فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۸ / شمارهٔ ۳ (پیاپی ٦٨)/ پائیز ۱٤۰۳
صفحه ۲۱ تا ٤۳

رویکرد استفاده از رگرسیون کوانتایل در تشخیص تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر دهک‌های متفاوت از نسبت سوددهی شرکت‌های پتروشیمی

حمیدرضا ارباب[1]
حمید آماده[2]
امین امینی[3]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۳/۰٤/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۳/۰٦/۱۸

چکیده

نااطمینانی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن تغییرات ناگهانی و غیرقابل پیش‌بینی در سیاست‌های اقتصادی دولت، منجر به بروز بی‌ثباتی در بازارهای مالی و اقتصادی می‌شود. در این مطالعه، عوامل ایجاد کننده بی‌ثباتی اقتصادی که منجر به نوسان نسبت سوددهی شرکت‌های پتروشیمی می‌گردد، مورد بررسی قرار گرفت. در این خصوص، از سری زمانی نرخ دلار بازار آزاد، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای عمومی و مخارج دولت به همراه نقدینگی در سطح جامعه به عنوان متغیرهای سیاستی در طول سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۷ به صورت فصلی استفاده شده است. اطلاعات مربوط به نسبت سوددهی شرکت‌های پتروشیمی به عنوان متغیر وابسته به صورت فصلی از صورت‌های سود و زیان شرکت‌ها استخراج گردید. مدل ARIMA-GARCH برای ایجاد شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گرفت. شاخص نااطمینانی به همراه سایر عوامل تأثیرگذار بر سوددهی شامل تغییرات قیمت سبد نفت اوپک، صادرات محصولات پتروشیمی و مصرف داخلی محصولات پتروشیمی، توسط رگرسیون کوانتایل بر روی نسبت سوددهی شرکت‌ها مورد مطالعه قرار گرفت. نتیجه حاصل نشان داد که نااطمینانی اگر در دوره جاری ایجاد شود، تنها چهار دهک اول از نسبت سود به فروش را حداکثر ۵.۷ درصد کاهش می‌دهد و نااطمینانی مانده از ۴ دوره قبل (سال قبل) مجدد باعث کاهش حداکثری ۴.۹ درصدی در نسبت سود به فروش می‌شود. اثر نااطمینانی جاری در تمامی دهک‌ها یکسان نیست؛ لذا شرکت‌ها با توجه به نسبت سود به فروش خود اگر در چهار دهک اول قرار گیرند از نااطمینانی متضرر می‌شوند و در صورتی که در دهک‌های بالاتر باشند اثر نااطمینانی بر آنها معنادار نیست و اثرگذاری تغییرات قیمت نفت، مصرف و صادرات برای آنها بسیار بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، نسبت سوددهی، شرکتهای پتروشیمی.

طبقه بندی JEL: G17, C15, C22

۱ گروه اقتصاد ، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول)hamidrezaarbab@gmail.com
۲ گروه اقتصاد ، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایرانamadeh@gmail.com
۳گروه اقتصاد ، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.ameeni.amin@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

بررسی‌های متعددی نشان داده‌اند که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی دولت می‌تواند تأثیرات قابل توجهی بر بازارهای مالی نظیر اوراق بهادار و سهام (آروری و همکاران، ۲۰۱۶؛ بکیراش و همکاران، ۲۰۱۶) و همچنین نوسانات و فرصت‌های سرمایه‌گذاری (بلوم و همکاران، ۲۰۰۷؛ بلوم، ۲۰۰۹) داشته باشد. این موضوع یکی از مـوضوعات مهم در سرمایه‌گذاری است، زیرا افراد باید هنگام سرمایه‌گذاری، منابع را بین دارایی‌های مختلف تخصیص دهند. درباره تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری دو دیدگاه وجود دارد: در دیدگاه اول، انتخاب ابزار و تخصیص دارایی‌ها بر اساس تجارب شخصی در برخورد با فرصت‌ها صورت می‌پذیرد. دلایل این نوع تصمیم‌گیری از شرایط مشابهی که پیش از این وجود داشته نشئت می‌گیرد؛ دیدگاه دوم دیدگاهی کمی است که در آن بسیاری از مسائل با ارزیابی‌های دقیق و تحلیل حل می‌شود. بر اساس این دیدگاه، از طریق کاربرد ابزارهایی مانند معادلات، مدل‌های ریاضی، تکنیک‌های شبیه‌سازی و به ویژه فرایند بهینه‌یابی بهترین راه حل به دست خواهد آمد.

نیل به اهداف اقتصادی، مستلزم تصمیم‌گیری‌های آگاهانه از سوی مدیران و سیاست‌گذاران اقتصادی است و شناخت و تبیین هر چه بهتر روابط رفتاری عامل‌های اقتصادی می‌تواند آنان را برای کاهش اشتباهات در فرآیند تصمیم‌گیری یاری کند. به بیان دیگر، لازمه اتخاذ تصمیمات صحیح‌تر، انجام پیش‌بینی‌های دقیق در مورد متغیرهای وضعیت آینده با اتکا بر تحلیل‌های واقع‌بینانه و علمی از وضعیت موجود است. با توجه به نقش و اهمیت سرمایه‌گذاری و آثار آن بر سایر متغیرهای اقتصادی، شناسایی رفتار سرمایه‌گذاران همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده و این امر نیز از جایگاه ویژه‌ای در ادبیات اقتصادی برخوردار است. از آنجا که در دنیای واقعی شرایط نااطمینانی کاملاً ضروری و منطقی به نظر می‌رسد.

پاشایی فام (۱۳۸۸) در مورد کشور ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ نشان می‌دهد که نتیجه نهایی افزایش تورم در بلندمدت، کاهش بازده واقعی سهام را در پی خواهد داشت. آدام و تووننبا (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای رابطه متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام غنا را طی دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۶ و با استفاده از آزمون همجمعی یوهانسون و تصحیح خطای برداری بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت سهام با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ تورم رابطه مثبت و با نرخ ارز و نرخ بهره رابطه منفی دارد. لذا هدف اصلی تحقیق محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در ایران و بررسی تأثیر آن بر نسبت سوددهی شرکت‌های پتروشیمی می‌باشد. از این‌رو مسیر سرمایه‌گذاری با ریسک مدیریت شده را می‌توان مورد بررسی قرار داد.

۲.ضرورت انجام تحقیق

با توجه به افزایش سریع بازارهای نوظهور و اهمیت کشورهای در حال توسعه، تمرکز بر روی کشور ایران در این تحقیق حائز اهمیت است. در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته توجه کافی به این تحقیقات نشده است. علاوه بر این، تحریم‌های اقتصادی علیه ایران به طور چشمگیری افزایش یافته و موجب نااطمینانی در سیاست‌ها شده و این امر اهمیت تحقیق در کشوری مانند ایران را افزایش می‌دهد.

بیشتر مطالعات تجربی بین کشوری، به روش مقطعی بسنده نمودند و تغییرات سری زمانی داده‌ها را نادیده می‌گیرند؛ هر چند موارد استثنا نیز وجود دارد.«سرون و سالیمانو» معادله سرمایه‌گذاری خصوصی را با استفاده از داده‌های سری زمانی گروهی از کشورهای در حال توسعه برآورد نمودند.در این معادله، آنها انحراف معیارهای نرخ تورم و نرخ حقیقی ارز را به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفتند و دریافتند که این معیارهای تغییرپذیری، بر سرمایه‌گذاری اثر منفی دارند.

«لوئیس سرون» با در نظر گرفتن اطلاعات مربوط به متغییرهای کلان در مورد نود و چهار کشور در حال توسعه بین سالهای ۱۹۹۵-۱۹۷۰ به بررسی رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و نحوه تأثیرپذیری آن از شرایط نااطمینانی پرداخت و با تفکیک بین تغییرات نمونه‌ای و نااطمینانی، معیارهای مختلفی برای نااطمینانی در نظر گرفت، نتایج حاصل از این بررسی تأکید بر رابطه قوی بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی دارد.

