. ۲ صنعت سیمان، آهک، و گچ

جدول ۴

ضرایب متغیرهای مدل در صنعت سیمان، آهک، و گچ

VAR coefficients (beta): Endogenous:RM	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
RCEMENT (-1)	ـ۰/۰۰۲	۰/۰۲۳	ـ۰/۰۴۷	۰/۰۴۳
RCEMENT (-2)	۰/۰۱۴	۰/۰۲۹	ـ۰/۰۴۴	۰/۰۶۸
RM (-1)	۰/۱۲۰	۰/۱۷۱	ـ۰/۲۷۹	۰/۳۳۴
RM (-2)	۰/۰۲۰	۰۱۹۴	ـ۰/۳۲۴	۰/۴۵۷
REX (-1)	۰/۰۰۸	/۰/۰۶۷	ـ۰/۱۲۰	۰/۱۲۷
REX (-2)	ـ۰/۰۲۴	۰/۰۵۵	ـ۰/۱۵۶	۰/۰۸۲
INF (-1)	۰/۲۸۲	۰/۱۶۵	ـ۰/۰۸۴	۰/۵۹۹
INF (-2)	ـ۰/۰۱۱	۰/۱۶۹	ـ۰/۳۴۶	۰/۳۷۴
RGDP (-1)	ـ۰/۰۲۸	۰/۱۰۹	ـ۰/۲۴۶	۰/۱۸۷
RGDP (-2)	۰/۰۶۸	۰/۱۲۲	ـ۰/۱۲۷	۰/۳۲۹
RG (-1)	ـ۰/۰۰۲	۰/۰۲۸	ـ۰/۰۵۲	۰/۰۶۲
RG (-2)	۰/۰۲۲	۰/۰۳۲	ـ۰/۰۴۲	۰/۱۰۲
R (-1)	/۰/۰۹۹	۰/۱۵۷	ـ۰/۲۴۴	۰/۳۸۹
R (-2)	۰/۰۹۷	۰/۱۳۵	ـ۰/۱۲۷	۰/۳۶۱
Constant	۰/۰۳۶	۰/۳۲۲	ـ۰/۵۳۰	۰/۶۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

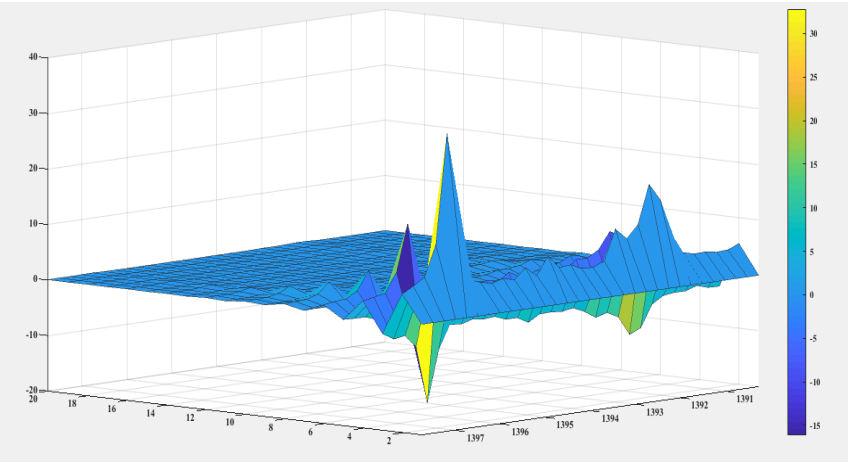
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

شکل ۲ نحوهٔ تأثیرپذیری رشد ارزش شرکت در صنعت سیمان، آهک، و گچ از تکانهٔ رشد نقدینگی (به اندازهٔ یک انحراف معیار) را نشان می‌دهد.

