نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال دوازدهم، شماره چهل‌و چهارم
زمستان ۱۳۹۸

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف

حسین امیری[۱]
محبوبه پیرداده بیرانوند[۲]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۲۰

چکیده

از جمله عواملی که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های خود مد نظر قرار می‌دهند، نرخ بازده سهام است. دستیابی به این بازده در شرایطی امکان‌پذیر است که ثبات اقتصادی وجود داشته باشد. یکی از جنبه‌های ثبات اقتصادی، ثبات سیاست‌های اقتصادی است که نقش مهمی در اقتصاد کشور ایفا می‌کند. به‌گونه‌ای که اگر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی وجود داشته باشد، این نااطمینانی موجب نااطمینانی فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده‌ی اقتصاد خواهد شد و به دنبال آن صاحبان سرمایه دیگر قادر به تصمیم‌گیری برای آینده از جمله سرمایه‌گذاری نبوده و بازار پول و بازار سرمایه با مشکل مواجه خواهد شد. در این مقاله اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی (مارکف سوئیچینگ) طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ بررسی شده است. در پژوهش فوق از متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ سود حقیقی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و نرخ رشد نقدینگی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده می‌شود. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش بازده بازار سهام می‌شود. همچنین ارتباط بین بازده بازار سهام و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی غیرخطی و اثر نااطمینانی بر بازده سهام در رژیم با نوسانات بالا قوی‌تر و پایدارتر است. لذا اتخاذ سیاست‌های مناسب و پایدار اقتصادی از سوی سیاستگذاران اقتصادی به ویژه در حوزه پولی و مالی توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، مدل مارکف سوئیچینگ.

۱- استادیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسؤل) h.amiri@khu.ac.ir
۲- دانش آموخته کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. mahboubeh_beyranvand@ yahoo.com

۱- مقدمه

بازارهای مالی به عنوان یکی از اساسی‌ترین بازارها در هر کشوری است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد اثرگذار بوده و از سایر بخش‌ها نیز تأثیر می‌پذیرند. بازارهای پول و سرمایه به عنوان ارکان اصلی بخش مالی، وظیفه‌ی تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد بر عهده دارند. از طرف دیگر کارایی بخش مالی موجب تخصیص بهینه‌ی منابع کمیاب به فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. تخصیص بهینه‌ی منابع به نوبه‌ی خود، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بهینه و به تبع آن رشد اقتصاد ملی را در پی دارد. یکی از مهم‌ترین اجزای بازارهای مالی بازار سهام است، بازار سهام یکی از کانال‌های مهم سرمایه‌گذاری در دنیا به شمار می‌رود. اقتصاددانان بر این باورند که بازارهای مالی کارا و بالاخص بازار سهام نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصادی کشورها دارد؛ به این صورت که سرمایه‌گذاران به امید دست‌یابی به ثروت بیشتر اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. از جمله عواملی که سرمایه-گذاران در تصمیم‌گیری‌های خود مد نظر قرار می-دهند، نرخ بازده سهام است. در واقع بازده در جریان سرمایه‌گذاری نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه می‌کند و پاداشی برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. در حقیقت هر سرمایه‌گذار ابتدا باید این اطمینان را به دست آورد که در مرحله اول اصل سرمایه برگشت خواهد کرد و سپس بازده مورد انتظارش تحصیل می-شود تا قادر به تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری باشد. این بازده از متغیرهای متعددی تأثیر می‌پذیرد. در واقع بازده بازار سهام ضمن اثرگذاری بر شرایط و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، از عوامل متعددی نیز تأثیر می‌پذیرند. این عوامل، شامل متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم، نرخ سود حقیقی، نرخ ارز، نرخ بیکاری و به ویژه سیاست‌هایی است که توسط دولت و بانک مرکزی به اجرا درمی‌آید. سیاست‌های اقتصادی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار، نقش معناداری در بازارهای مالی، بازار سهام و تعیین قیمت دارایی‌های این بازار ایفا می‌کند [۲۹]. دلایل مختلفی مبنی بر تقابل بین ثبات سیاست‌های اقتصادی و قیمت سهام وجود دارد، به‌گونه‌ای که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی موجب نااطمینانی فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده‌ی اقتصاد خواهد شد و به دنبال آن صاحبان سرمایه دیگر قادر به تصمیم‌گیری برای آینده از جمله سرمایه‌گذاری نبوده و بازار پول و بازار سرمایه با مشکل مواجه خواهد شد. بحران مالی ۲۰۰۸ که موجب سقوط قیمت مسکن و سهام در بازارهای جهانی شد یک نمونه عینی از این اثرگذاری است. به این صورت که بحران مالی موجب کاهش شدید ثروت بخش خصوصی و بروز نااطمینانی عوامل اقتصادی نسبت به آینده شد و این امر خود کاهش شدید سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی در اقتصادهای بزرگ جهانی را به دنبال داشت. در نتیجه کاهش شدید تقاضای اقتصاد موجب کاهش شدید تولید و افزایش نرخ بیکاری در اقتصاد جهانی شد. از این رو با توجه به اهمیتی که سیاست‌های اقتصادی بر بازار سهام دارند، مطالعات تجربی و عملی متعددی به بررسی تأثیر شوک‌های سیاستی بر متغیرهای اقتصادی مانند رشد، تورم و اشتغال پرداخته است. از جمله این پژوهش‌ها اناتاسکی و ویلیامز[۱] (۲۰۰۳)، سونسن و ویلیامز[۲] (۲۰۰۸) و ویلیامز[۳] (۲۰۱۲) است [۳۵، ۴۶ و ۴۸]. با این حال توجه نسبتاً کمی به رابطه‌ی بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی[۴] و بازارهای سهام شده است. از جمله معدود مقالاتی که در خارج از کشور به ارتباط بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازارهای سهام پرداخته‌اند می‌توان به آنتانکاسیس و همکاران[۵] (۲۰۱۳)، براگرد و دتزل[۶] (۲۰۱۴)، کانگ و رتی[۷] (۲۰۱۵) و لیو و ژانگ[۸] (۲۰۱۵) اشاره کرد [۵، ۱۱، ۲۶و ۳۱].

در مطالعات داخلی نیز پژوهش‌هایی در خصوص عوامل مؤثر بر بازار سهام از جمله بازار پول صورت گرفته است. به عنوان مثال مهدوی و کشاورز حداد (۱۳۸۴) به این نتیجه رسیدند که بازار سهام کانالی برای انتقال سیاست‌های پولی نیست [۳۳]. در مطالعات مشابه ابونوری و مشرفی (۱۳۸۵)، اسلاموئیان

و زارع (۱۳۸۵) و کریم زاده (۱۳۸۵) به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده سهام پرداختند [۲، ۲۳، ۲۷]. نکته‌ای که باید بدان توجه کرد این است که تمامی مطالعات فوق از روش‌های خطی به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازده بازار سهام پرداخته‌اند.

بنابراین با توجه به اهمیت و ضرورت سیاست‌های کلان اقتصادی، در این مقاله تأثیر نااطمینانی سیاست-های اقتصادی بر بازده بازار سهام با استفاده از روش-های خطی و غیرخطی (مارکف سوئیچینگ) طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ بررسی شده است.

دلایل استفاده از مدل‌های غیرخطی بدان خاطر است که شرایط اقتصادی متناسب با مقتضیات زمانی همواره در حال تغییر است و لذا روش‌های رگرسیون خطی با ضرایب ثابت توانایی لازم برای اعمال چنین تغییراتی را ندارند. از این رو به دلیل وجود ضعف‌های اساسی در روش‌های معمول اقتصادسنجی از جمله فرض ثابت بودن پارامترها در طول زمان استفاده از روش‌های مناسب و دقیق ضروری به نظر می‌رسد. به عبارت دیگر اگر پارامترهای برآوردی با استفاده از این روش‌ها در اثر تغییرات سیاستی یا تغییرات ساختاری تغییر کنند، پیش‌بینی‌های مبتنی بر نتایج نیز نادرست می‌باشد و هر تحلیل سیاستی هم که بر پایه این نتایج ارائه شود، به طور طبیعی صحیح نخواهد بود. لذا در این مطالعه از مدل‌های تغییر رژیمی مارکف سوئیچینگ به منظور بررسی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازده بازار سهام استفاده شده است.

این مقاله در ۵ بخش سازمان‌دهی شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم در قالب دو نظریه سبد دارایی و فیشر به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر بازار سهام پرداخته می‌شود. در بخش سوم و در قالب روش پژوهش، مدل مارکف سوئیچینگ بررسی شده است. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش آورده شده است و نهایتاً بخش آخر به نتایج و پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

در بازار سهام به عنوان نبض یا دماسنج اقتصاد کشور، رفتار قیمت سهام متأثر از عملکرد اقتصادی، شرایط و محیط اقتصادی و سیاسی است. از آن‌جا که قیمت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تحت تأثیر عوامل مربوط به شرکت، عوامل اقتصادی، عوامل روانی و... است، نوسانات این متغیرها در طول زمان تصمیمات و پیش‌بینی‌های اقتصادی و مالی سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها را متأثر می‌سازد. از این رو شناسایی روابط علی و تعامل پویا میان متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص سهام در تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی یک کشور بسیار مهم است. زیرا شناسایی عوامل اثرگذار بر بازده بازار سهام، ابزار قدرتمندی برای مدیریت ریسک‌هایی که سرمایه‌گذاران و بنگاه‌ها با آن مواجه می‌شوند، فرآهم می‌کند [۱]. به همین جهت در این بخش در قالب دو نظریه سبد دارایی و فیشر به بررسی ارتباط مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی بر شاخص قیمت سهام پرداخته می‌شود.