ریسک و نااطمینانی از شاخص های اصلی تصمیم گیری برای سرمایه گذاری است . بیش از نیم قرن از مطرح شدن آن با این عنوان میگذرد. نااطمینانی شرایطی است که تصمیم فعالان اقتصادی اعم از خانوارها، بنگاه ها و بخش دولتی در زمینه های مختلف با نااطمینانی همراه است . نااطمینانی به حالتی گفته میشود که در آن دانش فرد یا افراد محدود است و دانش کامل نسبت به حالت یا نتیجه ای که به دست آمده یا می آید ممکن نیست (هابارد۳، ۲۰۰۷). از منظر اقتصاد کلان ، اینکه چگونه در یک وضعیت نااطمینان سیاست گذاران و برنامه ریزان تصمیم بهینه ای اتخاذ میکنند موضوع بسیاری از مطالعات و تحقیقات بوده است . نااطمینانی وضعیتی است که وقایع آینده یا احتمال رخ دادن آن ها پیش بینی نشده باشد. در دنیای واقعی، اقتصاد پر از نااطمینانی عوامل اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم گیری عوامل اقتصادی منجر میشود و رفتار سرمایه گذاران را تحت تأثیر قرار میدهد (حیدرپور و پورشهابی، ۱۳۹۱). نااطمینانی های اقتصاد کلان محیط نامطمئنی را برای سرمایه گذاران ایجاد میکند و باعث میشود که سرمایه گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر دربارهٔ سرمایه گذاری آتی تصمیم بگیرند و احیانا متحمل زیان های وسیعی میشوند. در نظریهٔ اقتصادی، دلایل نااطمینانی گوناگون است (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱). از جمله دلایل نااطمینانی اقتصادی میتوان به نااطمینانی تورمی، نااطمینانی نفتی، نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی ناشی از سیاست مالی اشاره کرد.

۳. مبانی نظری

در یک جمع‌بندی از نظریات مکاتب مختلف مهمترین توجیه دخالت‌های دولت، تلاش در جهت رفع کاستی‌های بازار، ثبات‌سازی و ایجاد بستر مناسب برای سرمایه‌گذاری خصوصی و رفع نااطمینانی‌های اقتصادی می‌باشد. در غیر این صورت دخالت‌های دولت بیش از آنکه موجب رفع موانع، اختلالات بازار و بی‌ثباتی‌ها شود، خود با تبدیل به عامل اختلال، فضای ناامنی و بی‌ثباتی را گسترش داده و رشد اقتصادی را پایین نگه خواهد داشت.

بروز اختلالات و نوسانات دائمی در اقتصاد و عملکرد ضعیف و کند تعدیل کننده‌های خودکار (مثل مکانیسم نرخ بهره و قیمت‌ها) مهمترین دلیل دخالت دولت در اقتصاد است. به عبارتی در میان اهداف متعددی که دولت‌ها با دخالت در اقتصاد دنبال می‌کنند شاید تأمین ثبات و رشد اقتصادی از اهمیتی خاص برخوردار باشد.

قبل از اعمال یک سیاست اقتصادی باید هدف اعمال سیاست شفاف باشد. به طور کلی هدف نهایی همه سیاست‌های اقتصادی ارتقای رفاه ملی محسوب می‌شود ولی اغلب اهداف واسطه‌ای که تا رسیدن به هدف نهایی مطرح می‌شوند، مثل افزایش اشتغال، کاهش تورم و رشد اقتصادی بالاتر مدنظر سیاست‌گذاران اقتصادی می‌باشند. در واقع این اهداف واسطه، ابزاری در راه نیل به اهداف بالاتر هستند. رشد مستمر و پایدار مستلزم اجرای سیاست-های مناسب و پایدار است. تغییر دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی بی شک سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی را نیز تغییر خواهد داد و این تغییرات مداوم خود عاملی در گسترش بی‌ثباتی و نااطمینانی در اقتصاد می‌باشد.

یک سیاست اقتصادی تنها به تصمیم‌گیری سیاسی محدود نمی‌شود و هر سیاست اقتصادی شامل چهار مرحلهٔ برنامه ریزی، تصمیم‌گیری، اجرا و نظارت می‌باشد. ثبات اقتصاد کلان که نتیجه سیاستهای اقتصادی سیاستگذاران کشور می‌باشد، در مدیریت کارآمد اقتصادی بخش خصوصی موثر است (فیشر، ۱۹۹۳).

۴. چارچوب نظری

آنتونیو و همکاران (۲۰۰۲) دریافتند که عملکرد مالی یک شرکت نه تنها تحت تأثیر ویژگی‌های خاص خود شرکت قرار می‌گیرد، بلکه تحت تأثیر محیط پیرامون خود و عواملی همچون سلامت کلی اقتصاد، وجود بازارهای مالی و میزان اعتبارات بخش بانکداری کشور هم قرار می‌گیرد. بنابراین می‌توان دریافت که سیاستگذاری‌های دولت در مورد عوامل عمده اقتصادی بر متغیرهای مالی شرکت‌ها از جمله سودآوری آنها می‌تواند اثرگذار باشد، لذا این پرسش مطرح می‌شود که آیا متغیرهای اقتصاد کلان می‌توانند در ارائه یک ترکیب بهینه مالی در صنایع و فعالیت-های مختلف شرکتها و مؤسسه‌ها تأثیر داشته باشند؟ با توجه به اینکه کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، از درجه بالایی از بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار هستند و رشد تولید، تورم، نرخ ارز و سایر متغیرهای مهم اقتصاد کلان نسبت به اقتصاد کشورهای صنعتی در معرض نوسان‌های بیشتری هستند، این نوسانات به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد و باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر در مورد سرمایه‌گذاری آتی تصمیمگیری کنند و احیاناً متحمل زیان‌های وسیعی می‌شوند. نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که این تصمیمها در نهایت بر روی فعالیت واقعی آنها تأثیر می‌گذارد (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱).

طبق دیدگاه فوق، ایجاد نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی و کاهش ارزش پول ملی می‌شود که این امر منجر به تقاضای کمتر برای پول می‌شود. ایجاد نااطمینانی موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور، کاهش ارزش پول داخلی و گران شدن نرخ ارز می‌شود. با گران شدن نرخ ارز نیز تهیه و واردات مواد اولیه مورد نیاز جهت تولید گران شده عملا هزینه زیادی به شرکت‌ها تحمیل می‌گردد. از طرفی، با افزایش نرخ اررز، تورم نیز افزایش یافته و نرخ بهره اسمی در بازار افزایش می‌یابد و وام‌دهی

با نرخ پایین برای بانک‌ها صرفه اقتصادی نداشته و عملا بانک‌ها قدرت وام‌دهی خود را از دست می‌دهند. در نتیجه شرکت‌ها برای تامین منابع مالی خود با مشکل مواجه شده و در نهایت موجب کاهش تولید و کاهش سودآوری آنها می‌گردد.

در یک جمع‌بندی از نظریات مکاتب مختلف، مهمترین توجیه دخالت‌های دولت، تلاش در جهت رفع کاستی‌های بازار، ثبات‌سازی و ایجاد بستر مناسب برای سرمایه‌گذاری خصوصی و رفع نااطمینانی‌های اقتصادی می‌باشد. بروز اختلالات و نوسانات دائمی در اقتصاد و عملکرد ضعیف و کند تعدیل کننده‌های خودکار (مثل مکانیسم نرخ بهره و قیمت‌ها) مهمترین دلیل دخالت دولت در اقتصاد است. دولتها برای تأمین هدفهای خود از جمله رشد و توسعه اقتصادی، افزایش اشتغال، مبارزه با تورم و رفاه جامعه از ابزارها و سیاستهای اقتصادی استفاده می‌کنند.

۵. پیشینه تحقیق

داکلویی و الویی[1] (۲۰۱۶) به بررسی پویایی نوسانات بین نااطمینانی سیاستی اقتصادی ایالات متحده و بازارهای سهام BRIC پرداختند. برای انجام این کار از تابع همبستگی پیشنهاد شده توسط چنگ[2] (۱۹۹۶) استفاده شده است. اگرچه متوسط بازدهی بین شاخص‌های سهام BRIC و نااطمینانی در ایالات متحده منفی است، اما افزایش بی ثباتی بین مقادیر منفی و مثبت نوسان دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایالات متحده و BRIC به طور همزمان برای سرمایه گذاران دارای ریسک می‌باشد. علاوه بر این، آنها دریافتند که شواهد قوی در مورد همبستگی زمانی بین نااطمینانی اقتصادی ایالات متحده و بی ثباتی بازار سهام وجود دارد. همچنین، این همبستگی در طول دوره‌های بی‌ثباتی اقتصادی جهانی بسیار ناچیز است. بنابراین، سهام‌داران در بازار سهام BRIC دقیقا تحت شرایط سیاست اقتصادی ایالات متحده قرار دارند.

