نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۵

سال بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۳۷۵ - ۳۳۹

نااطمینانی بازار سهام و تحلیل شوک سیاست پولی بر آن

امیر میرشفیعی

دانشجوی دوره دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی،واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران

amirprog@yahoo.com

حمید شهرستانی

دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

shahrest@ohio.edu

عباس معمار نژاد

استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران.

ab_memar@yahoo.com

فرهاد غفاری

دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران.

Farhad.ghaffari@yahoo.com

وجود نااطمینانی و ریسک دراقتصاد موجب تغییر در اثرات مورد انتظار سیاست‌ها، عدم امکان برنامه‌ریزی، تغییر در سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود. لذا هدف این مطالعه بررسی نااطمینانی بازار سهام و بررسی اثر شوک سیاست پولی بر آن می‌باشد. دراین مطالعه ابتدا با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی (SDE)، شاخص نااطمینانی در بازار سهام تهران برآورد و سپس به بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی پرداخته شده است. دوره مورد نظر داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. پس از برآورد شاخص نااطمینانی، حجم پول و تولید ناخالص داخلی، به ترتیب به عنوان ابزار سیاست پولی و شاخص رشد تولید در یک الگوی خود رگرسیو برداری ساختاری (SVAR) مدل‌سازی و تحلیل شده است. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های سیاست پولی بر تغییرات تولید اثری منفی و معنادار دارند. همچنین نتایج نشان داد که سیاست پولی اثری معنادار و مثبت بر نااطمینانی بازار سهام و نااطمینانی نیز اثری مثبت و معناداری بر سیاست پولی از طریق تغییرات حجم پول دارد. در نهایت جلوگیری از ورود شوک‌های سیاست پولی جهت ثبات در بازار مالی از جانب سیاست‌گذاران پولی و ارایه روش‌های جدید بازارگردانی، حمایتی و ارایه ابزارهای پوششی ریسک و شفافیت از جانب متولیان بازار مالی، پیشنهاد شده است.

طبقه‌بندی JEL: D81، E37، E52

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نااطمینانی، نااطمینانی بازار سهام، معادلات دیفرانسیل تصادفی (SDE)، مدل خودرگرسیو برداری ساختاری(SVAR)

تاریخ دریافت: ؟؟ / ؟؟ / ؟؟؟؟ تاریخ پذیرش: ؟؟ / ؟؟ / ؟؟؟؟

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

۱. مقدمه

پیرامون بررسی اثرات نااطمینانی بر متغیرهای اقتصادی بحث‌های زیادی صورت گرفته است. اکثر این بررسی‌ها و پژوهش‌ها، حوزه نوسانات بازارهای مالی و متغیرهای اقتصادی را به طور مجزا پوشش داده است. این در حالی است که سیاست‌های اقتصادی نیز علاوه براینکه بر ریسک و نااطمینانی تأثیرگذار می‌باشند، از اثرات متقابل نیز تأثیر می‌پذیرند (جعفری صمیمی،۱۳۹۴، ۴۹-۲۷). بدین صورت که سیاست‌گذاران اقتصادی باتوجه به نااطمینانی و ریسک موجود دراقتصاد، سیاست‌های خود را به منظور بازگرداندن ثبات به اقتصاد، تعدیل می‌نمایند که براین اساس یک وابستگی شدید بین شاخص‌های نوسان بازارهای مالی و شاخص‌های سیاست‌های پولی قابل مشاهده است.

سیاست پولی در حیطه اهداف کلان اقتصادی، به دنبال افزایش رشد اقتصادی و سطح اشتغال، تثبیت قیمت‌ها و تعادل در تراز پرداخت‌ها از طریق تنظیم متغیرهای پولی می‌باشدکه عمده‌ترین این متغیرها حجم پول و نقدینگی است. این عمل از طریق ابزارهای سیاست پولی صورت می‌گیرد که هر کدام می‌تواند با متأثر ساختن طرف عرضه و یا تقاضای پول، حجم پول یا نقدینگی را کنترل کنند (شریفی رنانی، ۱۳۹۰: ۴۵). کاربرد سیاست پولی در جهت تحرک بخشی اقتصاد و سرعت اثرگذاری این سیاست، جایگاه این سیاست را دراقتصاد دو چندان نموده است که نتیجه آن را می‌توان درانعطاف‌پذیری سیاست‌های پولی در دوران رکود و الگوی بانک‌های مرکزی در تأمین نقدینگی بازارهای مالی در دوران بحران که موجب ایجاد حباب در بازار گردیده است، مشاهده نمود (بکارت[1]،۲۰۱۳: ۲۱).

به طور کلی نتایج سیاست پولی به عنوان یکی از ابزارهای مهم در ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال، وابستگی شدیدی به شرایط اقتصادی به خصوص از منظر

1. Bekaert

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

نااطمینانی و ریسک دارد. این شرایط در بسیاری از موارد، سیاست‌گذار را از نتایج مورد نظراز سیاست‌گذاری محروم می‌نماید، از این رو تحلیل روابط مرتبط با حوزه ریسک و نااطمینانی و سیاست‌های پولی، چه از بعد تغییرات ریسک و بازده در اثر اجرای سیاست‌های پولی و چه از نظر واکنش‌های سیاست‌گذاران پولی در مقابل این نوسانات، می‌تواند بسیار مهم و حائز اهمیت باشد، زیرا که وجود نااطمینانی دراقتصاد موجب کاهش تولید و اشتغال خواهد گردید (بلوم[1]،۲۰۰۹: ۲۱). به عبارت دیگر وجود نااطمینانی و ریسک به خصوص از طریق سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی و از طریق افزایش پس‌انداز احتیاطی موجب کاهش تقاضای مؤثر گردیده که این شرایط بر رشد اقتصادی مؤثر است (پورکاظمی و دیگران،۱۲،۱۳۹۲-۷۵). این تأثیرات به ناگزیر واکنش سیاستی را می‌طلبد زیرا که نتایج حاصل از سیاست‌ها دراین شرایط به طور مستقیم مخالف روح اجرای سیاست‌های اقتصادی می‌باشد.

در خصوص سیاست پولی از آنجا که دست‌یابی به اهداف نهایی به طور مستقیم برای سیاست‌گذاران قابل حصول نیست، لذا معرفی اهداف میانی و ابزاری ضروری می‌باشد، که کنترل نرخ بهره و عرضه پول از جمله مهم‌ترین آنها می‌باشد.

آنچه دراین پژوهش، مورد بررسی قرار می‌گیرد، تعیین ماهیت سری زمانی روزانه شاخص قیمت سهام به منظوراستفاده از معادله دیفرانسیل تصادفی حرکت براونی هندسی[2] جهت برآورد ناطمینانی می‌باشد. سپس با تحلیل سیاست پولی درایران و شناسایی ابزار آن، شوک‌های متقابل نااطمینانی و سیاست پولی بر یکدیگر و بر تولید با استفاده از الگوی خود رگرسیو برداری ساختاری[3] مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس آنچه در بالا ذکر شد و به دلیل بروز مشکلات عدیده اقتصادی در دهه اخیر که ریشه اصلی آن افزایش حجم نقدینگی و برخی عوامل خارجی است، اهمیت سیاست‌های پولی، نااطمینانی در بازار سهام و رشد تولید، بیش از پیش نمایان شده و این مطالعه بر آن است که در چارچوب یک مدل خود رگرسیو برداری ساختاری به بررسی اثرگذاری سیاست پولی بر نااطمینانی در بازار سهام و تولید بپردازد.

1. Bloom
2. Geometric Brownian motion(GBM)
3. Structural Vector Auto Regressive Model(SVAR)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

در این مطالعه پس از ارائه مقدمه مطرح شده، در ادامه و در قسمت ۲ مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در قسمت ۳ پیشینه پژوهش که شامل مطالعات انجام گرفته در داخل و خارج از کشور می‌باشد، ارائه گردیده است. در قسمت‌های ۴ و ۵ به ترتیب روش تحقیق و تجزیه و تحلیل داده‌های مطالعه و در قسمت ۶ نتیجه‌گیری کلی مطالعه بیان شده است.

۲. مبانی نظری

با نگرشی بر ساختار کلان اقتصادی هر کشور و بازارهای مختلف موجود در هراقتصاد می‌توان دریافت که یکی از اساسی‌ترین بازارها در هراقتصاد بازارهای سرمایه هستند. بازار بورس اوراق بهاداراز اجزاء تشکیل دهنده بازار سرمایه می‌باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. در کشورهای در حال توسعه، ضربه‌های وارد شده براقتصاد به دلیل ضربه‌های بازار بورس، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته عمق بیشتری دارد. زیرا نگرانی از افت ارزش سرمایه با نگرانی‌های ناشی از بی‌ثباتی‌های مشهود دراقتصاد همراه می‌شود. تغییر بازده ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند گزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت‌تأثیر قرار دهد (پیرائی و هسوار، ۱۳۸۸). بورس از طریق جذب و به کارانداختن سرمایه‌های راکد، حجم سرمایه‌گذاری در جامعه را بالا می‌برد. بورس بین عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان سرمایه ارتباط برقرار می‌کند و معاملات بازار سرمایه را تنظیم می‌کند. همچنین با قیمت‌گذاری سهام و اوراق بهادار تا حدودی از نوسان شدید قیمت‌ها جلوگیری می‌کند. بورس مردم را به پس‌انداز تشویق و بدین وسیله باعث به کارگیری پس‌انداز مردم در فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و سرمایه لازم برای اجرای پروژه‌های دولتی و خصوصی را فراهم می‌آورد (نوری نمینی، ۱۳۹۲).

نتایج سیاست پولی به عنوان یکی از ابزارهای مهم در ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال، شناخته می‌شود که نتایج آن وابستگی شدیدی به شرایط اقتصادی به خصوص از منظر نااطمینانی و ریسک دارند و ممکن است سیاست‌گذار را از نتایج مورد نظر از سیاست‌گذاری محروم نماید. به عبارت دیگر وجود نااطمینانی و ریسک به خصوص از طریق سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی و از طریق افزایش پس‌انداز احتیاطی بر کاهش تقاضا، مؤثر گردیده که در نهایت بر رشد اقتصادی مؤثراست (پورکاظمی‌و دیگران،۱۳۹۲) که این تأثیرات به ناگزیر واکنش سیاستی را می‌طلبد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

۱-۲. تأثیرات نااطمینانی بر سیاست‌گذاری‌ها

اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری یکی از مهم‌ترین مباحث مورد بحث اقتصاد می‌باشد. از لحاظ نظری، سرمایه‌گذاری از چند جهت از جمله ریسک گریزی و هزینه‌های تعدیل، تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. اَبل و ابرلی[1](۱۹۹۴) اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری در مدل‌هایی با تحلیل ریسک و رابطه بین درآمد نهایی و متغیرهای مؤثر را مورد بررسی قرار دادند و بیان نمودند که سرمایه‌گذاری به نااطمینانی موجود در متغیرهایی همچون قیمت، فروش کالا، قیمت نهادها و مواد اولیه و دستمزد بستگی دارد.