۲-۱- نظریه سبد دارایی

نظریه سبد دارایی، عبارت است از سبد دارایی که سرمایه‌گذار آن را با ترکیبات مختلفی از دارایی‌های مالی متنوع نگهداری می‌کند. این نظریه بیان‌گر انتخاب سبد دارایی کارا با در نظر گرفتن عوامل مؤثر بر آن است. برخی از دارایی‌های مالی مانند، سپرده‌های بانکی دارای بازدهی ثابت و مطمئن و بدون ریسک و برخی دیگر مانند اوراق سهام، ارز و... دارای بازدهی نامطمئن و همراه با ریسک هستند. از آن‌جا که افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپردهای بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز را نگهداری می‌کنند، تغییرات حجم پول، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نرخ تورم تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از این اجزا از جمله، تقاضا برای سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد که به نوبه‌ی خود قیمت سهام را متأثر می‌سازد [۲۷].

۲-۲- نظریه اساسی فیشر

دومین نظریه استفاده شده به منظور بررسی رابطه شاخص قیمت سهام با متغیرهای کلان، نظریه اساسی فیشر است. معادله فیشر بیان می‌کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می‌شود. به طوری که:

(رابطه ۱)

$$R_t^r = R_t^n - INF_t$$

که در آن R_t^r نرخ بهره حقیقی، R_t^n نرخ بهره اسمی و INF_t نرخ تورم است. فیشر همچنین رابطه‌ای بین بازده حقیقی و اسمی سهام را به صورت رابطه (۲) بیان می‌کند:

(رابطه ۲)

$$RS_t^r = RS_t^n - INF_t$$

که در آن، RS_t^r بازده حقیقی سهام و RS_t^n بازده اسمی سهام است. بازده اسمی نیز با نرخ تغییر قیمت سهام برابر است، به طوری‌که $RS_t^n = dLnPS_t$ می‌باشد که در آن PS_t قیمت سهام است. با توجه به این معادله، فیشر مدل اقتصادسنجی زیر را معرفی و عنوان می‌کند که نرخ تورم بر بازده سهام تأثیرگذار است.

(رابطه ۳)

$$RS_t^r = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + U_t$$

در سال ۱۹۸۱ فاما[9] عنوان می‌کند که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان پولی از جمله؛ نقدینگی، نرخ بهره و... نادیده گرفته شده است [۱۴]. فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بازار اوراق بهادار، برای اثبات ادعای خویش از تعادل بازار پول به صورت زیر استفاده می‌کند:

(رابطه ۴)

$$\frac{M_t}{P_t} = m(Y_t, R_t)$$

که در آن M_t نقدینگی در اقتصاد (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری و مدت‌دار)، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، Y_t درآمد ملی و R_t نرخ بهره است. بنابراین، فاما تابع تقاضای پول را به صورت زیر معرفی می‌کند:

(رابطه ۵)

$$Ln(\frac{M_t}{P_t}) = a_1 LnY_t - a_2 LnR_t, \quad a_1, a_2 > 0$$

با ساده‌سازی رابطه فوق و گرفتن دیفرانسیل از دو طرف معادله ۵، رابطه زیر بدست می‌آید:

(رابطه ۶)

$$d\,\mathrm{Ln}\,P_t = -a_1 d\,\mathrm{Ln}\,Y_t + a_2 dLnR_t + a_3 d\,\mathrm{Ln}\,M_t$$

با جایگزینی $dLnp_t = INF_t$ در رابطه ۶ و استفاده از معادله ۳، رابطه ۷ بدست می‌آید:

(رابطه ۷)

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dLnR_t + \beta_3 dLnM_t + U_t$$

با استفاده از رابطه موجود بین بازده اسمی و حقیقی سهام، معادله ۷ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

(رابطه ۸)

$$RS_t^n = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dLnR_t + \beta_3 dLnM_t + \beta_4 INF_t + U_t$$

فاما (۱۹۸۱) رابطه فوق را در مورد اقتصاد آمریکا بررسی کرد و به این نتیجه دست یافت که بین بازده واقعی سهام و تورم رابطه منفی برقرار است [۱۴]. در مطالعاتی مشابه هامپ و مک میلان[10] (۲۰۰۶) به این نتیجه رسیدند که یک رابطه مثبت بین تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ بهره کوتاه-مدت و یک رابطه منفی بین نرخ بهره بلندمدت و بازار سهام وجود دارد [۲۲]. همچنین گالتکین[11] (۱۹۸۳) با بررسی رابطه فیشر به این نتیجه رسید که ارتباط بازده و تورم طی فواصل زمانی مختلف ثابت نیست و از کشوری به کشور دیگر متفاوت است [۱۹]. گلنور و کیویلیسم[12] (۱۹۹۶) در مورد اقتصاد ترکیه به این نتیجه دست یافت که که شاخص قیمت سهام

همبستگی منفی با نرخ ارز و نرخ بهره دارد [۱۸]. همچنین رابرت و کای[۱۳] (۲۰۰۸) در مورد چهار کشور برزیل، روسیه، هند و چین به این نتیجه رسید که رابطه ضعیفی میان این متغیرها و شاخص قیمت سهام وجود دارد [۴۰]. در مقاله‌ای مشابه آنوکی و تونبوا[۱۴] (۲۰۰۸) نشان داد که متغیرهای نرخ بهره و تورم قابلیت نشان دادن تغییرات بازار سهام را دارند و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، قیمت نفت و نرخ ارز تأثیر ضعیفی بر تغییرات بازار سهام دارند [۴]. کال[۱۵] (۱۹۸۷) نیز به بررسی زنجیره‌ی علی بین سیاست پولی و بازده بازار سهام پرداخت و نشان داد که شوک-های سیاست پولی بخش کوچکی از تغییرات در بازده-های بازار سهام را توضیح می‌دهد [۲۸].

با توجه به رابطه فیشر و مطالعات صورت گرفته در این زمینه می‌توان عوامل خارجی اثرگذار بر قیمت سهام را به دو دسته متغیرهای پولی و متغیرهای حقیقی تقسیم‌بندی نمود. این عوامل عبارتند از: نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری و... [۴۳]. در ادامه به تفکیک متغیرهای اثرگذار بر بازده سهام مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای مورد بررسی شامل رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، نرخ بهره، نرخ تورم، نقدینگی، قیمت نفت، نرخ ارز و کسری بودجه دولت است.

۲-۲-۱- رشد اقتصادی

یکی از عواملی که بر شاخص کل سهام اثر می-گذارد، رشد اقتصادی است. رونق اقتصادی انتظارات سرمایه‌گذاران در خصوص سودآوری فعالیت‌ها و اطمینان سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش رشد اقتصادی، بی‌اطمینانی اقتصادی را کاهش و سودآوری انتظاری سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. این عوامل به همراه افزایش ثروت مورد انتظار منجر به افزایش تقاضا برای انواع دارایی‌ها از جمله سهام و قیمت آن می‌شود [۳۴]. به بیان دیگر با افزایش حجم تولید و فروش بنگاه‌ها، سود آن‌ها نیز افزایش یافته و در پی آن سود تقسیمی هر سهم نیز افزایش خواهد یافت. با توجه به رابطهٔ مستقیمی که بین سود تقسیمی و قیمت سهام وجود دارد، قیمت سهام نیز افزایش خواهد یافت [۴۹].

۲-۲-۲- نرخ بیکاری

بیکاری از جمله متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر اقتصاد هر کشور است به‌گونه‌ای که افزایش بیکاری منجر به رکود بسیاری از بازارها و کسب و کارها می‌شود، یکی از دلایل افزایش بیکاری، دستمزد کم و کاهش قدرت خرید نیروی‌کار است. کاهش نرخ دستمزد، کاهش تقاضا و رکود اقتصادی را به دنبال دارد. رکود اقتصادی دهه ۱۹۳۰ از جمله رکودهایی بود که به دلیل کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان سبب برهم خوردن تعادل بازار کار و بازار محصول شد و تمامی بخش‌های اقتصادی را متأثر ساخت. بازار سهام هم به عنوان یک بخش بزرگ بازار مالی از این قاعده مستثنی نبود. در واقع تأثیر بیکاری و رکود ناشی از آن بر بازارهای مالی و بازار اوراق بهادار چشم-گیر است [۳۴] به این صورت که رکود و بیکاری انتظارات سرمایه‌گذاران در خصوص سودآوری فعالیت-ها و اطمینان سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. کاهش اطمینان نیز به نوبه‌ی خود کاهش سودآوری انتظاری سرمایه‌گذاری و کاهش بازده بازار سهام را به دنبال دارد [۴۴].