شاکری و همکاران (۱۳۹۸) در خصوص نااطمینانی سیاست اقتصادی، نسبت به بررسی اثر انتشار اطلاعات غیررسمی از طریق شبکه‌های اجتماعی، بر افزایش نوسان نرخ ارز نمودند. در این زمینه، انتشار اطلاعات اقتصاد کلان از سوی دولت چه تأثیری بر فرآیند فوق دارد. با توجه به نتایج شبیه‌سازی، در سطوح پایین کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، به دلیل شکل‌گیری رفتار توده‌ای در اثر انتشار اطلاعات غیررسمی، شاهد افزایش نوسان نرخ ارز هستیم. از سوی دیگر، در سطوح بالای کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، رابطه معنی‌داری میان انتشار اطلاعات در شبکه‌های اجتماعی و نوسان نرخ ارز مشاهده نمی‌شود. در حالت‌های میانی کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، شاهد وجود یک رابطه به شکل U معکوس بین همگونی اطلاعاتی افراد و نوسان نرخ ارز هستیم.

[1] Dakhlaoui & Aloui (2016)
[2] Cheung (1996)

آروری و همکاران[1] (۲۰۱۶) به بررسی تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازارهای سهام ایالات متحده در طول دوره زمانی ۱۹۰۰-۲۰۱۴پرداختند. آنها دریافتند که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در کانادا، فرانسه و آلمان تاثیر منفی بر بازده سهام دارد، در حالی در ایالات متحده و هند تاثیر مثبت بر نوسانات بازار داشته است.

کانگ و همکاران[2] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی تأثیرات شوک قیمت نفت و نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازده سهام شرکت های نفت و گاز پرداختند. آنها دریافتند که شوک سمت تقاضای نفت تأثیر مثبتی بر بازده شرکت‌های نفت و گاز دارد، در حالی که شوک‌های ناشی از نااطمینانی سیاست تاثیر منفی بر بازده دارد. تجزیه و تحلیل تاریخی نشان می‌دهد که تأثیرات شوک نفتی بر بازده سهام با واکنش‌های نااطمینانی سیاست داخلی در حال افزایش است. این نتایج با شرکت‌های عمده و یکپارچه نفت و گاز نیز سازگار است. با این حال، واکنش بازده نشاندهنده اثرات ناهمگون شوک‌های ساختاری در شرکت‌های نفت و گاز بالادستی، میانی و پایین دستی می‌باشد.

در جدیدترین مطالعه نیز، یو و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی ارتباط بین شوک‌های قیمتی نفت، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازده سهام در چین پرداختند. در این مقاله از داده‌های ماهانه طی سالهای ۱۹۹۵: ۱ تا ۲۰۱۶: ۳، و تکنیک رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. این روش یک بررسی دقیق‌تر را در شرایط مختلف بازار، یعنی بازارهای نزولی، عادی و صعودی انجام می‌دهد. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که تاثیرات شوک قیمت نفت و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی نامتقارن هستند و به شدت با شرایط بازار سهام ارتباط دارند. علاوه بر این، مقدار هر دو رابطه نفت- سهام و نااطمینانی- سهام در آغاز بحران تغییر می‌کنند. به ویژه، زمانی که بازار سهام صعودی و قبل از بحران است افزایش قیمت نفت اثرات منفی بیشتری بر بازده سهام دارد؛ در حالی که در شرایط مختلف بازار پس از شروع بحران مثبت اثرات مثبت معناداری بر بازده سهام دارد. تحقیقات موجود در بازار سهام عمدتا بر اقتصادهای توسعه یافته تمرکز دارد، در حالیکه مطالعات نسبتا کمی در کشورهای در حال توسعه، به ویژه در ایران، مورد بررسی قرار گرفته است.

حیدری و بشیری (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این مقاله، رابطه بین نوسانات نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۹۰-۱۳۷۸ با استفاده از داده‌های ماهیانه بررسی شده است. به این منظور از مدل خودرگرسیونی استفاده شده است. نتایج نشان داده که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی دار وجود داشته و بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز، رابطه معنیداری وجود ندارد. در نتیجه، سیاستگذار باید از اعمال سیاست‌هایی که موجب نوسان بیشتر در بازار ارز و ایجاد نااطمینانی در آن می‌شود، خودداری نماید تا زمینه رشد پایدار بازار سهام و شاخص قیمت آن فراهم شود.

رضازاده (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادارتهران: مشاهداتی بر پایه مدل GARCH-X پرداخته است. این مطالعه سعی نموده تا تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ رشد عرضه پول، نرخ تورم، نرخ رشد تولیدات صنعتی و تغییرات نرخ ارز بازار آزاد بر بی‌ثباتی

[1] Arouri & et al, (2016)
[2] Kang & et al, (2017)

بازار سهام بورس تهران را مورد مطالعه قرار دهد. جهت نیل به این هدف، از داده‌های فصلی بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۲ و مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته با متغیرهای توضیحی (GARCH-X) و خودرگرسیون برداری (VAR) بهره گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که نرخ رشد عرضه پول و تغییرات لگاریتم نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌دار بر بی ثباتی بازدهی سهام داشته و نرخ تورم تاثیر مثبت ولی غیرمعنی‌دار بر بازدهی سهام دارد. همچنین تاثیر نرخ رشد تولیدات صنعتی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام منفی و معنی‌دار بوده است.

ادیب پور (۱۳۹۶) به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز اسمی بر شاخص قیمت سهام شرکتهای صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۹۲-۱۳۷۸ پرداخته است. به همین منظور ابتدا با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی، نااطمینانی نرخ ارز اسمی محاسبه شده و سپس متغیر نااطمینانی نرخ ارز به همراه متغیرهای دیگری نظیر نرخ ارز اسمی، تولید ناخالص داخلی حقیقی، نقدینگی به شکل حقیقی، شاخص قیمتها و قیمت حقیقی حامل‌های انرژی وارد الگوی تحقیق گردیده است. نتایج برآورد الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) نشان داده است که متغیرهای نااطمینانی نرخ ارز اسمی، نقدینگی و قیمت انرژی اثر منفی و معنادار و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و سطح قیمت‌ها اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر جای می‌گذارند. بنابراین، با اعمال سیاست-هایی در جهت جلوگیری از نوسان قابل ملاحظه نرخ ارز زمینه رشد پایدار شاخص سهام شرکت‌های صنعتی بورس فراهم شده و بازار سهام با بهبود مواجه خواهد شد.

امام وردی و جعفری (۱۳۹۸) اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته، نوظهور و ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ بصورت روزانه مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور جهت شناسایی بحران های مالی در بازارهای مالی، ابتدا تغییرات ساختاری موجود در نوسانات را با استفاده از الگوریتم اصلاح شده مجموع مربعات تجمعی تکراری به طور درون زا شناسایی شده است؛ سپس با استفاده از مدل گارچ چند متغییره به بررسی فرضیه تحقیق مبنی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان از بازارهای مالی توسعه یافته و نوظهور به بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دو متغیره در قالب تصریح قطری بابا، انگل، کرافت و کرونر نشان می دهد که انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشوره های توسعه یافته، نوظهور و ایران به صورت یک طرفه می باشد.

بیات و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیق خود به منظور بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام و همچنین بررسی اثر ثروت افزایش (DSGE) یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ، شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و متغیرهای کلان اقتصادی طراحی گردید و توابع واکنش آنی متغیرها در برابر شوک تکنولوژی، شوک مخارج مصرفی دولت، شوک پولی و شوک شاخص کل قیمت سهام تحت دو سناریو بانک مرکزی بررسی شد. بر اساس سناریو اول، بانک مرکزی تنها به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر حجم پول واکنش میدهد و بر اساس سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم به شکاف شاخص کل قیمت سهام نیز واکنش میدهد. نتایج توابع واکنش متغیرها در برابر یک انحراف معیار شوک شاخص کل قیمت سهام نشان میدهد، در لحظه شوک،

تورم تحت هر دو سناریو افزایش داشته اما مصرف و تولید تحت هر دو سناریو بانک مرکزی ابتدا کاهشیافته و سپس شروع به افزایش میکنند؛ بنابراین مشاهده میشود اثر ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و در نتیجه تولید با تأخیر و اندازه کوچک ایجاد میشود و در این حالت اگر بانک مرکزی بر اساس سناریو دوم عمل نماید و با کاهش حجم پول به نوسانات شاخص کل قیمت سهام واکنش نشان دهد موجب تغییرات بیشتر متغیرها خواهد شد. لذا توصیه میشود به دلیل اینکه بانک مرکزی در زمان ، افزایش شاخص کل قیمت سهام اثر سریع و قابلملاحظهای بر مصرف و تولید نشان نمیدهد رونق بازار سهام به منظور ثبات مالی و اقتصادی سعی در کاهش حجم پول (به عنوان ابزار سیاستی) ننماید.