به منظور بررسی تأثیر نااطمینانی در سیاست پولی فرض می‌کنیم رابطه بین متغیر سیاست‌گذاری (r) و متغیر هدف (y) یک رابطه خطی و منفی می‌باشد.

$$a_1 < 0 \quad y = a_1 r + u \tag{۱}$$

$$y = N\left(y_f, \sigma^2{}_u\right) \tag{۲}$$

با فرض اینکه بانک مرکزی از یک تابع زیان درجه دو جهت تعیین میزان انحراف اهداف سیاستی تبعیت می‌کند (با میانگین و انحراف معیار در رابطه ۲)، خواهیم داشت:

$$L = \left(y - y_f\right)^2 \tag{۳}$$

که با مشتق‌گیری از تابع زیان خواهیم داشت:

$$\frac{\partial L}{\partial r} = 2a_1{}^2 r - a_1 y_f = 0 \tag{۴}$$

$$r^* = \frac{y_f}{a_1} \tag{۵}$$

همانطور که از فرمول (۵) مشخص است، ابزار سیاستی (نرخ بهره) مستقل از شوک می‌باشد در نتیجه قوانین سیاست‌گذاری بانک مرکزی در شرایطی که شوک‌های برونزا عامل نااطمینانی باشند، مطابق شرایط اطمینان عمل می‌کند و در این شرایط:

1. Abel and Eberly

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

$$\sigma^2 y = \sigma^2 \qquad (۶)$$

بدین‌گونه که واریانس تغییرات متغیر هدف برابر با واریانس شوک وارده می‌باشد.

پس آنچه که در این مورد حائز اهمیت است، این است که در شرایط وجود نااطمینانی ناشی از شوک‌های برونزا، تغییر در سیاست‌گذاری توسط سیاست‌گذار صورت نمی‌پذیرد (ساک و ویلند[1]، ۲۰۰۰). در سال ۱۹۷۰ پول[2] با در نظر گرفتن بازار پول و کالا در چارچوب فوق نشان داد که دراین شرایط وقتی که واریانس متغیرهای هدف به عنوان یکی از اهداف در تابع هدف قرار گیرند، برای دست‌یابی به این اهداف، سیاست‌گذاران می‌بایست نسبت به شوک‌های برونزا نیز واکنش سیاستی نشان بدهند.

حال به فرض بروز نااطمینانی در ضرایب تابع واکنش، به تحلیل آثار وجود نااطمینانی پارامتر بر واکنش‌های سیاستی خواهیم پرداخت. برجسته‌ترین نوع نااطمینانی، نااطمینانی پارامتریک یا چندگانه[3] نام دارد. مباحث این نوع نااطمینانی به طور مستقیم به فعالیت‌های پژوهشی برینارد[4] (۱۹۷۶) بر می‌گردد که اثرگذاری سیاست‌های پولی با وجود نااطمینانی پارامتریک را مورد بررسی قرار داد.

نتایج وی که بعدها به عنوان سیاست‌های محافظه‌کارانه برینارد مشهور گشت، پیشنهاد می‌کند که تحت نااطمینانی پارامتریک، بانک مرکزی می‌بایست با شدت کمتری نسبت به شرایط اطمینان، واکنش سیاستی نشان دهد.

درصورتیکه نااطمینانی درضریب رابطه (نااطمینانی در پارامتر) بوجود آید، بدین صورت که شوک نااطمینانی وارده براقتصاد، موجب تغییر در سازوکار انتقال ابزار سیاستی بر متغیر هدف گردد، شرایط متفاوت خواهد بود. زیرا به دلیل وجود نااطمینانی در پارامتر انتقال سیاست‌گذاری به اهداف سیاستی (نااطمینانی در ضریب a)، واریانس متغیر هدف به صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$\sigma_y^2 = \sigma_a^2 r^2 + \sigma_u^2 \qquad (۷)$$

1. Sack and Wieland
2. Pool
3. Multyplicative uncertainty
4. Brainard

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

در اینجا برخلاف نتایج حالت قبل، واریانس متغیر هدف، علاوه بر وابستگی به واریانس شوک به واریانس پارامترانتقال نیز وابسته می‌باشد.

از این رو تابع زیان به صورت زیر خواهد گردید:

$$L = \sigma^2{}_y + \left(\hat{a}r - y_f\right)^2$$
$$= \sigma^2{}_a r^2 + \sigma_u{}^2 + \left(\hat{a}r + y_f\right)^2 \qquad (۸)$$

معادله (۸) نشان می‌دهد که ابزار سیاستی بر روی واریانس و همینطور بر روی انحراف از متغیر هدف تأثیر می‌گذارند.

با استفاده از مشتق‌گیری از معادله (۸)، قانون بهینه ابزار سیاستی تحت نااطمینانی پارامتریک، را می‌توان به دست آورد:

$$r^* = \frac{\hat{a}y_f}{\sigma^2{}_a + \hat{a}^2} \qquad (۹)$$

که نشان‌دهنده واکنش کمتر نرخ بهره در این شرایط (شرایط نااطمینانی) در مقابل شرایط اطمینان می‌باشد که به این سیاست، سیاست محافظه‌کارانه گویند.

در این شرایط عدم تغییر در سیاست‌های جاری، موجب بروز انحراف در متغیر هدف می‌گردد. این تحلیل نشان می‌دهد که در شرایطی که شوک نااطمینانی موجب تغییر در عملکرد (پارامتر) سیاست‌ها گردد، اتخاذ سیاست‌ها در چارچوب شرایط اطمینان باید رها گردد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

۲-۲. تأثیرات سیاست‌گذاری‌ها بر نااطمینانی بازار سهام

براساس آنچه مشکین[1] (۱۹۹۶) بیان نموده است، در کانال‌های انتقال سیاست پولی، دو کانال مهم انتقال مربوط به بازار دارایی‌ها وجود دارد که به کانال قیمت دارایی شناخته می‌شود: کانال-q Tubin و کانال اثر ثروت[2].

۲-۲-۱. تئوری q-Tubin

این تئوری نحوه اثرگذاری سیاست پولی بر روی اقتصاد، از طریق ارزش‌گذاری دارایی‌ها را نشان می‌دهد. توبین[3] (۱۹۶۹)، q را به عنوان ارزش بازاری سهام بنگاه به هزینه‌های جایگزینی سرمایه تعریف نمود. اگر q بالا باشد، لذا قیمت بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه زیاد می‌باشد و ایجاد بنگاه جدید و هزینه جایگزینی سرمایه نسبت به ارزش بنگاه کم است و بنابراین بنگاه می‌تواند کالاهای سرمایه‌ای زیادی با فروش مقدار کمی از سهام خود، خریداری نماید. به عبارت دیگر وقتی q پایین است، بنگاه‌ها کالاهای سرمایه‌ای جدید نخواهند خرید زیرا که ارزش بنگاه کمتر از هزینه سرمایه‌گذاری می‌باشد. از منظر دیگر، وقتی عرضه پول افزایش یابد، پول در دسترس در جامعه افزایش یافته و لذا خانوارها میزان نگهداری پول را کاهش می‌دهند و به جای آن مخارج خود را افزایش خواهند داد. بنابراین خرید سهام در بازار سهام نیز افزایش یافته، که این امر موجب افزایش قیمت سهام می‌گردد (ابراهیمی و شکری، ۱۳۹۰).

۲-۲-۲. اثر ثروت

یک کانال جایگزین برای انتقال سیاست پولی از طریق قیمت دارایی‌ها، توسط اثرات ثروت روی مصرف می‌باشد. این کانال توسط مودیگیلیانی و آندو[4] (۱۹۶۳) مطرح گردید. در مدل چرخه زندگی مودیگیلیانی، مخارج مصرفی توسط منابع مصرف‌کننده در طول دوره زندگی تعیین می‌گردد که این منابع متشکل از سرمایه انسانی، سرمایه واقعی و ثروت مالی می‌باشد. یک جز اصلی از ثروت مالی همان سهام است. وقتی قیمت سهام افزایش یابد، ارزش ثروت مالی افزایش

1. Mishkin
2. Wealth Effect
3. Tubin
4. Ando and Modigiliani

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

یافته و بنابراین با افزایش منابع، مصرف افزایش خواهد یافت. از اینرو سیاست‌گذار پولی از طریق این مکانیسم این کانال‌های انتقال می‌تواند با تغییر در قیمت‌های دارایی اسباب افزایش نوسانات و نااطمینانی در بازار فراهم آورد.

هدف نهایی سیاست‌گذاران پولی ارتقاء سلامت اقتصادی است. اگرچه در بهترین حالت، ابزارهای سیاست پولی بر متغیرهای هدف اثرات غیرمستقیمی‌دارد، این سیاست دارای اثرات مستقیم‌تر و اولیه‌ای بر بازارهای مالی مانند بازار سهام هستند. تغییرات در قیمت‌ها و بازده دارایی‌های مالی در نتیجه اقدامات سیاست‌گذاران پولی، به تغییرات در رفتاراقتصادی می‌انجامد. بنابراین، درک نحوه تأثیر سیاست پولی بر حوزه وسیع‌تری از اقتصاد، ضرورتاً مستلزم آگاهی از اثر اقدامات سیاستی بر بازارهای مالی مهم و چگونگی تغییرات بازده و قیمت دارایی‌ها دراین بازارهاست.

بر اساس مبانی نظری، تغییرات قیمت سهام از طریق دو کانال اثر بر سرمایه‌گذاری و اثر بر مصرف (از طریق اثر ثروت) بر اقتصاد مؤثر است. با وجود اینکه تأثیر نوسانات قیمت سهام بر سمت عرضه و بخش حقیقی اقتصاد (از طریق کانال سرمایه‌گذاری) در مقیاس بزرگ توجه شده است، اما توجه کمتری به تحلیل نقش واکنش سمت تقاضا (که از طریق اثر ثروت بر مصرف خانوار عمل می‌کند) شده است. بر اساس تئوری‌ها، مصرف به ارزش فعلی درآمد طول عمر بستگی دارد و سهام بیان‌کننده جز مهمی از کل ثروت است. لذا تغییرات و نوسانات در قیمت سهام به عنوان بخشی از ثروت و درآمد دایمی، می‌تواند به تغییر در مخارج مصرفی و رفتار مصرف‌کننده منجر شود که این کانال از طریق نظریه چرخه زندگی مودیگیلیانی و نظریه درآمد دائمی فریدمن توجیه می‌شود (بیات و همکاران، ۱۳۹۵).

ارتباط بین بازارهای سهام و رشد اقتصادی به ایده رشد و تأمین مالی مربوط می‌شود. این ایده بیان می‌کند که چگونه تأمین مالی موجب بهبود تولید و رشد اقتصادی می‌شود. بازار سهام از طریق متغیرهای نقدینگی، تنوع‌بخشی ریسک، کسب اطلاعات شرکت‌ها، حاکمیت شرکتی و تجهیز پس‌اندازها بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. نقدینگی بازارهای سهام بنگاه‌ها را قادر می‌سازد تا به سرعت بتوانند حجم زیادی از سرمایه‌های مورد نیاز خود را تأمین نمایند. از اینرو افزیش نااطمینانی

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

در بازارهای سهام موجب کاهش توان تجمیع سرمایه و پوشش دهندگی ریسک آن می‌گردد. (احسانی و همکاران، ۱۳۹۳).