۲-۲-۳- نرخ بهره

یکی از ابزارهای سیاست پولی که توسط بانک مرکزی مورد استفاده قرار می‌گیرد نرخ بهره است. به عبارت دیگر این متغیر دارای رابطه منفی با بازده سهام است. در واقع زمانی که نرخ بهره افزایش پیدا می‌کند، ارزش جریان نقدی بعد از تنزیل شدن کمتر می‌شود. بنابراین تمایل به سرمایه‌گذاری در بازار سهام کاهش می‌یابد [۳]. بی جورنلاند و لیتمو[۱۶] (۲۰۰۹) نشان دادند که بلافاصله بعد از یک شوک سیاست پولی که نرخ وجوه فدرال را افزایش می‌دهد، قیمت‌های سهام کاهش می‌یابند. از طرف دیگر یک شوک قیمت سهام

که قیمت‌های حقیقی سهام را افزایش می‌دهد، به افزایش نرخ بهره منجر می‌شود [۱۰].

۲-۲-۴- نرخ تورم

از نظر فیشر در صورت هرگونه تغییر در نرخ تورم، نرخ بازده واقعی بدون تغییر می‌ماند. در واقع تغییرات در نرخ تورم، اثر خود را بر نرخ بازده اسمی می‌گذارد. وی معتقد است که افزایش در نرخ تورم موجب می‌شود که سرمایه‌گذار انتظار تورم بالاتری در آینده داشته باشد و بالطبع این امر منجر به رشد نرخ بازده اسمی خواهد شد. متقابلاً کاهش در نرخ تورم سبب می‌شود که سرمایه‌گذار انتظار تورم پایین‌تری را در آینده داشته باشد و در نتیجه بازده اسمی نیز کاهش یابد. علت وجود چنین رابطه‌ای آن است که بازارهای کارا، ریسک سرمایه‌گذاران در قبال تغییرات در قدرت خرید پول‌شان را جبران می‌نماید. به‌عبارت دیگر، فرضیهٔ فیشر بیان می‌کند که بازار کارا می‌باشد و بازده واقعی مورد انتظار سهام عادی و نرخ تورم مورد انتظار مستقل می‌باشند اما یافته‌های جدید نظری نشان می‌دهند رابطهٔ معکوسی بین تورم و بازده واقعی وجود دارد و افزایش (کاهش) تورم با کاهش (افزایش) نرخ بازده واقعی همراه خواهد شد. از یک سو به‌دلیل کاهش نرخ بازده واقعی نسبت به نرخ مورد انتظار و از سوی دیگر به‌دلیل این‌که در شرایط تورمی مردم باید پول بیشتری را صرف خرید کالاها و خدمات نمایند، پس‌انداز و میل نهایی به آن کاهش خواهد یافت و بنابراین در اثر وجود تورم، تمایل به سرمایه‌گذاری نیز کاهش خواهد یافت (چرا که سرمایه‌گذاری افراد از محل پس‌اندازها صورت می‌گیرد) و این مسئله به توسعهٔ سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار نیز لطمه خواهد زد [۴۹].

۲-۲-۵- نقدینگی

افزایش نقدینگی و در نتیجه کاهش نرخ بهره موجب کاهش سرمایه‌گذاری در بازار پول شده و منابع مالی به سمت بازار سرمایه سرازیر می‌شود. افزایش نقدینگی و حجم پول در کوتاه‌مدت می‌تواند با کاهش نرخ بهره واقعی از کانال نرخ تنزیل، باعث افزایش قیمت سهام شود. همچنین افزایش نقدینگی، توانایی تجهیز منابع مالی بانک‌ها را افزایش داده و در نتیجه با افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها به شرکت‌های بورس اوراق بهادار، عایدی‌ها و جریان وجوه نقدی آتی بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و از این کانال نیز می‌تواند بر قیمت سهام اثر مثبت بگذارد. البته ممکن است بخشی از این اثر مثبت نقدینگی بر بازار سهام، از طریق تأثیر آن بر تورم خنثی شود (البته به شرطی که برآیند رابطه تورم و قیمت سهام منفی باشد) [۴۷]. لانیدیز و کانتانیکاس[17] (۲۰۰۷) برای ۱۳ کشور OECD بررسی کردند که تغییرات سیاست‌های پولی اثرات قابل توجهی بر بازده سهام دارد [۳۲]. لستراپس[18] (۱۹۹۸) و بی جرنلند و لیتمو (۲۰۰۹) نیز به این نتیجه رسیدند که شوک‌های پولی به طور قابل توجهی بر بازار سهام تأثیرگذار است [۳۰، ۱۰]. در طرف مقابل جسک و رال[19] (۱۹۸۳) و جونز و نوئل[20] (۱۹۸۷) به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی بخش کوچکی از تغییرات در بازار سهام را توضیح می‌دهد [۱۵، ۲۴].

۲-۲-۶- قیمت نفت

افزایش قیمت‌های جهانی نفت در کشورهای صادرکننده نفت می‌تواند از یک سو درآمد افراد و سرمایه‌گذاران را افزایش دهد و تقاضا برای خرید سهام افزایش یابد و از سوی دیگر باعث فرآهم شدن افزایش واردات مواد اولیه بنگاه‌ها و انتقال تکنولوژی به داخل کشور شود. در نتیجه میزان سود و جریان وجوه نقدینگی عایدی‌های آتی بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و از این جهت می‌تواند بر قیمت سهام و بازده آن اثر مثبت داشته باشد [۴۷]. الشریف و همکاران[21] (۲۰۰۵) نشان دادند که بازده بازار سهام انگلیس در بخش نفت و گاز واکنش مثبت به افزایش قیمت نفت نشان می‌دهد [۱۳]. از طرف دیگر استول و هانگ[22] (۱۹۹۶) در مورد کشور آمریکا به این نتیجه رسیدند که ارتباط

مؤثری بین قیمت‌های آتی نفت و بازده کل در بازار آمریکا وجود ندارد [۴۵].

۲-۲-۷- نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به احتمال غیر صفر تغییرات در سیاست‌های اقتصادی موجود (که تعیین‌کننده قوانین بازی بر عوامل اقتصادی است) اشاره دارد [۸]. نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی از کانال‌های زیر بر قیمت دارایی‌ها یا بازده سهام تأثیر می‌گذارد:

- نااطمینانی سیاست ممکن است سبب تأخیر یا تغییر در تصمیم‌های مهم مانند اشتغال، سرمایه‌گذاری، مصرف، پس‌انداز اتخاذ شده توسط بنگاه‌ها و سایر عوامل اقتصادی شود [۱۷].
- نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی ممکن است به وسیله‌ی اثرگذاری بر کانال‌های عرضه و تقاضا، هزینه‌های تولید و تأمین مالی را افزایش دهد و کاهش در سرمایه‌گذاری و کسادی اقتصاد را تشدید کند.
- نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی ممکن است به طور خاص با کاهش حمایت‌های دولت از بازار موجب افزایش ریسک شود [۳۶].
- نااطمینانی ممکن است بر تورم، نرخ بهره و صرف ریسک مورد انتظار تأثیرگذار باشد [۳۷].

بنابراین انتظار می‌رود که تغییر در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جریان دارایی‌ها را از طریق جریان وجوه نقد مورد انتظار بنگاه‌ها و نرخ تنزیل تحت تأثیر قرار دهد. این اثرگذاری اخیراً توسط برخی پژوهش‌های علمی تأیید و تصدیق شده است. به عنوان مثال کانگ و رتی[۲۳] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که افزایش در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر اساس علیت گرنجر باعث افت بازده بازار سهام ایالت متحده می‌شود [۲۵]. آنتانکاسیس و همکاران (۲۰۱۳) بیان می‌کنند که بین بازده بازار سهام آمریکا و نوسانات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی همبستگی وجود دارد و افزایش نااطمینانی اقتصادی، بازده بازار سهام را کاهش می‌دهد [۵]. چانگ و جنسن[۲۴] (۲۰۰۵) با مطالعه ارتباط نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با بازارهای سهام نشان دادند که نوسانات در سیاست‌های اقتصادی آمریکا و انگلیس منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود و نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی در آمریکا قیمت نفت را تحت تأثیر قرار می‌دهد [۱۲].

در مطالعات از شاخص‌های مختلفی به منظور اندازه‌گیری درجه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی استفاده می‌شود. در این مطالعه دو متغیر نرخ ارز و کسری بودجه به عنوان شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در نظر گرفته شده است.