فرمان آرا و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی طی سالهای ۱۹۸۸-۲۰۱۷ برای ایران و منتخبی از کشورهای درحال توسعه پرداختند و با استفاده از روش آماری و اقتصادسنجی داده های تابلویی(Panel data) متغیرهای مدل را برآورد کرده و تاثیر آنها بر روی رشد اقتصادی را بررسی نمودند. نتایج حاکی از آن است که تامین مالی از طریق بازار سرمایه در رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت از لحاظ آماری معنی-دار بوده واثرمثبتی دارد و همچنین درجه توسعه بازار مالی به اثربخشی بیشتر بازار سرمایه در رشد اقتصادی منجر می گردد.

۶. فرضیات تحقیق

- نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در تمامی سطوح، دارای اثر منفی بر نسبت سوددهی شرکتهای پتروشیمی دارد.
- نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در دوره‌های گذشته نیز بر نسبت سوددهی شرکت‌های پتروشیمی تاثیر منفی دارد.

۷. روش تحقیق

این تحقیق از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ شیوه گردآوری داده‌ها توصیفی از نوع پس رویدادی است. همچنین این تحقیق از لحاظ ماهیت داده‌ها، جزء تحقیقات کمی به شمار می‌رود. در این پژوهش از اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی شرکت‌های پتروشیمی فعال در کشور به منظور گردآوری اطلاعات مربوط به شرکت‌ها و سایت بانک مرکزی به منظور گردآوری داده‌های مربوط به متغیرهای کلان مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین از روش کتابخانه‌ای برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه ادبیات و پیشینه تحقیق استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پتروشیمی و قلمرو زمانی آن بازه ۱۳۸۷-۱۳۹۷ بصورت فصلی می‌باشد.

۷.۱. محاسبه شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی

برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در این تحقیق از ۵ متغیر کلان اقتصادی شامل نرخ ارز، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های عمرانی دولت و درآمدهای مالیاتی دولت استفاده شده است. ایجاد یک شاخص

به منظور مشخص نمودن تمامی سیاست‌های پولی و مالی در یک بخش به عنوان شاخص نااطمینانی اثرات محتمل، جهت تعیین نقش کامل نااطمینانی از اهداف این مطالعه است. از این‌رو، از رهیافت ARIMA-GARCH به منظور تشکیل این شاخص برای تک تک متغیرهای مورد نظر استفاده گردید. سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS اثر واریانس‌های تولید شده در مرحله قبل با وقفه‌های متفاوت بر روی ارزش شرکت‌ها به سود قبل از بهره و مالیات (EV/EBIDTA) برآورد گردید.

۷.۲. تعیین ضریب اهمیت هر متغیر

با توجه به میزان تعریفی که هر کدام از واریانسهای حاصل از ARIMA-GARCH از EV/EBIDTA در دوره های متفاوت از خود، می‌توانند ارائه دهند، دوره ی مناسب معادله واریانس را نشان می‌دهند. بنابراین ۵ معادله واریانس با بهترین R^2 برای هرکدام ایجاد می گردد. نسبت R^2 هر معادله به مجموع R^2 ها وزن واریانس مورد نظر در شاخص نااطمینانی را نشان میدهد. پس از تعیین وزن هر متغیر انفرادی، سری زمانی شاخص ترکیبی بر اساس میانگین وزنی متغیرهای انفرادی به دست می‌آید. برای انجام این مرحله با ضرب ضریب هر متغیر در واریانس آن و جمع جبری آنها شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت حاصل می‌شود.

۷.۳. آزمون ریشه واحد و مانایی

بکارگیری روش های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در براورد ضرایب الگو، با استفاده از داده های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا (پایا) باشند. تشخیص وجود روند تصادفی در یک سری زمانی به سادگی از طریق آزمون های ریشه واحد (تعمیم یافته) امکان پذیر است.
آماره مورد نظر برای آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به شکل زیر است:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

در بیشتر موارد فرضیه مانایی با نامانا بودن و ریشه واحد سری (خودرگرسیون بودن سری) آزمون می‌شود. اتخاذ آزمون نوع ریشه واحد (ADF) برای فرضیه مانا بودن منوط به این امر است که فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد بودن سری رد شود.

۷.۴. الگوهای خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMA)

فرایند عمومی ARIMA(p,d,q) را می‌توان به صورت رابطه زیر نوشت:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \ldots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \qquad (2)$$

در فرایند ARIMA(p,d,q) ، p، d و q به ترتیب بیان‌گر تعداد جملات فرایند خود رگرسیون، مرتبه انباشتگی و تعداد جملات فرایند میانگین متحرک هستند. در صورتی که سری زمانی مورد مطالعه مانا باشد d برابر صفر خواهد بود که در نتیجه فرایند ARIMA(p,d.q) تبدیل به فرایند ARMA(p,q) می‌شود. از آنجا که اغلب متغیرهای اقتصادی نامانا هستند، برای این متغیرها d برابر یک است.

برای تخمین الگوی ARIMA یا ARMA از روش باکس - جنکینز استفاده می‌شود که دارای ۴ مرحله است (ابریشمی، ۱۳۹۰).مرحله اول شناسایی است که در این مرحله مقادیر واقعی p ، d و q باید تعیین می‌شوند. در این مرحله از آزمون‌های متعددی بهره گرفته می‌شود. از جمله این آزمون‌های می‌توان به نمودار همبستگی (ACF) یا نمودار همبستگی جزئی (PACF) و آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته اشاره کرد. همچنین در این مرحله از معیارهای آکائیک و شوارتز زیاد استفاده می‌شود. در مرحله دوم بعد از شناسایی شاخص‌های اصلی و تعداد جملات وقفه AR و MA پارامترهای مدل با استفاده از روش حداقل مربعات برآورد می شوند. در این مرحله در بعضی موارد به جای روش حداقل مربعات از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. در مرحله سوم پس از انتخاب مدل ARIMA و تخمین پارامترهای آن، دقت و اعتبار الگو مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. در این مرحله از آزمون‌های تکی و کلی رگرسیون استفاده می شود. مرحله چهارم، پیش‌بینی است. در این مرحله با استفاده از الگوی برآورد شده به پیش‌بینی سری زمانی در داخل نمونه و یا خارج نمونه اقدام می‌شود.

۷.۵. الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو ARCH

انگل[1] (۱۹۸۲) مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) را ارائه نمود. از این مدل برای تعیین تغییرات نااطمینانی در زمان‌های مختلف استفاده می‌شود تا واریانس شرطی را طی تغییرات زمانی بتوان محاسبه نمود.
اگر ε_t نشان دهنده جزء خطا باشد و فرض شود $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ وقتی که $z_t \sim N(0.1)$ با توزیع یکسان و مستقل به صورت دو به دو باشد، آنگاه سری ${\sigma^2}_t$ به صورت زیر تعریف می شود:

$${\sigma^2}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-j}^2 \qquad \alpha_i \geq 0.\ i > 0.\ \alpha_0 > 0 \qquad (3)$$

مدل ARCH(q) را می‌توان با حداقل مربعات تخمین زد. بهترین مدل هترین مدل AR(q) را تخمین زده و سپس مربع جزء اخلال حاصل را روی مقادیر با q وقفه برازش میکنیم.

$${\hat{\varepsilon}^2}_t = \hat{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^{q} \hat{\alpha}_i \hat{\varepsilon}_{t-j}^2 \qquad (4)$$

[1] Engle

که به صورت ARCH(q) نشان داده می‌شود. فرض صفر این است که در صورت عدم وجود ARCH برای تمامی iها، معادله به صورت $\hat{\varepsilon}^2{}_t = \hat{\alpha}_0$. در صورت رد فرض صفر، معادله برآورد شده دارای اثرات واریان ناهمسانی هست و امکان برآورد آن توسط ARCH وجود دارد.

۷.۶. الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون گسترده GARCH

بالرسلو[1] (۱۹۸۶) تعیین واریانس شرطی را با وارد نمودن ارزش‌های وقفه‌دار σ_t در معادله بالا بسط داد. بالرسلو، σ_t را به این صورت ارائه نمود.

$$\sigma^2{}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \sigma_{t-j} \qquad (5)$$

این معادله بصورت GARCH(p,q) نشان داده می‌شود. در صورت رد فرض صفر مبتنی بر عدم وجود اجزاء GARCH در معادله فوق، امکان برآورد معادله با این الگو فراهم می شود.