۳. پیشینه پژوهش

بسیاری از محققین در خصوص موضوعات نااطمینانی و سیاست‌های پولی، بحث‌هایی را مطرح نموده‌اند. این مباحث هم از دیدگاه تجربی و هم از دیدگاه تئوریک ارائه گردیده است که در ذیل به برخی از آنها اشاره شده است.

متین‌فرد و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاسی بر نگهداشت وجه نقد پرداختند. شواهد تجربی به دست آمده حاکی از آن است که نااطمینانی سیاسی حاصل از انتخابات ریاست جمهوری بر سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شرکت، تأثیر معناداری دارد. همچنین یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که، ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد با حضور متغیر نااطمینانی سیاسی در سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری کاهش یافته است. لذا شرکت‌ها، در واکنش به نااطمینانی‌های سیاسی تصمیم‌های خاصی در ارتباط با میزان نگهداشت وجه نقد گرفته، سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش آنها تحت‌تأثیر این موضوع قرار می‌گیرد.

رضایی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام پرداختند. برای نشان دادن عملکرد سیاست پولی از چهار متغیر نرخ سود موزون، نرخ رشد پایه پولی، نسبت سپرده قانونی و رشد بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده شده است. نتایج تابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که ابزارهای سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام تأثیر ندارند. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز بیانگر این است که سهم ابزارهای پولی در توضیح دهندگی 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.

راعی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود به بررسی شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی دراقتصاد ایران پرداختند. این مطالعه جهت پر کردن شکاف تحقیقاتی مذکور با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ به بررسی نحوه تأثیر

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

شـوک‌های پولی از کانال‌های انتقال‌دهنده سـیاسـت پولی بر تولید پرداخته اسـت، بدین منظور با استفاده از مدل چرخشـی مارکوف شـوک‌های مثبت و منفی پولی استخراج شـدند و سـپس نتایج حاصل از مدل مورد استفاده با بکارگیری روش خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی نشان داد که؛ سه کانال نرخ ارز، قیمت مسـکن و اعتبارات درانتقال اثرات سـیاسـت پولی در بلندمدت ناتوان اسـت، این به معنای خنثایی پول در بلندمدت اسـت، همچنین با وجود کانال‌های مذکور عدم تقارن بین شـوک‌های مثبت و منفی وجود دارد، از سـوی دیگر کانال اعتبارات نقش قوی‌تری درانتقال اثرات سیاست پولی نسبت به دو کانال دیگر دراقتصاد ایران دارد.

شایان و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی‌ها بر حباب قیمت سـهام درایران پرداختند. دراین مطالعه از روش خود رگرسیو برداری ساختاری (SVAR) با استفاده از داده‌های فصلی ایران استفاده شـده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت ۱ درصد افزایش در نرخ بهره حدود ۱/۳ درصد و ۱ درصد افزایش حجم نقدینگی واقعی ۳/۵ درصد حباب قیمت سهام را به ترتیب کاهش و افزایش می‌دهد. همچنین طبق معادله تصحیح خطا حباب قیمت سهام، اگر هرگونه عدم تعادل در متغیر حباب قیمت به وجود آید در هر دوره حدود ۲۷ درصد از آن تعدیل می‌شود.

شیخ‌پور و نبی‌ئیان (۱۳۹۷) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه سعی شده است شوک‌های پولی را با بهره‌گیری از فیلتر هودریک-پرسکات تعیین و سپس به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بخش کشـاورزی ایران با اسـتفاده از روش خود توضـیح برداری طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳ پرداخته می‌شود. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبت و شوک‌های پولی، اعتبارات و نرخ تورم تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی داشته‌اند.

ابراهیم انواری و منصور زراع نژاد (۱۳۹۴) در مطالعه خود نااطمینانی پارامتر و اثران بر سیاست پولی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند. دراین مطالعه پس از برآورد قاعده سیاست پولی مطابق رابطه تیلور در دو حالت خطی و غیرخطی، از ضرایب این روابط برای بررسی و شبیه‌سازی

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

اثر نااطمینانی استفاده گردید. دراین مقاله روش گشتاور تعمیم‌یافته[1](GMM) طی دوره ۹۱-۱۳۵۰ استفاده گردید. براساس نتایج این پژوهش، در حالت وجود نااطمینانی درباره دیرپایی تورم، برای جلوگیری از نتایج نامطلوب در آینده، پاسخ‌های تهاجمی‌تر به تغییرات برای بانک مرکزی بهینه‌تر است و در پاسخ به شوک‌های اقتصادی، پاسخ‌های احتیاطی بهینه‌تر می‌باشد.

تأثیر سیاست‌های مالی بر قیمت‌های دارایی‌ها و نااطمینانی آن در ایران توسط سید جمال‌الدین محسنی زنوزی، حسین حیدری و فرزانه طالبی (۱۳۹۴) مورد بررسی قرار گرفته است. این پژوهش به بررسی شوک‌های سیاست مالی بر روی قیمت دارایی‌ها شامل قیمت مسکن، قیمت سهام و نرخ ارز می‌پردازد. بدین منظور از مدل خودرگرسیو برداری ساختاری [2](SVAR) استفاده گردید. نتایج حاکی از آن است که مخارج دولت تأثیر معنی‌داری بر قیمت دارایی‌ها داشته و یکی از عوامل مهم برای توضیح نوسان‌های این متغیرها به حساب می‌آید.

اثنی عشری و پورکاظمی(۱۳۹۲) در مطالعه خود تحت عنوان اثر نااطمینانی در بازدهی بر رشد اقتصادی، وجود نااطمینانی در بازدهی سرمایه را از منظر پس‌اندازهای خصوصی مورد بررسی قرار دادند. نتیجه حاصل حاکی از ایجاد انحراف در تصمیمات عوامل اقتصادی در زمینه پس‌انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌باشد که این امر بستگی به نوع رفتار مردم دارد.

محسن مهرآرا و رامین مجاب (۱۳۹۱) در مطالعه خود به بررسی رابطه غیرخطی میان نااطمینانی و تولید بدون نفت در اقتصاد ایران پرداختند. آنها با استفاده از شاخص ناطمینانی به دست آمده از الگوهای آرچ[3] و تحلیل عاملی[4] ضمن تأیید اثرات غیرخطی نااطمینانی بر تولید، این اثرات را در حدهای آستانه‌ای نااطمینانی بالا، منفی نتیجه‌گیری نمودند.

تان[5] و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی پیش‌بینی نشده بر قیمت سهام در بازارهای حال ظهور هند پرداختند. یافته‌های آنها حاکی از آن است که

1. General Method of Moment
2. Structural VAR
3. Arch
4. Factor Analysis
5 Thanh

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

شاخص‌های پولی باید در آینده برای سیاست‌های عرضه پول به شرایط اثرات نامتقارن توجه کنند تا از میزان عدم اطمینان در مورد عرضه پول در تنظیم قیمت سهام کاسته شود.

کارایانی و کالین[1] (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شوک‌های سیاست‌های پولی بر حباب‌های بازار سهام کشورهای OECD پرداختند.آنها دریافتند که تأثیر اندازه‌گیری شده به متغیرهایی مانند درجه توسعه مالی، شرایط بازار اعتباری یا شاخص‌های چرخه تجاری و اعتماد مصرف‌کننده مرتبط است.

هاستد[2] و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی نااطمینانی سیاست‌های پولی پرداختند.آنها کانال‌های انتقال نااطمینانی سیاست پولی را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند، که افزایش نااطمینانی سیاست پولی منجر به کاهش طولانی مدت سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از طریق گزینه‌های واقعی و کانال‌های اصطکاک مالی می‌شود.

رحمان[3] و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی حساسیت بازده صنعت به نااطمینانی سیاست اقتصادی پرداختند. این مطالعه به بررسی تأثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر بازده‌های متشکل از بخش دولتی ایالات متحده می‌پردازد. آنها از رابطه غیرخطی بین عدم قطعیت سیاست اقتصادی ایالات متحده و بازده سهام در بخش‌های انتخاب شده آمریکا استفاده کردند. این مطالعه از داده‌های هفتگی از ژانویه ۱۹۹۵ تا دسامبر ۲۰۱۵ برای تمامی‌شاخص‌های بازگشت و اطلاعات عدم اطمینان سیاست اقتصادی عمدتاً براساس مسائل مربوط به سیاست، مقرراتی برای کد مالیات فدرال ایالات متحده و اختلاف نظر در پیش‌بینی‌های اقتصادی استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که فناوری اطلاعات، خدمات آب و برق، بخش‌های صنعت و مخابرات هنوز به تغییرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ایالات متحده حساس نیستند.

قلی‌پور[4] (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و سیاسی بر فعالیت‌های اقتصادی پرداخته است. این مطالعه به بررسی اثرات پویا عدم اطمینان سیاست اقتصادی

1 Caraiani & Calin
2. Husted
3. Rehmana
4. Gholipour

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

(EPU) و ثبات سیاسی (PS) بر سرمایه‌گذاری ثابت (BFI)، فعالیت‌های املاک و مستغلات (RE)، فعالیت‌های بازار مالی (FIN) و درخواست‌های ثبت اختراع (PAT) با استفاده از داده‌های سالانه از ۱۹ اقتصاد بزرگ با درآمد بالا و اقتصادهای در حال ظهور از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۶ با استفاده از روش‌های برآورد پانل و روش‌های حداقل مربعات پویا پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به EPU پاسخ منفی از BFI، RE، FIN و PAT را در کوتاه‌مدت منجر می‌شود. علاوه بر این، سطوح بالاتری از EPU در بلندمدت باعث کاهش BFI، RE و FIN می‌شود.

هان، وجانگ و کیم[1](۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی رابطه میان ریسک‌گریزی، نااطمینانی و سیاست پولی پرداختند. آنها تحلیل خود را در چارچوب مطالعه بکارت (۲۰۱۳) انجام دادند. آنها با استفاده از مدل‌سازی خودرگرسیو برداری و توسعه دوره مطالعه به دوران قبل و بعد از بحران مالی جهانی، ضمن تأیید نتایج پژوهش بکارت، پایداری نتایج را برای دوران پس از بحران مالی نیز تأیید کردند.

آستویت، ناتویک و سولا[2](۲۰۱۷) در مقاله خود تحت عنوان نااطمینانی اقتصادی و آثار سیاست پولی به بررسی چگونگی تغییر در نتایج مورد انتظار سیاست‌های پولی در اثر نااطمینانی پرداختند. آنها با استفاده از چندین شاخص نااطمینانی در ایالات متحده، نتیجه‌گیری کردند که در شرایط نااطمینانی آثار سیاست‌های پولی بر روی اقتصاد کمتر از شرایط اطمینان می‌باشد.

بکارت و هروا[3](۲۰۱۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان آنچه قیمت دارایی‌ها در مورد ریسک و نااطمینانی می‌گویند، به بررسی رابطه قیمت دارایی‌ها و ریسک و نااطمینانی پرداختند.آنها دریافتند که عایدی نوسانات حاوی اطلاعات مهمی از ریسک‌گریزی و نااطمینانی می‌باشد.