۲-۲-۸- نرخ ارز

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده‌ی وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورها است. نرخ ارز سطح رقابت‌پذیری یک کشور در بازارهای جهانی را نشان می‌دهد. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، متغیری کلیدی به شمار می‌رود. یکی از مسائل مهمی که در زمینه نرخ ارز، به ویژه در کشورهای توسعه‌نیافته و یا درحال‌توسعه موضوع وجود دارد، مسئله‌ی نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصاد کلان است. از جمله بخش‌های مهم اقتصادی تأثیرپذیر از نوسانات نرخ ارز، بازار سهام است که خود موجب انجام مطالعات و تحقیقات گسترده‌ای در این زمینه شده است. تغییر در نرخ ارز می‌تواند دو اثر متفاوت بر قیمت سهام داشته باشد. از یک‌سو، افزایش نرخ ارز (از بعد تقاضا) منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادرکننده کالا و در نتیجه قیمت سهام آن‌ها شده و از سوی دیگر (از بعد عرضه)، منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکننده نهادهای واسطه‌ای و کاهش قیمت سهام آن‌ها می‌شود. خریداران سهام علاوه بر

سود سهام، به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. صنایعی که ایجاد و راه‌اندازی آن‌ها مستلزم تهیه‌ی ماشین‌آلات از خارج کشور است، در اثر تغییر نرخ ارز، ارزش ذاتی آن تحت تأثیر قرار می‌گیرد. درصورتی‌که شرکتی ماشین‌آلات مورد نیاز خود را با قیمت‌های پایین‌تر از نرخ ارز وارد کرده باشد، با افزایش نرخ ارز، ارزش ذاتی شرکت مربوطه نیز افزایش خواهد یافت و این افزایش ذاتی زمانی تشدید می‌شود که تأسیس شرکت مشابه به دلیل بالا بودن نرخ ارز امکان‌پذیر نباشد و اگر محصولات شرکت به صورت انحصاری باشد، تقاضا برای آن افزایش یافته و سود شرکت نیز در طول زمان افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، سهم هزینه‌ی استهلاک ماشین‌آلات در بهای تمام‌شده کالای تولیدی شرکت کاهش پیدا می‌کند. با در نظر گرفتن موارد فوق توسط سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهم این شرکت‌ها افزایش یافته و این موضوع باعث افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها خواهد شد. به علاوه، اگر نرخ ارز در طول زمان کاهش یابد، نتیجه معکوس برای این شرکت‌ها برجای خواهد گذاشت [۲۱]. بر اساس تئوری‌های اقتصاد کلاسیک میان عملکرد بازار سهام و رفتار نرخ ارز ارتباط وجود دارد. به عنوان مثال مدل‌های جریان هدایت شده‌ی نرخ ارز، بیان می‌کند که نوسانات پول، وضعیت تراز تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و متعاقب آن بر تولید واقعی یک کشور و به نوبه‌ی خود بر جریان نقدی فعلی و آینده‌ی شرکت و قیمت سهام تأثیرگذار است. براساس مدل پولی تعیین نرخ ارز، تقاضا برای پول ممکن است باعث تغییر در نرخ ارز شود. ارتباط بازار سرمایه می‌تواند توسط روابط این دو بازار با فعالیت‌های اقتصادی توضیح داده شود [۷].

به عنوان مثال سالیفو و همکاران[۲۵] (۲۰۰۷) برای کشور غنا، آتسویوکی[۲۶] (۱۹۹۵) برای ژاپن و رولسه[۲۷] (۱۹۹۶) برای سوئد نشان می‌دهند که بازده سهام بیشتر شرکت‌ها با تغییرات نرخ دلار رابطه مستقیم دارد [۴۲، ۶، ۴۱]. از طرف دیگر بارتو و بودنال[۲۸] (۱۹۹۴) نشان می‌دهد که بین تغییرات نرخ ارز، میزان و بازده سهام رابطه معناداری وجود ندارد [۹].

۲-۲-۹- کسری بودجه دولت

کسری بودجه به صورت اختلاف بین درآمدها و پرداخت‌های دولت اندازه‌گیری می‌شود. کسری بودجه و نحوه تأمین آن به لحاظ تأثیر بر دیگر متغیرهای اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. کسری بودجه اندک و غیرمستمر فارغ از نحوه تأمین آن می‌تواند وسیله‌ای برای مقابله با رکود و دیگر تنش‌های اقتصادی به شمار آید. اما کسری بودجه کلان و مستمر با در نظر گرفتن روش تأمین آن دارای آثار متعددی بر اقتصاد خواهد بود [۱]. یکی از این موارد اثراتی است که کسری بودجه از طریق نرخ تبادل ارز بر بازار سهام دارد. به گونه‌ای که افزایش نرخ تبادل ارز واقعی در کوتاه‌مدت اثر مثبت بر قیمت سهام و به تبع آن بر نوسانات بازار سهام دارد و بالعکس در بلندمدت می‌تواند اثرات متفاوتی را داشته باشد. همچنین کسری حساب جاری تأثیر مستقیمی بر نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی دارد و خود موجب نوسان در بازار سهام می‌شود. در واقع کسری بودجه باعث تغییرات انکارناپذیری بر نرخ تبادل ارز واقعی می‌شود. این تأثیر به صورت غیرمستقیم و با کمک متغیر تعدیل‌گر نرخ تبادل ارز بر نوسانات بازار سهام نیز تأثیرگذار بوده و گاهی می‌تواند آن را تا مرز نابودی پیش ببرد.

با توجه به مباحثی که در مبانی نظری بیان شد، در پژوهش فعلی ضمن بررسی اثر نرخ بیکاری، نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی، نرخ رشد نقدینگی و نرخ سود حقیقی بر بازده بازار سهام، با استفاده از دو متغیر نرخ ارز و کسری بودجه به بررسی اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام پرداخته می‌شود. بنابراین مدل نهایی مقاله به صورت زیر می‌باشد: (رابطه ۹)

$$RS_t = \beta_0 + \beta_1 EPU_t + \beta_2 GR_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 UN_t + \beta_5 GM_t + \beta_6 R_t + U_t$$

که در آن RS_t نرخ بازده سهام، EPU_t نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، GR_t نرخ رشد اقتصادی، INF نرخ تورم، UN_t نرخ بیکاری، GM_t نرخ رشد نقدینگی و R_t نرخ سود حقیقی می‌باشد.

۳- روش پژوهش

مقاله حاضر به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست-های اقتصادی بر بازده بازار سهام با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ می‌پردازد.

در مقاله حاضر در کنار متغیر نااطمینانی سیاست-های اقتصادی از متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ سود حقیقی و نرخ رشد نقدینگی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است.

نااطمینانی، یک متغیر کیفی بوده و اندازه‌گیری آن پیچیده می‌باشد، زیرا اولاً، یک مفهوم ذهنی و غیرقابل مشاهده بوده و ثانیاً، تنها می‌توان تخمین‌ها و نماینده-هایی برای آن در نظر گرفت. بنابراین روش اندازه‌گیری باید انعکاس صحیحی از نااطمینانی موجود را ارائه نماید. از این‌رو به منظور بررسی اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر روی بازده سهام، در ابتدا کمی‌سازی نااطمینانی ضروری است. برای این منظور از روش خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی به منظور ساختن شاخص نااطمینانی نرخ ارز و کسری بودجه دولت استفاده می‌شود.

منبع داده‌ها بانک مرکزی ایران است. روش مورد استفاده به منظور بررسی رابطه بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازده بازار سهام، روش مارکف سوئیچینگ است. مدل مارکف سوئیچینگ نخستین بار توسط کوانت[۲۹] (۱۹۷۲) و کوانت و گولدفلد[۳۰] (۱۹۷۳) معرفی شد [۳۸، ۳۹]. سپس همیلتون[۳۱] (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری آن را توسعه داد [۲۰]. گرنجر و تراسویرتا[۳۲] (۱۹۹۳) مدل‌های غیرخطی سری‌های زمانی که در برگیرنده رژیم‌های زمانی می-باشند را به دو دسته اصلی تقسیم کرده‌اند: در یک دسته مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم[۳۳] قرار دارد که در آن متغیر انتقال قابل تعریف و مشاهده است و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم و با شیب معین صورت می‌گیرد [۱۶]. در دسته دیگر مدل‌های مارکف- سوئیچینگ قرار دارند که در آن انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به سرعت اتفاق می-افتد و انتقال بین رژیم‌ها براساس احتمالات صورت می‌گیرد که تحت عنوان ماتریس احتمالات انتقال قابل تخمین است [۱۲].

در مدل مارکف سوئیچینگ فرض می‌شود که رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد قابل مشاهده نبوده و بستگی به یک فرایند غیرقابل مشاهده (S_t) دارد. در یک مدل با دو رژیم فرض می‌شود S_t مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. مدل دو رژیمی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

(رابطه ۱۰)

$$y_t = \begin{bmatrix} \phi_{.,1} + \phi_{1,1} z_t + \varepsilon_{1t} & if \quad s=1 \\ \phi_{.,2} + \phi_{1,2} z_t + \varepsilon_{2t} & if \quad s=2 \end{bmatrix}$$

یا به طور خلاصه می‌توان نوشت:

(رابطه ۱۱)

$$y_t = \phi_{.,s_t} + \phi_{1,s_t} z_t + \varepsilon_{s_t}$$

که در آن y_t نشانگر متغیر وابسته و z_t نمایانگر برداری از متغیرهای توضیحی است. برای تکمیل مدل باید ویژگی‌های فرایند S_t مشخص شود. در مدل مارکف سوئیچینگ، S_t یک فرآیند مارکف از نوع درجه اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض بیانگر این نکته است که S_t فقط به رژیم دوره قبل یعنی S_{t-1} بستگی دارد. در زیر با معرفی احتمالات انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر مدل کامل می‌شود.