نتایج گویای این موضوع است که واکنش ارزش شرکت‌های فعال در صنعت سیمان، آهک، و گچ به تکانهٔ نقدینگی در طول زمان بسته به شرایط اقتصاد کشور متفاوت بوده است؛ به‌طوری که ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت، در ابتدای دوره (دو فصل اول اثرگذاری) واکنش مثبت به تکانهٔ رشد نقدینگی نشان داده است و به‌عبارت دیگر، تکانهٔ نقدینگی در ابتدای دوره باعث افزایش ارزش بازار دارایی‌های شرکت‌ها در این صنعت و منجر به اثرگذاری مثبت در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت شده است. بااین‌حال، باوجود واکنش مثبت ارزش شرکت‌ها در ابتدای دوره، در فصل سوم تأثیرات منفی تکانهٔ نقدینگی نمایان شده است و شدت این اثرپذیری منفی نیز در سال‌های مختلف متفاوت بوده است؛ به‌گونه‌ای که در سال‌های ۱۳۹۰ـ۱۳۹۱ و ۱۳۹۳ـ۱۳۹۶ به‌طور نسبی تأثیرات منفی تکانهٔ نقدینگی در ارزش شرکت‌های این صنعت بسیار کمتر بوده است. به‌طورکلی، تکانهٔ نقدینگی در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ بیشترین اثرگذاری را در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت داشته است و ماندگاری تأثیرات تکانهٔ نقدینگی نیز در سال‌های مذکور بیشتر از دوره‌های دیگر بوده است؛ به‌طوری که در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ تأثیرات تکانه بعد از تقریباً ۹ دوره به‌سمت صفر همگرا شده است، درحالی‌که در مابقی سال‌های موردبررسی، این تأثیرات بعد از ۶ دوره از بین رفته است. در واقع، افزایش بی‌رویهٔ نقدینگی طی سال‌های اخیر موجب شده است تا به‌ویژه در سال ۱۳۹۷، بخش بزرگی از نقدینگی کشور وارد این بخش شود و با فشار تقاضای این بخش منجر به افزایش تقاضا برای نهاده‌هایی چون مصالح ساختمانی (نظیر سیمان، آهن، گچ، کاشی)، ابزارآلات صنعتی، شیرآلات، اتصالات، و... شده و بنگاه‌های تولیدکنندهٔ این محصولات با افزایش فروش، درآمد و سود مناسبی نصیب خود کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]



شکل ۲. واکنش آنی رشد ارزش شرکت صنعت سیمان، آهک، و گچ نسبت به تکانهٔ نقدینگی

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

۴. ۲ . ۳ صنعت مواد و محصولات شیمیایی

جدول ۵

ضرایب متغیرهای مدل در صنعت مواد و محصولات شیمیایی

VAR coefficients (beta): Endogenous:RM	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
RCHEMICAL (-1)	۰/۰۹۵	۰/۰۴۰	۰/۰۰۹	۰/۱۵۰
RCHEMICAL (-2)	ـ۰/۰۱۳	۰/۰۴۵	ـ۰/۰۸۸	۰/۰۸۲
RM (-1)	۰/۰۸۱	۰/۱۷۶	ـ۰/۳۴۱	۰/۳۳۵
RM (-2)	۰/۰۶۰	۰/۱۷۲	ـ۰/۲۲۱	۰/۴۱۳
REX (-1)	۰/۰۴۷	۰/۰۳۲	ـ۰/۰۱۰	۰/۱۰۱
REX (-2)	ـ۰/۰۶۲	۰/۰۳۹	ـ۰/۱۴۲	۰/۰۰۸
INF (-1)	۰/۱۶۱	۰/۱۸۸	ـ۰/۲۲۷	۰/۴۹۱
INF (-2)	۰/۱۲۲	۰/۱۹۵	ـ۰/۲۰۱	۰/۵۶۴
RGDP (-1)	ـ۰/۱۳۷	۰/۱۲۲	ـ۰/۳۳۲	۰/۱۳۱
RGDP (-2)	۰/۲۱۹	۰/۱۱۵	ـ۰/۰۲۱	۰/۴۴۶
RG (-1)	ـ۰/۰۱۳	۰/۰۲۲	۰/۰۵۶	۰/۰۲۹
RG (-2)	۰/۰۰۳	۰/۰۲۰	ـ۰/۰۴۶	۰/۰۴۵
R (-1)	ـ۰/۰۶۲	۰/۱۶۷	ـ۰/۴۳۰	۰/۲۲۷
R (-2)	۰/۲۳۶	۰/۱۴۸	ـ۰/۰۸۳	۰/۵۶۶
Constant	۰/۰۹۲	۰/۳۳۶	ـ۰/۵۳۰	۰/۷۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

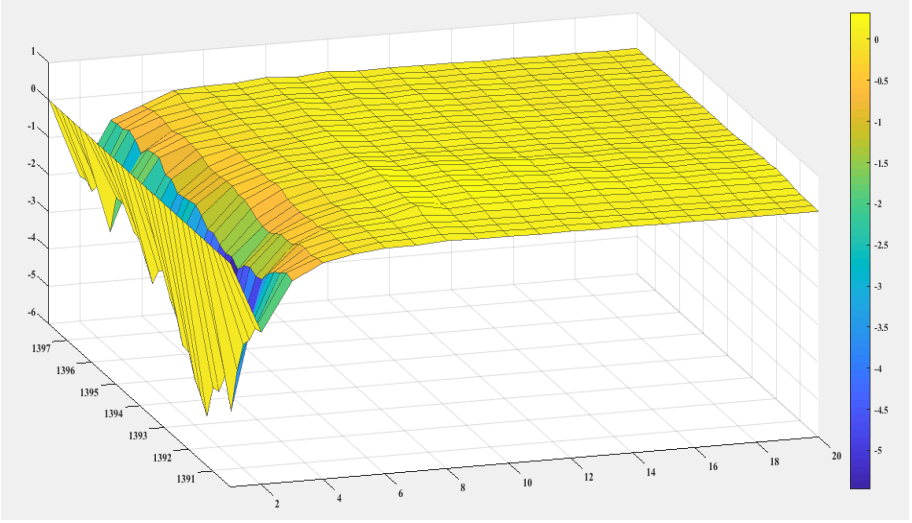
شکل ۳ نحوهٔ اثرگذاری تکانهٔ نقدینگی در رشد ارزش شرکت در صنعت محصولات شیمیایی را نشان می‌دهد.