بکارت، هروا و دوکا[4](۲۰۱۳) به بررسی رابطه ریسک و نااطمینانی و سیاست‌های پولی پرداختند. آنها براساس شاخص نااطمینانی در بازار S&P به نام[5] VIX، نسبت به استخراج نااطمینانی و

1. Hahn, Wookjang and Kim
2. Aastveit, Natvik,S.Sola
3. Bekaert, Hoerova
4. Bekaert, Hoerova and Loduc
5. Volatility Index

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

ریسک‌گریزی پرداخته و اثرات آنها را بر سیاست‌های پولی و چرخه‌های تجاری سنجیدند، آنها دریافتند که موقعیت سیاست پولی باز، موجب کاهش نااطمینانی و ریسک می‌گردد.

چینزرا[1](۲۰۱۱) رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصاد و قیمت سهام را با استفاده از مدل VAR-GARCH برای آفریقای جنوبی مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های وی نشان‌دهنده وجود رابطه دو طرفیه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی‌داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.

آدالاید و دتکن[2] (۲۰۰۷) و آلسی و دتکن[3] (۲۰۰۹) اثر سیاست پولی بر روی بازارهای مالی را از طریق نقدینگی حاصل از سیاست‌های پولی بیان نمودند. به نظر آنها اجرای سیاست‌های پولی موجب تغییرات نقدینگی گردیده و این تغییرات بر روی بازار سهام و قیمت دارایی‌ها بسته به نوع سیاست، تأثیرگذار می‌باشد.

دراین پژوهش به منظور بررسی و تحلیل روابط نااطمینانی در بازارهای مالی، ابتدا شاخص نااطمینانی بازار سهام به عنوان شاخص نااطمینانی بازار مالی تعیین می‌گردد. بدین منظور برخلاف اغلب مطالعات دیگر که از روش‌های گارچی برای سنجش نااطمینانی و ریسک استفاده می‌گردد، از معادلات دیفرانسیل تصادفی[4] جهت مدل‌سازی نااطمینانی در بازار مالی استفاده می‌گردد. معادلات دیفرانسل تصادفی بر پایه گام تصادفی بودن متغیر بنا نهاده شده و از دو بخش نمو و انتشار که شامل جز وینری که در برگیرنده نااطمینانی نیز می‌باشد، تشکیل شده است. همچنین در اغلب مطالعات مرتبط با ناطمینانی، آثار شاخص نااطمینانی‌ها بر متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. این در حالی است که در اینجا ایجاد شوک در نااطمینانی بازار مالی و آثار آن بر متغیر های کلان و همچنین تأثیرات شوک‌های سیاست پولی بر این ناطمینانی مورد توجه قراردارد.

1. Chinzara
2. Adalid and Detken
3. Alessi and Detken
4. Stochastic Differential Equation (SDE)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

٤. روش تحقیق

٤-۱. مدل خودرگرسیو برداری ساختاری

الگوهای خودرگرسیون برداری، براساس روابط تجربی که بین داده‌ها نهفته است پایه‌گذاری شده است و به صورت فرم خلاصه شده سیستم معادلات همزمان مد نظر قرار می‌گیرند، که هر کدام از متغیرهای درونزا بر روی وقفه‌های خود و وقفه‌های متغیرهای دیگر در سیستم رگرس می‌شود.

بلانچارد و برنانک[1] (۱۹۸۹) با درنظر گرفتن محدودیت‌های نظری در مدل‌های خودرگرسیو برداری، الگوی SVAR را توسعه دادند. سپس کلاریدا و گالی[2] (۱۹۹۴) با اعمال محدودیت‌های نظری روی آثار بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کردند. مزیت عمده آن نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف این الگوهای غیرمقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوی خود رگرسیو برداری ساختاری به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال محدودیت‌هاست. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌ها شناسایی، شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا بر روی متغیرهای مختلف به کار گرفته شوند.

مدل‌های بردار K بعدی سری زمانی y_t را در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم که y_t بتواند با یک بردار خودرگرسیو مرتبه محدود p تقریب شود. هدف آگاهی از پارامترهای مدل خودرگرسیو ساختاری زیر می‌باشد (کیلیان، ۲۰۱۱).

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \cdots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

که در آن ε_t بردار جملات اخلال ناهمبسته سریالی با میانگین صفر می‌باشند که از آنها تحت عنوان شوک‌های ساختاری نام برده می‌شود. مدل (۲) را می‌توان به طور خلاصه به صورت زیر بیان کرد:

$$B(L) y_t = \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

1. Bernanke & Blanchard
2. Clarida & Gali

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

که در آن، $B(L)=B_0-B_1L-B_2L^2-000-B_PL$ چند جمله‌ای عملگر وقفه‌ای می‌باشد. ماتریس واریانس- کواریانس جزء خطای ساختاری طوری نرمال سازی می‌شود که:

$$E(\varepsilon_t\varepsilon'_t) = \sum \varepsilon = I_K \qquad (۱۲)$$

این بدین مفهوم است که اولاً به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری شوک‌های ساختاری وجود دارد. ثانیاً شوک‌های ساختاری طبق تعریف به طور متقابل ناهمبسته می‌باشند که بیانگر این است که Σ_ε قطری می‌باشد. ثالثاً واریانس تمام شوک‌های ساختاری جهت سادگی به یک نرمال می‌شوند، در عین حال عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند. مدل VAR ساختاری به طور مستقیم قابل مشاهده نیست. جهت تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل یافته آن استخراج شود که عبارت است از تصریح y_t برحسب وقفه‌های آن جهت استخراج فرم تعدیل یافته هر دو طرف فرم ساختاری را به B_0^{-1} ضرب می‌کنیم:

$$B_0^{-1}B_0y_t = B_0^{-1}B_1y_{t-1} + B_0^{-1}B_2y_{t-2} + \cdots + B_0^{-1}B_py_{t-p} + B_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

بنابراین، مدل مشابهی برحسب اجزای قابل مشاهده به صورت زیر بیان می‌شود:

$$y_t = A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \cdots + A_py_{t-p} + u_t \qquad (۱۴)$$

که در آن $A_i = B_0^{-1}B_i$ و $i= 1, 2,\ldots,p$ می‌باشد. همچنین معادله (۶) بیان می‌کند که:

$$\varepsilon_t = B_0u_t \text{ یا } U_t = B_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

۲-٤. معادلات دیفرانسیل تصادفی

مدل‌سازی متغیرهای اقتصادی با استفاده معادلات دیفرانسیل تصادفی با کار ساموئلسن[1] (۱۹۵۶) انجام گردید و توسط مرتن[2] (۱۹۷۳) با مدل‌سازی قیمت سهام با معادلات تصادفی دیفرانسیل ادامه پیدا کرد.

بلک و شولز[3] نیز با استفاده از این معادلات قیمت سهام را مدل‌سازی کردند.

$$dp(t) = \mu p(t)dt + \sigma p(t)dw(t) \qquad p(0) = p_0 \qquad (۱۶)$$

1. Samuelson
2. Merton
3. Black and scholes

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

که P(t) بیانگر سطح قیمت و پارامترهای μ و σ به ترتیب میانگین و انحراف معیار (نااطمینانی) این فرآیند می‌باشند. دراین معادله $w(t)$ فرایند حرکت براونی استاندارد یا فرایند وینراست که بیانگر رفتار نوسانی P(t) می‌باشد.

با در نظر گرفتن F(t,p(t))=ln(p(t)) رفتار تصادفی متغیر در طول زمان به صورت زیر از طریق حل معادله تصادفی به دست می‌آید. حل معادله فوق با استفاده از روش‌های موجود درآنالیز تصادفی صورت می‌پذیرد. به منظور حل معادلات تصادفی دیفرانسیل از لم ایتو[1] استفاده می‌گردد.

$$dF\left(t,p\left(t\right)\right)=\left(\frac{\partial F}{\partial t}+\mu p\left(t\right)\frac{\partial F}{\partial p}+\frac{1}{2}\sigma^2 p\left(t\right)^2\frac{\sigma^2 F}{\sigma p^2}\right)dt+\left(\sigma p\left(t\right)\frac{\partial F}{\partial p}\right) \quad (۱۷)$$

$$d\ln\left(p\left(t\right)\right)=(\mu-\frac{1}{2}\sigma^2 dt+\sigma dw \quad (۱۸)$$

با انتگرال‌گیری بین (0,t)

$$\int_0^t d\ln\left(p\left(t\right)\right)=\int_0^t(\mu-\frac{1}{2}\sigma^2+\int_0^t sdw \quad (۱۹)$$

$$p\left(t\right)=p\left(0\right)\exp((\mu-\frac{1}{2}\sigma^2+\sigma w\ (t)) \quad (۲۰)$$

که پارامترهای مدل (μ, σ) با روش ناپارامتریک به صورت زیر قابل استنتاج می‌باشد (آلن[2]، ۲۰۰۷).

$$\hat{\mu}=\frac{1}{\Delta t}(\frac{\sum_{i=0}^{N-1}p(t_{i+1})-p(t_i)}{\sum_{i=0}^{N-1}p(t_i)} \quad (۲۱)$$

$$\hat{\sigma}=\sqrt{\frac{1}{\Delta t}(\frac{\sum_{i=0}^{N-1}(p(t_{i+1})-p(t_i))^2}{\sum_{i=0}^{N-1}p(t_i)^2}} \quad (۲۲)$$

1. Itto lemma
2. Allen

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

۳-٤. مدل پژوهش

در فرآیند تشخیص در مدل‌های خود رگرسیو برداری، قدم اول شامل تعیین متغیرهای مناسب برای مدل، آماده‌سازی متغیرها و تعیین تعداد وقفه‌های مناسب می‌باشد که انتخاب متغیرها براساس تئوری‌های اقتصادی صورت می‌پذیرد.

مدل خودرگرسیو برداری در پژوهش حاضر شامل متغیرهای لگاریتمی نااطمینانی (FUC)، حجم پول (M) و تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌باشد.

$$Z_t = \left[FUC_t, M_t, GDP_t\right] \tag{۲۳}$$

و در چارچوب مدل خود رگرسیو برداری خواهیم داشت:

$$AZ_t = \phi Z_{t-1} + \varepsilon_t \tag{۲۴}$$

که A یک ماتریس ۳×۳ کامل $E\left(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}\right) = I$ و فرم خلاصه شده آن به شکل زیر می‌باشد.

$$Z_t = BZ_{t-1} + C\varepsilon_t \tag{۲۵}$$

$$C = A^{-1}, B = A^{-1}\phi$$

لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به متغیرهای تحقیق از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سازمان بورس اوراق بهادار گردآوری گردیده و تجزیه و تحلیل اطلاعات با نرم افزار Eviews10 انجام شده است.

- سیاست پولی[1] LM: با توجه به اینکه در ایران مهم‌ترین ابزار سیاست پولی حجم پول می‌باشد، لذا متغیر لگاریتمی حجم پول به صورت فصلی به عنوان شاخص سیاست پولی در ایران در نظر گرفته می‌شود.
- متغیر رشد تولید[2] LGDP: تغییرات تولید ناخالص داخلی فصلی بر پایه سال ۱۳۷۶به عنوان متغیر اصلی برای معرفی تغییرات در تولید کلان کشور و رشد اقتصادی در کشور ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد.