(رابطه ۱۲)

$$p(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11}$$
$$p(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = p_{12}$$
$$p(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = p_{21}$$
$$p(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = p_{22}$$

در روابط بالا، P_{ij} ها بیان‌گر احتمال حرکت زنجیره‌ی مارکف، از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t می باشد. p_{ij} ها باید غیرمنفی باشند و همچنین شرط زیر میان آن‌ها برقرار باشد[۳۴]: (رابطه ۱۳)

$$p_{11} + p_{12} = 1$$
$$p_{21} + p_{22} = 1$$

می‌توان مدل فوق را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد.

۴- یافته‌ها

قبل از برآورد مدل ابتدا بایستی با استفاده از آزمون اثرات آرچ نسبت به وجود ناهمسانی واریانس در داده‌های کسری بودجه دولت و نرخ ارز اطمینان حاصل گردد. نتایج حاصل از آزمون فوق تأییدکننده وجود ناهمسانی در هر دو متغیر نرخ ارز و کسری بودجه است که این مسئله خود تأییدکننده استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان شرطی می‌باشد. نتایج فوق در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱- آزمون‌های تشخیصی وجود آثار ناهمسانی واریانس

نوع آزمون	نام متغیر	آماره آزمون	
آزمون اثرات آرچ	نرخ ارز	آماره F	۱۸/۷۰**
		آماره χ^2	۱۳/۲۵***
	کسری بودجه دولت	آماره F	۱۱/۴۱**
		آماره χ^2	۹/۴۵***

نکته: *، ** و *** دلالت بر معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد دارد.

پس از اطمینان از وجود اثرات آرچ اقدام به انتخاب و برآورد بهترین الگو واریانس ناهمسان شرطی برای هر متغیر شد. نتایج نشان می‌دهد که بهترین الگو برای متغیرهای نرخ ارز و کسری بودجه دولت، به ترتیب الگوهای $GARCH(2,1)$ و $GARCH(1,1)$ می‌باشد.

به منظور بررسی ارتباط بین بازده سهام و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ابتداً طیف وسیعی از مدل‌های خطی برآورد می‌شود. در مدل خطی بازده بازار سهام (RS_t) بر یک مقدار ثابت (β_0)، بازده دوره قبل (RS_{t-1})، متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU_t) و برداری از متغیرهای کنترلی ($Control_t$) به صورت زیر رگرس می‌شود: (رابطه ۱۴)

$$RS_t = \beta_0 + \beta_1 RS_{t-1} + \beta_2 EPU_t + \beta_3 Control + \varepsilon_{it}$$

قبل از برآورد مدل بایستی نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. نتایج حاصل از مانایی خطی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد تمامی متغیرها مانا هستند.

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد خطی

متغیر	آماره دیکی فولر تعمیم یافته
RS_t	-۶/۱۸***
EPU_t	-۵/۸۹***
GR_t	-۵/۱۴***
INF_t	-۳/۲۵**
UN_t	-۳/۱۲**
GM_t	-۳/۵۳**
R_t	-۳/۴۶*

نکته: *، ** و *** دلالت بر معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب دارد.

در جدول ۳ نتایج حاصل از برآورد مدل‌های خطی گزارش شده است. همانگونه که در جدول مشخص است بر اساس ترکیب‌های مختلف از متغیرها، ۴ مدل برآورد شده است.

جدول (۳) نتایج برآورد مدل‌های خطی

متغیر	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
C	۰/۰۲*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۴** (۰/۰۲)	۰/۰۲** (۰/۰۱)	۰/۰۰۱ (۰/۰۳)
RS_{t-1}	۰/۴۲*** (۰/۰۵)	۰/۳۴*** (۰/۰۴)	۰/۲۳*** (۰/۰۶)	۰/۳۱*** (۰/۰۷)
EPU_t	-۰/۰۳*** (۰/۰۱)	-۰/۰۴۲** (۰/۰۲)	-۰/۰۳۹** (۰/۰۲)	-۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۱)
EPU_{t-1}	-	-۰/۰۰۲** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۳ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۰۴** (۰/۰۰۲)
GR_t	-	-	۰/۵۴*** (۰/۱)	۰/۴۳*** (۰/۲)
R_t	-	-	-۲/۳۶*** (۰/۱)	-۳/۵۴*** (۰/۲)
INF_t	-	-	۰/۱۳ (۰/۱)	۰/۲۴*** (۰/۰۵)
GM_t	-	-	۰/۰۴*** (۰/۰۱)	۰/۰۲۳ (۰/۰۲)
UN_t	-	-	-	-۰/۰۸*** (۰/۰۲)
آماره *Log Liklihood*	۴۳۷۶/۳۴	۳۴۸۹/۶۷	۲۳۶۷/۲۱	۲۱۵۴/۷۶
RSS	۲/۲۳	۲/۱۸	۱/۴۲	۰/۸۹
AIC	-۳/۸۶	-۴/۴۵	-۵/۴۳	-۶/۸۷
R^2	۰/۲۴	۰/۴۳	۰/۵۳	۰/۵۵

نکته: انحراف معیار متغیرها در داخل پرانتز می‌باشند و *، ** و *** دلالت بر معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب دارد.

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که در هر ۴ مدل، ارتباط بازده سهام و متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی منفی و معنادار می‌باشد. همچنین بازده سهام در دوره قبل تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام در دوره فعلی دارد؛ اما با توجه به اینکه در مدل-های خطی فرض بر این است که پارامترها در طول زمان ثابت هستند، لذا مدل‌های فوق احتمال وقوع شکست‌های ساختاری و تغییر رژیم‌ها را به حساب نمی‌آورد. لذا ممکن است وضعیت‌های مختلفی از نااطمینانی در فضای تغییر رژیمی اتفاق افتد و بر رابطه بازده-نااطیمنانی سیاست‌های اقتصادی موثر باشد. بنابراین می‌توان مدل تغییر رژیمی را می‌توان به صورت معادله ۱۵ نشان داد.

(رابطه ۱۵)

$$RS_t = \alpha_t + \beta_{st} RS_{t-1} + \varphi'_{st} EPU_t + \phi'_{st} CONTROL + \varepsilon_{it}$$

که در آن $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2_{S_t})$ و S_t متغیر رژیمی گسسته است که مقادیر $[1,2,...,n]$ را به خود می‌گیرد. قبل از برآورد مدل همانند مدل‌های خطی بایستی نسبت به رفتار سری‌های زمانی متغیرهای پژوهش به لحاظ وجود ریشه واحد غیرخطی و رفتار غیرخطی اطمینان حاصل شود. در این راستا از آزمون‌های KSS[۳۵] و SHINT-t-test بهره گرفته می‌شود. در این آزمون‌ها تقریب تیلور از مدل غیرخطی انتقال ملایم نمایی (ESTAR)[۳۶] جهت بررسی ریشه واحد غیرخطی

مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون‌ها ریشه واحد خطی و در مقابل فرضیه آلترناتیو بیانگر مانایی غیرخطی است. این آزمون‌ها در سه سطح اصل سری زمانی، سری زمانی میانگین‌زدایی شده و سری زمانی میانگین و روندزدایی شده قابل انجام است. نتایج این آزمون در جدول (۴) به شرح زیر ارائه شده است[۳۷].

جدول ۴- نتایج آزمون ریشه واحد غیرخطی

نام متغیر	سطح	مقدار آماره KSS	مقدار آماره SHINT-t-test
RS_t	سری زمانی اصلی	-۴/۲۲	-۵/۸۳
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۳/۳۵	-۲/۶۷
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۲/۵۵	-۲/۷
EPU_t	سری زمانی اصلی	-۳/۸۳	-۳/۸۶
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۲/۵۸	-۳/۲۳
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۲/۸۴	-۲/۸۹
GR_t	سری زمانی اصلی	-۲/۴۵	-۴/۵۳
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۴/۲۹	-۳/۴۳
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۴/۳۹	-۲/۸۵
INF_t	سری زمانی اصلی	-۳/۵۶	-۲/۹۱
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۳/۴۰	-۲/۶۲
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۲/۵۹	-۳/۶۸
UN_t	سری زمانی اصلی	-۲/۷۳	-۳/۳۹
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۲/۶۵	-۲/۷۷
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۴/۳۱	-۴/۸۴
GM_t	سری زمانی اصلی	-۳/۶۳	-۳/۹۶
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۳/۷۶	-۲/۷۳
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۲/۸۲	-۲/۷۴
R_t	سری زمانی اصلی	-۲/۷۱	-۲/۴۶
	سری زمانی میانگین زدا شده	-۲/۶۵	-۲/۸۳
	سری زمانی میانگین و روند زدا شده	-۳/۵۳	-۳/۳۳

نکته: مقدار بحرانی آماره در سطح ۹۰ درصد برابر با ۲/۶۶- می‌باشد.

همچنان که ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر برای سری زمانی اصلی، سری زمانی میانگین زدایی شده و سری زمانی میانگین زدایی شده و روندزدایی شده در مورد تمامی متغیرهای پژوهش رد می‌شود و لذا این سری‌های زمانی به صورت غیرخطی مانا هستند.