۷.۷. رگرسیون کوانتایل

توصیف و مقایسه ویژگی‌های توزیعی یک جامعه آماری در مطالعات اقتصاد سنجی خرد بسیار رایج است. ساده ترین و نام آشناترین معیارهای استفاده شده برای توصیف یک توزیع آماری، گشتاور مرکزی میانگین و گشتاور پراکندگی انحراف معیار است. توجه صرف به این دو گشتاور سبب چشمپوشی از دیگر ویژگی های آماری یک توزیع می گردد. زیرا ممکن است دوجامعه آماری از نظر میانگین ها و انحراف معیار یکسان باشند اما شکل فانون توزیع آنها از نظر کشیدگی و چولگی یکسان نباشد.[2]

کوانتیل p ام، یعنی $Q^{(p)}$ یک تابع توزیع انباشته F، حداقل مقدار از مجموعه مقادری y است به طوریکه $F(y) \geq p$ آنگاه تابع $Q^{(p)}$ تاریع کوانتیل توزیع F خوانده می شود. در یک توزیع با چولگی مثبت یا منفی، میانه توزیع می‌تواند معیار مناسب تری از تمایل به مرکز توزیع یک متغیر تصادفی باشد. بنابراین رگرسیون میانه شرطی برای مدلسازی موقعیت تمرکز توزیع y باید مدنظر قرار گیرد. معادله رگرسیون کوانتایل به شکل ذیل مورد استفاده قرار می گیرد:

$$Q^{(p)}(y_i|x_i) = \beta_1^{(p)} + \beta_2^{(p)} x_i + Q^{(p)}\left(\varepsilon_i^{(p)}\right) = 0 \qquad 0 < p < 1 \qquad (5)$$

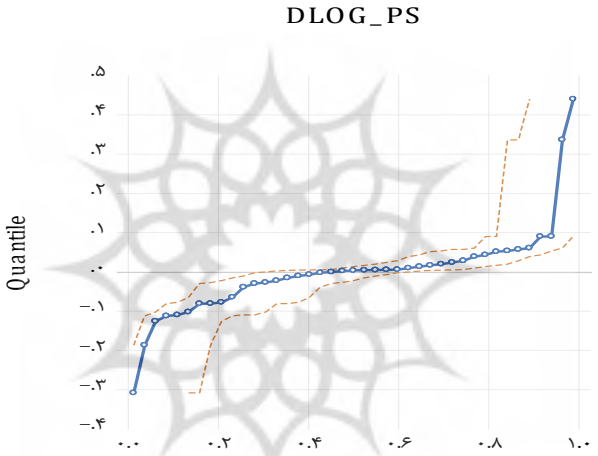
رگرسیون کوانتایل یک روش آماری با قابلیت محاسبه و رسم منحنی های رگرسیونی متفاوت و منطبق با نقاط صدکی مختلف میباشد، که ضمن بیان تصویری کامل تر و جامع تر از داده ها، امکان سنجش ارتباط متغیرهای مستقل با چندک های مورد نظر متغیر وابسته را بدون نیاز به نرمال بودن داده ها و حتی در حضور نقاط دور افتاده

[1] Bollerslev

۲- کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۶)، ارائه رگرسیون کوانتایل

فراهم میکند یعنی این رگرسیون نسبت به داده های دورافتاده نیرومند می باشد. از سوی دیگر برخالف رگرسیون حداقل مربعات که روی میانگین شرطی یعنی پارامتر مکان متمرکز است، رگرسیون چندکی استراتژی منظمی را برای تعیین چگونگی تاثیر متغیرهای مستقل روی مکان و مقیاس و شکل توزیع پیشنهاد می کند. هدف اصلی از بکارگیری رگرسیون چندکی، ارائه مدلی است که امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز داده ها ، بلکه در تمام قسمت های توزیع به ویژه در دنباله های ابتدایی و انتهایی را فراهم کند.

رگرسیون کوانتایل به دلیل توانایی آن در تحلیل تأثیر متغیرها در سطوح مختلف توزیع، به جای تمرکز صرف بر میانگین، انتخاب شده است. این روش به ما امکان می‌دهد تا تأثیر نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی را در دهک‌های مختلف نسبت سود به فروش بررسی کنیم و تصویری دقیق‌تر و جامع‌تر از توزیع داده‌ها ارائه دهیم.



شکل ۱- توزیع کوانتایل تفاضل لگاریتم نسبت سود به فروشی شرکتهای پتروشیمی

منبع : یافته های پژوهشگر

۸. نتایج

برای بررسی مانایی متغیرهای سری زمانی تحقیق از آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون ADF وجود ریشه واحد (عدم مانایی) است.

نتیجه بررسی مانایی تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر نشان می‌دهد متغیرهای تشکیل دهنده شاخص نااطمینانی در سطح ۵ درصد مانا هستند و متغیر ارزش شرکت به سود قبل بهره و مالیات در سطح ۱۰ درصد مانا می باشد.

جدول ۱ – بررسی مانایی متغیرهای مربوط به نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی

متغیر		مقدار آماره متغیر	احتمال رد مانایی	نتیجه
تفاضل لگاریتم طبیعی مخارج جاری دولت	E	-8.031412	0.0000	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی درآمد عمومی دولت	In	-14.18226	0.0000	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی نقدینگی	M	-4.081436	0.0032	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی نرخ دلار	D	-3.226538	0.0270	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی	GDP	-3.245210	0.0259	مانا
ارزش شرکتها به سود قبل بهره و مالیات	EV	-2.690528	0.0861	مانا

منبع: یافته های پژوهشگر

۸.۱. شاخص نااطمینانی سیاست‌های دولت

ساخت این شاخص به اختصار شامل مراحل زیر می‌باشد:

- تخمین بهترین الگوی ARMA مربوط به متغیرهای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به عنوان معادله میانگین مدنظر.
- بررسی وجود واریانس ناهمسانی در پسماند حاصل از الگوی ARMA برآورد شده.
- برآورد معادلهٔ متغیرهای مذکور با استفاده از الگوهای GARCH,ARCH
- تعیین ضریب اهمیت هر متغیر با توجه به اثر بر EV/EBIDTA
- ترکیب نوسان‌های متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص

پیش از انتخاب و تخمین مدل GARCH، باید اطمینان حاصل شود که سری زمانی مورد نظر دارای اثرات ARCH است. برای این منظور، آزمون‌های مختلفی مانند آزمون Lagrange Multiplier (LM) برای اثرات ARCH استفاده می‌شود. در این مطالعه، آزمون LM برای تمامی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گرفته و نتایج نشان‌دهنده وجود اثرات ARCH در سطح معنی‌داری ۵٪ بوده است. پس از تأیید وجود اثرات ARCH، مدل‌های GARCH و زیرمدل‌های آن (مانند GARCH، EGARCH، TGARCH و ...) بر اساس معیارهای اطلاعاتی (AIC، BIC) و برازش مدل‌ها بر داده‌ها انتخاب شدند. در این تحلیل، مدل GARCH(۱,۱) به عنوان مناسب‌ترین مدل برای سری‌های زمانی مورد نظر انتخاب شد.

نتایج برآورد معادلات میانگین و واریانس مربوط به این متغیرها در جدول ذیل آمده است.

جدول ۲ - برآورد الگوهای ناهمسانی

متغیرسیاستی	مدل برآورد شده	نتایج حاصل از برآورد
مخارج جاری دولت	معادله میانگین	$E_t = 0.045973 - 0.809702E_{t-1} + \varepsilon_t$
	معادله واریانس	$GARCH_t = 0.005131 + 0.245123ARCH_{t-1} + 0.948693GARCH_{t-1}$
درآمدهای عمومی	معادله میانگین	$In_t = 0.020365 + 0.902343In_{t-4} + \varepsilon_t$
	معادله واریانس	$GARCH_t = 0.058853ARCH_{t-1} + 0.958853GARCH_{t-1}$
حجم نقدینگی	معادله میانگین	$M_t = 0.057802 + 0.503610MA_{t-1} + \varepsilon_t$
	معادله واریانس	$GARCH_t = 0.000287 + 0.315410ARCH_{t-1}$
تولید ناخالص داخلی	معادله میانگین	$GDP_t = 0.040145 - 0.391148GDP_{t-3} + 0.829760MA_{t-4} + \varepsilon_t$
	معادله واریانس	$GARCH_t = 0.000985 + 0.232220ARCH_{t-1} + 0.946677GARCH_{t-1} + \varepsilon_t$
نرخ ارز	معادله میانگین	$D_t = 0.049834 + 0.399467D_{t-1} + \varepsilon_t$
	معادله واریانس	$GARCH_t = 0.001164 + 0.888370ARCH_{t-1}$

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به این مطلب که ضریب اهمیت اثر نوسان متغیرهای سیاستی دولت بر نسبت ارزش به سود یکسان نمی‌باشد و نمی‌توان در ترکیب واریانس‌ها از وزن‌های یکسان برای متغیرها استفاده کرد، در این مرحله به برآورد ضریب اهمیت هر کدام از این متغیرها پرداخته می‌شود. برای این کار از روش رگرسیون OLS استفاده شده است. پس از انجام هر رگرسیون، ضریب تعیین محاسبه و اوزان مرتبط با هر متغیر انفرادی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$C_j = \frac{R_j^2}{\sum_{j=1}^{5} R_j^2} \qquad (6)$$