شکل فوق گویای این مطلب است که تأثیرپذیری رشد ارزش شرکت صنعت محصولات شیمیایی از تکانهٔ نقدینگی در کل دوره منفی است، اما مقدار تأثیرپذیری در طول زمان متغیر است؛ به‌گونه‌ای‌که طی سال‌های ۱۳۹۱:۲–۱۳۹۴:۲، اثرگذاری نقدینگی به‌شدت افزایش یافته است. در سایر دوره‌ها، اثرگذاری نسبتاً کاهش یافته است. در کل سال‌ها پس از گذشت ۶ فصل، اثر تکانهٔ نقدینگی در رشد ارزش شرکت صنعت محصولات شیمیایی از بین می‌رود و متغیر مذکور به سطح بلندمدت خود بازمی‌گردد. به‌طورکلی، یکی از صنایعی که وابستگی زیادی به واردات مواد اولیه دارد، صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی است و آمارهای

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

گمرک جمهوری اسلامی نیز به‌خوبی گویای این مطلب است؛ به‌طوری که تقریباً بالای ۶۰ درصد از حجم واردات کالاها و مواد اولیهٔ کشور به این صنعت اختصاص دارد و همین امر باعث اثرپذیری بیشتر این صنعت از نوسانات متغیرهای اقتصادی به‌خصوص نوسانات متغیر نقدینگی شده است. در واقع، باوجود رشد بالای تولیدات صنایع مواد و محصولات شیمیایی در کشورهای درحال توسعه، رشد تولیدات این صنعت در ایران در وضعیت مطلوبی قرار ندارد که یکی از دلایل آن می‌تواند عدم ثبات متغیرهای کلان ازجمله متغیر نقدینگی در کشور باشد که با اثرگذاری در سایر بازارها و متغیرهای اقتصادی نظیر نرخ ارز، باعث اثرگذاری منفی در این صنایع شده است (کریمی دستنایی، ۱۳۹۶). افزون‌براین با نگاهی به آمارهای بانک مرکزی، می‌توان مشاهده کرد که نتایج به‌دست‌آمده کاملاً گویای واقعیت‌های این صنعت بوده؛ به‌طوری‌که در دورهٔ ۱۳۹۰ـ۱۳۹۴، متوسط رشد سالانهٔ شاخص تولید این صنعت به میزان ۰/۳ درصد منفی بوده است.



شکل ۳. واکنش آنی رشد ارزش شرکت صنعت محصولات شیمیایی نسبت به تکانهٔ نقدینگی

منبع: یافته‌های تحقیق

۴ .۲. ۴ صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی

در شکل ۴، نحوهٔ اثرگذاری رشد نقدینگی در رشد ارزش شرکت در صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی به تصویر کشیده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی از نظر ارزش‌افزوده در بین صنایع برتر کشور قرار دارد و تحلیل در دامنهٔ زمان نشان‌دهندهٔ این مطلب است که: اولاً در کل دوره، تکانهٔ نقدینگی به‌طور مثبت رشد ارزش شرکت در صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ ثانیاً، شدت این اثرگذاری در طول زمان ثابت نیست؛ به‌گونه‌ای‌که طی دورهٔ ۱۳۹۵ـ ۱۳۹۷ در پی تکانهٔ نقدینگی، رشد ارزش شرکت در صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی افزایش شدیدتری نسبت به سایر دوره‌های موردبررسی (۱۳۹۰-۱۳۹۴) تجربه کرده است. همچنین، تأثیرات نقدینگی در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ ماندگاری بیشتری نسبت به سایر دوره‌ها داشته و در سایر دوره‌ها تأثیرات تکانه بعد از چند دوره به‌سمت صفر همگرا شده است؛ ولی این موضوع برای دو سال پایانی دورهٔ موردبررسی صادق نبوده و تأثیرات تکانه ماندگاری بیشتری از خود نشان داده است. همان‌طور که در شکل ۴ مشاهده می‌شود، در ابتدای دوره تأثیرات تکانه بیشتر بوده و رفته‌رفته از تأثیرات آن کاسته می‌شود. به‌طورکلی، قیمت محصولات غذایی و آشامیدنی در مقایسه با محصولات صنعتی در کوتاه‌مدت واکنش سریع‌تری نسبت به تکانه‌های پولی از خود نشان می‌دهند و این امر بیانگر آن است که یک تکانهٔ پولی مثبت در کوتاه‌مدت باعث افزایش سطح قیمت‌ها در این صنعت در مقایسه با سطح تعادلی آن در بلندمدت می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

جدول ۶

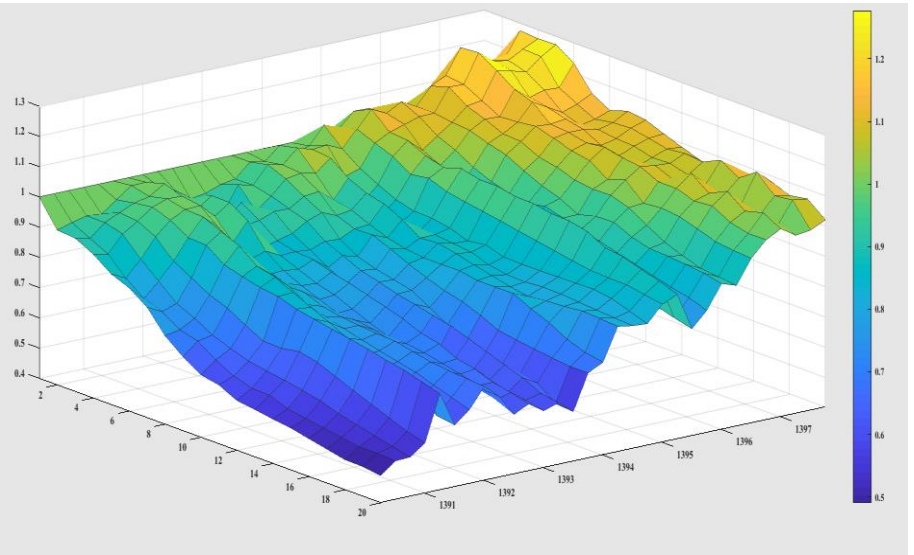
ضرایب متغیرهای مدل در صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی

VAR coefficients (beta): Endogenous:RM	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
RFOOD (-1)	۰/۰۱۳	۰/۰۲۰	ـ۰/۰۲۵	۰/۰۵۳
RFOOD (-2)	۰/۰۰۵	۰/۰۱۶	ـ۰/۰۲۶	۰/۰۳۱
RM (-1)	۰/۱۵۲	۰/۱۹۴	ـ۰/۲۵۷	۰/۶۰۱
RM (-2)	ـ۰/۰۷۵	۰/۲۲۸	ـ۰/۳۹۷	۰/۴۱۲
REX (-1)	۰/۰۲۸	۰/۰۴۱	ـ۰/۰۴۰	۰/۱۱۶
REX (-2)	ـ۰/۰۵۰	۰/۰۴۸	ـ۰/۱۴۶	۰/۰۳۲
INF (-1)	۰/۴۱۵	۰/۱۹۰	ـ۰/۰۰۷	۰/۷۶۶
INF (-2)	ـ۰/۱۱۹	۰/۱۹۳	ـ۰/۴۷۷	۰/۳۴۰
RGDP (-1)	ـ۰/۰۰۴	۰/۱۱۴	ـ۰/۲۴۷	۰/۲۲۵
RGDP (-2)	۰/۱۱۱	۰/۰۹۹	ـ۰/۰۹۰	۰/۳۰۷
RG (-1)	۰/۰۰۲	۰/۰۲۳	ـ۰/۰۵۶	۰/۰۳۸
RG (-2)	۰/۰۱۷	۰/۰۲۵	ـ۰/۰۲۹	۰/۰۶۱
R (-1)	۰/۱۱۵	۰/۱۵۳	ـ۰/۲۱۰	۰/۴۳۵
R (-2)	۰/۰۴۷	۰/۱۳۸	ـ۰/۱۵۷	۰/۳۲۶
Constant	ـ۰/۰۰۲	۰/۳۶۴	۰/۶۴۳	۰/۶۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]



شکل ۴. واکنش آنی رشد ارزش شرکت صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی نسبت به تکانهٔ نقدینگی

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. ۲. ۵ صنعت مواد و محصولات دارویی

در شکل ۵، نحوهٔ اثرگذاری نقدینگی در رشد ارزش شرکت در صنعت مواد و محصولات دارویی به تصویر کشیده شده است.

همانند سایر صنایع، رشد ارزش شرکت در صنعت مواد و محصولات دارویی نیز طی زمان پاسخ متفاوتی به تکانهٔ پولی داده است. در فصل اول تا سوم، تکانهٔ رشد نقدینگی اثرگذاری منفی دارد که این اثرگذاری در دورهٔ ۱۳۹۱:۲–۱۳۹۲:۲ نسبت به سایر دوره‌ها از شدت بیش‌تری برخوردار بوده است. پس از فصل سوم، واکنش رشد ارزش شرکت در صنعت مواد و محصولات دارویی مثبت و اندک می‌شود که در دوره‌های ۱۳۹۲:۲ و ۱۳۹۷:۲ نسبتاً شدیدتر است. همچنین، ماندگاری تأثیرات تکانه در سال ۱۳۹۲ نسبت به سایر دوره‌ها بیشتر است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۲ تأثیرات تکانه بعد از تقریباً ۱۰ دوره به‌سمت صفر همگرا می‌شود، درحالی‌که در دیگر سال‌های موردبررسی تأثیرات تکانه تقریباً بعد از ۷ دوره به‌سمت صفر همگرا شده است. به‌طورکلی در فصول ابتدایی، تأثیرات تورمی تکانهٔ نقدینگی باعث ایجاد مشکلات تأمین مواد اولیه در این صنعت شده است که این موضوع هم از منظر رشد بهای تمام‌شده در ارزش شرکت‌های دارویی تأثیرگذار بوده است و هم به‌دلیل نوسانات شدید و

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

قابل‌توجه، قدرت تصمیم‌گیری صحیح را از شرکت‌های فعال در این صنعت گرفته است که این خود باعث اثرگذاری منفی در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت شده است. از سوی دیگر، این امر خود را در زنجیره‌های پایین‌دستی صنعت هم نشان داده و باعث شده است دورهٔ وصول مطالبات شرکت‌ها از مشتریان خود نیز افزایش نسبی داشته باشد که ایجاد این سیکل معیوب مجدداً به‌دلیل کاهش نسبت‌های نقدینگی مشکل تأمین مواد در فرایند تولید را حادتر کرده است. در بلندمدت، با تعدیل قیمت‌ها و وصول مطالبات وضعیت بهبود یافته است و این موضوع تأثیرات مثبتی در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت بر جای گذاشته است.

جدول ۷

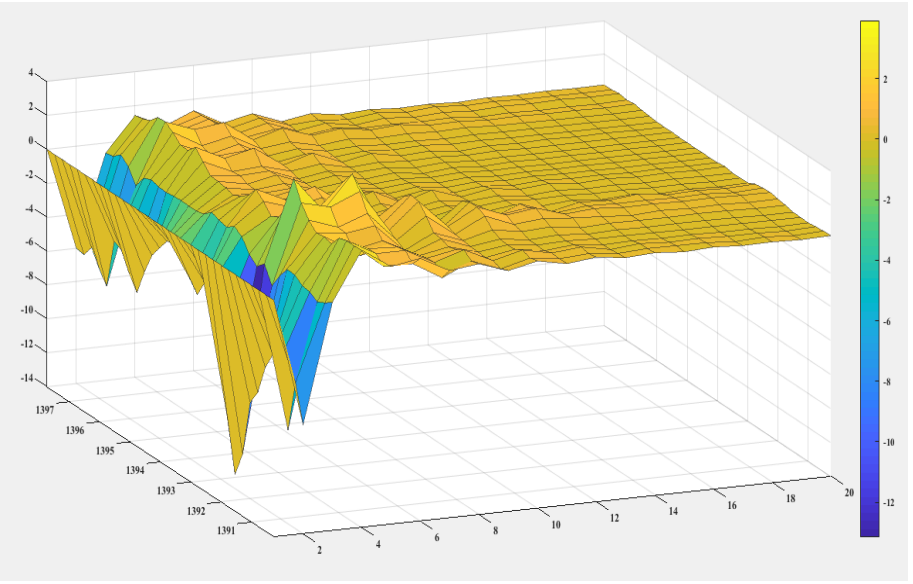
ضرایب متغیرهای مدل در صنعت مواد و محصولات دارویی

VAR coefficients (beta): Endogenous:RM	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
RMEDICINE (-1)	۰/۰۷۰	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	۰/۱۱۵
RMEDICINE (-2)	۰/۰۲۶	۰/۰۲۳	-۰/۰۲۶	۰/۰۷۸
RM (-1)	۰/۰۱۵	۰/۱۳۴	-۰/۲۶۰	۰/۲۶۸
RM (-2)	۰/۱۶۸	۰/۱۳۰	-۰/۰۵۱	۰/۴۷۶
REX (-1)	۰/۰۲۹	۰/۰۲۷	-۰/۰۳۸	۰/۰۷۶
REX (-2)	-۰/۰۲۱	۰/۰۲۶	-۰/۰۷۰	۰/۰۳۰
INF (-1)	۰/۲۶۲	۰/۱۴۶	-۰/۰۶۲	۰/۵۰۴
INF (-2)	-۰/۰۲۸	۰/۱۴۹	-۰/۳۲۲	۰/۲۶۳
RGDP (-1)	۰/۰۲۵	۰/۰۹۷	-۰/۱۸۶	۰/۱۴۷
RGDP (-2)	۰/۰۶۳	۰/۰۷۰	-۰/۰۴۴	۰/۲۱۰
RG (-1)	۰/۰۳۳	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۹	۰/۰۷۳
RG (-2)	۰/۰۳۴	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۶	۰/۰۶۷
R (-1)	۰/۰۳۱	۰/۱۱۵	-۰/۲۰۳	۰/۲۳۳
R (-2)	۰/۲۰۲	۰/۱۱۱	۰/۰۱۲	۰/۴۱۴
Constant	۰/۲۲۶	۰/۳۷۹	-۰/۵۰۶	۰/۹۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]



شکل ۵. واکنش آنی رشد ارزش شرکت صنعت مواد و محصولات دارویی نسبت به تکانهٔ نقدینگی

منبع: یافته‌های تحقیق

۶ . ۲ . ۴ صنعت فلزات اساسی

تابع عکس‌العمل آنی فلزات اساسی نسبت به تکانهٔ رشد نقدینگی در شکل ۶ ارائه شده است.

صنعت فلزات اساسی یکی از مهم‌ترین صنایع صادراتی کشور به‌شمار می‌رود و در سال‌های اخیر نیز روند روبه‌رشدی را طی کرده است. این صنعت از دیدگاه ارزش بازار، پس از صنعت محصولات شیمیایی، دومین صنعت بزرگ بازار سرمایه بوده و حدود ۱۴ درصد از ارزش کل بازار را شامل می‌شود. دامنهٔ شرکت‌های فعال در این صنعت از شرکت‌های فولادسازی و قطعات فولادی تا صنایع مس، روی، سرب، و آلومینیوم را دربر می‌گیرد. رشد صنعت فلزات اساسی کشور در سال‌های اخیر باعث افزایش ارزآوری این صنعت برای کشور شده و لذا از این جهت یک صنعت راهبردی و موردتوجه در تصمیمات کلان اقتصادی است.

همان‌طور که در شکل ۶ نشان داده شده است، واکنش رشد ارزش شرکت‌های فعال در صنعت فلزات اساسی نسبت به تکانهٔ رشد نقدینگی در کل دورهٔ موردبررسی مثبت بوده است؛ به‌گونه‌ای‌که طی سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ نسبت به سایر دوره‌ها، ارزش شرکت‌های فعال در صنعت مذکور نسبت به تکانهٔ رشد نقدینگی واکنش شدیدتری از خود نشان داده است و در

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

سال‌های ۱۳۹۳ـ۱۳۹۶ روند تقریباً ثابتی را طی کرده است. در واقع در صنعت یادشده با توجه به حجم صادرات و اینکه نرخ داخلی نیز متأثر از نرخ صادراتی است، با افزایش نقدینگی در اقتصاد کشور و سرازیرشدن آن به‌سمت بازارهای موازی ازجمله بازار ارز و افزایش قابلِ‌توجه قیمت کالاها در سال‌های اخیر، تولید فلزات اساسی نیز به‌تبع آن با رشد نسبتاً بالایی همراه بوده است و این امر تأثیرات مثبتی در ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت داشته است. بااین‌حال از فصل هفتم به بعد در تمام دوره‌ها، واکنش متغیر مذکور به صفر همگرا شده است.

جدول ۸

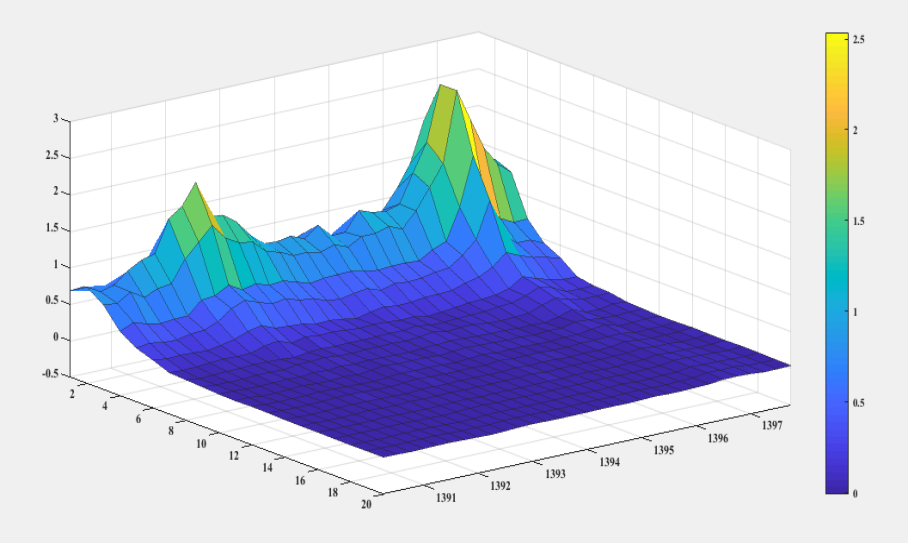
ضرایب متغیرهای مدل در صنعت فلزات اساسی

VAR coefficients (beta): Endogenous:RM	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
RMETALS (-1)	۰/۱۰۷	۰/۰۴۲	۰/۰۱۷	۰/۱۷۸
RMETALS (-2)	ـ۰/۰۰۲	۰/۰۴۲	ـ۰/۰۸۹	۰/۰۸۰
RM (-1)	۰/۰۳۸	۰/۱۸۶	ـ۰/۳۷۰	۰/۳۲۴
RM (-2)	ـ۰/۱۳۸	۰/۱۹۱	ـ۰/۵۴۰	۰/۱۷۸
REX (-1)	۰/۰۲۰	۰/۰۳۴	ـ۰/۰۴۹	۰/۰۷۵
REX (-2)	ـ۰/۰۳۸	۰/۰۳۴	ـ۰/۰۸۹	۰/۰۳۰
INF (-1)	۰/۳۰۵	۰/۱۴۷	۰/۰۶۳	۰/۶۲۰
INF (-2)	۰/۰۰۷	۰/۱۶۴	ـ۰/۲۶۳	۰/۳۸۰
RGDP (-1)	ـ۰/۱۰۹	۰/۱۱۱	ـ۰/۳۰۹	۰/۱۱۷
RGDP (-2)	۰/۱۴۷	۰/۱۱۰	ـ۰/۱۰۶	۰/۳۰۶
RG (-1)	۰/۰۰۴	۰/۰۲۳	ـ۰/۰۴۴	۰/۰۵۲
RG (-2)	۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	ـ۰/۰۳۰	۰/۰۵۹
R (-1)	۰/۲۰۷	۰/۱۵۰	ـ۰/۰۹۹	۰/۵۳۳
R (-2)	۰/۱۱۳	۰/۱۳۹	ـ۰/۱۷۵	۰/۳۴۰
Constant	۰/۰۳۷	۰/۳۰۷	ـ۰/۶۱۲	۰/۵۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]



شکل ۶. واکنش آنی رشد ارزش شرکت صنعت فلزات اساسی نسبت به تکانهٔ نقدینگی

منبع: یافته‌های تحقیق

۵ بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به عملکرد شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بورسی، ارتباط و یا به‌عبارت دیگر نحوهٔ اثرپذیری ارزش شرکت‌های بورسی فعال در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تکانهٔ نقدینگی موردبررسی قرار گیرد تا از این طریق درک بهتری از نحوهٔ اثرگذاری این متغیر اقتصاد کلان در بازار سهام و به‌طور خاص مؤلفه‌های عملکردی شرکت‌های فعال در این بازار حاصل شود. نتایج حاصله گویای آن است که واکنش ارزش شرکت به تکانهٔ نقدینگی در تمام صنایع موردبررسی به یک شکل نبوده است و همان‌طور که اشاره شد، برخی از صنایع واکنش بیشتر و برخی واکنش کمتری به تغییرات این متغیر اقتصاد کلان نشان داده‌اند؛ درعین‌حال، نوع واکنش صنایع به این تکانه در سال‌های مختلف نیز تفاوت‌های بسیاری داشته است و نمی‌توان گفت که تکانه‌های نقدینگی در تمام دوره‌ها تأثیرات یکسانی در کل صنایع بر جای خواهد گذاشت؛ در واقع، با توجه به شرایط سایر متغیرهای اقتصاد کلان، تکانه‌های نقدینگی نیز تأثیرات متفاوتی در بازار سهام بر جای گذاشته است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

حال، با توجه به تأثیرات مختلفی که متغیر نقدینگی در بازارهای مختلف از خود بر جای می‌گذارد، می‌توان گفت که یکی از بازارهایی که سریع‌ترین واکنش را در نتیجهٔ نوسانات این متغیر از خود نشان می‌دهد، بازارهای مالی و به‌طور خاص بازار سهام است. به‌طورکلی در سال‌های اخیر، بازار سهام در کشور همواره تحت‌تأثیر نوسانات نقدینگی قرار داشته است؛ به‌طوری‌که در یک دوره باعث افزایش چشمگیری در تقاضا برای سهام شرکت‌های فعال در صنایع مختلف این بازار و در نتیجه ایجاد نوسان در قیمت سهام این شرکت‌ها شده است و در دورهٔ دیگر، کاهش یا ثبات نسبتاً گسترده و فراگیر در میزان عرضه و تقاضا و در نتیجه قیمت سهام شرکت‌های مذکور حاکم شده که به‌تبع آن تحولات قابل‌ملاحظه‌ای چه در بخش بازار سهام و چه در کل اقتصاد پدیدار گردیده است. با توجه به نتایج این مطالعه، در راستای کاهش تأثیرات تکانهٔ نقدینگی در بازار سهام و جلوگیری از نوسانات در این بازار، ضروری است سیاست‌گذاران ابتدا مکانیسم اثرگذاری جریان نقدینگی را به تفکیک صنایع مختلف شناسایی کنند و با توجه به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی، هدف‌گذاری حمایت از صنایع در بازار سهام را موردتوجه قرار دهند. همچنین با توجه به واکنش متفاوت صنایع مختلف به تکانه‌های نقدینگی، ضروری است مکانیسم جریان نقدینگی در بازار سهام براساس مشخصه‌های صنایع مختلف، به‌صورت غیریکسان دنبال شود.

فهرست منابع

جلیلی، ظ.، عصاری آرانی، ع.، یاوری، ک.، و حیدری، ح. (۱۳۹۵). ارزیابی سازوکار انتقال تأثیرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR). *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، ۱۷(۴)، ۱۷۳-۱۹۵.

سهیلی، ک.، فتاحی، ش.، و رحمانیانی، ن. (۱۳۹۸). مقایسهٔ تأثیرگذاری شوک‌های سیاست پولی و مالی بر حباب قیمت سهام در اقتصاد ایران در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۲ (۴۳)، ۱۲۱-۱۳۰.

کاویانی، م.، سعیدی، پ.، دیده‌خانی، ح.، فخر حسینی، س. ف. (۱۳۹۷). تأثیر تکانه‌های پایهٔ پولی بر بازده قیمتی سهام شرکت های فعال بورسی، رویکرد (DSGE). *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۱۴۸-۱۲۱.

مهدیلو، ع.، و اصغرپور، ح. (۱۳۹۹). مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی از کانال قیمت سهام در ایران: رویکرد (MS-VAR). سیاست‌گذاری اقتصادی، ۱۲ (۲۳)، ۶۵-۹۸.

نیلفروشان، ن.، هادیان، ا.، صمدی، ع. ح.، و رستم‌زاده، پ. (۱۳۹۸). بررسی و اندازه‌گیری واکنش سیاست‌گذار پولی به نوسانات بازار سهام در اقتصاد ایران. *پژوهشنامهٔ اقتصاد کلان*، ۱۴ (۲۸)، ۳۸-۱۳.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

Akinkuotu, O. K. (2013). Comparative impact of fiscal and monetary shocks on stock market performance in Nigeria, a post field report presented at the African Economic Research Consortium (AERC) bi-annual conference in Nairobi, Kenya.

Aktar, M., Abedin, M. Z., & Gupta, A. D. (2021). The impact of monetary policy shocks on corporate dynamic investment activity with financial heterogeneity. *SAGE Open,* 11 (1), 2158244020988683.

Al-Slehat, Z. A. F. (2020). Impact of financial leverage, size and assets structure on firm value: Evidence from industrial sector, Jordan. International Business Research, 13 (1), 109-120.

Bahaj, S., Foulis, A., & Pinter, G. (2017). Monetary policy and the firm: Some empirical evidence. *In First Annual Workshop of the ESCB Research Cluster* (Vol. 1).

Bernanke, B., & Gertler, M. (2000). Monetary policy and asset price volatility (No. w7559). *National bureau of economic research*.

Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of finance*, 60 (3), 1221-1257.

Chung, T. F., & Ariff, M. (2016). A test of the linkage among money supply, liquidity and share prices in Asia. *Japan and the World Economy*, 39, 48-61.

Cloyne, J., Ferreira, C., Froemel, M., & Surico, P. (2018). *Monetary policy, corporate finance and investment* (No. w25366). National Bureau of Economic Research.

Erdogdu, A. (2017). Functioning and effectiveness of monetary transmission mechanisms: Turkey applications. *Journal of Finance and Bank Management*, 5 (1), 29-41.

Jouvanceau, V. (2019). New evidence on the effects of quantitative easing.

Hsing, Y. (2013). Effects of fiscal policy and monetary policy on the stock market in Poland. *Economies*, 1 (3), 19-25.

Nguyen, T. T., & Do, T. L. (2016). Impacts of monetary policy and information shock on stock market: Case study in Vietnam. *International Journal of Economics and Finance,* 8 (7), 132-132.

Paul, P. (2020). The time-varying effect of monetary policy on asset prices. *Review of Economics and Statistics*, 102 (4), 690-704.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]

Reschiwati, R., Syahdina, A., & Handayani, S. (2020). Effect of Liquidity, Profitability, and Size of Companies on Firm Value. Utopía y Praxis Latinoamericana, 25(6), 325-332.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.1.5]