پس از حصول اطمینان از مانایی متغیرها بایستی تعداد رژیم‌ها مشخص گردد. نتایج نشان می‌دهد که مدل دو رژیمی نسبت به مدل‌های دیگر نتایج بهتری را به دنبال دارد. نتایج حاصل در جدول ۵ گزارش شده است.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود بر اساس آماره‌های شوارتز و نسبت‌درست نمایی مدل دو رژیمی بهترین مدل می‌باشد. در جدول ۶ نتایج حاصل از برآورد مدل غیرخطی دو رژیمی مارکف سوئیچینگ ارائه شده است. تصریح مدل دو رژیمی بیانگر وضعیت-های نوسانات پایین و نوسانات بالا در بازار سهام هست

که هر رژیم با واریانس و میانگین بازده مختلفی مرتبط است.

جدول ۵- انتخاب تعداد رژیم‌ها

تعداد رژیم‌ها/آماره آزمون	AIC	SC	LRT
مدل یک رژیمی	۳۲۴/۳۹	۳۷۴/۳۷	۹/۱۴**
مدل دو رژیمی	۳۳۰/۳۶	۳۳۵/۶۲	۱۱/۲۱***
مدل سه رژیمی	۴۲۳/۴۶	۳۸۶/۴۸	۳/۴۱
مدل چهار رژیمی	۵۲۱/۳۲	۴۲۳/۲۱	۲/۸۴

نکته: *، ** و *** دلالت بر معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب دارد.
AIC، SC و LRT دلالت بر آماره آکائیک، شوارتز و نسبت درست‌نمایی دارد.

جدول ۶- نتایج برآورد مدل‌های غیرخطی مارکف سوئیچینگ

متغیر	رژیم	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
C	رژیم نوسانات پایین	۰/۰۹*** (۰/۰۱)	۰/۰۸*** (۰/۰۲)	۰/۰۳*** (۰/۰۱)	۰/۰۲** (۰/۰۱)
	رژیم نوسانات بالا	-۰/۰۶*** (۰/۰۴)	-۰/۰۵*** (۰/۰۲)	-۰/۰۷*** (۰/۰۳)	-۰/۰۴*** (۰/۰۱)
RS_{t-1}	رژیم نوسانات پایین	۰/۱۶*** (۰/۰۰۱)	۰/۱۸*** (۰/۰۰۲)	۰/۱۴*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۷*** (۰/۰۰۱)
	رژیم نوسانات بالا	۰/۰۸*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۷*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۵*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۴*** (۰/۰۰۱)
EPU_t	رژیم نوسانات پایین	-۰/۰۲*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۱*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۱*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۳*** (۰/۰۰۳)
	رژیم نوسانات بالا	-۰/۰۸*** (۰/۰۰۴)	-۰/۰۵*** (۰/۰۰۳)	-۰/۰۴*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۳*** (۰/۰۰۳)
EPU_{t-1}	رژیم نوسانات پایین	-	-۰/۰۰۲** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۰۴** (۰/۰۰۲)
	رژیم نوسانات بالا	-	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۳** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۰۲** (۰/۰۰۱)
GR_t	رژیم نوسانات پایین	-	-	۰/۲۲*** (۰/۰۱)	۰/۲۴*** (۰/۰۲)
	رژیم نوسانات بالا	-	-	۰/۱۳*** (۰/۰۳)	۰/۱۶*** (۰/۰۴)
R_t	رژیم نوسانات پایین	-	-	-۲/۳۵*** (۰/۲)	-۳/۶۷*** (۰/۳)
	رژیم نوسانات بالا	-	-	-۱/۶۵** (۰/۹)	-۲/۴۳*** (۰/۹۵)
INF_t	رژیم نوسانات پایین	-	-	-۰/۶۴*** (۰/۲)	-۰/۶۷*** (۰/۳)
	رژیم نوسانات بالا	-	-	-۰/۴۵***	-۰/۳۴

متغیر	رژیم	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
				(۰/۲)	(۰/۲)
GM_t	رژیم نوسانات پایین	-	-	۰/۲۳ (۰/۲)	۰/۳۳*** (۰/۱)
	رژیم نوسانات بالا	-	-	۰/۴۶ (۰/۴)	۰/۵۴** (۰/۳)
UN_t	رژیم نوسانات پایین	-	-	-	-۰/۳۶*** (۰/۱)
	رژیم نوسانات بالا	-	-	-	-۰/۴۳*** (۰/۲)
σ_{low}	رژیم نوسانات پایین	۰/۰۳۲	۰/۰۴۵	۰/۰۵۶	۰/۰۲۱
σ_{high}	رژیم نوسانات بالا	۰/۰۲۳	۰/۰۴۴	۰/۰۵۶	۰/۰۶۵
$P\{Low\|Low\}$	-	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۰
$P\{Low\|High\}$	-	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۸
$P\{High\|Low\}$	-	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۳
$P\{High\|High\}$	-	۰/۸۳	۰/۸۲	۰/۷۵	۰/۸۱
طول دوره (احتمال طول دوره)	رژیم نوسانات پایین	۲۱ (۵۸/۳۳٪)	۲۰ (۵۵/۵۵٪)	۲۲ (۶۱/۱۱٪)	۲۵ (۶۹/۴۴٪)
	رژیم نوسانات بالا	۱۵ (۴۱/۶۶٪)	۱۶ (۴۴/۴۴٪)	۱۴ (۳۸/۸۸٪)	۱۱ (۳۰/۵۶٪)
آماره LR ($p-value$)	-	۳۴۲/۴۲ (۰/۰۰)	۵۴۶/۴۳ (۰/۰۰)	۳۱۲/۳۲ (۰/۰۰)	۲۱۳/۲۱ (۰/۰۰)
آماره *Log Liklihood*	-	۲۱۳۶/۱۲	۲۲۴۵/۱۲	۱۲۴۳/۱۱	۸۵۰/۸
AIC	-	-۲/۴۴	-۲/۳۴	-۴/۲۳	-۵/۵۶

نکته: $P\{i|j\}$ احتمال قرار گرفتن در رژیم i در دوره $t+1$ می‌باشد به شرط اینکه بازار در زمان t در رژیم j باشد. آزمون LR، آزمون خطی بودن می‌باشد. انحراف‌معیارها در داخل پرانتز می‌باشد و و *، ** و *** دلالت بر معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب دارد.

در جدول ۶ نتایج حاصل از برآورد مدل مارکف سوئیچینگ در دوره رژیم با نوسانات بالا و پایین نشان داده شده است. همانگونه که در جدول فوق مشاهده می‌شود در هر دو رژیم با نوسانات بالا و پایین مقادیر بازده سهام در دوره قبل تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام در دوره فعلی دارد. ضرایب تخمینی در رژیم با نوسانات پایین نسبت به رژیم با نوسانات بالا، بزرگتر می‌باشد.

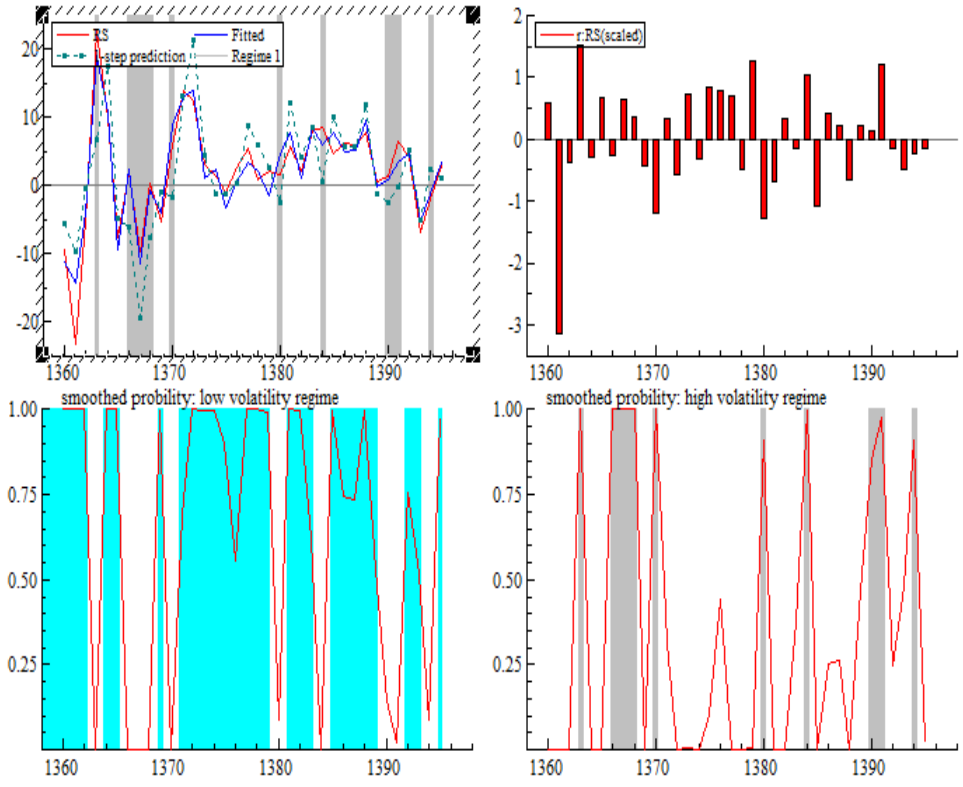
متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و همچنین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با یک وقفه تأثیر منفی و معناداری (متغیر EPU_{t-1} در مدل ۳ در رژیم با نوسانات پایین معنادار نمی‌باشد) بر بازده سهام در هر دو رژیم با نوسانات بالا و پایین دارد.

متغیر نرخ رشد اقتصادی نیز در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارد. متغیرهای نرخ تورم، نرخ سود حقیقی و نرخ بیکاری در هر دو رژیم تأثیر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد (در مدل چهارم در رژیم با نوسانات بالا متغیر تورم معنادار نمی‌باشد). متغیر نرخ رشد نقدینگی نیز در هر دو رژیم

تأثیر مثبتی بر بازده سهام دارد (در مدل سوم و در هر دو رژیم متغیر فوق معنادار نمی‌باشد).

در جدول فوق علاوه بر ضرایب متغیرها، تخمین نوسانات، احتمالات انتقال، طول دوره و احتمال آن، آماره نسبت درستنمایی و آکائیک نیز گزارش شده است. آزمون نسبت درستنمایی قویاً فرضیه خطی بودن مدل را رد می‌کند، لذا تأثیر متغیر نااطمینانی اقتصادی بر بازده بازار سهام غیرخطی است. همچنین تخمین نوسانات به وضوح در هر دو رژیم با نوسانات پایین و بالا متفاوت است. نتایج احتمالات انتقال حاکی از پایداری و ثبات قوی بین رژیم‌ها است. احتمال تغییر بین رژیم‌های نوسانات پایین و بالا یا رژیم‌های نوسانات بالا و پایین نسبتاً ضعیف است. در صورتی که احتمال انتقال بین رژیم‌های نوسانات بالا و بالا یا پایین و پایین بسیار قوی می‌باشد. همچنین در نمودار ۱ نیز بازده و احتمالات انتقال در مدل مارکف سوئیچینگ دو رژیمی رسم شده است.

بنابراین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سرمایه با توجه به وضعیت‌های مختلف یعنی نوسانات بالا و پایین متفاوت است. در دوره‌های با نوسانات پایین اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام نسبت به دوره‌های با نوسانات بالا کمتر می‌باشد.



نمودار ۱- بازده و احتمالات انتقال در مدل مارکف سوئیچینگ دو رژیمی

۵- نتایج و پیشنهادها

اصولاً ارائه راهکار برای هر مشکلی نیازمند آن است که ریشه‌های این دسته از مشکلات بررسی و تحلیل شود. در بازار سرمایه هم مشکلات مختلفی وجود دارد اما یکی از مهم‌ترین این مشکلات بحران-های مالی است. بحران‌های مالی بازار سرمایه نیز به نوبه‌ی خود ریشه و علل متفاوتی دارند اما مهم‌ترین علت این بحران‌های مالی، عدم اطمینان به شرایط کلی

اقتصاد از یک سو و عدم اطمینان به شرایط درونی بازار سرمایه از سوی دیگر است. به گونه‌ای که این عدم اطمینان‌ها همواره مانعی جدی به بر سر راه انتقال سرمایه به بخش مولد اقتصاد محسوب می‌شود. اگر به هر دلیلی عدم اطمینان افزایش پیدا کند، به دلیل این‌که قرض‌دهندگان توان تشخیص انتخاب‌های درست را ندارند، در تصمیمات خود دچار تردید جدی می‌شوند و از عرضه‌ی وجوه در بازارهای مالی صرف‌نظر می‌کنند و یا عرضه‌ی وجوه را به حدی کاهش می‌دهند که این امر سبب کاهش سرمایه‌گذاری و نزول جدی بازار سهام می‌شود. از آن‌جایی که یکی از مصداق‌های نااطمینانی، نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی دولت است بنابراین تصمیمات غلط سیاست‌گذاران از طریق مجرای مذکور نیز سبب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین در مقاله حاضر به بررسی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام در قالب دو گروه مدل خطی و غیرخطی (مدل مارکف سوئیچینگ) پرداخته شد. علاوه بر متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، متغیرهای نرخ رشد، تورم، بیکاری، رشد نقدینگی و نرخ سود حقیقی اقتصادی به عنوان متغیرهای توضیحی در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ استفاده شده است. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که متغیرهای کلان مانند سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ بیکاری، نرخ سود حقیقی و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی سبب کاهش بازده بازار سهام می‌شوند. از طرف دیگر متغیرهای نقدینگی و نرخ رشد تأثیر مثبت و معناداری بر روی بازده بازار سهام دارند. نتایج پژوهش به صورت زیر می‌باشد:

- بین نرخ تورم و بازده سهام ارتباط منفی و معنی‌داری وجود دارد. در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها افزایش می‌یابد. زمانی که سود اسمی افزایش می‌یابد، قیمت اسمی سهام نیز افزایش خواهد یافت، اما قیمت و بازده واقعی سهام کاهش می‌یابد. بر اساس فرضیه‌ی فیشر رابطه‌ای مثبت بین نرخ تورم و متغیرهای عملکرد بازار سهام وجود دارد. به عبارت دیگر بر اساس نتیجه بدست آمده می‌توان گفت که بازار سهام ایران ناکاراست و نمی‌تواند به عنوان پوششی در مقابل تورم عمل کند.
- بین نرخ سود حقیقی و بازده سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. کاهش نرخ سود هزینه استقراض برای سرمایه‌گذاران و هزینه استفاده از سرمایه را کاهش می‌دهد و به افزایش در تقاضای دارایی‌ها و تقاضای سهام منجر می‌شود.
- بین نرخ رشد اقتصادی و بازده بازار سهام رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. به طور کلی توجه به ترکیب اجزای تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد آن در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری به خصوص در بازار سرمایه مهم می‌باشد. به طوری که شرایط رونق اقتصادی موجب سرمایه‌گذاری بیشتر در بازار سهام و افزایش بازده آن می‌شود و برعکس.
- ارتباط بین نقدینگی و بازده سهام مثبت و معنادار می‌باشد. با توجه به اینکه افزایش نقدینگی موجب افزایش تقاضا در بازار سهام می‌شود لذا موجب افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری و بازده سهام نیز می‌شود.
- رابطه بین نرخ بیکاری و نرخ بازده بازار سهام منفی و معنادار می‌باشد. نرخ بیکاری نیز یکی دیگر از متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد که تعیین کننده شرایط رونق و رکود در بازار سهام می‌باشد. به طوری که هر چه نرخ بیکاری در اقتصاد بالاتر باشد، بازده سهام پایین‌تر است.
- افزایش در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بازده بازار سرمایه را به صورت معناداری کاهش می‌دهد. همچنین ارتباط بین بازده و نااطمینانی غیرخطی است و اثر نااطمینانی بر بازده سهام در دوره رژیمی با نوسانات بالا قوی‌تر و پایدارتر است.

- نتایج به دست آمده بیان‌گر این است که بازار سهام با اغلب متغیرهای اقتصادی رابطه‌ی معناداری دارد، بنابراین برای پیش‌بینی آتی در بازار سهام باید رفتار متغیرهای کلان را مورد توجه قرار داد. همچنین به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که برای بهبود عملکرد بازار سهام، همواره متغیرهای کلان را باثبات نگه دارند تا سرمایه‌گذاران (به ویژه سرمایه‌گذاران خارجی) جذب سرمایه‌گذاری داخلی شوند.

بنابراین نتیجه می‌شود که سیاست‌های اقتصادی دولت از جمله مالیات‌بندی، مخارج دولت، سیاست پولی، سیاست‌های تنظیمی و ... اثرات اقتصادی بسیار بزرگی دارد. با توجه به اینکه عوامل اقتصادی تصمیمات خود را براساس انتظارات آتی در مورد سیاست‌های اقتصادی اتخاذ می‌کنند، لذا بایستی سیاست‌های مناسب اقتصادی به ویژه در بازار سرمایه اجرا شود. بنابراین حفظ شفافیت و ثبات اجرای سیاست‌های اقتصادی به منظور جلوگیری از اثرات منفی نااطمینانی بر بازار سرمایه لازم و ضروری است. لذا سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی باید نوسانات یاد شده را مدیریت نموده تا بازار سرمایه و بازده موجود در این بازار از نااطمینانی‌های ایجاد شده در این بازار در امان باشد.

در حال حاضر با توجه به شدت گرفتن تحریم-های اقتصادی در فضای اقتصادی کشور و بالا رفتن ریسک سیاسی و متعاقباً افزایش ریسک سیستماتیک در بازار سرمایه، تحریم‌های اقتصادی به عنوان یکی از عوامل مهم نااطمینانی اقتصادی محسوب می‌گردد. از این رو با توجه به تأثیر این پدیده بر بازده بازار سهام، به پژوهش‌گران پیشنهاد می‌شود در تحقیقی دیگر به بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های نااطمینانی در کنار دیگر شاخص‌ها بر بازار سرمایه بپردازند.

فهرست **منابع**

[1] Abbasian, E., Mahmoudi, V., & Farzanegan. A. (2010). Identification of bubble prices of ordinary shares in Tehran stock exchange using the present value model. Accounting and Auditing Journal. 17 (60): 75-92 [in Persian].

[2] Abooniori, I., & Moshrefi. G. (2006). The effect of macroeconomic indicators on the price index of petrochemical industry in Iran using ARDL model. Quarterly Journal of the Iranian Economic Research Journal. 6 (21): 228-209 [in Persian].

[3] Albaity, M. (2011). Impact of the monetary policy instrument on Islamic stock market index return. Economics Open- Assessment e-Journal.

[4] Anokye, M., & Tweneboah. G. (2008). Macroeconomic factors and stock market movement. School of Management, University of Leicester, UK. MPRA paper no. 11256.

[5] Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis. G. (2013). Dynamic co-movements between stock market returns and policy uncertainty. Econ. 120 (1): 87-92.

[6] Atsuyuk, N. (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market. Journal of Financial Research. 18 (2): 223-237.

[7] Aydemir, O., & Demirhan. E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates evidence from turkey. International Research Journal of Finance and Economics. 23: 208-215.

[8] Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2014). Measuring economic policy uncertainty. The Quarterly Journal of Economics. 131 (4): 1593-1636.

[9] Bartor, E., & Bodnal, G.M. (1994). Frim valuation, earning expectation and the exchange rate exposure effect. The Journal of Finance.

[10] Bjornland, H. C., & Leitemo. K. (2009). Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. Journal of Monetary Economics. 56 (2): 275-282.

[11] Brogaard, J., & Detzel, A. (2014). Asset Pricing Implication of Government Economic Policy Uncertainty. University of Washington mimeo.

[12] Chang, J. C., & Jansen, D. W. (2005). The effect of monetary policy on bank lending and aggregate output: Asymmetries from

[25] Kang, W., & Ratti, R. A. (2013). Oil shock, policy uncertainty and stock market return. J. int. finance. Markets inst. Money. 26: 305-318.
[26] Kang, W., & Ratti, R. A. (2015). Policy uncertainty in china oils shock and stock return. J. Eco. Transit. 23 (4): 657-676.
[27] Karimzadeh, M. (2006). Investigating long-run relationship between stock price index and macroeconomic variables using cointegrated method in Iranian economy. Quarterly Journal of Economic Research. 8 (26): 54-14 [in Persian].
[28] Kaul, G. (1987). Stock returns and inflation: the role of monetary sector. Journal of Financial Economics. 2 (18): 253-276.
[29] Laopodis, N. T. (2009). Fiscal policy and stock market efficiency: evidence for the United States. Quarterly review of economics and finance. 49: 633–650.
[30] Lastrapes, W. D. (1998). International evidence on equity prices, Interest rates and money. Journal of International Money and Finance. 17 (3): 377-406.
[31] Liu, l., & Zhang. T. (2015). Economic policy uncertainty and stock market volatility. Journal of Economic Finance Research. Lett. 15: 99-105.
[32] Loanndis, C., & Kontonikas. A. (2007). The impact of monetary policy on stock price. Journal of Policy Modeling. 1 (30).
[33] Mahdavi, O. & Keshavarz Haddad. G. (2005). Is the stock market in Iran's economy a channel for monetary policy? Journal of Economic Research. 71: 170-147 [in Persian].
[34] Miller, K., & Show Fang. G. (2001). Is there a long-run relationship between stock returns and monetary variables: Evidence from an emerging market? Applied Financial Economics. 11: 641-649.
[35] Onatski, A., & Williams. N. (2003). Modeling model uncertainty. Journal of the European Economic Association. 1 (5): 1087-1122.
[36] Pastor, L., & Voronesi. P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. Journal of Financ. 67: 1219-1264.
[37] Pastor, L., & Voronesi. P. (2013). Political uncertainty and risk premia. Journal of Finance Economic. 110: 520-545.
[38] Quant, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. Journal of nonlinearities in the lending channel. Annals of Economics and Finance. 6: 129-153.
[13] El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B., & Russell. A. (2005). Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK. Energy Economics Journal. 27: 819-830.
[14] Fama, E. F. (1981). Stock return real activity, inflation, and money: American economic review. Published by American Economic Association. 71 (4): 545-565.
[15] Geske, R & Roll. R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. Journal of Finance. 1 (31): 1-33.
[16] Granger, C. W. J., & Terasvirta. T. (1993). Modelling Nonlinear Economic Relationships. Oxford university press.
[17] Gulen, H. & lon, M. (2013). Policy uncertainty and corporate investment. The Review of Financial Studies. 29 (3): 523-564.
[18] Gulnur, M., & Kivilcim. Y. (1996). Efficiency of the Turkish stock exchange with respect to monetary variables: A cointegration analysis. European Journal of Operational Research. 90 (3): 566-576.
[19] Gultekin, N.B. (1983). Stock market returns and inflation forecasts. The Journal of Finance. 38 (3): 663-673.
[20] Hamilton, J. D. (1989). Oil and the macro economy since World War II. Journal of Political Economy. 91: 228-248.
[21] Hallafi, H. R., Eghbali, A., & Glossary. R. (2004). Deviation of real exchange rate and economic growth of Iran. Journal of Economic Research. 38 (3): 113-132. [in Persian].
[22] Humpe, A., & Macmillan. P. (2006). Can macroeconomic variables explain long term Stock Market Movements? A comparison of the US and Japan. Applied Financial Economics. 19 (2): 111-119.
[23] Islamovian, K., & Zare. H. (2006). Investigating the effect of variable variables and alternative assets on the price of shares in Iran by a distributed Chain-related pattern. Iranian Economic Research. 8 (3): 67-55 [in Persian].
[24] Jones J. D., & Noel. U. (1987). Money supply growth, stock returns and the direction of causality. Atlantic Economic Journal. 21 (5): 321-325.

یادداشت‌ها

[1]. Onatski and Williams (2003).
[2]. Svensson and Williams (2008).
[3]. Williams (2012).
[4]. Economic policy uncertainty.
[5]. Antonakakis et al (2013).
[6]. Brogaard and Detzel (2014).
[7]. Kang and Ratti (2015).
[8]. Liu and Zhang (2015).
[9]. Fama (1981).
[10]. Humpe and Macmillan (2006).
[11]. Gultekin (1983).
[12]. Gulnur and Kivilcim (1996).
[13]. Robert & Gay (2008).
[14]. Anokye and Tweneboah (2008).
[15]. Kaul (1987).
[16]. Bjornland and Leitemo (2009).
[17]. Loanidis and Kontonikas (2007).
[18]. Lastrapes (1998).
[19]. Geske and Roll (1983).
[20]. Jones and Noel (1987).
[21]. El-Sharif et al (2005).
[22]. Stoll and Huang (1996).
[23]. kang and Ratti (2013)
[24]. Chong and Jansen (2005).
[25]. Salifu et al (2007).
[26]. Atsoyuki (1995).
[27]. Rolseth (1996).
[28]. Bartor and Bodnal (1994).
[29]. Quandt (1972).
[30]. Quandt and Goldfeld (1973).
[31]. Hamilton (1989).
[32]. Granger and Terasvirta (1993).
[33]. Smooth Transition Regression (STR).
۳٤. براي مطالعه بيشتر به هميلتون (۱۹۹٤) فصل ۱۹ مراجعه شود.
[35]. Kapetanios and Shin and Shell (KSS) test.
[36]. Exponential Smooth Transition Autoregressive Model.
۳۷. اين آزمون با استفاده از برنامه نوشته شده در محيط نرم افزار MATLAB انجام گرفته است.

the American Statistical Association. 67 (338): 306–310.
[39] Quant, R. E., & Goldfeld. S.M. (1973). A Markov model for switching regressions. Journal of Econometrics. 1 (1): 3–15.
[40] Robert, D., & Gay. J. (2008). Effect of macroeconomic variables on stock market returns for four emerging economies: Brazil, Russia, India, and China. International Business & Economics Research Journal. 7 (3): 1 -8.
[41] Rolseth, L. (1996). Adjusting stock market values to exchange rate exposure: The case of Astra. Sca and Stora. Working Papers in Economics No 6, Department of Economics. Goteborg University.
[42] Salifu, Z., Osei, K., & Adjasi Charles. K.D. (2007). Foreign exchange risk exposure of listed companies in Ghana. The Journal of Risk Finance. 8 (4): 380-393.
[43] Samadi, S., Shirani Fakhr, Z., & Davarzadeh. M. (2007). Investigating the rate of influence of indicators, the price of the stock of Tehran stock exchange from the world price of oil and gold (modeling and forecasting). Quarterly journal of Economic Studies. 4(2): 51-52 [in Persian].
[44] Shakeri, A. (2009). Macroeconomics: Theories and Policies. Raffa Publications, Second Edition, 1 [in Persian].
[45] Stoll. H. R., & Huang. R. (1996). Energy shocks and financial markets. Journal of Futures Markets. 16 (1): 1-27.
[46] Svensson, L. E., & Williams. N. (2008). Optimal monetary policy under uncertainty in DSGE models: A markov jump-Linear quadratic approach. NBER working paper, no. 13892.
[47] Torabi, T., & Hooman. T. (2011). The effects of macroeconomic variables on Tehran stock exchange performance indicators. Journal of Economic Modeling. 4 (1): 121-144 [in Persian].
[48] Williams, N. (2012). Monetary policy under financial uncertainty. Journal of Monetary Economics. 59 (5): 449-465.
[49] Zahedi Tehrani, P., & Sadeghi Sharif. J. (2012). Explaining and analyzing the existing causal relationship between macroeconomic factors and Tehran stock exchange index. Journal of Financial Management. 5: 89-65 [in Persian]