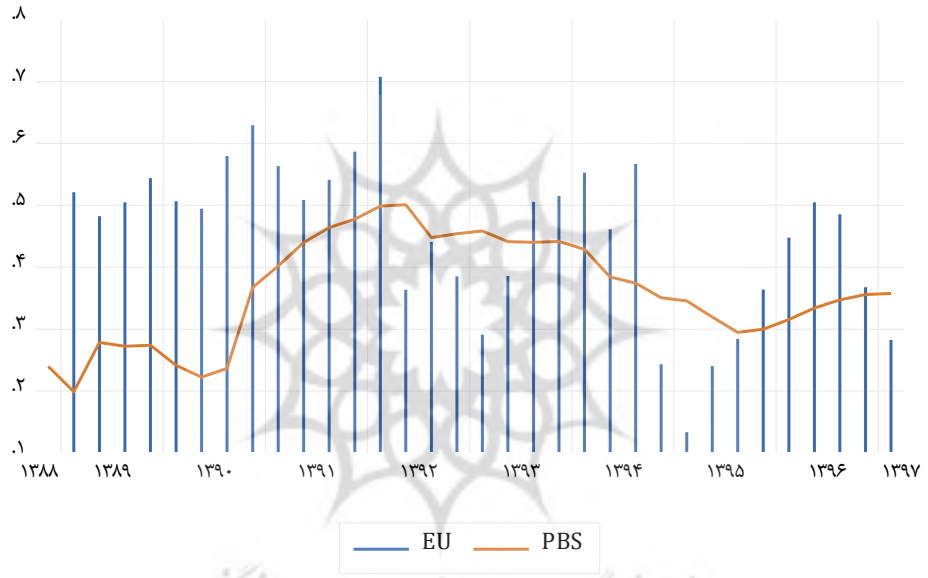
پس از تعیین وزن هر متغیر انفرادی، سری زمانی شاخص ترکیبی بر اساس میانگین وزنی متغیرهای انفرادی به دست می‌آید.

به این صورت که به روش OLS اثر واریانس‌های تولید شده در مرحلهٔ قبل را با وقفه‌های متفاوت بر روی نسبت ارزش به سود برآورد می‌کنیم. سپس با توجه به آماره‌های موجود بهترین معادله را انتخاب می‌کنیم. به همین ترتیب پنج معادله برای واریانس پنج متغیر حاصل می‌شود. نسبت R^2 هر معادله به مجموع R^2ها وزن سری زمانی مربوطه محسوب می‌شود. به زبان ریاضی با استفاده از معادله فوق ضریب اهمیت هر متغیر را محاسبه می‌کنیم. با ضرب ضریب هر متغیر در واریانس آن و جمع جبری آنها شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت حاصل می‌شود.

جدول ۳ - وزن واریانس‌های متغیرهای نااطمینانی

واریانس متغیر	وزن
مخارج جاری دولت	۰.۱۹۳۵۱۰۱۵۲
درآمدهای عمومی	۰.۰۶۵۵۶۷۶۰۷
حجم نقدینگی	۰.۲۱۹۵۹۳۱۷۴
تولید ناخالص داخلی	۰.۳۹۲۳۶۰۵۳۶
نرخ ارز	۰.۱۲۸۹۶۸۵۳۲

منبع: یافته های پژوهشگر



شکل ۲- واکنش نسبت سود به فروش شرکتهای پتروشیمی به تکانه های حاصل از نااطمینانی سیاستهای اقتصادی

منبع : یافته های پژوهشگر

شرح: خطوط آبی رنگ تکانه های ناشی از نااطمینانی حاصل در اقتصاد می‌باشد و منحنی قرمز رنگ بیانگر رفتار نسبت سود به فروش شرکتهای پتروشیمی است.

برآورد حاصل از شاخص نااطمینانی ایجاد شده، نشان دهنده عکس العمل نسبت سود به فروش شرکتها به نااطمینانی ایجاد شده در اقتصاد می‌باشد. به گونه ای که با افزایش این نااطمینانی، نسبت سود به فروش با تأخیر شروع به رشد کرده و سپس روند کاهش به خود می‌گیرد. بیشترین نااطمینانی ایجاد شده در فصل آخر سال ۱۳۹۱ صورت پذیرفته است. تراکم نااطمینانی های ایجاد شده در فصلهای آخر سال ۸۸ تا پایان سال ۹۱ قابل مشاهده است. بعد از این دوره، در فصل چهارم سال ۹۳ و فصل اول سال ۹۴ بیشترین نااطمینانی ایجاد گردیده

است. پس از یک دوره کاهش نااطمینانی، از فصل آخر سال ۹۵ شاخص نااطمینانی شروع به رشد کرده و در اواسط سال ۹۶ به اوج خود رسیده است.

۸.۲. تخمین رگرسیون کوانتایل

برای تأثیر نااطمینانی بر روی نسبت سود به فروش شرکتهای پتروشیمی در تمامی نسبتهای سود به فروش در دسترس، از تفاضل لگاریتم مرتبه اول شاخص نااطمینانی، تفاضل لگاریتم قیمت نفت سبد اوپک، تفاضل لگاریتم مصرف محصولات پتروشیمی در کشور، تفاضل لگاریتم ارزش صادرات پتروشیمی کشور استفاده گردید. تفاضل لگاریتمی متغیرها به منظور تعدیل نوسانات و همگن‌سازی داده‌ها برای تحلیل‌های آماری استفاده شده است. این روش در اقتصادسنجی مالی به منظور بررسی بازدهی بازارها و تحلیل تغییرات نسبی متغیرها کاربرد دارد.

بدین منظور ابتدا مانایی متغیرهای مورد نظر بررسی گردید:

تخمین رگرسیون کوانتایل برای دهکهای متفاوت به شرح جدول ۵ برآورد شد.

جدول ۴ – بررسی مانایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر		مقدار آماره متغیر	احتمال رد مانایی	نتیجه
تفاضل لگاریتم شاخص نااطمینانی	EU	-5.234849	0.0010	مانا
تفاضل لگاریتم قیمت نفت سبد اوپک	Oil	-5.300267	0.0001	مانا
تفاضل لگاریتم مصرف محصولات پتروشیمی	C	-6.062061	0.0000	مانا
تفاضل لگاریتم ارزش صادرات پتروشیمی	Ex	-9.208836	0.0000	مانا
تفاضل لگاریتم نسبت سود به فروش	PS	-1.886866	0.0574	مانا

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۵ – نتایج حاصل از برآورد رگرسیون کوانتایل

دهک		نااطمینانی دوره جاری	نااطمینانی چهار دوره گذشته	قیمت نفت دوره جاری	قیمت نفت چهار دوره گذشته	مصرف دوره جاری	مصرف چهار دوره قبل	صادرات دوره جاری	نسبت سود به فروش دوره گذشته
اول	ضریب	-0.041677	-0.030327	-0.119927	0.29468	0.921358	0.581878	0.11463	0.201763
	احتمال رد	0.0901	0.2473	0.026	0.0001	0.0013	0.0074	0.0445	0.0465
دوم	ضریب	-0.051121	-0.02007	-0.148145	0.284403	0.903197	0.418819	0.08869	0.159279
	احتمال رد	0.042	0.4111	0.0121	0	0.0003	0.0284	0.1087	0.1164
سوم	ضریب	-0.057517	-0.041705	-0.172855	0.229874	1.120839	0.510108	0.03294	0.076164
	احتمال رد	0.0139	0.0923	0.0007	0.0001	0.0001	0.0034	0.4406	0.4243