1. Log- Monetary Policy
2. Log-Business Cycle

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

- متغییر نااطمینانی[1] LFUCT: به طور کلی شالوده اصلی ایجاد ریسک و نااطمینانی، براساس تغییرات و نوسانات متغیرها شکل می‌گیرد. اگر چه در بسیاری موارد در ادبیات اقتصادی مفهوم ریسک و نااطمینانی یکسان آورده شده است ولی در یک تعریف خاص در صورتیکه این تغییرات و نوسانات براساس احتمالات معیّن صورت پذیرد، متغیر با ریسک و در صورتیکه بدون هیچ احتمال مشخص صورت بگیرد، با نااطمینانی مواجه می‌باشیم.

شاخص نااطمینانی در این پژوهش براساس وجود فرآیند تصادفی در شاخص قیمت سهام بازار بورس تهران، استخراج می‌گردد. همانطور که اشاره گردید وجود فرآیند تصادفی در متغیر و برخورداری آن از خصوصیت گام تصادفی، می‌تواند استفاده از مدل‌های معادلات دیفرانسیل تصادفی در تعیین نااطمینانی را فراهم آورد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام است، که از روند ۳۶ ماه گذشته آنها، برای استخراج نااطمینانی فصلی در دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ استفاده می‌گردد.

برای اینکه این نااطمینانی را بتوان با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی برآورد کرد، شرط تصادفی و یا گام تصادفی[2] بودن آن باید مورد بررسی قرار گیرد. براساس نتایج جدول ۱ شرایط تصادفی بودن رعایت شده است. مطابق با نتایج جدول، آماره آزمون دیکی فولر و KPS بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوده، لذا براساس آزمون دیکی فولر فرض ناپایایی مدل رد و براساس KPS فرض پایایی تأیید نمی‌شود و این حاکی از وجود فرایند، گام تصادفی بودن مدل می‌باشد و بنابراین امکان مدل‌سازی آن با مدل‌های معادلات دیفرانسیل تصادفی وجود دارد. برای الگوسازی متغیر شاخص قیمت سهام، جهت برآورد شاخص نااطمینانی از داده‌های شاخص قیمت سهام ۳۶ دوره (ماه) گذشته نسبت به فصل مورد نظراستفاده گردیده است.

1. Log-Uncertainty
2. Random Walk

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

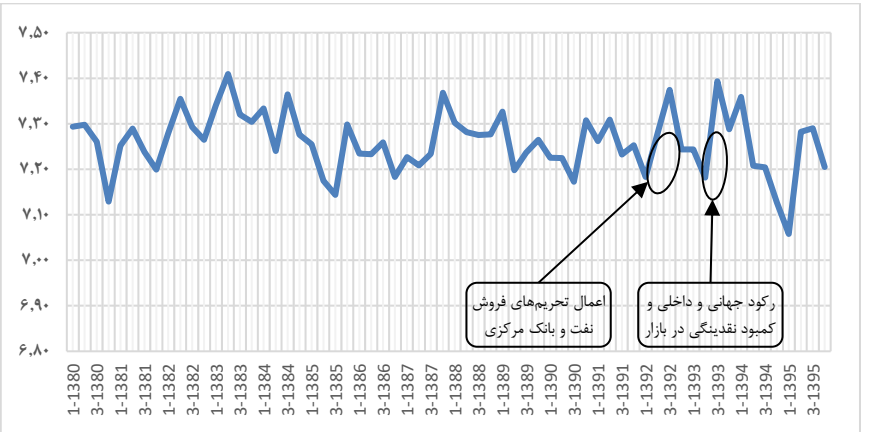
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

جدول ۱. نتایج آزمون گام تصادفی

	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته	آزمون KPS
مقادیر بحرانی	-۲/۸۷۴	۰/۶۴۳
آماره آزمون	-۰/۴۵۶	۱/۸۱

مأخذ: نتایج پژوهش

نتیجه آزمون نرمالیتی حاکی از نرمال بودن متغیر شبیه‌سازی شده شاخص قیمت سهام با آماره آزمون ۰/۵۵ می‌باشد.



نمودار ۱. نااطمینانی بازار سهام

مأخذ: نتایج پژوهش

۵. تخمین مدل

از آنجا که نامانایی متغیرها منجر به بروز نتایج غلط و رگرسیون کاذب می‌شود، قبل از برآورد الگوی تحقیق لازم است که پایایی متغیرها بررسی شود. برای بررسی مانایی یک فرآیند سری زمانی از آزمون ریشه واحد استفاده می‌شود، لذا دراین مطالعه جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون استفاده شده است. مطابق با نتایج جدول ۲، همه متغیرهای تحقیق در سطح نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. به عبارتی درجه انباشتگی متغیرهای تحقیق یک می‌باشد. لذا جهت برآورد مدل تحقیق با استفاده از روش VAR محدودیتی وجود ندارد. زمانیکه درجه انباشتگی متغیرها یکسان باشد می‌توان از روش VAR استفاده نمود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

جدول ۲. آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون

متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول		وضعیت
	مقدار آماره	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح معناداری	
lGDP	-۲/۲۰۶	۰/۹۹۳	۱۴/۴۶۸	۰/۰۰۰	I(1)
lM	-۰/۸۰۰	۰/۸۱۱	-۱۰/۳۰۷	۰/۰۰۰	I(1)
lFUCT	-۰/۵۸۴	۰/۴۶۰	-۳۲/۲۸۵	۰/۰۰۰	I(1)

مأخذ: نتایج پژوهش

پس از بررسی پایایی متغیرهای مدل، گام بعدی در برآورد مدل‌های VAR تعیین وقفه بهینه برای مدل می‌باشد. مطابق با نتایج جدول ۳، با توجه به تعداد مشاهدات مطالعه و براساس معیار شوارتز-بیزین، وقفه ۱ به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته شده است.

جدول ۳. نتایج تعیین وقفه بهینه مدل

وقفه	AIC	SC	HQ
۰	-۱/۷۰۵	-۱/۵۹۹	-۱/۶۶۴
۱	-۸/۸۰۱	-۸/۳۷۹*	-۸/۶۳۶
۲	-۸/۷۲۸	-۷/۹۸۹	-۸/۴۳۹
۳	-۹/۱۵۵	-۸/۰۹۹	-۸/۷۴۳
۴	-۹/۶۸۸*	-۸/۳۱۵	-۹/۱۵۲*
۵	-۹/۶۰۱	-۷/۹۱۰	-۸/۹۴۱

مأخذ: نتایج تحقیق

جهت نیل به مدل نهایی تحقیق، ابتدا باید در مرحله اول مدل خود رگرسیو برداری غیرمقید (فرم حل شده) برآورد شود. لذا با در نظر گرفتن یک وقفه و عرض از مبدأ، مدل VAR غیرمقید برآورد شده و پس از آن مدل ساختاری از فرم خلاصه شده الگوی VAR استنباط می‌شود. از آنجا که در مدل VAR هر متغیر به صورت تابعی از وقفه‌های خود متغیر و سایر متغیرهای تحقیق می‌باشد، ضرایب تخمین زده شده اهمیت پارامترهای تخمین شده در روش‌های تک معادله را ندارند و تفسیر نمی‌شوند. لذا برای تحلیل نتایج از توابع عکس‌العمل آنی استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

جدول ۴. برآورد الگوی VAR

	LM	LGDP	LFUCT
LM(-1)	۰/۹۹۵ [۱۵۴/۹۳۳] (۰/۰۰۶)	۰/۰۸۵ [۴/۲۸۵] (۰/۰۲۰)	-۰/۰۰۳ [-۰/۲۳۵] (۰/۰۱۵)
LGDP(-1)	۰/۰۲۳ [۰/۶۴۳] (۰/۰۳۷)	۰/۳۶۶ [۳/۱۲۴] (۰/۱۱۷)	-۰/۰۳۶ [-۰/۴۰۹] (۰/۰۸۸)
LFUCT(-1)	۰/۰۴۷ [۱۵۴/۹۳۳] (۰/۸۷۳)	-۰/۰۳۵ [-۰/۲۰۶] (۰/۱۷۰)	۰/۲۲۲ [۱/۷۳۲] (۰/۱۲۸)
عرض از مبدأ	-۰/۴۹۴ [-۰/۹۸۶] (۰/۵۰۱)	۶/۵۰۷ [۴/۱۲۵] (۱/۵۷۷)	۶/۱۲۱ [۵/۱۴۵] (۱/۱۸۹)
ضریب تعیین	۰/۹۹۹	۰/۷۷۸	۰/۰۸۱
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۹۹	۰/۷۶۶	۰/۰۳۵
آماره F	۳۲۷۵۰	۶۹/۰۰۴	۱/۷۵۰

مأخذ: نتایج پژوهش

۱-۵. تخمین مدل خودرگرسیو برداری ساختاری مربوط به اثرات سیاست پولی

پس از برآورد مدل VAR، مدل نهایی تحقیق براساس قیدهای در نظر گرفته شده و در چارچوب مدل SVAR به صورت زیر می‌باشد:

$$LM = C(1)LM + \varepsilon$$
$$LGDP = C(2)LM + C(3)LGDP + \varepsilon$$
$$LFUCT = C(4)LM + C(5)LGDP + C(6)LFUCT + \varepsilon$$

مطابق با نتایج جدول ۵، از بین ضرایب مدل، ضرایب ۲، ۴ و ۵ بار معنایی داشته و می‌توان تفسیر نمود و سایر ضرایب بیانگر اثر متغیر بر خود متغیر در زمان حال می‌باشد. براساس نتایج به دست آمده، سیاست پولی بر رشد تولید اثر منفی و معناداری دارد. ضریب برآورده شده برابر با ۰/۰۴۵- می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. در این مطالعه حجم نقدینگی به عنوان شخصی برای سیاست پولی در نظر گرفته شده است. بنا بر نتایج به دست آمده، با افزایش جم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد. افزایش حجم نقدینگی به منزله افزایش تورم می‌باشد. اگرچه تورم به معنای افزایش سطح عمومی‌قیمت‌ها تعریف شده است، ولی در حقیقت همه قیمت‌ها یکنواخت و هماهنگ افزایش نمی‌یابند و اثرات آن در بین بخش‌های مختلف

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

اقتصـادی یکسـان نخواهد بود. چراکه با افزایش تغییرپذیری قیمت‌های نسـبی موجب تخصـیص غیربهینه منابع می‌شـود. به بیان دیگر می‌توان گفت در زمان تورم، فعالیت‌ها به سـمت فعالیت‌های غیرتولیدی سـوق پیدا می‌کند. لذا می‌توان گفت تولید کاهش می‌یابد. از طرف دیگر با افزایش تورم، قدرت خرید مردم کاهش یافته و تلفیق آن با مسـئله رکود اقتصـادی باعث به وجود آمدن معضـلی به نام رکود تورمی می‌شـود که کشـور ایران لااقل در دهه اخیر با این معضـل روبرو شـده است. بنابراین در چنین شرایطی، مصرف کل و متعاقب آن تولید کل کاهش می‌یابد.

براسـاس نتایج به دسـت آمده، سـیاسـت پولی بر نااطمینانی اثر مثبت و معناداری دارد. ضـریب برآورده شده برابر با ۰/۰۸۷ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. تورم یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی است که خسارات بسیاری را به اقتصاد کشور طی سال‌های گذشته وارد کرده اسـت. به ویژه تأثیری که نرخ تورم بر بازار سـرمایه دارد، از اهمیت به خصـوصـی برخوردار اسـت. تورم موجب انتقال ثروت از اعتباردهندگان به اسـتقراض‌کنندگان می‌شـود و همچنین باعث کاهش ارزش پس‌اندازها شـده و میزان وام‌دهی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و هزینه معاملات و کسـب اطلاعات را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر تورم به معنای کاهش قدرت دارایی‌های مالی به نسبت دارایی‌های حقیقی است. نرخ‌های بالای تورم با ایجاد عدم اطمینان و اصطکاک بازارهای مالی در تخصیص منابع، سیستم مالی را ناکارآمد می‌کند. لذا افزایش نقدینگی و متعاقب آن باعث افزایش نااطمینانی می‌شود.

جدول ۵. برآورد الگوی SVAR (اثر سیاست پولی)

متغیر	ضریب	خطای استاندرد	آماره Z	سطح معناداری
C(1)	۰/۰۲۷	۰/۰۰۲	۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰
C(2)	-۰/۰۴۵	۰/۰۰۳	-۱۲/۴۰۸	۰/۰۰۰
C(3)	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۴۴۵	۰/۶۵۵
C(4)	۰/۰۸۷	۰/۰۰۷	۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰
C(5)	۰/۰۱۳	۰/۰۰۸	۱/۶۰۴	۰/۱۰۸
C(6)	۰/۰۶۴	۰/۰۰۵	۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

۵-۲. تخمین مدل خودرگرسیو برداری ساختاری مربوط به اثرات نااطمینانی

$$LFUCT = C(10)LFUCT + \varepsilon$$
$$LM = C(20)LFUCT + C(40)LM + \varepsilon$$
$$LGDP = C(30)LFUTC + C(50)LM + C(60)LGDP + \varepsilon$$

مطابق با نتایج جدول ۶، از بین ضـرایب مدل، ضـرایب ۲۰ و ۳۰ بار معنایی داشـته و می‌توان تفسیر نمود و سایر ضرایب بیانگر اثر متغیر بر خود متغیر در زمان حال می‌باشد. براساس نتایج به دست آمده، نااطمینانی بازار سهام بر سیاست پولی اثری مثبت و معنادار دارد. ضریب برآورده شده برابر با ۰/۰۱۵ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. همچنین، نااطمینانی بازار سهام بر رشد تولید اثر معناداری ندارد. این خنثی بودن را می‌توان به وابستگی اقتصاد کشور به بازار پول و نقش کم بازار سرمایه در تأمین مالی دانست. ضریب برآورده شده برابر با ۰/۰۱۷- می‌باشد که معنادار نمی‌باشد.

جدول ۶. برآورد الگوی SVAR (اثر نااطمینانی بازار سهام)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
C(10)	۰/۰۶۶	۰/۰۰۵	۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰
C(20)	۰/۰۱۵	۰/۰۰۲	۶/۲۲۱	۰/۰۰۰
C(30)	-۰/۰۱۷	۰/۰۱۰	-۱/۵۷۵	۰/۱۱۵
C(40)	۰/۰۲۷	۰/۰۰۲	۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰
C(50)	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۰	-۰/۵۰۶	۰/۶۱۲
C(60)	۰/۰۸۵	۰/۰۰۷	۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج پژوهش

۵-۳. بررسی توابع واکنش

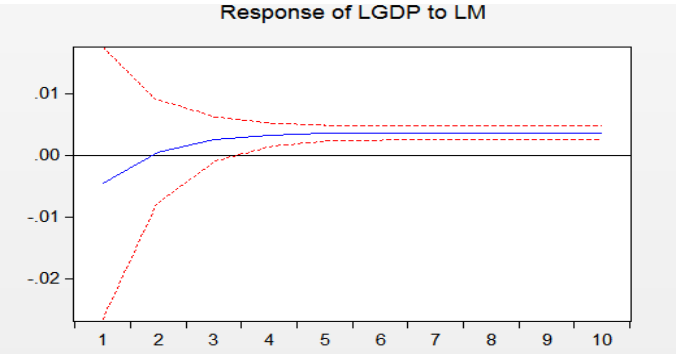
پس از ارائه مدل و تعیین ضرایب مربوط به هر یک از متغیرها در چارچوب مدل خودرگرسیو برداری ساختاری در نهایت توابع عکس‌العمل به صورت زیر می‌باشند:

- اثر سیاست پولی بر رشد تولید

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

نمودار ۲ اثر شوک وارده از طرف سیاست پولی بر تولید را نشان می‌دهد. به گونه‌ای که اگر سیاست پولی به اندازه یک انحراف معیار تغییر کند، تا دوره ۲ اثری منفی و از دوره ۲ به بعد اثری مثبت دارد.

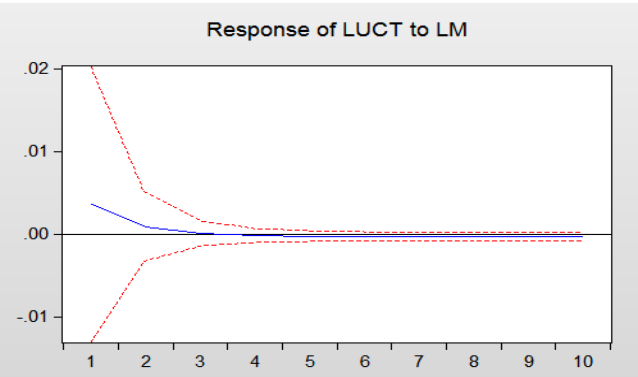


نمودار ۲. واکنش رشد تولید نسبت به سیاست پولی

مأخذ: نتایج پژوهش

- اثر سیاست پولی بر نااطمینانی بازار سهام

نمودار ۳ اثر شوک وارده از طرف سیاست پولی بر نااطمینانی بازار سهام را نشان می‌دهد. به گونه‌ای که اگر سیاست پولی به اندازه یک انحراف معیار تغییر کند، تا دوره ۳ اثری مثبت و از دوره ۳ به بعد اثری خنثی دارد.



نمودار ۳. واکنش نااطمینانی بازار سهام نسبت به سیاست پولی

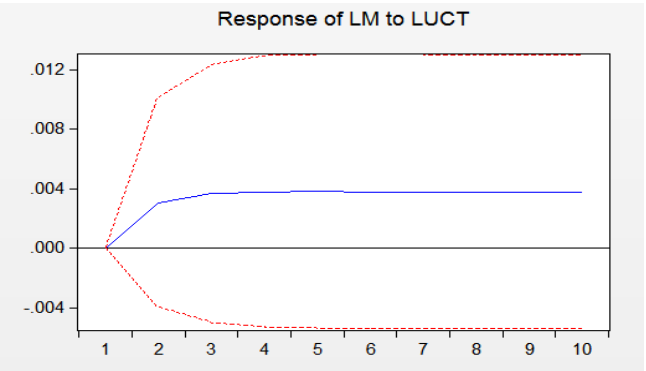
مأخذ: نتایج پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

– اثر نااطمینانی بازار سهام بر سیاست پولی

نمودار ۴ اثر شوک وارده از طرف نااطمینانی بازار سهام بر سیاست پولی را نشان می‌دهد. به گونه‌ای که اگر نااطمینانی به اندازه یک انحراف معیار تغییر کند، همواره اثری مثبت دارد.

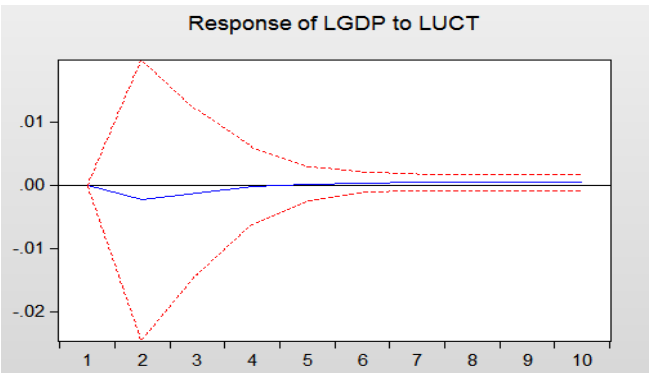


نمودار ۴. واکنش سیاست پولی نسبت به نااطمینانی بازار سهام

مأخذ: نتایج پژوهش

– اثر نااطمینانی بازار سهام بر تولید

نمودار ۵ اثر شوک وارده از طرف نااطمینانی بازار سهام بر تولید را نشان می‌دهد. به گونه‌ای که اگر نااطمینانی به اندازه یک انحراف معیار تغییر کند، تا دوره ۴ اثری منفی، از دوره ۴ تا دوره ۵ اثری خنثی و از دوره ۵ به بعد اثری مثبت دارد.



نمودار ۵. واکنش تولید نسبت به نااطمینانی بازار سهام

مأخذ: نتایج پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

جدول ۷، نتایج آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات خطای مدل را نشان می‌دهد. آزمون خودهمبستگی سریالی ضریب لاگرانژ LM برای سه وقفه نشان می‌دهد که مدل برآورد شده دارای خودهمبستگی سریالی نیست. آزمون نرمالیتی چولسکی نیز نشان می‌دهد که جملات اخلال مدل دارای توزیع نرمال است. همچنین آزمون واریانس ناهمسانی نیز نشان داد که جملات اخلال مدل دچار ناهمسانی واریانس نیست.

جدول ۷. آزمون‌های تصریح مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
آزمون خودهمبستگی سریالی LM وقفه اول	۱۴۵/۰۰۲	۰/۰۰۰
آزمون خودهمبستگی سریالی LM وقفه دوم	۷۳/۳۳۲	۰/۰۸۴
آزمون خودهمبستگی سریالی LM وقفه سوم	۶۸/۴۳۵	۰/۰۹۳
آزمون نرمالیته	۱۸/۸۱۳	۰/۰۷۹
آزمون واربانس ناهمسانی	۱۱۲/۳۵۷	۰/۲۳۲

مأخذ: نتایج پژوهش

٤-٥. تجزیه واریانس

روش دیگر برای توصیف رفتار پویای یک مدل، روش تجزیه واریانس است. با استفاده از تجزیه واریانس می‌توان بررسی کرد که تغییرات یک متغیر تا چه اندازه ناشی از اجزای اخلال خود متغیر و تا چه حد ناشی از تغییرات سایر متغیرهای مدل بوده است. به عبارت دیگر، تجزیه واریانس بیان می‌کند که تکانه‌های وارده از طرف هر یک از متغیرها چند درصد از تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد. در واقع سهم هر متغیر برونزا در تکانه وارد شده بر متغیر وابسته مورد بررسی قرار می‌گیرد. چنانچه مشاهده می‌شود بیشتر تغییرات هر متغیر توسط خود متغیر توضیح داده شده است. طی دوره ۱ تا ۱۰ اگرچه از سهم تغییرات خود متغیر کاسته می‌شود، ولی همچنان درصد بالای تغییرات به وسیله خود متغیر توضیح داده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

جدول ۸. نتایج تجزیه واریانس

دوره	نااطمینانی بازار سهام				سیاست پولی			
	خطا	نااطمینانی بازار سهام	سیاست پولی	تولید	خطا	نااطمینانی بازار سهام	سیاست پولی	تولید
۱	۰/۰۶۶۲۲۵	۱۰۰	۰	۰	۰/۰۲۷۹۳	۰/۳۱۴۶	۹۹/۶۸۵	۰
۲	۰/۰۶۷۷۸۵	۹۹/۷۸۹	۰/۰۰۰۲	۰/۲۱۰۴	۰/۰۳۹۶۶	۱/۸۱۵۰	۹۷/۹۱۵	۰/۰۲۶۹۸
۳	۰/۰۶۷۸۷۵	۹۹/۷۱۶	۰/۰۰۰۳	۰/۲۸۳۳	۰/۰۴۸۶۹	۲/۶۴۸۶	۹۶/۸۷۴	۰/۴۷۶۹
۴	۰/۰۶۷۸۸۴	۹۹/۶۹۹	۰/۰۰۱۳	۰/۲۹۸۷	۰/۰۵۶۲۷	۳/۱۱۹۱	۹۶/۲۶۸	۰/۶۱۱۸
۵	۰/۰۶۷۸۸۵	۹۹/۶۹۵	۰/۰۰۲۸	۰/۳۰۱۶	۰/۰۶۲۹۲	۳/۴۰۹۵	۹۵/۸۸۹	۰/۷۰۱۳
۶	۰/۰۶۷۸۸۶	۹۹/۶۹۳	۰/۰۰۴۶	۰/۳۰۲۲	۰/۰۶۸۹۱	۳/۶۰۴۱	۹۵/۶۳۲	۰/۷۶۳۳
۷	۰/۰۶۷۸۸۷	۹۹/۶۹۱	۰/۰۰۶۵	۰/۳۰۲۳	۰/۰۷۴۴۰	۳/۷۴۲۹	۹۵/۴۴۸	۰/۸۰۸۳
۸	۰/۰۶۷۸۸۷	۹۹/۶۸۹	۰/۰۰۸۴	۰/۳۰۲۴	۰/۰۷۹۴۹	۳/۸۴۶۹	۹۵/۳۱۰	۰/۸۴۲۲
۹	۰/۰۶۷۸۸۸	۹۹/۶۸۷	۰/۰۱۰۴	۰/۳۰۲۴	۰/۰۸۴۲۵	۳/۹۲۷۷	۹۵/۲۰۳	۰/۸۶۸۷
۱۰	۰/۰۶۷۸۸۹	۹۹/۶۸۵	۰/۰۱۲۳	۰/۳۰۲۴	۰/۰۸۸۷۳	۳/۹۹۲۲	۹۵/۱۱۷	۰/۸۸۹۸

مأخذ: نتایج پژوهش

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به جایگاه و اهمیت نااطمینانی در زمینه نحوه اجرای سیاست‌ها و دست‌یابی به اهداف مورد نظر، این مطالعه با برآورد یک شاخص نااطمینانی در بازارهای مالی به بررسی واکنش‌های متقابل سیاست‌های پولی و نااطمینانی و تأثیرپذیری تولید از هریک از آنها می‌پردازد. در این پژوهش شاخص نااطمینانی بازار مالی با استفاده از داده‌های لگاریتمی شاخص قیمت سهام بازار تهران از سال ۱۳۹۵-۱۳۷۷ و با استفاده از مدل معادلات دیفرانسیل تصادفی(SDE) برآورد گردیده است که نتایج آن به عنوان شاخص فصلی نااطمینانی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ در جهت تحلیل شوک‌های سیاست پولی در چارچوب مدل خودرگرسیو برداری ساختاری مورد استفاده قرار گرفته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

براساس نتایج به دست آمده مطابق مدل SVAR، سیاست پولی (افزایش حجم نقدینگی) باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. نتیجه به دست آمده همسو با نتایج مطالعاتی همچون پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۴)، والدووینوس (۲۰۰۳)، شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۰) می‌باشد. همچنین، این سیاست بر نااطمینانی اثری مثبت و معنادار دارد. به طوریکه با افزایش حجم نقدینگی، نااطمینانی در بازار سهام نیز افزایش می‌یابد. یکی از مهم‌ترین پارامترهای تأثیرگذار بر میزان سرمایه‌گذاری در بورس و همچنین بازارهای مالی به ویژه بازار بورس، نااطمینانی این بازار است. با توجه به اینکه افزایش نرخ تورم و نااطمینانی‌های ناشی از آن باعث افزایش نااطمینانی بازار سهام می‌گردد و این امر ممکن است باعث کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بازار سهام گردد از اینرو برای حفظ حداقل عایدی سهامداران، ارایه روش‌های جدید بازارگردانی، حمایتی و ارائه ابزارهای پوششی ریسک و شفافیت اطلاعات توصیه می‌شود. نتیجه به دست آمده همسو با نتایج مطالعاتی همچون حیدری و رفاح کهریز (۱۳۹۶)، نایک (۲۰۱۳)، ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) می‌باشد.

نتایج حاکی از آن است که بروز شوک‌های سیاست پولی در اقتصاد و به تعبیر دیگر تغییر رفتار سیاستی، موجب ایجاد نوسانات کم در شاخص نااطمینانی می‌گردد که این نوسانات حداقل در ۱۰ دوره معنی‌دار می‌باشند. لذا می‌توان گفت این سیاست‌ها موجب بروز نااطمینانی و ایجاد نوسان در شاخص نااطمینانی (اگر چه بسیار کم) می‌گردد. این تأثیرات می‌تواند سیاست‌گذاران را از دست‌یابی به اهداف سیاستی دور نماید. همچنین بروز شوک سیاست پولی موجب ایجاد نوسان در تولید گردیده که این اثرات علاوه بر معنی‌داری از خصوصیت همزمانی نیز برخوردار می‌باشند. کانال‌های انتقال پولی به خصوص از جانب تقاضا، این شرایط را پدید آورده است و این آثار نقش سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد را پررنگ‌تر نشان می‌دهد. عامل مهم ایجاد این نوسانات را می‌توان ظرفیت‌های پایین تولیدی در کشور و تورم ناشی از این شوک در نظر گرفت که عملاً نتایج این سیاست‌ها را منحرف نموده و با نوسان مواجه می‌سازد.

ثبات در حجم نقدینگی یکی ازاهداف مهم برای عاملان اقتصادی می‌باشد که رسیدن به آن باعث داشتن اقتصاد قوی و همچنین بازار سرمایه منظم و قدرتمند و با ثبات می‌گردد. اما نداشتن

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

ثبات و بروز شـــوک‌های پیش‌بینی نشـــده در این متغیر باعث رکود اقتصـــاد و افزایش نرخ تورم می‌گردد و کشورهایی که در سیاست‌های پولی ثبات ندارند در نتیجه بازار سرمایه ضعیف و نامنظم خواهند داشت، به خصوص کشورهای در حال توسعه باید در تصمیمات خود ثبات بیشتری داشته باشند چون بازار بورس آنها ضعیف‌تر است و بی‌ثباتی دراین سیاست‌ها تأثیرات منفی شدیدتری برروی بازار بورس این کشورها می‌گذارد. نتایج نشان‌دهنده این است که سیاست‌های پولی تأثیر منفی روی بازار ســـهام می‌گذارد. چون بازار پول یکی از پویاترین بازارهای مالی و اقتصـــادی می‌باشد، در نتیجه عدم تعادل در این بازار به سرعت به سایر بازارها و به خصوص بازار سهام انتقال می‌یابد و باعث بی‌ثباتی دراین بازارها می‌شود. عدم اطمینان اقتصادی، سبب می‌شود تا نقدینگی به ســـوی دارایی‌های حقیقی رود و در نتیجه قیمت دارایی‌های حقیقی مانند مســـکن و طلا افزایش می‌یابد و تعادل در بازار این دارایی‌ها از بین می‌رود، از طرف دیگر کاهش ســـرمایه‌گذاری، نقدینگی را از بخش تولید که وظیفه تأمین مالی آن بر عهده بورس اوراق بهادار اســـت، خارج می‌کند که باعث کاهش تولید، کاهش رشد اقتصادی و اشتغال در آینده می‌گردد. در نتیجه کنترل حجم نقدینگی متناسب با نیازهای اقتصادی کشور می‌تواند از ایجاد شوک‌های قیمتی و بی‌ثباتی در بازارها و به خصوص بازار سهام بکاهد.

بروز شوک در سطح نااطمینانی بازار سهام، بر تولید مؤثر قرار می‌گیرد. در کوتاه‌مدت، تقاضا برای کالاهای با دوام افزایش می‌یابد. تمایل افراد به بهینه نمودن دارایی‌های خود، به دارایی‌های کم ریسک می‌تواند موجب خروج سرمایه از این بازار به سوی بازارهای موازی کم‌ریسک و در نتیجه کاهش منابع بنگاه‌ها گردد. در کنار این موضوع افزایش انتظارات تورمی و نگرانی از آینده، مصرف‌کنندگان را به سمت افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای ضروری سوق دهد. از این‌رو در کوتاه‌مدت کاهش موجودی انبار موجب تحرک مثبت تولید و کاهش منابع اثر منفی بر تولید خواهد داشت. اگر بروز این نااطمینانی در بازار مالی به سطح کلان نیز گسترش یابد، سرمایه‌گذاری کل نیز از نااطمینانی تأثیرپذیر می‌باشد. در کل، رشد تولید از جانب نا اطمینانی و آثار آن تهدید و تغییر می‌یابد. لذا با تأیید وجود آثار شوک‌های سیاست پولی بر نااطمینانی، می‌توان بیان کرد که

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

تأثیرات سیاست پولی علاوه بر تأثیرگذاری بر تولید از طریق کانال‌های سنتی، به طور غیرمستقیم نیز از طریق تغییر در سطح نااطمینانی بر رشد تولید مؤثر واقع می‌گردد.

براساس نتایج به دست آمده پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

۱. سیاست‌گذاران پولی با توجه به آثار منفی نااطمینانی بر اقتصاد و تولید به خصوص از جانب بازار سرمایه، نسبت به این شوک‌ها واکنش نشان داده و به نوعی نااطمینانی و ریسک را به عنوان یکی از هدف‌های واکنش سیاست پولی مد نظر قرار دهند.

۲. شوک‌های پولی، خود از عوامل بروز و افزایش نااطمینانی می‌باشند. در این خصوص پیشنهاد می‌گردد، سیاست‌گذاران پولی مانع ورود شوک‌های پولی به اقتصاد گردند زیرا که این شوک‌ها علاوه بر ایجاد نوسان در تولید، از طریق افزایش نااطمینانی به طور غیرمستقیم نیز آثار منفی بر آن خواهند داشت.

۳. اهمیت کاربرد سیاست‌های پولی در زمینه بازار سهام بیشتر مواجه با حباب‌های بازار دارایی و جلوگیری از وقوع بحران‌های مالی مرتبط است. بنابراین زمانی که قیمت دارایی‌ها به صورت حبابی بالا می‌رود و احتمال وقوع بحران در بازار وجود دارد، می‌توان با به کارگیری سیاست پولی انقباضی و کاهش حجم پول در گردش از وقوع بحران جلوگیری کرد.

منابع

ابراهیمی، محسن و شکری، نوشین، (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی". *مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۵، شماره ۱، ص ۴۵-۲۳.

ابونوری، عباسعلی، نادری، اسماعیل، گندلی علیخانی، نادیا و عبدالهی، پ، (۱۳۹۲). "تجزیه و تحلیل عدم تقارن میان شاخص سهام و نرخ تورم به کمک رویکرد هم انباشتگی پنهان". *راهبرد اقتصادی*، شماره ۵.

اثنی عشری، ابوالقاسم و پورکاظمی، محمد حسین و ابوالحسنی هستیانی، اصغر و لطفی، احمد، (۱۳۹۲). "اثر نااطمینانی در بازدهی سرمایه بر رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی ایران". *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۳، شماره۱۲.ص ۷۵-۸۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

احسانی، محمدعلی، ایزدی، رضا و کردتبار، حسن، (۱۳۹۳). "بررسی اثر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی در کشورهای گروه D8". *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۶.ص ۱۲۲-۱۰۵

انواری، ابراهیم و زراء نژاد، منصور، (۱۳۹۴). "نااطمینانی پارامتر و اثران بر سیاست پولی دراقتصاد ایران". *مجله اقتصاد کلان*، دوره۱۰، شماره ۲۰. ص ۱۲۰-۱۳۸

برانسون، ویلیام، (۱۳۸۸) *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*. ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی، چاپ سیزدهم.

بیات، مرضیه، افشاری، زهرا و توکلیان، حسین، (۱۳۹۵). "بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص قیمت سهام (با در نظر گرفتن اثر ثروت و رونق بازار سهام) در چارچوب یک مدل DSGE ". *مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۵، شماره ۲۰. ص ۶۱-۳۳

پیرایی، خسرو و شهسوار، محمد رضا، (۱۳۸۸) " تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام". *پژوهشهای اقتصاد ایران*، سال۹، شماره ۱۰، ص ۲۱- ۳۸

پیش‌بهار، اسماعیل، قهرمان زاده، م و فرهادی، ع، (۱۳۹۴). "بررسی اثرات تورم بر تولید و رشد بخش‌های اقتصاد ایران با تأکید بر بخش کشاورزی". *اقتصاد کشاورزی*، جلد ۹، شماره ۱، ص ۴۱-۱۹.

جعفری صمیمی،احمد و اعظمی،کورش و عزیزیان، جبار، (۱۳۹۱). "تأثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان (نرخ ارز، تورم و نرخ رشد) بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۱۲، شماره ۳. ص ۲۷-۴۹

حیدری، حسن و رفاح کهریز، آرش، (۱۳۹۶). "کنکاشی بر میزان پایداری بازار سهام دراثر تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی آن: رویکرد تغییر رژیم مارکف گارچ". *مدل‌سازی اقتصاد سنجی*، سال ۳، شماره ۱، ص ۱۱۰-۸۵

راعی، رضا، ایرونی، محمدجواد و احمدی، تیرداد، (۱۳۹۷). "شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی دراقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات". *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ص ۴۴-۲۹.

رضایی، غلامرضا، شهرستانی، حیمد، هژبر کیانی، کامبیز و مهرآرا، محسن، (۱۳۹۸). "تأثیر سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام (مقایسه‌ای بین ابزارهای سیاست پولی در ایران)". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳۶، ص ۱۲۵-۷۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم، (۱۳۹۱). "تعیین سیاست‌های پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نااطمینانی". *مجله اقتصاد پولی مالی*، دوره ۱۹.ش ۳. ص ۲۷-۲

شایان زینیوند، عبدالله، محمدی، غفران، غبیشاوی، عبدالخالق و عبدالهی، فرشته، (۱۳۹۷). "بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی‌ها بر حباب قیمت سهام درایران". *اقتصاد مقداری*، دوره ۱۵، شماره ۱، ص ۲۶-۱.

شریفی رنانی، حسین، (۱۳۹۰). "بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها درایران: با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)". *سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال ۲، شماره ۳، ص ۶۹-۴۵.

شریفی رنانی، حسین، هنرور، نغمه، دائی کریم‌زاده، سعید و امرالهی پورشیرازی، فرزانه، (۱۳۹۰). "بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام دهی سیستم بانکی درایران". *مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۳، شماره ۴، ص ۴۸-۲۷.

شیخ‌پور، محبوبه و نبی‌ئیان، صدیقه، (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی ایران". *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۱۰، شماره ۴۰، ص ۱۴۴-۱۲۵.

طیبی، سید کمل و خوش‌اخلاق، رحمان و فراهانی، مریم، (۱۳۹۲) "الگوسازی قیمت نفت ایران با استفاده ازفرایند تصادفی برگشت به میانگین"، *فصلنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، سال سوم، شماره ۹.ص ۱۷۵-۱۹۷

عرب‌مازار، عباس و نظری‌گوار، سارا، (۱۳۹۱). "اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران". *فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*، دوره ۹، شماره ۱۸. ص ۵۹-۷۶

متین‌فرد، مهران، اولی، محمدرضا و میناب، مریم، (۱۳۹۹). "بررسی تأثیر نااطمینانی سیاسی بر نگهداشت وجه نقد". *مجله دانش حسابداری*، دوره ۱۱، شماره ۱، ص ۱۳۴-۱۱۳

محسنی زنوزی، سید جمال الدین و حیدری، حسن و طالبی، فرزانه، (۱۳۹۴). "تأثیر سیاست مالی بر قیمت دارایی و نااطمینانی آن در ایران". *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، دوره ۳. ش ۱. ص ۱۰۷-۱۳۰

مشکین، فردریک (۱۳۹۲)، *پول، ارز و بانکداری*. ترجمه علی جهانخانی و علی پارسائیان، تهران، انتشارات سمت، چاپ دوازدهم.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

مهرآرا، محســـن و مجاب، رامین، (۱۳۹۳) "ارتباط غیرخطی میان نااطمینانی و تولید بدون نفت در اقتصاد ایران". *پژوهشهای پولی و بانکی*، دوره ۵. شماره ۱۳.ص ۷۱-۹۴.

نوری نمینی، تقی، (۱۳۹۲). "تأثیر ســیاســت‌های پولی و مالی بر بازار ســهام ایران". *پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی*، واحد یزد، دانشکده اقتصاد و حسابداری.

Aastveit, K. Gisle.J.N. & Sergio.S. (2017). "Economic Uncertainty and the Influence of Monetary Policy" *Journal of International Money and Finance*, doi: http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.05.003

Abel, A. B. (1983). "Optimal Investment under Uncertainty". *The American Economic Review*, 73 (1), 228-233.

Abel. A and Eberly. J (1994). "A Unified Model of Investment Under Uncertainty " *The American Economic Review*,. 84, 1369-1384

Allen. E (2007). "Modeling with Ito stochastic differential equation", *University of Texas USA*: Springer.

Bekaert, G., Hoerova, M. (2015). "What do asset prices have to say about risk appetite and Uncertainty", *Journal of Banking & Finance*. *doi*:

Bekaert, G., Hoerova, M., & Lo Duca, M. (2013). "Risk, uncertainty and monetary policy" , *Journal of Monetary Economics*.VOL.60,PP.771-788

Black, F. and Scholes, M. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy*, 81, 37-59

Blanchard, O.J. & R. Perotti (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, PP. 1329-1368.

Blinder, A. (1999)."Critical issues for modern major Central Bankers",in ECB/CFC conference, *Monetary policy making under uncertainty*, Frankfurt

Bloom, N. (2009)."The impact of uncertainty shocks" *Econometrica*. VOL.77, NO.3, PP.623-685.

Brainard, William. (1976). "Uncertainty and the Effectiveness of policy", *The American Economic Reviw*,VOL.57,PP.411-425

Caraiani, P & Calin, A. C. (2020). "The impact of monetary policy shocks on stock market bubbles: International evidence". *Finance Research Letters*, Vol. 34, May 2020, 101268

Chinzara, Z. (2011). "Macroeconomic Uncertainty and Conditional stock Market Volatility in South Africa", *South African Journal of Econometrics*,VOL. 79.NO.1,PP27-49

Clarida, R. & J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 41, PP. 1-56.

Davidson, P. (1991). "Is Probability Theory Relevant for Uncertainty? A Post Keynesian Perspective" *The Journal of Economic Perspectives*. VOL.5. PP.129–143.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

Ellsberg, D. (1961)."Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms". *The Quarterly Journal of Economics*, VOL. 75. PP. 643–669.

Gholipour, H. F. (2019). "The effects of economic policy and political uncertainties on economic activities". *Research in International Business and Finance*, Volume 48, April 2019, Pages 210-218, doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.01.004

Greer, W. B. (2000)."Ethics and Uncertainty" Cheltenham, UK, *Northampton Edward Elgar Publishing Ltd*.

Hahn. J, Wook Jang.W & Kim.S. (2017), " Risk aversion, uncertainty, and monetary policy in zero lower bound environments", *Journal of Economics Letters*, VOL.156, PP.118-122
http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.06.015

Husted, L., Rogers, J. & Sun, B. (2019). "Monetary Policy Uncertainty". *Journal of Monetary Economics*, doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.07.009.

Keynes, J. M. (1921). "The collected writings of John Maynard Keynes", Volume VIII*: A treaties on probability*, Macmillan, reprinted: 1973.

Knight, F. H. (1921). "Risk, Uncertainty and Profit", Augustus M Kelley Pubs.

Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1977), "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans" *The Journal of Political Economy*. VOL. 85. PP. 473–491.

Lawson, T. (1985). "Uncertainty and Economic Analysis", *Economic Journal*. VOL 95. PP. 909-927.

Merton, R, (1973). "Theory of Rational Option Pricing" *the Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4, 141-183.

Naik, P. K. (2013). "Does stock market respond to economic fundamentals? Time-series analysis from Indian data" . *Journal of Applied Economics and Business Research*, 3(1): 34-50.

Poole, W. (1970). "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model", *The Quarterly Journal of Economics*,VOL.84, PP.197–216.

Postali, F. & Picchetti, P. (2007). "Geometric Brownian Motion and Structural Breaks in Oil Prices: a Quantitative Analysis", *Energy Economics*, VOL. 28, PP. 506-522.

Rehmana, M. U., Asghar, N. & Hussain, J. (2019). "Are disaggregate industrial returns sensitive to economic policy uncertainty". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Volume 527, 1 August 2019, 121301. doi.org/10.1016/j.physa.2019.121301.

Sack, B. and V. Wieland (2000). "Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence",*Journal of Economics and Business*, VOL.52,PP. 205–228.

Samuelson, P.A (1965). "Rational theory of warrant pricing (with appendix by H.P Mckean)" . *Industrial Management Review*, 6, 13-31

Sauter, O, (2013). "Monetary policy under uncertainty", *Stuttgart: Springer Gabler*

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]

Thanh, S. D, Canh, N. P & Maiti, M. (2020). "Asymmetric effects of unanticipated monetary shocks on stock prices: Emerging market evidence". *Economic Analysis and Policy*, Vol. 65, March 2020, PP 40-55.

Valdovinos, C. G. F. (2003)" Inflation and economic growth in the long run", *Economics Letters*, Vol. 80, pp. 167-173

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.343]