دهک		نااطمینانی دوره جاری	نااطمینانی چهار دوره گذشته	قیمت نفت دوره جاری	قیمت نفت چهار دوره گذشته	مصرف دوره جاری	مصرف چهار دوره قبل	صادرات دوره جاری	نسبت سود به فروش دوره گذشته
چهارم	ضریب	-0.055225	-0.024365	-0.166776	0.23554	1.08957	0.491089	0.072295	0.108096
	احتمال رد	0.0495	0.3624	0.0168	0.0002	0.0002	0.0219	0.1832	0.3467
پنجم	ضریب	-0.003683	-0.049214	-0.088206	0.167913	0.867666	0.406316	0.092213	0.148437
	احتمال رد	0.898	0.0911	0.2182	0.0034	0.0024	0.0661	0.1651	0.1535
ششم	ضریب	-0.005625	-0.019443	-0.079056	0.129075	0.996338	0.504939	0.136243	0.362516
	احتمال رد	0.8754	0.5504	0.2803	0.0535	0.0052	0.0429	0.071	0.0091
هفتم	ضریب	-0.017941	-0.017806	-0.041988	0.188164	0.846538	0.443284	0.15063	0.418219
	احتمال رد	0.6867	0.6669	0.6758	0.0239	0.0486	0.1261	0.0746	0.0105
هشتم	ضریب	-0.011211	-0.020392	-0.076298	0.167826	1.063717	0.670377	0.144275	0.499922
	احتمال رد	0.874	0.7238	0.6638	0.2075	0.1474	0.1864	0.2519	0.0742
نهم	ضریب	0.015099	-0.054364	-0.085636	0.304516	1.113882	0.333003	0.631763	0.539691
	احتمال رد	0.8385	0.3737	0.5653	0.0145	0.0526	0.3915	0.0003	0.0133
کل	ضریب	-۰.۰۰۳۶۸۳	-۰.۰۴۹۲۱۴	-۰.۰۸۸۲۰۶	۰.۱۶۷۹۱۳	۰.۸۶۷۶۶۶	۰.۴۰۶۳۱۶	۰.۰۹۲۲۱۳	۰.۱۴۸۴۳۷
	احتمال رد	۰.۸۹۷۵	۰.۰۸۹۶	۰.۲۱۶۰	۰.۰۰۳۲	۰.۰۰۲۳	۰.۰۶۴۹	۰.۱۶۳۱	۰.۱۵۱۵

منبع: یافته های پژوهشگر

به منظور بررسی یکسان نبودن انحراف دهکهای متفاوت آزمون کنکر و باست (۱۹۸۲) تسبت برابری انحراف ضرایب بین کوانتایلها انجام شد. نتایج نشان دهنده مقدار آماره ۱۹۵.۰۷۸۳ برای χ^2 با احتمال ۰ درصد جهت رد فرض صفر "یکسانی انحراف ضرایب برآورد شده" می باشد. بنابراین کوانتایلهای شرطی برآورد شده، یکسان نیستند.

جدول ۶ – بررسی برابری انحراف ضرایب

آزمون	مقدار آماره متغیر	احتمال تأیید فرض یکسانی شیب	نتیجه
تست والد	195.0783	0.0000	عدم برابری شیب

منبع: یافته های پژوهشگر

به منظور بررسی تقارن الگوی برآورد شده، آزمون تقارن نوی و پاول (۱۹۸۷) صورت پذیرفت. فرض تقارن با آماره χ^2 معادل ۸.۳۳ با احتمال ۰.۵ مورد تأیید قرار گرفت.

جدول ۷ – بررسی تقارن

آزمون	مقدار آماره متغیر	احتمال تأیید فرض تقارن	نتیجه
تست والد	8.337776	0.5005	برقراری تقارن

منبع: یافته های پژوهشگر

متغیرهای اثر گذار در هر دهک در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد مشخص شده اند. نتایج نشان دهنده اثر معنادار متغیرهای ذیل بر روی نسبت سود به فروش است:

- نااطمینانی دوره جاری در دهکهای اول، دوم، سوم و چهارم دارای اثر معنا دار منفی بین ۴.۱ تا ۵.۷ درصد
- نااطمینانی چهار دوره گذشته در دهکهای سوم و چهارم دارای اثر معنا دار منفی بین ۴.۱ تا ۴.۹ درصد
- تغییرات قیمت نفت در دوره جاری در دهکهای اول، دوم، سوم و چهارم دارای اثر معنادار منفی بین ۱۱.۹ تا ۱۷.۲ درصد
- تغییرات قیمت نفت چهار دوره گذشته در تمامی دهکها به جز دهک هشتم دارای اثر معنادار مثبت بین ۱۲.۹ تا ۳۰.۴ درصد
- تغییرات مصرف دوره جاری در تمامی دهکها به جز دهک هشتم دارای اثر معنادار مثبت بین ۸۴.۶ تا ۱۱۲ درصد
- تغییرات مصرف چهار دوره قبل در دهکهای اول، دوم، سوم، چهارم، پنجم و ششم دارای اثر معنادار مثبت بین ۴۰.۶ تا ۵۸.۱ درصد
- تغییرات صادرات دوره جاری در دهک اول، ششم، هفتم و نهم دارای اثر معنادار مثبت بین ۱۱.۴ تا ۶۳.۱ درصد
- تغییرات نسبت سود به فروش دوره گذشته در دهکهای اول، ششم، هفتم، هشتم و نهم دارای اثر معنادار مثبت بین ۲۰.۱ تا ۵۳.۹ درصد
- تخمین رگرسیون کوانتایل برای دهک‌های متفاوت نشان داد که نااطمینانی اگر در دوره جاری ایجاد شود، تنها چهار دهک اول از نسبت سود به فروش را حداکثر ۵.۷ درصد کاهش می‌دهد و نااطمینانی مانده از ۴ دوره قبل (سال قبل) مجدد باعث کاهش حداکثری ۴.۹ درصدی در نسبت سود به فروش می‌شود.

۹. نتیجه گیری و پیشنهادات

ریسک و نااطمینانی از شاخص‌های اصلی تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری است. در دنیای واقعی، اقتصاد پر از نااطمینانی عوامل اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری منجر می‌شود و رفتار سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یکی از موضوعات مهم این است که افراد، به هنگام سرمایه گذاری، چگونه منابع را بین داراییهای مختلف تخصیص دهند. این موضوع برای سهامداران شرکتهای پتروشیمی به دلیل متأثر شدن نسیت سوددهی شرکت بر اساس سیاستهای نامتقارن ممکن است تحت شعاع قرار گیرد حائز

اهمیت زیادی است. از اینرو، در این مطالعه، سطوح نسبت سوددهی با توجه به متد رگرسیون کوانتایل مورد بررسی قرار گرفت و نتایج حاصل از اثرگذاری نااطمینانی سیاستهای اقتصادی در دهکهای پایین این نسبت تا حداکثر ۵.۷ درصد بود. با توجه به شاخص نااطمینانی به دست آمده از متغیرهای درآمدهای عمومی، هزینه های جاری، نرخ ارز، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی، در تمامی دوران مورد مطالعه این نااطمینانی وجود داشته است. بیشترین نااطمینانی ایجاد شده در فصل آخر سال ۱۳۹۱ صورت پذیرفته است. تراکم نااطمینانی های ایجاد شده در فصلهای آخر سال ۸۸ تا پایان سال ۹۱ قابل مشاهده است. بعد از این دوره، در فصل چهارم سال ۹۳ و فصل اول سال ۹۴ بیشترین نااطمینانی ایجاد گردیده است. پس از یک دوره کاهش نااطمینانی، از فصل آخر سال ۹۵ شاخص نااطمینانی شروع به رشد کرده و در اواسط سال ۹۶ به اوج خود رسیده است. لذا در صورتی که شرایط نااطمینانی مانند گذشته ادامه پیدا کند، شرکتها بایستی نسبت به پوشش کاهش ۵.۷ درصدی در نسبت سوددهی خود از طریق مدیریت هزینه های سرمایه گذاری برای بهبود زیرساختهای مدنظر جهت ثبات و رشد تولید و فروش خود نمایند. این امر منجر به کاهش هزینه های استهلاک و تعمیر در آینده خواهد شد و قطعا هزینه های سربار شرکتها را در دوران آتی کاهش خواهد داد. در این صورت، هزینه های سربار با توجه به نااطمینانی سیاستهای اقتصادی زیاد متأثر نخواهند شد و قطعا نسبت کاهش ۵.۷ درصدی به عدد کوچکتری تنزل پیدا خواهد نمود.

۱۰. فهرست منابع

ادیب پور، مهدی (۱۳۹۶)، سنجش تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، پژوهشنامه اقتصاد کلان، سال یازدهم، شماره ۲۲، ص ۱۰۵-۱۳۱.

تـنانی، محسن، محب خواه، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین استراتژی کسب و کار با کیفیت سود و بازده سهام در شرکت هـای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش های تجربی حـسابداری، دوره ۴، شـماره ۱، ص . ۱۲۷-۱۰۵.

حیدری، حسن، بشیری، (۱۳۹۱)، بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل GARCH-VAR ،فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره نهم،ص ۳۱ -۷۶.

عـباسی نژاد حسین ، محمدی، ابراهیمی،(۱۳۹۶)، پویاییهای رابطهٔ متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام، نشریه مدیریت دارایی و تامین مـالی، دوره ۵، شـماره ۱، ص . ۸۲-۶۱.

عباسیان، عزت اله ، مرادپور اولادی، عباسیون، (۱۳۸۷)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کـل بـورس اوراق بـهادار تهران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران ، شماره ۱۵، ص . ۱۲۶-۱۲۰.

شاکری، عباس، بهرامی، طاهرپور، طالبلو، درخشان، (۱۳۹۸)، شبکه های اجتماعی، رفتار تودهای و نوسان نرخ ارز؛ یک شبیه سازی، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۴۷، تابستان ۱۳۹۸، صفحه ۸۵ تا ۱۱۱.

نجارزاده، رضا، آقایی، رضایی پورف (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر نـوسانات شوک های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهـیافت خود رگرسیون برداری، فـصلنامه پژوهـشهای اقتصادی، دوره ۹، شماره ۱، ص . ۱۷۵-۱۴۷.

پاشایی فام، رامین (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در ایران، فصلنامه پژوهش ها و سیاستهای اقتصادی ، شماره ۵۰، ص . ۹۳-۱۱۳.

امام وردی، قدرت‌اله، جعفری، (۱۳۹۸)، اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه یافته و ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۴۷، تابستان ۱۳۹۸، صفحه ۶۳ تا ۸۴.

فرما آرا، و.حید، کمیجانی، فرزین وش، غفاری ، (۱۳۹۸)، نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه)، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۴۷، تابستان ۱۳۹۸، صفحه ۱۹ تا ۳۷.

سجادی، سید حسین، فرازمند، صوفی، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه متغیرهای کـلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش های حسابداری ، شماره ۳۰ ، ص . ۶-۴.

ترابی، تقی، هومن تقی، (۱۳۹۰)، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی مـدلسازی اقـتصادی ، شماره ۷، ص . ۱۴۴-۱۲۱.

ابونوری، اسمعیل ، طهرانچیان، حمزه، (۱۳۹۱)، رابطه بلندمدت بین بی ثباتی نرخ موثر واقعی ارز و شاخص بازدهی صنعت در بازار سهام تهران (رهیافت گارچ چند متغیره)، فصلنامه علمی پژوهشی مـدلسازی اقـتصادی ، دوره ۶، شماره ۱۸، ص . ۱۹-۱.

زاهدی تهرانی، پریوش، صادقی شریف، (۱۳۹۱)، تبیین و تحلیل رابطه ی علی موجود بین عوامل کلان اقتصادی با شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار، چشم انداز مدیریت مالی ، دوره ۱۳، شماره ۵، ص . ۸۹-۶۵.

حلافی، حـمیدرضا ، سـعیدی (۱۳۹۱)، بررسی واکنشهای متقابل نااطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)، دوره ۹، شماره ۱، ص . ۳۷-۵۳.

حیدری، حسن، بشیری (۱۳۹۱)، بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شـاخص قـیمت سـهام در بورس اوراق بهادار تهران : مشاهداتی بـر پایه مـدل VAR-GARCH، تـحقیقات مدل سازی اقتصادی ، دوره ۳، شماره ۹، ص . ۹۲-۷۱.

کریم زاده، سعید، شریفی، قاسمیان، (۱۳۹۲)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بانک ها، مـجله اقـتصادی ، شـماره ۱۱، ص . ۶۵-۹۰.

احمدپور، احمد، سپهردوست، صالح پور (۱۳۹۲)، رابطه رشـد اقـتصادی و سود حسابداری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، دوره ۴، شماره ۲۲، ص . ۱۱۹-۱۰۳.

سمنانی، محمدعلی، شجاعی (۱۳۹۳)، بـررسی اثـر نـوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، فـصلنامه اقتصاد مالی ، دوره ۸، شماره ۲۹، ص . ۱۱۴-۸۹.

نمازی، محمد، حاجیها، چناری بوکت (۱۳۹۶)، تأثیر ساختار سررسید بدهی بر مدیریت سود مـبتنی بـر اقـلام تعهدی، فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۹، شماره ۳۴، ص . ۳۰-۱.

خواجوی، شکراله ، قـیومی فـعال، (۱۳۹۵)، بررسی رابطهٔ نسبت های حسابداری و چولگی بازده به منظور تبیین ناهنجاری سهام رشدی و ارزشی، فـصلنامه بـررسی هـای حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۳، شماره ۴، ص . ۴۸۲-۴۶۱.

حکیمی پور، نادر (۱۳۹۵)، بررسی عوامل موثر بر ضریب واکنش سـود: مـطالعه مـوردی بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۰، شماره ۳۷، ص . ۱۲۶-۱۱۱.

طاهری، ناصر، صادقی،(۱۳۹۶)، رابطه بـین سـاختار سـرمایه و عملکرد مالی با تاکید بر ادوار تجاری : تحلیلی از شرکت های سهام محور و بدهی محور، فـصلنامه عـلمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی، دوره ۱۱، شماره ۳۸، ص . ۱۵۶-۱۳۷.

Anderson, E.W., Ghysels, E., Juergens, J.L., 2009. The impact of risk and uncertainty on expected returns. J. Financ. Econ. 94 (2), 233–263.

Arouri, M., Estay, Ch., Rault, Ch., Roubaud, D., (2016). Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US, Finance Research Letters, vol. 18, issue C, 136-141.

Bekiros, S., Gupta, R., Kyei, C., 2016. On economic uncertainty, stock market predictability and nonlinear spillover effects. North Am. J. Econ. Finance 36, 184–191.

Bloom, N., 2009. The impact of uncertainty shocks. Econometrica 77 (3), 623–685.

Bloom, N., Bond, S., Van Reenen, J., 2007. Uncertainty and investment dynamics. Rev. Econ. Stud. 74 (2), 391–415.

Brogaard, J., Detzel, A., 2015. The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. Manag. Sci. 61 (1), 3–18.

Chang, C.L., McAleer, M., Tansuchat, R., 2013. Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns. North Am. J. Econ. Finance 25, 116–138.

Dakhlaoui, I., Aloui, C., (2016). The interactive relationship between the US economic policy uncertainty and BRIC stock markets. Int. Econ. 146, 141–157.

Fama, E.F., 1990. Stock returns, expected returns, and real activity. J. Financ. 45 (4), 1089–1108.

Fischer, Stanley (1993), The Role of Macroeconomic Factors in Growth, Journal of Monetary Economics, Vol. 32, pp. 485-512

Gulen, H., Ion, M., 2016. Policy uncertainty and corporate investment. Rev. Financ. Stud. 29 (3), 523–564.

Kang, W., Ratti, R.A., (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. J. Int. Financ. Mark. Inst. Money 26, 305–318.

Pástor, Ľ., Veronesi, P., 2013. Political uncertainty and risk premia. J. Financ. Econ. 110 (3), 520–545.

You, Wanhai., Guo, Yawei., Zhu, Huiming., & Tang, Yong., (2017), Oil price shocks, economic policy uncertainty and industry stock returns in China: Asymmetric effects with quantile regression, Energy Economics 68, pp. 1–18.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Financial Economics
Vol. (18) Issue (68) Autumn 2024

Abstract

The Impact of Economic Policy Uncertainty on Petrochemical Companies Profitability Ratio

Hamidreza Arbab[1]
Hamid Amadeh[2]
Amin Amini[3]

Receive: 30 /June /2024 Acceptance: 08/ September/2024

Abstract

Uncertainty refers to volatile economic policies resulting from any changes in government economic policies. This study examines the factors creating economic instability that lead to fluctuations in the profitability ratios of petrochemical companies. The time series data for variables such as market dollar rates, public revenues, government expenditures, and liquidity have been used seasonally as policy variables during the years 2008-2018. Information on the profitability ratio of petrochemical companies, as the dependent variable, was extracted from the companies' profit and loss statements on a seasonal basis.

The ARIMA-GARCH model was used to create an index representing economic policy uncertainty. This estimated uncertainty index, along with other factors affecting profitability, including changes in the OPEC basket price, petrochemical product exports, and domestic petrochemical product consumption, was analyzed using quantile regression on the profitability ratios of companies.

The results indicated that current uncertainty would reduce the profit-to-sales ratio of the first four deciles by up to 5.7%, and residual uncertainty from four previous periods (the previous year) would reduce the ratio by up to 4.9%. The impact of current uncertainty is not uniform across all deciles; hence, companies in the first four deciles are adversely affected by uncertainty, whereas companies in higher deciles do not experience significant impacts from uncertainty. For these companies, changes in oil prices, consumption, and exports have a more substantial impact.

Key Words: Economic policy uncertainty, profitability ratio, petrochemical companies.
JEL Classification: G17, C15, C22

[1] Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (Corresponding author) hamidrezaarbab@gmail.com
[2] Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran amadeh@gmail.com
[3] Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.ameeni.amin@gmail.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی