فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۳ / شماره ۱ (پیاپی ۴۹) / بهار ۱۴۰۳
صفحه ۰۱ تا ۲۶

نقش متغیرهای کلان اقتصادی در نااطمینانی بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد استفاده از فیلترینگ ریسک، شبیه‌سازی MCMC و رهیافت ARDL

امیر سرآبادانی
دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
علی باغانی
دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
ali.baghani.58@gmail.com
محسن حمیدیان
دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
قدرت الله امام وردی
دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
نوروز نوراله زاده
دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۰/۲۷

چکیده

هدف این مطالعه برآورد معیار جدیدی از نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران و بررسی نقش متغیرهای کلان اقتصادی روی این نااطمینانی می‌باشد. در این مطالعه، ابتدا از طریق فیلترینگ ریسک، با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم یافته (GDFM)، جزء ویژه ۲۵ سری زمانی از شاخص‌های اصلی بورس تهران در بازه ۱۰ ساله را شناسایی نمودیم. در ادامه نوسانات شرطی جزء ویژه باقیمانده سریهای زمانی تحت مطالعه را از طریق مدل تلاطم تصادفی (SV) برآورد کرده و با استفاده از میانگین‌گیری نوسانات شرطی شبیه سازی شده توسط رویکرد زنجیره مارکوف-مونت کارلو (MCMC) به یک نااطمینانی کل برای بورس اوراق بهادار تهران رسیدیم. نتایج استفاده از الگوی ARDL نشان داد نااطمینانی بورس تهران به متغیرهای مستقل پژوهش شامل نرخ تورم، نرخ سود واقعی بانک‌ها، نرخ ارز آزاد، حجم نقدینگی، درآمد مالیاتی و قیمت نفت واکنش نشان می‌دهد، اما بین نرخ بیکاری و نااطمینانی بورس رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: مدل عاملی پویای تعمیم یافته(GDFM)[1]، نااطمینانی[2]، زنجیره مارکوف-مونت کارلو(MCMC)[3]، فیلترینگ ریسک[4]، الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی(ARDL)[5]

1 Generalised Dynamic Factor Model (GDFM)
2 uncertainty
3 Markov chain Monte Carlo (MCMC)
4 Risk filtering
5 autoregressive distributed lag (ARDL)

۱- مقدمه

بازار سرمایه به مثابه بخشی از بازارهای مالی نقش مهمی در اقتصاد بازار مدرن ایفا می‌کند(علیقی و حسینی، ۱۳۹۶). یکی از مشکلات اصلی اقتصاد کشورهای درحال‌توسعه ، توسعه‌نیافتگی بخش مالی آن است. با توجه به این موضوع که بورسهای اوراق بهادار، نقش بسیار مهمی را در فرایند رشد و توسعه اقتصادی به‌واسطه تسهیل و انتقال وجوه از پس‌انداز کنندگان[1] به سرمایه‌گذاران[2]، بازی می‌کنند، نااطمینانی مالی بازارهای اوراق بهادار می‌تواند فعالیت صحیح سیستم‌های مالی را تخریب نموده و به‌صورت نامناسبی بر عملکرد اقتصادی اثر گذارد. نااطمینانی مالی بالاتر از یک آستانه مشخص، ریسک ضرر سرمایه‌گذاران را افزایش داده و موجب نگرانی سرمایه‌گذاران خصوصی و نهادهای سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی و اقتصاد کشورها می‌شود(ژانگ[3]، ۲۰۰۶). با توجه به قرارگیری ایران در محیط اقتصادی به‌شدت ناپایدار و تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از این شرایط، لزوم انجام پژوهشی که با توجه به نظریه‌های جدید نااطمینانی مالی را موردسنجش قرار دهد آشکار می‌سازد. توجه به نااطمینانی مالی و نحوه محاسبات کمی آن یکی از بحث‌های موردتوجه در بین پژوهشگران حوزه سرمایه‌گذاری بوده است. در چندین مطالعه اخیر تلاش شده است تا تصمیم‌گیری در شرایط نااطمینانی مالی توضیح داده شود، گرچه جهت‌گیری بیشتر به سمت کنوانسیون‌های اجتماعی است تا توسعه محاسبات عقلانی(نلسون و کانزاستاین، ۲۰۱۴).[4]

مطالعه حاضر هم از جهت روش و الگوی بکار رفته دارای نوآوری بوده، به طوری که در ساختن معیار نااطمینانی سریهای زمانی، تنها آن بخش از نوسانات که غیرقابل مشاهده هستند لحاظ شده است. یعنی بین نااطمینانی در سری زمانی تکی و واریانس شرطی آن تمایز داده شده است، هم از طرفی نیز به منظور ساختن معیار نااطمینانی سریهای زمانی، به جای استفاده از الگوهای معمول طبقه GARCH از الگوی نوسان تصادفی برای خطاهای پیش‌بینی در سریهای زمانی و خطاهای پیش‌بینی مشابه در عاملها، استفاده شده است. همچنین در این مطالعه شاخص نااطمینانی بورس به صورت معیاری از تغییر مشترک در نااطمینانی پیرامون تعداد قابل توجهی سری‌زمانی تعریف شده است. ما در این مطالعه به دنبال آن هستیم تا با توسعه محاسبات منطقی، با استفاده از فیلترینگ ریسک با رویکرد استفاده از مدل عاملی تعمیم یافته (GDFM) و برآورد نوسانات شرطی جزء غیر عادی سریهای زمانی تحت مطالعه از طریق مدل تلاطم تصادفی با رهیافت استفاده از شبیه سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) ، نااطمینانی کل بازار سهام را موردسنجش قرار داده و ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی را با نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی(ARDL) مورد آزمون قرار می‌دهیم.

1 Savers
2 Investors
3 (Pang and Zhang, 2006, 107)
4 (Nelson & Constance, 2014, 364)

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

اصلی ترین دغدغه اقتصاد دانان، دانشمندان و سرمایه گذاران در طول زمان، ریسک و به دنبال آن نااطمینانی مالی بوده است(چریستو و همکاران، ۲۰۱۹). فرانک نایت[1] جزء اولین کسانی بود بین ریسک و نااطمینانی مالی در اقتصاد تمایز قائل شد(نایت، ۱۹۲۱) نایت بیان کرد، نااطمینانی مالی و ریسک با هم یک تفاوت اساسی دارند به طوری که نااطمینانی مالی در فضای تصادفی قابل محاسبه و برآورد است و حال‌آنکه ریسک در فضای احتمالی وجود دارد و برای رخداد آن احتمالی مخالف صفر را می‌توان در نظر گرفت(چولیا و همکاران ، ۲۰۱۷).

در کل محاسبه نااطمینانی مالی و ریسک، از زمان تولد علم مدرن ذهن اقتصاددانان را درگیر کرده است. برنشتاین[2] (۱۹۹۶) از این هم فراتر رفته و اعلام می‌کند که تلاشها برای برآورد ریسک و نااطمینانی مالی، شروعی برای تمایز علم مدرن با علوم ما قبل آن است(دان کاولتی، ۲۰۲۰).

امروزه، تمایز بین ریسک و نااطمینانی مالی موضوع جالب‌توجه در دانشگاه‌هاست. نااطمینانی، یکی از مهم‌ترین مباحث علم اقتصاد است که می‌تواند، ناشی از مواردی همچون، عدم اطمینان نسبت به سیاست‌های دولتها، نسبت به نرخ تورم، نسبت به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نسب به درآمد مالیاتی، نسبت به نرخ بهره و نسبت به نرخ ارز باشد (جعفری صمیمی و اعظمی، ۱۳۹۱).

از سویی دیگر این موضوع اهمیت ویژه‌ای دارد که مطالعه نااطمینانی، به مسئله سرمایه‌گذاری در سهام شرکتها محدود نمی‌گردد(سالتزمن و یانگ، ۲۰۱۸). به‌عنوان مثال، رومر (۱۹۹۰) بیان میکند در دوره‌ای که نااطمینانی مالی افزایش پیدا میکند، افراد خریدهای خود را حتی در صورت نیاز به تأخیر می‌اندازند. رامی و رامی (۱۹۹۵) و آگیون و همکارانش (۲۰۱۰) رابطه منفی بین نوسانات و رشد اقتصادی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. اثرات نااطمینانی مالی بر روی قیمت‌های سهام و دیگر متغیرهای اقتصادی نیز مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته‌اند. برای نمونه براساس مدل مارکوئیتز تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر تقاضا در بازار سرمایه تاثیر گذاشته و متعاقباً باعث ایجاد نوسانات و نااطمینانی در بازار سهام می‌شود(ننجی، ۲۰۲۰). نتایج پژوهش تورانی و همکاران (۲۰۰۸) حاکی از وجود رابطهٔ مثبت بین قیمت سهام و حجم نقدینگی، تولیدات صنعتی و رابطهٔ منفی بین نااطمینانی بازار سهام و نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهرهٔ کوتاه مدت و بلندمدت است.

مطالعات ارتباط بین نرخ بهره اسمی و واقعی را با نااطمینانی بازارهای سرمایه را تائید می‌کند. بازارهای سرمایه در همه جای دنیا به صورت درهم تنیده‌ای به هم پیوسته اند و گاه با کمترین کنش در یک بازار در بازار دیگر واکنش محسوسی نمایان می‌شود؛ بدون تردید رابطه بازار بورس ایران با سود سپرده‌های بانکی و همچنین اوراق مشارکت می‌تواند یکی از با اهمیت‌ترین مولفه‌های قابل بررسی در نظام بازار سرمایه باشد. نرخ بهره در واقع به عنوان جبران هزینه‌های تورم در یک اقتصاد به شمار می‌آید. از این رو سرمایه گذاران باید به تفاوت نرخ بهره اسمی و واقعی توجه کنند. طبق نظریه «فیشر»، نرخ بهره واقعی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم به دست می‌آید(آندریس، کپرول و تیواری[3]، ۲۰۱۷).

1 Frank Knight
2 (Bernstein, 1998)
3 (Andrieș, Căpraru, Ihnatov, & Tiwari, 2017)

مدت‌هاست پژوهشگران اقتصادی به دنبال یافتن رابطه بین تورم و نااطمینانی بازار سهام هستند اما تاکنون نتوانسته‌اند به یک جمع‌بندی نهایی در این زمینه دست پیدا کنند. درواقع مطالعات در کشورهای مختلف نشان می‌دهد به علت وجود ساختار اقتصادی متفاوت، این ارتباط از کشوری به کشور دیگر تغییر می‌کند. شاید به همین علت است که برخی تحلیل‌گران این رابطه را منفی، برخی مثبت و برخی فاقد ارتباط معنی‌دار دانسته‌اند(راگوتلا، سمپاس و ویدیول[1]، ۲۰۲۰).

در خصوص ارتباط نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی بازارسرمایه، اکثر مطالعات نشان داده است، یکی از عوامل مهم در فرآیند سرمایه‌گذاری، نرخ ارز و نوسان‌های مربوط به آن است به طــوری کــه ثبات نرخ ارز می‌تواند با افزایش اطمینان محیط اقتصادی ، امنیــت سرمایه‌گذاری در یک کشور را بهبود بخشیده و نااطمینانی سرمایه‌گذاری را در بازارهای مالی کاهش دهد (سینگال ، چوداری و بیسوال[2]، ۲۰۱۹).

مطالعاتی نیز تاثیر درآمد مالیاتی را بر نااطمینانی اقتصادی و مالی مد نظر قرار داده‌اندرآمدهای مالیاتی، معمول‌ترین و مهم‌ترین منابع تأمین بودجه دولت می‌باشد. به عبارت دیگر، نقش درآمد مالیاتی به عنوان مؤثرترین ابزار سیاست مالی در بودجه دولت حائز اهمیت است. بنابراین با توجه به نقش اساسی درآمدهای مالیاتی در وضعیت اقتصادی دولت‌ها و به تبع آن وضعیت اقتصادی جامعه و بازارهای مالی، نقش درآمد مالیاتی در تصمیم گیری سرمایه‌گذاران در این بازارها را بیش از پیش نمایان می‌کند(امید پور و پژویان، ۱۳۹۶). یکی از عوامل موثر بر بازارهای مالی و تاثیر آن بر نااطمینانی بازار سهام، سیاست مــالی اســت کــه بــه طــور عمــده بــا ابــزار مالیات در این زمینــه نقــش آفرینــی مــی‌کننــد (ترا و هادسون[3]، ۲۰۰۴).

در بررسی ارتباط سایر متغیرهای کلان اقتصادی با نااطمینانی قیمت سهام، در مطالعه‌ای چن (۲۰۱۰) نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی دیگری همچون تغییرات قیمت نفت هیچ‌گونه اثری بر قیمت دارایی‌ها ندارد. جونز و کول(۱۹۹۶) رابطه منفی پایدار مابین تغییرات قیمت نفت و نااطمینانی در بورس را گزارش داده‌اند(سیو و وانگ، ۲۰۱۳). در دوران تلاطم بازار نفت، همبستگیهای نامتقارن در بازدهی اکثر بازارهای سهام حوزه خلیج فارس مشاهده میشود(کریمی و همکاران، ۱۳۹۸). در این جریان، بانسال و یارون (۲۰۰۴) مطالعه‌ای را ارائه می کنندکه در آن بازارها از نااطمینانی مالی متنفر بوده زیرا این امر باعث به تاخیر افتادن چشم اندازهای مثبت سهام در بازار خواهد شد. در همین راستا، بکارت و همکارانش (۲۰۰۹) دریافتند که نااطمینانی مالی نقش مهمی در مدت پویایی‌های ساختاری ایفا می‌کند و اینکه نیروی اصلی در ورای نوسانات ضد چرخه‌ای بازده‌های دارایی می‌باشد(چولیا و همکاران، ۲۰۱۷).

از طرفی چولیا و همکاران (۲۰۱۷) بیان می‌کنند، نااطمینانی مالی در مورد بحران‌ها اثر نسبتاً اندکی بر تغییرات سیاسی دارد، در حالی که در مطالعات دیگر فقط به نقش نااطمینانی مالی در مکانیسم‌های تغییرات سیاست پولی

1 (Raghutla, Sampath, & Vadivel, 2020)
2 (Singhal, Choudhary, & Biswal, 2019)
3 (Teera & Hudson, 2004)

اشاره شده است. ویلیامز[1] (۲۰۱۳) هم‌راستا با برینارد[2] (۱۹۶۷) این استدلال را پیش می‌برند که زمانی که نااطمینانی مالی شناسایی می‌شود، برخی متعادل‌سازی‌ها در سیاست پولی و اقتصادی ممکن است باعث بهینه‌سازی به نحو مطلوب گردد. فندقلو[3] (۲۰۱۴) واکنش غیرقابل‌اغماض را نسبت به شوک‌های نااطمینانی مالی در تباین مشخص‌شده (اگرچه تحت مفهوم متفاوتی از نااطمینانی) توصیه می‌کند. چولیا و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به‌اندازه گیری نااطمینانی مالی بازار سهام در آمریکا پرداختند. آن‌ها یک شاخص روزانه نااطمینانی مالی بازار سهام بازمان متغیر را پیشنهاد کردند. نتایج نشان دادند که این شاخص پس از اولین بار حذف تغییرات رایج در سریهای زمانی مورد مطالعه ایجاد می‌شود که بر تفاوت بین ریسک (تغییرات مورد انتظار)[4] و نااطمینانی مالی (تغییرات غیرمنتظره) تأکید می‌کند(چولیا و همکاران، ۲۰۱۷).

حمود و مکالیر (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان «پیشرفت در مدیریت ریسک مالی و نااطمینانی مالی سیاست اقتصادی: بررسی اجمالی » به بررسی این موضوع خاص در مورد پیشرفت در مدیریت ریسک مالی و نااطمینانی مالی سیاست اقتصادی پرداختند. هدف آن‌ها از این بررسی این بود که برخی از بخش‌های پژوهش که در آن روش‌های اقتصادسنجی جدید، اقتصادسنجی مالی و امور مالی تجربی که به‌طور قابل‌توجهی به تجزیه‌وتحلیل مدیریت ریسک مالی کمک کرده‌اند درزمانی که نااطمینانی مالی اقتصادی وجود دارد نیز موردتوجه قرار گیرد(حمود و مکالیر، ۲۰۱۵).[5]

چاو و همکاران (۲۰۱۴)، در مقاله‌ای تأثیر نااطمینانی مالی سیاسی (ناشی از قیام‌های مدنی در جهان عرب یعنی «بهار عربی») بر نوسانات بازار سهام عمده منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا را موردبررسی قراردادند. نتایج به لحاظ مدل‌سازی دقیق و مطابق با مفهوم نااطمینانی مالی سیاسی، ناشی از نوسانات مالی بود(چاو و همکاران، ۲۰۱۴).[6]

مرفوع و عدل زاده (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای عدم اطمینان اطلاعاتی و واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران را موردبررسی قراردادند. در این مطالعه برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعاتی از سه معیار نوسان بازده شرکت، پراکندگی پیش‌بینی سود شرکت و خطای پیش‌بینی سود شرکت استفاده نمودند. مشاهده میگردد تمامی این معیارها برای محاسبه ریسک استفاده میگردد و به معنی واقعی برای محاسبه نااطمینانی مالی مناسب نمی‌باشد(مرفوع و عدل زاده، ۱۳۹۴).

مشکی میاوقی و اشرفی (۱۳۹۳) در پژوهشی تحت عنوان «تأثیر سطح عدم اطمینان بر واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد در طول چرخه‌های تجاری» پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که در دوره رونق تجاری، عدم اطمینان بالا یا پایین در میزان واکنش قیمت سهام به اخبار بد مؤثر نبوده و فاقد هرگونه محتوای اطلاعاتی است. در این پژوهش برای محاسبه عدم اطمینان از انحراف معیار بازده بورس محاسبه‌شده است که طبق روش‌های جدید روش مناسبی جهت محاسبه عدم اطمیان و نااطمینانی مالی نمی‌باشد(مشکی میاوقی و اشرفی، ۱۳۹۳).

1 (Williams, 2013)
2 (Brinard, 1967)
3 (Fandoglu, 2014)
4 Expected changes
5 (Hammoudeh & McAleer, 2015, 1)
6 (Chau et al., 2014, 1-2)

همچنان که در تحقیق چولیا و همکاران (۲۰۱۷) اشاره می‌گردد در حوزه محاسبه نااطمینانی مالی کارهایی کمی بسیار اندکی صورت گرفته و در عین حال در همین کارهای اندک هم به درستی به مباحث کمی نااطمینانی مالی پرداخته نشده است. این امر در کشو ایران نیز به مراتب مشهودتر است. از آنجا که سرمایه‌گذاری در ایران، تابعی از عدم اطمینان کامل و به نوعی نااطمینانی مالی به شاخصهای مهم بورس اوراق بهادار و شاخص صنایع در این بورس می‌باشند، لذا در این فعالیت پژوهشی سعی شده است تا نااطمینانی مالی در بورس اوراق و بهادار تهران از طریق فیلترینگ یک طرفه و دو طرفه ریسک با رویکرد مدل‌های عاملی پویای تعمیم یافته با استفاده از شبیه سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو برآورد گردیده و در ادامه با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL) ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و نااطمینانی برآورد شده را مورد آزمون قرار می‌دهیم.

۳- روش شناسی تحقیق

پژوهش حاضر از نظر هدف پژوهشی کاربردی بوده، در زمره تحقیقات کمی در حوزه بورس اوراق بهادار تهران و جزء تحقیقات توصیفی مدیریت ریسک و سرمایه گذاری به شمار می‌آید. به علاوه با توجه به اینکه از اطلاعات گذشته در آزمون فرضیه استفاده شده است، از نظر بعد زمانی گذشته‌نگر و در گروه تحقیقات شبه آزمایشی طبقه‌بندی می‌گردد. در این پژوهش از بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار، شاخص ۵۰ شرکت فعالتر و ۲۳ شاخص از صنایع که داده های آنها طی ۱۰ سال مورد مطالعه در دسترس بودند، به عنوان نماینده بازار سرمایه و شرایط اقتصادی کشور، مدنظر و مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور تعین نمونه و دادههای مورد نیاز مدلهای این پژوهش از روش نمونه گیری برش مقطعی طولی استفاده شده است. داده های مورد استفاده در این پژوهش، بازده روزانه ۲۵ شاخص مهم بورس اوراق بهادار تهران مربوط به دوره دی ماه ۱۳۸۷ تا منتهی به آذر ماه ۱۳۹۷ بوده و شامل ۲۶۰۹ نمونه برای هر یک از شاخصهای مورد استفاده می‌باشد. همچنین برای بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار، از ۱۰ متغیر اقتصاد کلان در بازه ذکر شده به صورت داده های فصلی استفاده کردیم. اطلاعات مربوط به بررسی مبانی نظری و ادبیات موضوع از طریق مطالعات کتابخانه‌ای و جستجوی اینترنتی جمع‌آوری گردیده است. این تحقیق طی سه مرحله انجام شده است. در مرحله اول از طریق مدل عاملی پویا نسبت به فیلترینگ یک طرفه و دو طرفه ریسک اقدام نمودیم و پس از حذف جزء مشترک سریهای تحت مطالعه، جزء ویژه و غیر عادی سریهای تحت مطالعه را برآورد نمودیم. در مرحله دوم با استفاده از مدل تلاطم تصادفی (SV) با استفاده از رهیافت شبیه سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) ، نوسانات شرطی جزء ویژه را به عنوان نااطمینانی سریهای زمانی برآورد کرده و پس از میانگین گیری نااطمینانی روزانه سریهای تحت مطالعه، آن را به عنوان نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران ارائه نمودیم. در نهایت ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و نااطمینانی برآورد شده را با استفاده از از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مورد آزمون قرار دادیم. به منظور فیلتر جزء ویژه سریهای زمانی تحت مطالعه با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم یافته از نرم افزار MATLAB & EVIEWS و برای برآورد نوسانات شرطی جزء ویژه از طریق مدل تلاطم تصادفی (SV) با استفاده از رهیافت شبیه سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC)، از نرم افزار

R استفاده گردید. همچنین برای تخمین الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) از نرم افزار EVIEWS استفاده کردیم.

۴- فرضیه های پژوهش

۱) متغیر نرخ تورم در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.
۲) متغیر نرخ ارز واقعی در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.
۳) متغیر نرخ واقعی سود بانکی در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.
۴) متغیر حجم نقدینگی در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.
۵) متغیر نرخ بیکاری در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.
۶) متغیر قیمت نفت در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.
۷) متغیر درآمد مالیاتی در اقتصاد کلان ارتباط معنی‌داری با نااطمینانی مالی بورس اوراق بهادار تهران دارد.

مدلهای پژوهش

در این مطالعه از دو مدل آماری استفاده شده است. در ادامه به بررسی کمی روش تحقیق می‌پردازیم.

- **مدل و متغیرهای مرحله اول پژوهش**

برآورد نااطمینانی بر اساس تحقیق گولیا و همکاران به شرح ذیل است(گولیا و همکاران، ۲۰۱۷).

Ut: عدم قطعیت قیمت بورس تهران (UNCERTAINTY IN TEPIX)

$$U_t = \frac{\sum_{i=1}^{N} h_{it}}{N}$$

h_t : اجزاء ویژه یا غیرقابل مشاهده سریهای زمانی هستند $t = \{1...T\}$

که به عنوان تغییرات شدید و غیرعادی در طول زمان در نظر گرفته می‌شوند.

N : تعداد سری شاخص‌های مورد مطالعه

- **استخراج جزء ویژه**

پیرو مطالعات بای و انجی (۲۰۰۸)[1]، N تعداد واحدهای مقطع عرضی و T تعداد مشاهدات سری های زمانی خواهد بود. برای i = 1,…,T، مدل عاملی پویا[2] (DFM) را می توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$x_{it} = \lambda_i(L) f_t + e_{it} \quad (1)$$

i=1,2,...,N
t=1,2,…,T

1 Bai and Ng (2008)
2 Dynamic Factor Model

در فرمول بالا ،$\lambda_i(L) = (1 - \lambda_{i1}L-,\ldots,-\lambda_{is}L^s)$ بردار بارگذاری های عامل دینامیک از ترتیب s می باشند . زمانیکه s متناهی است، به آن به صورت DFM اشاره می کنیم. در مقابل، یک GDFM به s امکان می دهد تا نامتناهی باشد. استاک و واتسون (۲۰۰۲a-b، ۲۰۱۱)[1] مثالهایی از مورد قبلی و فورنی و ریچلین (۱۹۹۸) و فورنی و همکارانش (۲۰۰۰)[2] مورد آخری را معرفی می کنند. در هر مورد، عاملهای (دینامیک) f_t بر طبق رابطه زیر نمودار می شود:

$$f_t = C(L)\varepsilon_t \qquad (۲)$$

در را بطه فوق، $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ خطاهای iid می باشند. بُعد f_t با علامت q مشخص شده است، همان $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ است و به تعداد عاملهای دینامیک یا اولیه اشاره دارد[3]. مدل اشاره شده در رابطه (۲) رامی توان مجدداً در فرم استاتیک به راحتی با بازتعریف بردار عاملها برای گنجاندن عاملهای دینامیک و عقب ماندگی آنها و ماتریس بارها بر اساس رابطه زیر نوشت:

$$\begin{array}{l} \underset{(N\times T)}{X} = \underset{(N\times r)}{\Lambda F}\underset{(r\times T)}{} + \underset{(N\times T)}{e} \\ X = (X1,\ldots,XN) \\ F = (F1,\ldots,FT) \end{array} \qquad (۳)$$

واضح است که F و Λ به صورت جداگانه قابل شناسایی نیستند. برای هر ماتریس(r × r) معکوس دلخواه H، رابطه زیر برقرار می باشد :

$F\Lambda' = FHH^{-1}\Lambda' = F^*\Lambda^{*\prime}$ در این رابطه $F^* = F^*\Lambda$ و $\Lambda^* = \Lambda^* H^{-1}$ می باشد، مدل عامل از لحاظ مشاهداتی معادل با $X = F^*\Lambda^{*\prime} + e$ می باشد. بنابراین، محدودیت های r^2 برای ثابت F و Λ به صورت منحصر به فرد مورد نیاز می باشد. توجه کنید که برآورد عاملها با اجزای اصلی (PC) یا تجزیه مقدار واحد (SVD) عادی سازی را مطرح می سازد که در آن $\frac{\Lambda'\Lambda}{N} = \mathrm{Ir}$ و $F'F$ قطری است که برای ضمانت شناسایی (بسته به واریاسیون نشانه ستون) کافی می باشد(چولیا و همکاران، ۲۰۱۷). GDFM تعمیم DFM می باشد زیرا امکان ساختار پویای غنی تری را برای فاکتورها فراهم می آورد. GDFM وزن‌های کوچکتری را بر روی متغیرها با اجزای ویژه (نااطمینانی) بزرگتر قرار می‌دهد. (چولیا و همکاران، ۲۰۱۷) این گام ما را قادر می سازد تا واریاسیون ویژه سری های $e^u{}_{it} = X_{it} - \hat{C}_{it}$ را برآورد نمائیم که در آن $\hat{C}_{it} = \lambda_i(L)f_t$ می باشد. این جزء را که همان واریاسیون مشترک (یعنی واریانس $\hat{C}_{it}$) میباشد به ریسک اشاره دارد(پور بابا گل و نیری، ۱۳۹۳).

1 Stock and Watson (2002, 2011)
2 Forni and Reichlin (1998) and Forni et al. (2000)
3 Bai and Ng, 2007

- **برآورد نوسانات شرطی**

زمانیکه سری های بازده های فیلتر شده e^{u}_{it} را بازسازی میکنیم، مدل تلاطم تصادفی SV بر روی سطح فردی برای هر $i = 1,...N$ بصورت زیر مشخص می شود: (چولیا و همکاران، ۲۰۱۷)

$$e_t^u = e^{h_t/2}\epsilon_t \quad (۴)$$

$$h_t = \mu + \varphi(h_{t-1} - \mu) + \sigma\eta_t \quad (۵)$$

در رابطه فوق، ε_t و η_t تغییرات عادی استاندارد مستقل برای تمامی t و s های متعلق به $\{1,...,T\}$ می‌باشند. فرایند غیر قابل مشاهده $h = (h_0, h_1, ..., h_T)$ که درمعادله ۵ وجوددارد، نوسانات متغیر زمانی با توزیع وضعیت اولیه به صورت تابع زیر است.

$$h_0 \left| \mu, \varphi, \sigma \sim N(\mu, \sigma^2/(1-\varphi^2)) \right. \quad (۶)$$

این پارامترسازی مرکزی مدل باید در تضاد با پارامترسازی مجدد غیر مرکزی باشد که کاستنر و فرویرت – شنتر (۲۰۱۴)[1] ارائه کرده اند:

$$e_t^u \sim N(0, e^{\mu+\sigma\widetilde{h_t}}) \quad (۷)$$

$$\widetilde{h_t} = \emptyset\tilde{h}_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim N(0,1) \quad (۸)$$

ترجیح اولین و یا دومین پارامترسازی برای مقاصد برآورد، عموماً به مقدار پارامترهای حقیقی بستگی دارد . لذا هر دوی آنها دارای احتمالات سختی بوده و از این رو، تکنیک های نمونه برداری MCMC برای برآورد بیزی [2] مورد نیاز می باشد. روش زنجیره مارکوف مونت کارلو برای نمونه برداری از توزیع حای احتمال مورد استفاده قرار می گیرد. مبنای آن ساختن یک زنجیره مارکف با ویژگی های مطلوب می باشد. معمولا ساختن زنجیره مارکوف با ویژگی مطلوب کار ساده ای است ولی مهم این است که تعداد مراحل مورد نیاز چقدر است. یعنی بتوان حالت زنجیره را با یک خطای قابل قبولی همگرا نمود. هر تکنیکی که براساس نمونه سازی آماری ، بتواند پاسخ خای تقریبی برای مسائل عددی تولید نمایند الگوریتم مونت کارلو نامیده می شود. شبیه سازی مونت کارلو بیشتر برای مسائلی که نااطمینانی دارند مورد استفاده قرار می گیرد. شبیه‌سازی مونت کارلو وابسته به فرآیند نمایش صریح نااطمینانی با تعیین نمودن ورودی‌ها به عنوان توزیع‌های احتمال می باشد. حال اگر ورودی‌های توصیف‌کننده یک سیستم، غیرمقطوع باشند، آنگاه پیش‌بینی عملکرد پیشرو برای آن الزاما غیرقطعی است. این بدان معنی می باشدکه نتیجه هر گونه تحلیل مبتنی بر ورودی‌های نمایش داده شده با توزیع‌های احتمال، خود یک توزیع احتمال است. حال به منظور محاسبه ی توزیع احتمال باید نااطمینانی های ورودی ها به نااطمینانی های خروجی منتقل

1 Kastner and Frühwirth-Schnatter (2014)
2 Bayesian estimation

گردند. روش های زیادی برای انتقال نااطمینانی ها وجود دارند ولی در بین کل روش ها الگوریتم مونت کارلو بسیار حائز اهمیت است. (تر براک، ۲۰۰۶) هنگامی‌که تغییرات غیرعادی تصادفی[1] قابل‌سنجش گردید می‌توان معیاری برای نااطمینانی مالی بازار بورس بر اساس آن پیدا کرد. این معیار به‌سادگی میانگین تغییرات غیرعادی بورس می‌تواند باشد. به‌عبارت‌دیگر (چولیا و همکاران، ۲۰۱۷)[2]

$$U_t = \frac{\sum_{i=1}^{N} h_{it}}{N} \qquad (۹)$$

این طرح با میانگین وزنی مساوی با $\Sigma^{N}_{i=1}\ w_i h_{it}\ ^{p}\ E(Ut)$ می باشد که در آن $w = 1/N$ است. به همین ترتیب، کاری مانند استفاده از اولین PC برای تجمیع سری های واریانس ممکن است اما هیچ زمینه ای در نظریه اقتصادی برای ضمانت ثبات آنها در فرآیند برآورد ندارد[3]. برخلاف مطالعات قبلی اشاره شده توسط JLN ، در اینجا ما تنها از اطلاعات بازده شاخصهای بورس اوراق بهادار تهران استفاده می کنیم که توسط معیارهای عامل مختلف سازماندهی می شود.

- **مدل و متغیرهای مرحله دوم**

در این پژوهش، رابطه پویا بین نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران با متغیرهای اقتصاد کلان و مالی با استفاده از مدل زیر انجام می‌شود.

$$U_t = \alpha + \beta_1 UR_t + \beta_2 T_t + \beta_3 TN_t + \beta_4 Ti_t + \beta_5 RIR_t + \beta_6 RER_t + \beta_7 OP_t + \beta_8 LV_t + \beta_9 IR_t + \beta_{10} IR50AC_t + \varepsilon_t$$

α : عرض از مبداء

β : ضرایب متغیر

U_t : نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره t

Ur_t : نرخ بیکاری در دوره t

T_t : حجم معاملات در بورس اقراق بهادار تهران در دوره t

TN_t : تعداد معاملات در بورس اوراق بهادار تهران در دوره t

Ti_t : درآمد مالیاتی در دوره t

RIR_t : نرخ بهره واقعی در دوره t

RER_t : نرخ ارز حقیقی در دوره t

OP_t : قیمت نفت در دوره t

LV_t : حجم نقدینگی در دوره t

IR_t : تورم در دوره t

$IR50AC_t$: بازده شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران در دوره t

ϵ_t : پسماند مدل در دوره t

1 Random abnormal changes
2 (Chlia et al., 2017, 25)
3 Jurado et al., 2013; JLN

- **مدل خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی** (ARDL)

به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه (۱۰) وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۱۰)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده خود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۱۱) در نظر بگیرد.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۱۱)$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و w_t برداری S×1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است.P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل X_{it} می باشد. الگوی فوق یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۱۲)$$

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p \qquad (۱۳)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + ... + b_{iq}L^q \qquad (۱۴)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک[1] (AIC) ، شوارتز- بیزین[2] (SBC) ، حنان- کوئین[3] (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده[4] تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود(پسران و شین،

[1]. Akaike Criter
[2]. Schwarz Criter
[3]. Hannan-Quinn Criter
[4]. R-Bar Squared

۲۰۰۱). برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\boldsymbol{\theta_i = \frac{(\hat{b}_i L, q_i)}{1-\hat{\phi}(L,P)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\ldots+\hat{b}_i}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-\ldots-\hat{\phi}_p}, i = 1,2,\ldots,k} \qquad (۱۵)$$

از رابطه (۶-۳)، مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندر[1] (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خوبی برخوردار است. بنابراین به کمک θ_i می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. در این مطالعه ما از روشی که توسط پسران و شین ارایه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌دهیم(پسران و شین، ۱۹۹۶).

۵- یافته های پژوهش در برآورد نااطمینانی

داده‌های استفاده شده در این به صورت روزانه طی دوره ۱۰ ساله از تاریخ ۱۳۸۷/۱۰/۰۱ الی ۱۳۹۷/۰۹/۳۰ و شامل ۲۶۰۹ نمونه برای هر یک از شاخصهای مورد استفاده میباشد. در ادامه نتایج آماری توصیفی و استنباطی هر یک از مراحل به صورت جداگانه ارائه می‌گردد.

تجزیه و تحلیل داده ها در مرحله استخراج جزء ویژه

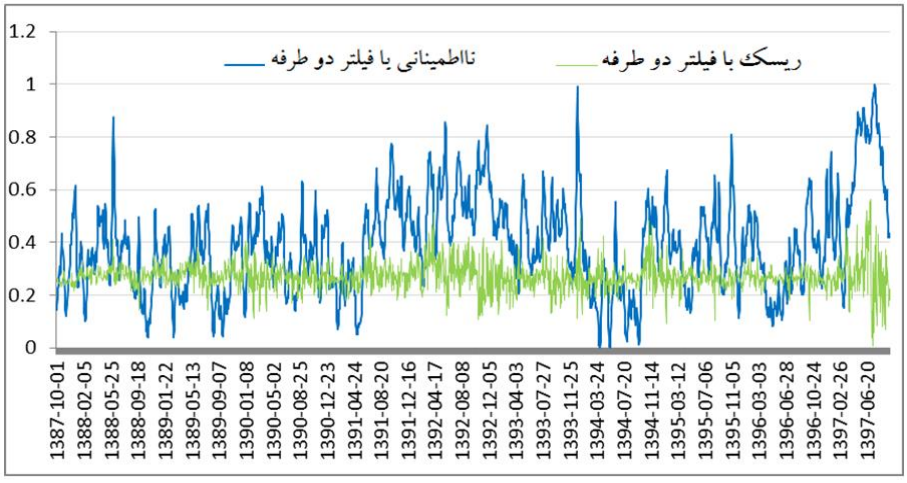
نتایج آمار توصیفی و آماره جارک برا نشان داد هیچ یک از سریهای زمانی مورد مطالعه از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. لذا در این مطالعه قبل از انجام هر گونه فرایندی اقدام به نرمال و استاندارد کردن داده‌ها نمودیم. همچنین آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[2] را برای ارزیابی مانایی سریهای زمانی انجام دادیم. نتایج آزمون مانایی سریهای تحت مطالعه نشان داد در تمامی سریهای زمانی مقادیر آماره آزمون از مقدار بحرانی در هر سه سطح بحرانی بزرگتر بوده و مقدار p-value به دست آمده برای هر سری نیز کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین با توجه به ارزش p-value ، فرض صفر مبنی بر نامانا بودن سریها رد شده و فرض یک مبنی بر مانا بودن سریها پذیرفته می‌گردد.(به دلیل کاهش حجم مقاله خروجی آزمونها در این مرحله ارائه نشده و از طریق ارتباط با محقق قابل دسترس میباشد).

برآورد جزء ویژه

در اولین قدم از برآورد جزء ویژه از طریق مدل عاملی پویای تعمیم یافته ما نیاز داریم تا تعداد عوامل استاتیک و دینامیک مدل را مشخص کنیم. ما برای تعیین تعداد عوامل دینامیک و استاتیک از معیارهای پیشنهادی بای و

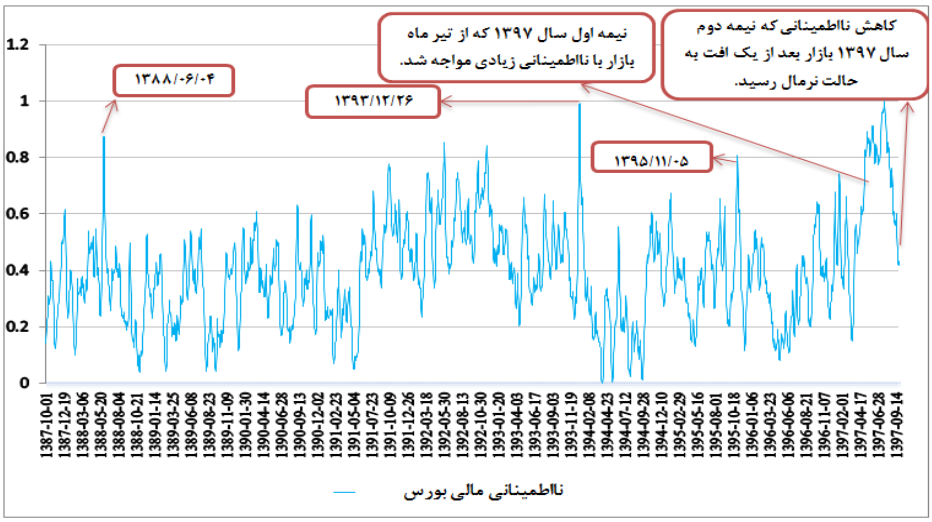
1. Inder(1993)
2 Augmented Dickey-Fuller test statistic

انجی (۲۰۰۲) و بای و انجی (۲۰۰۷) استفاده نمودیم. بر این اساس تعداد عوامل استاتیک برابر ۷ وتعداد عامل دینامیک را برابر یک به دست می‌آوریم. در ادامه با استفاده از مدلهای عاملی پویای تعمیم‌یافته (GDFM) با رویکرد فیلترینگ دو طرفه ریسک ، جزء مشترک، که آن را به عنوان ریسک معرفی کردیم و جزء ویژه، که همان تغییرات غیر عادی سریهای زمانی معرفی نمودیم را در بورس اوراق بهادار تهران برآورد کردیم. جزء ویژه سریهای زمانی در ابتدا نااطمینانی کل نمی‌باشد . برای برآورد نااطمینانی نیاز است تا نوسانات شرطی این تغییرات شبیه سازی گردد. ما این تغییرات از طریق زنجیره مارکوف- مونت کارلو از طریق نرم افزار R شبیه سازی نمودیم و نسبت به برآورد نااطمینانی سریهای زمانی تحت مطالعه اقدام کردیم. در ادامه بر اساس آنچه در روش تحقیق اشاره نمودیم، میانگین نااطمینانی کل شاخصهای مورد نظر را به صورت روزانه محاسبه و آن را به عنوان نااطمینانی کل مالی در بورس اوراق بهادار تهران به صورت روزانه برآورد نمودیم. شکل ۱ ریسک و نااطمینانی کل مالی برآورد شده از طریق فیلترینگ دو طرفه ریسک نشان می‌دهد. شکل ۲ نیز به کارایی شاخص نااطمینانی برآورد شده اشاره دارد.



شکل۱- ریسک و نااطمینانی کل مالی برآورد شده و ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دو طرفه

(منبع: خروجی تحقیق)



شکل۲- بررسی نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران برآورد شده از طریق فیلترینگ ریسک دو طرفه با رویکرد زنجیره مارکوف کونت کارلو (MCMC)

(منبع: خروجی تحقیق)

همانطور که در شکل ۱ مشخص است، ریسک برآورد شده میتواند نوسانات لحضه ای بازده بورس رانشان دهد. اما این شاخص توانایی توضیح نااطمینانی کل بازار را نداشته و برای این منظور ما از شاخص نااطمینانی مالی استفاده نمودیم. همانطور که در شکل ۲ مشاهده میشود بسیاری از تغییرات عمده در بورس اوراق بهادار تهران از طریق بازده کل شاخصها و یا ریسک آن قابل بررسی نیست. ولی نااطمینانی تا حد زیادی این موارد را توضیح میدهد. در شکل بالا زمانیکه نمودار شیب رو به بالا دارد نااطمینانی افزایش پیدا کرده و نشان از وجود تلاطم در بازار دارد . از طرفی هر چه شیب رو به پایین باشد، نشان از آرام شدن بورس دارد. مشاهده می‌کنیم در تاریخ ۱۳۸۸/۰۶/۰۴ نااطمینانی افزایش داشته که پس از بررسی مشخص گردید طی این تاریخ با گشایش نماد مخابرات و انجام حدود یک سوم از حجم معاملات با این نماد، افزایش ۵.۴۰ درصدی شاخص کل بورس را به دنبال داشته است. همچنین ۲۶ اسفند ماه ۱۳۹۳ بورس نااطمینانی شدیدی را تجربه داشته است که دلیل آن باز شدن نماد پتروشیمی بوده که حاصل آن بازده -۵/۵ درصدی شاخص بورس و ۴۶- درصد بازده خود پتروشیمی‌ها بود . بازگشایی نماد بانک ملت نیز در تاریخ ۵ بهمن ماه ۱۳۹۵ با افت ۳۷/۵ درصدی قیمت آن باعث افت بیش از ۱۰۰۰واحدی شاخص بورس تهران گردید که حاکی از افزایش یکباره نااطمینانی داشت.

اثرمتغیرهای کلان اقتصادی و مالی بر نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران

در این مرحله از پژوهش پس از آزمونهای مانایی و انتخاب مدل نسبت به بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نااطمینانی مالی برآورد شده در بخش قبل با متغیرهای کلان اقتصادی و مالی در بورس اقدام می‌کنیم. تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی و برازش اکثر مدل‌های سری زمانی نیازمند برقراری فرض مانا بودن هستند. در صورتی می‌توانیم از مدل ARDL استفاده کنیم که متغیرهای پژوهش دارای مانایی در یک سطح نباشند، یعنی تعدادی در سطح مانا بوده و تعدادی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شوند. در ذیل نتایج بررسی مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح ۹۵ درصد در جدول ۱ آمده است. در حالی که متغیرها انباشته از درجه‌ی I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره‌ی محاسبه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) قابل اعتماد نیست.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته نااطمینانی مالی و شاخص‌های کلان اقتصادی

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته						
نام متغیر	در سطح			تفاضل مرتبه اول		
	آماره t	سطح احتمال	نتیجه	آماره t	سطح احتمال	نتیجه
نااطمینانی مالی	-۴.۱۶۷	۰.۰۰۰۲	مانا	-۹.۲۹۲	۰.۰۰۰۰	مانا
نرخ بیکاری	-۳.۲۸۳	۰.۰۲۲۶	مانا	-۶.۳۱۰	۰.۰۰۰۰	مانا
نرخ تورم	-۳.۵۷۷	۰.۰۱۱۷	مانا	-۳.۸۱۳	۰.۰۰۶۱	مانا
نرخ واقعی سود بانکی	-۲.۸۵۶	۰.۰۶۰۱	نامانا	-۳.۶۷۰	۰.۰۰۸۹	مانا
نرخ ارز واقعی	-۰.۱۴۱	۰.۹۳۷۳	نامانا	-۴.۲۴۳	۰.۰۰۱۹	مانا
حجم نقدینگی	-۰.۱۵۷	۰.۹۳۵۵	نامانا	-۷.۲۴۶	۰.۰۰۰۰	مانا
قیمت نفت	-۱.۵۳۳	۰.۵۰۶۴	مانا	-۴.۳۸۹	۰.۰۰۱۲	مانا
درآمد مالیاتی	۰.۳۹۱	۰.۹۷۹۶	مانا	-۴.۳۴۳	۰.۰۰۱۶	مانا

(منبع: خروجی تحقیق)

با توجه به نتایج حاصله مندرج در جدول ۱ تعدادی از متغیرها مانا و تعدادی نامانا هستند و متغیرهایی که نامانا هستند با یک‌مرتبه تفاضلی کردن مانا می‌شوند. لذا برای اینکه رگرسیون را بدون هراس از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی بررسی کنیم بر مبنای نتایج آزمون مانایی از مدل ARDL استفاده می‌نماییم. در ادامه قبل از بررسی فروض مدل ARDL لازم است با در نظر گرفتن برقراری شرایط استفاده از مدل ابتدا به تخمین کوتاه مدت مدل اقدام و سپس اقدام به آزمون مفروضات مدل نموده و ارتباط بلند مدت را میان متغیرها بررسی می‌کنیم.

بررسی روابط کوتاه مدت بین متغیرهای مدل

قبل از بررسی فروض مدل ARDL لازم است با در نظر گرفتن برقراری شرایط استفاده از مدل، ابتدا به تخمین کوتاه مدت مدل اقدام و سپس اقدام به آزمون مفروضات مدل نموده و ارتباط بلند مدت را میان متغیرها بررسی می‌کنیم. تخمیل روابط کوتاه مدت الگوی ARDL در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول۲) نتایج تخمین الگوی کوتاه مدت ARDL با استفاده از معیار شوارتز-بیزین در تعیین وقفه ARDL (۲،۲،۲،۱،۰،۰،۲،۲،۲،۲،۰)

متغیر توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	p-value
UT(-1)	-۰.۴۳۳۹۵۱	۰.۰۸۹۳۴۵	-۴.۸۵۷۰۲۷	۰.۰۰۰۴
UT(-2)	۰.۶۰۷۵۴	۰.۰۸۷۴۲۹	۶.۹۴۸۹۸۷	۰۰۰
URT	-۰.۰۰۱۹۳۶	۱.۶۶۵۳۷۶	-۰.۰۰۱۱۶۳	۰.۹۹۹۱
TIT	۰.۳۹۳۵۶۷	۰.۱۳۴۵۴۱	۲.۹۲۵۲۵۹	۰.۰۱۲۷
RIRT	-۰.۰۸۷۷۱۵	۰.۰۱۲۷۴۲	-۶.۸۸۳۸۳۲	۰۰۰
RERT	۷.۶۶۵۵۳۲	۰.۷۷۸۵۹۶	۹.۸۴۵۳۳	۰۰۰
OPT	-۴.۲۸۵۷۰۸	۰.۳۳۶۱۳۶	-۱۲.۷۴۹۹۳	۰۰۰
LVT	-۶.۵۶۴۷۹۹	۱.۵۲۳۹۷۶	-۴.۳۰۷۶۷۸	۰.۰۰۱
IRT	۰.۱۴۶۴۳۲	۰.۰۱۷۰۳۱	۸.۵۹۸۱۱۹	۰۰۰
C	۷.۱۴۲۰۷۱	۱.۳۷۰۵۶	۵.۲۱۱۰۵۹	۰.۰۰۰۲
R2=	D.W = ۰.۹۸۰۰۱	F = ۲.۴۹۷۲۸	(۲۳.۵۲۴	۰.۰۰۰۲)

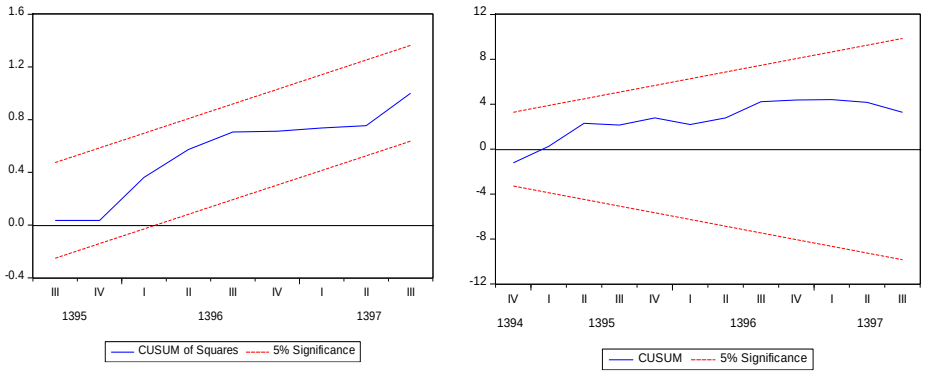
(منبع: خروجی تحقیق)

برای تعیین وقفه بهینه در مدل از معیار شوارتز-بیزین استفاده کردیم. معمولا برای تعیین وقفه بهینه در مدلی که تعداد نمونه ها از ۱۰۰ کمتر است از این معیار استفاده می‌شود. نتایج حاصل شده از جدول ۲ نشان می‌دهد متغیر وابسته دارای ۲ وقفه بوده و هم انباشتگی در مدل را تائید می‌کند. همچنین مشاهده می‌شود ضریب عرض از مبدا با مقدار ۰.۰۰۰۲ کمتر از ۵ درصد بوده و معنی دار می‌باشد. همچنین آماره F کل مدل برابر ۲۳.۵۲۴ بوده و از مقدار بحرانی بزرگتر است. مقدار معنی داری آماره F نیز برابر ۰.۰۰۰۲ بوده و کمتر از ۵ درصد می‌باشد. همچنین با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که از ۲.۵ کوچتر است و توضیح دهندگی مدل که با آماره R2 نشان داده شده و برابر ۰.۹۸۰۰۱ می‌باشد، میتوان نتیجه گرفت مدل براورد شده با وقفه‌های (۲،۲،۲،۱،۰،۰،۲،۲،۲،۲،۰) ARDL مناسب می‌باشد. در ادامه باید قبل از تائید نهایی مدل مفروضات مدل را روی الگوی تخمین زده شده بررسی کنیم. زمانی می‌توانیم از الگوی استفاده کنیم که مفروضات کلاسیک مورد تائید قرار گیرد. نتایج آزمونهای پیش فرض الگوی ARDL در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج آزمونهای پیش فرض الگوی ARDL (منبع: خروجی تحقیق)

نام آزمون	آماره	p-value
آزمون نرمالیتی جارک براوا	۱.۲۹۹	۰.۵۲۲
آزمون ناهمسانی واریانس وایت	۰.۶۵۷۶۸۴	۰.۸۱۸۱
آزمون خود همبستگی LM (بریوش گادفری)	۳.۰۲۳۵۷	۰.۱۵۸۵

نتایج آزمونهای مندرج در جدول ۳ نشان می‌دهد آماره جارک برا بر روی پسماند الگوی برآورد شده با مقدار ۰.۵۲۲ بیشتر از ۵ درصد می‌باشد. لذا فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جملات پسماند را نمیتوان رد کرد. همچنین نتایج آزمون ناهمسانی وایت نیز نشان می‌دهد مقدار معنی داری آزمون برابر ۰.۸۱۸۱ است و با توجه به اینکه این مقدار بالاتر از ۵ درصد می‌باشد، لذا فرض صفر مینی بر همسانی واریانس پسماند مدل پذیرفته می‌شود. مقدار معنی داری آزمون خود همبستگی LM (بریوش گادفری) نیز برابر ۰.۱۵۸۵ بوده و با توجه به بزرگتر بودن این عدد از ۵ درصد فرض صفر این آزمون نیز مبنی بر عدم وجود خود همبستگی سریالی در جملات پسماند مدل پذیرفته می‌گردد. با توجه به وجود پیش فرضهای تخمین الگوی ARDL باید ثبات ساختاری یا همان شکست ساختاری نیز در مدل بررسی گردد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماندهای عطفی انباشته شامل آزمونهای مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMSQ) استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمونها در شکل (۳) نشان داده شده است.



شکل ۳ - آزمون ثبات الگو CUSUM و آزمون ثبات الگو CUSUMSQ

(منبع: خروجی تحقیق)

اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مجذور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گرفت، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب دال بر وجود شکست ساختاری پذیرفته میشود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و

دوربــین واتسون ارائه شده است. با توجه به شکل‌های ۳ ، از آنجایی که نمودار پسماند تجمعی و نمودار مجذور پسماند تجمعی رسم شده، فاصــله اطمینــان ۹۵را قطع نکرده‌اند، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ساختاری پذیرفته و عدم وجــود آن رد مــی‌شــود و وجــود ثبات ساختاری در مدل پذیرفته می‌شود. بعد از بررسی فروض مدل ARDL نوبت به آن میرسد که وجود رابطه بلند مدت را در مدل مورد آزمون قرار دهیم. به این منظور برای بررسی و تائید رابطه بلند مدت از آزمون کرانه F-Bounds Test که توسط پسران و همکاران(۲۰۰۱) ارائه شد استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون بررسی وجود رابطه بلند مدت F-Bounds Test

مقدار آماره F آزمون F-Bounds Test		
۳۴.۱۲۴۳۳		
مقادیر بحرانی در سطح معنی داری		
سطح معنی داری	I(1) Bound	I(0) Bound
٪۱۰	۲.۷۷	۱.۷۶
٪۵	۳.۰۴	۱.۹۸
٪۲.۵	۳.۲۸	۲.۱۸
٪۱	۳.۶۱	۲.۴۱

(منبع: خروجی تحقیق)

در آزمون F-Bounds Test زمانی وجود رابطه بلند مدت اثبات می‌گردد که مقدار آماره F آزمون از مقادیر آزمون مورد نظر در سطوح ٪۱ تا ٪۱۰ بیشتر باشد. همانطور که نتیجه آزمون بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای پژوهش در جدول (۴) نشان می‌دهد، مقدار آماره F برابر ۳۴.۱۲۴ بوده و در تمام سطوح ارائه شده از مقدار سطح بحرانی مورد نظر بیشتر است. لذا نتیجه آزمون حاکی از وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای پژوهش می‌باشد. بعد از اثبات وجود رابطه بلند مدت به تخمین ضرایب بلند مدت الگوی ARDL می‌پردازیم.

نتایج تخمین ضرایب بلندمدت برای مدل

یکی از امکانات روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (توزیعی)، برآورد ضرایب مربوط به تعادل بلند مدت است. اما لازم است کاذب بودن و نبودن ضرایب تعادل بلند مدت بدست آمده مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت دیگر بررسی شود که آیا رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش دارد یا خیر. لذا باید بعد از تخمین روابط بلند مدت نسبت به برآورد الگوی تصحیح خطا نیز اقدام کنیم. نتایج تخمین بلند مدت در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- نتایج تخمین الگوی بلندمدت با وقفه (۲،۲،۲،۱،۰،۰،۲،۲،۲،۲،۰) ARDL

متغیر توضیحی	نام متغیر توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	p-value
URT	نرخ بیکاری	۳.۰۲۸۴۵۸	۳.۹۲۵۳۳	۰.۷۷۱۵۱۵	۰.۴۵۵۳
TIT	درامد مالیاتی	۰.۴۷۶۲۳۶	۰.۱۷۰۱۵۱	۲.۷۹۸۹۰۱	۰.۰۱۶۱
RIRT	نرخی واقعی سود بانکی	-۰.۱۰۶۱۴۰	۰.۰۱۹۸۱۱	-۵.۳۵۷۵۱	۰.۰۰۰۲
RERT	نرخ ارز حقیقی	-۷.۸۹۲۱۶	۱.۷۶۸۲۹۵	-۴.۴۶۳۱۴	۰.۰۰۰۸
OPT	قیمت نفت	-۲.۳۰۰۹۷	۰.۴۶۶۹۳۹	-۴.۹۲۷۷۷	۰.۰۰۰۳
LVT	حجم نقدینگی	۵.۵۵۲۵۳۰	۱.۲۲۲۱۶	۴.۵۴۳۱۹۴	۰.۰۰۰۷
IRT	نرخ تورم	-۰.۰۳۳۷۳	۰.۰۲۰۹۴۴	-۱.۶۱۰۶۲	۰.۱۳۳۲
C	عرض از مبداء	۸.۶۴۲۲۷	۲.۲۳۶۶۹	۳.۸۶۳۸۵	۰.۰۰۲۳

(منبع: خروجی تحقیق)

همانطور که اشاره شد قبل از اینکه به تفسیر نتایج جدول ۵ بپردازیم باید ببینیم آیا رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟ بعد از تخمین رابطه بلندمدت، میتوان مدل را مجدداً به شکل تصحیح خطا درآورده و پویایی‌های کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل تعادل را تحلیل کرد. جدول ۶ نتیجه برآورد ضریب تصحیح خطای مربوطه را ارائه می‌دهد.

جدول ۶- نتایج تخمین مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیر توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	p-value
D(UT(-1))	-۰.۶۰۷۵۴۰	۰.۰۳۵۷۰۵	-۱۷.۰۱۵۷۵	۰.۰۰۰۰
D(URT)	-۰.۰۰۱۹۳۶	۰.۶۷۰۳۷۹	-۰.۰۰۲۸۸۸	۰.۹۹۷۷
D(URT(-1))	۲.۴۱۰۲۲۱	۰.۶۰۴۸۵۹	۳.۹۸۴۷۶۶	۰.۰۰۱۸
D(RERT)	۷.۶۶۵۵۳۲	۰.۳۱۸۹۲۵	۲۴.۰۳۵۵۱	۰.۰۰۰۰
D(RERT(-1))	۹.۱۱۲۲۸۰	۰.۴۶۸۴۶۶	۱۹.۴۵۱۳۱	۰.۰۰۰۰
D(OPT)	-۴.۲۸۵۷۰۸	۰.۱۵۹۲۵۰	-۲۶.۹۱۱۷۵	۰.۰۰۰۰
D(OPT(-1))	-۰.۹۵۰۱۲۳	۰.۱۲۲۶۵۰	-۷.۷۴۶۶۴۷	۰.۰۰۰۰
D(LVT)	-۶.۵۶۴۷۹۹	۰.۵۰۶۵۴۰	-۱۲.۹۶۰۰۸	۰.۰۰۰۰
D(LVT(-1))	-۱۰.۶۱۷۹۳	۰.۶۴۵۶۴۱	-۱۶.۴۴۵۵۵	۰.۰۰۰۰
D(IRT)	۰.۱۴۶۴۳۲	۰.۰۰۷۷۶۶	۱۸.۸۵۴۵۰	۰.۰۰۰۰
D(IRT(-1))	-۰.۰۹۳۹۸۲	۰.۰۰۶۴۵۶	-۱۴.۵۵۸۳۱	۰.۰۰۰۰
-1) (*CointE	-۰.۸۲۶۴۱۱	۰.۰۲۹۴۹۹	-۲۸.۰۱۵۳۴	۰.۰۰۰۰

نتایج تخمین جمله تصحیح خطا در جدول ۶ حاکی از آن است جمله تصحیح خطا منفی و با اطمینان بالایی در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار و حدود ۰.۸۳- می‌باشد و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۸۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به این نتیجه رسیدیم که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد، لذا می‌توان نسبت به تفسیر نتایج رابطه کوتاه مدت و بلند مدت نااطمینانی مالی با سایر متغیرها بپردازیم. خلاصه نتایج جدول ۲ و ۵ در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷- خلاصه نتایج تخمین کوتاه مدت و بلند مدت با وقفه (۲،۲،۲،۱،۰،۰،۲،۲،۲،۲،۰) ARDL

متغیر توضیحی	نام متغیر توضیحی	برآورد کوتاه مدت		برآورد بلند مدت	
		ضرایب	p-value	ضرایب	p-value
IRT	نرخ تورم	۰.۱۴۶۴۳۲	۰۰۰	-۰.۰۳۳۷۳۴	۰.۱۳۳۲
RERT	نرخ ارز حقیقی	۷.۶۶۵۵۳۲	۰۰۰	-۷.۸۹۲۱۶۳	۰.۰۰۰۸
RIRT	نرخی واقعی سود بانکی	-۰.۰۸۷۷۱۵	۰۰۰	-۰.۱۰۶۱۴	۰.۰۰۰۲
LVT	حجم نقدینگی	-۶.۵۶۴۷۹۹	۰.۰۰۱	۵.۵۵۲۵۳	۰.۰۰۰۷
URT	نرخ بیکاری	-۰.۰۰۱۹۳۶	۰.۹۹۹۱	۳.۰۲۸۴۵۸	۰.۴۵۵۳
OPT	قیمت نفت	-۴.۲۸۵۷۰۸	۰۰۰	-۲.۳۰۰۹۷۱	۰.۰۰۰۳
TIT	درآمد مالیاتی	۰.۳۹۳۵۶۷	۰.۰۱۲۷	۰.۴۷۶۲۳۶	۰.۰۱۶۱

در این مطالعه هم روابط کوتاه مدت و هم روابط بلند مدت بین متغیرهای مستقل و وابسته موضوع پژوهش مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن به تفضیل بیان شده است. نتایج به دست آمده مندرج در جدول شماره ۷ نشان می‌دهد، ارتباط نرخ تورم با ضریب ۰.۱۴۶۴۳۲ و مقدار احتمال (۰.۰۰۰) در کوتاه مدت و ضریب ۰.۰۳۳۷۳۴- و مقدار احتمال (۰.۱۳۳۲) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۹٪ و ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت معنی‌دار و در بلند مدت معنی‌دار نمی‌باشد. به طوری که این ارتباط در کوتاه مدت ارتباطی مستقیم است. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه رد شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار می‌گیرد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود. همچنین نتایج جدول۷ نشان می‌دهد ارتباط نرخ ارز حقیقی نیز با ضریب ۷.۶۶۵۵۳۲ و مقدار احتمال (۰.۰۰۰) در کوتاه مدت و ضریب ۷.۸۹۲۱۶۳- و مقدار احتمال (۰.۰۰۰۸) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۹٪ و ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت و بلند مدت معنی دار می‌باشد. به طوری که این ارتباط در کوتاه مدت ارتباطی مستقیم و در بلند مدت ارتباطی معکوس است. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه رد شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار می‌گیرد و در نتیجه فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

ارتباط نرخ واقعی سود بانکی نیز با ضریب ۰.۰۸۷۷۱۵- و مقدار احتمال (۰.۰۰۰) در کوتاه مدت و ضریب ۰.۱۰۶۱۴- و مقدار احتمال (۰.۰۰۰۲) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۹٪ و ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت و بلند مدت معنی دار می‌باشد. به طوری که این ارتباط هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت ارتباطی معکوس است. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه رد شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار می‌گیرد و در نتیجه فرضیه سوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

همچنین ارتباط حجم نقدینگی با ضریب ۶.۵۶۴۷۹۹- و مقدار احتمال (۰.۰۰۱) در کوتاه مدت و ضریب ۵.۵۵۲۵۳ و مقدار احتمال (۰.۰۰۰۷) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۹٪ و ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت و بلند مدت معنی دار می‌باشد. به طوری که این ارتباط در کوتاه مدت معکوس و در بلند مدت ارتباطی مستقیم است. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه رد شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار می‌گیرد و در نتیجه فرضیه چهارم پژوهش پذیرفته می‌شود.

ارتباط نرخ بیکاری نیز با ضریب ۰.۰۰۱۹۳۶- و مقدار احتمال (۰.۹۹۹۱) در کوتاه مدت و ضریب ۳.۰۲۸۴۵۸ و مقدار احتمال (۰.۴۵۵۳) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۹٪ و ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت و بلند مدت معنی دار نمی‌باشد. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه پذیرفته شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار نمی‌گیرد و در نتیجه فرضیه پنجم پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

با توجه به نتایج ارائه شده، ارتباط قیمت نفت نیز با ضریب ۴.۲۸۵۷۰۸- و مقدار احتمال (۰.۰۰۰۰) در کوتاه مدت و ضریب ۲.۳۰۰۹۷۱- و مقدار احتمال (۰.۰۰۰۳) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۹٪ و ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت و بلند مدت معنی دار می‌باشد. به طوری که این ارتباط هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت ارتباطی معکوس است. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه رد شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار می‌گیرد و در نتیجه فرضیه ششم پژوهش پذیرفته می‌شود.

همچنین قابل ذکر است ارتباط درآمد مالیاتی نیز با ضریب ۰.۳۹۳۵۶۷ و مقدار احتمال (۰.۰۱۲۷) در کوتاه مدت و ضریب ۰.۴۷۶۲۳۶ و مقدار احتمال (۰.۰۱۶۱) در بلند مدت با توجه به سطح معنی داری ۹۵٪ با نااطمینانی مالی بورس در کوتاه مدت و بلند مدت معنی دار می‌باشد. به طوری که این ارتباط هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت ارتباطی مستقیم است. لذا با توجه به آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه رد شده و فرض مقابل مبنی بر پذیرش رابطه معنی‌دار مورد تائید قرار می‌گیرد و در نتیجه فرضیه هفتم پژوهش پذیرفته می‌شود.

بر مبنای برآورد بلند مدت، ارتباط معنی‌دار بین متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری با نااطمینانی مالی پذیرفته نشده و برای سایر متغیرهای پژوهش این ارتباط معنی دار است. بر همین اساس می‌توان تمام فرضیه‌های پژوهش بجز فرضیه اول و پنجم را که مقدار احتمال بالاتر از ۵٪ دارند، را در بلند مدت پذیرفت. همچنین نتایج نشان داد ارتباط بین متغیرهای معنی‌دار این پژوهش درکوتاه مدت با نااطمینانی مالی برای نرخ تورم، نرخ ارز حقیقی و درآمد مالیاتی ارتباطی مستقیم و برای سایر متغیرها ارتباطی معکوس است. نتایج در بلند مدت نیز نشان داد

ارتباط بین متغیرهای معنی‌دار این پژوهش با نااطمینانی مالی برای حجم نقدینگی و درآمد مالیاتی ارتباطی مستقیم و برای سایر متغیرها ارتباطی معکوس است.

نتیجه گیری

در این مطالعه برای برآورد نااطمینانی مالی در بورس اوراق بهادار تهران از بازده روزانه ۲۵ شاخص مهم بورس اوراق بهادار تهران مربوط به دوره دی ماه ۱۳۸۷ تا منتهی به آذر ماه ۱۳۹۷ را استفاده نمودیم. در ابتدا با استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم یافته توسعه داده شده توسط فورنی، هالین، لیپی و ریچلی (۲۰۰۰) جزء مشترک سریهای زمانی مورد مطالعه به عنوان ریسک و برآورد نوسانات شرطی جزء ویژه سریها به عنوان نااطمینانی مالی را برآورد نمودیم. در مرحله اول از طریق مدل عاملی پویا نسبت به فیلترینگ یک طرفه و دو طرفه ریسک اقدام و پس از حذف جزء مشترک سریهای تحت مطالعه، جزء ویژه و غیر عادی سریهای تحت مطالعه را برآورد نمودیم. در ادامه با استفاده از شبیه سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) ، نوسانات شرطی جزء ویژه را به عنوان نااطمینانی سریهای زمانی برآورد کرده و پس از میانگین‌گیری نااطمینانی روزانه سریهای تحت مطالعه، آن را به عنوان معیار نااطمینانی کل ارائه نمودیم. این معیار به‌گونه‌ای برآورد گردید که بین نااطمیانی مالی یا همان ریسک ویژه و تغییرات مشترک ذاتی سری‌های زمانی که ما آن را به‌عنوان ریسک عادی می‌شناسیم تفاوت قائل شود. در نهایت ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و نااطمینانی برآورد شده را با استفاده از از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی(ARDL) مورد ازمون قرار دادیم. نتایج استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی(ARDL) نشان داد نااطمینانی کل بورس اوراق بهادار تهران نسبت به متغیرهای مستقل پژوهش شامل نرخ تورم، نرخ سود واقعی بانک‌ها، نرخ ارز آزاد، حجم نقدینگی، درآمد مالیاتی و قیمت نفت در کوتاه مدت واکنش نشان می‌دهند، اما واکنش این نوسانات از متغیر نرخ بیکاری بی معنی بود. همچنین بررسی رابطه بلند مدت نشان داد نااطمینانی مالی بورس با همه متغیرهای مستقل بجز متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری دارای رابطه‌ای معنی‌دار می‌باشد. در این مطالعه نیز همانند مطالعات چولیا و همکاران (۲۰۱۷)، جرادو و همکاران (۲۰۱۵، ۲۰۱۴)، مشخص گردید محاسبه شاخص نااطمینانی مالی به عنوان یک استراتژی منطقی می‌تواند به صورت قابل توجهی رفتار بورس اوراق بهادار تهران را نشان دهد. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد، خروجی پژوهش با مطالعات فورنی و همکاران (۲۰۱۵) که به فیلترینگ ریسک از طریق مدل عاملی پویا و برآورد نااطمینانی پرداختند همخوانی دارد. بر مبنای نتایج آزمون فرضیه‌ها به سرمایه گذاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد، قبل از ورود به این بازار، دانش کافی را در خصوص محاسبه ریسک و شناخت نااطمینانی بازار سرمایه را کسب نمایند. همچنین به مدیران صندوقهای سرمایه‌گذاری و شرکتهای سبد گردان توصیه می‌گردد، هنگام عملیات سبدگردانی و انتخاب پرتفوی بهینه، علاوه بر ریسک عادی، نااطمینانی بازار را نیز، مد نظر قرار دهند. به پژوهشگران نیز پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی، از مدل‌های عاملی پویا تعمیم‌یافته برای برآورد ریسک و نااطمینانی در سایر بازارهای مالی همچون بازار ارز، مسکن و سکه استفاده نموده و در مطالعات خود از سایر متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ تولید ناخالص، نرخ اشتغال، نرخ سطوح دستمزدی وهمچنین از متغیرهای سیاسی برای تأثیرپذیری بر نااطمینانی کل بورس استفاده نمایند.

فهرست منابع

* امیدی پور، رضا؛ پژویان، جمشید. (۱۳۹۶). فرار مالیاتی در پایه مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی در ایران (برآوردهای سالانه ۱۳۹۲-۱۳۵۲). اقتصاد مالی, ۱۱(۳۹), ۵۶-۲۷.
* پورباباگل، حمزه، نیری، محمد حسین. (۱۳۹۳)." کاربرد تحلیل عاملی در مدل ترکیبی DEA فازی با مدل مارکوویتز در تعیین پرتفویی از کاراترین شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران". *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۷(۲۴), ۱۴۵-۱۱۷.
* جعفری صمیمی، احمد؛ اعظمی، کوروش. (۱۳۹۱)." نااطمینانی اقتصاد کلان و اندازه دولت: شواهد کشورهای منتخب در حال توسعه". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، شماره ۳، ص ۱۴۹-۱۶۸.
* علیقلی, منصوره, حسینی, سید مهدی. (۱۳۹۶). چگونگی اثرگذاری نوسانات شاخص قیمت سهام بر تغییرات رشد اقتصادی در ایران (۱۳۷۱-۹۶). اقتصاد مالی, ۱۱(۴۱), ۲۲۴-۲۰۱.
* کریمی، مجتبی؛ صراف، فاطمه؛ امام وردی، قدرت اله؛ باغانی، علی. (۱۳۹۸). همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی. اقتصاد مالی, ۱۳(۴۹), ۱۳۰-۱۰۱.
* مرادپور اولادی، مهدی؛ ابراهیمی، محسن و عباسیون، وحید. (۱۳۸۷)." بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه گذاریهای بخش خصوصی ". *فصلنامه پژوهش اقتصادی ایران*، شماره ۳۵، ص ۱۵۹-۱۷۶.
* مرفوع، محمد، عدل زاده، مرتضی. (۱۳۹۴). عدم اطمینان اطلاعاتی و واکنش کمتر از حد سرمایه گذاران. پژوهش های تجربی حسابداری۴(۱), ۱۷۷-۱۶۹.
* مشکی میاوقی، مهدی، اشرفی، حسین. (۱۳۹۳). تأثیر سطح عدم اطمینان بر واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد در طول،های تجاری. فصلنامه علمی-پژوهشی بررسیهای حسابداری وحسابرسی ۲۱(۱), ۸۹-۱۰۸.
* Aghion, P., Angeletos, G.M., Banerjee, A., & Manova, K. (2010). Volatility and growth: credit constraints and the composition of investment. Journal of Monetary Economics, 57(3), 246-265.
* Andrieș, A. M., Căpraru, B., Ihnatov, I., & Tiwari, A. K. (2017). The relationship between exchange rates and interest rates in a small open emerging economy: The case of Romania. Economic modelling, 67, 261-274
* Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. Econometrica, 70(1), 191-221.
* Bai, J., & Ng, S. (2007). Determining the number of primitive shocks in factor models. Journal of Business & Economic Statistics, 25(1), 52-60.
* Bai, J., & Ng, S. (2007). Determining the number of primitive shocks in factor models. Journal of Business & Economic Statistics, 25(1), 52-60.
* Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. (1993). Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. OUP Catalogue.
* Bansal, R., & Yaron, A. (2004). Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles. Journal of Finance, 59(4), 1481–1509.

* Bekaert, G., Engstrom, E., & Xing, Y. (2009). Risk, uncertainty, and asset prices. Journal of Financial Economics, 91(1), 59–82.
* Bernstein, P. L., & Bernstein, P. L. (1996). Against the gods: The remarkable story of risk (pp. 1269-1275). New York: Wiley.
* Brainard, W. (1967). Uncertainty and the effectiveness of policy. The American Economic Review, 57(2), 411–425.
* Chau, F., Deesomsak, R., & Wang, J. (2014). Political uncertainty and stock market volatility in the Middle East and North African (MENA) countries. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 28, 1-19.
* Chen, S. S. (2010). Do higher oil prices push the stock market into bear territory?. Energy Economics, 32(2), 490-495.
* Christiano, L.J., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. Journal of Political Economy, 113(1),1-45.
* Christou, C., Gabauer, D., & Gupta, R. (2019). Time-Varying impact of uncertainty shocks on macroeconomic variables of the united kingdom: Evidence from over 150 years of monthly data. Finance Research Letters, 101363.
* Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Measuring uncertainty in the stock market. International Review of Economics & Finance, 48, 18-33.
* Dunn Cavelty, M. (2020). From Predicting to Forecasting: Uncertainties, Scenarios, and their (Un-) Intended Side Effects. In The Politics and Science of Prevision: Governing and Probing the Future (pp. 89-103). Routledge.
* Fendoğlu, S. (2014). Optimal Monetary policy rules, financial amplification, and uncertain business cycles. Journal of Economics Dynamics and Control, 46, 271-305.
* Forni, M., & Reichlin, L. (1998). Let's get real: a factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics. The Review of Economic Studies, 65(3), 453-473.
* Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2000). The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation. Review of Economics and statistics, 82(4), 540-554.
* Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Zaffaroni, P. (2015). Dynamic factor models with infinite-dimensional factor spaces: One-sided representations. Journal of Econometrics, 185(2), 359-371 .
* Hammoudeh, S., & McAleer, M. (2015). Advances in financial risk management and economic policy uncertainty: An overview. International Review of Economics & Finance, 40, 1-7.
* Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2014). Measuring uncertainty: supplementary material.
* Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. American Economic Review, 105(3), 1177-1216.
* Kastner, G., & Frühwirth-Schnatter, S. (2014). Ancillarity-sufficiency interweaving strategy (ASIS) for boosting MCMC estimation of stochastic volatility models. Computational Statistics & Data Analysis, 76, 408-423.
* Knight, F. (1921). Risk, uncertainty, and profit. Boston: Hart, Schaffner & Marx; Houghton Mifflin Co.
* Nelson, S. C., & Katzenstein, P. J. (2014). Uncertainty, risk, and the financial crisis of 2008. International Organization, 68(2), 361-392.
* Nneji, I. D. (2020). Development of the Nigerian Economy; a Model of Treasury Bill Rate, Stock Prices, Exchange Rate, and Oil Production (Doctoral dissertation, Trident University International).

* Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. Journal of econometrics, 71(1-2), 117-143.
* Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
* Raghutla, C., Sampath, T., & Vadivel, A. (2020). Stock prices, inflation, and output in India: An empirical analysis. Journal of Public Affairs, 20(3), e2052 .
* Ramey, G., & Ramey, V.A. (1995). Cross-country evidence on the link between volatility and growth. American Economic Review, 85(5), 1138-1151.
* Romer, C.D. (1990). The great crash and the onset of the great depression. Quarterly Journal of Economics, 105(3), 597-624.
* Saltzman, B., & Yung, J. (2018). A machine learning approach to identifying different types of uncertainty. Economics Letters, 171, 58-62.
* Singhal, S., Choudhary, S., & Biswal, P. C. (2019). Return and volatility linkages among International crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets: Evidence from Mexico. Resources Policy, 60, 255-261 .
* Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. Econometrica: journal of the Econometric Society, 1-48.
* Stock, J.H., and M.W. Watson (2002b), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," Journal of Business and Economic Statistics, 20, 147-162.
* Stock, J.H., and M.W. Watson, (2002a), "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors," Journal of the American Statistical Association, 97, 1167-1179.
* Stock, J.H., and M.W. Watson. (2011). Dynamic factor models. Oxford handbook on economic forecasting, 2011.
* Teera, J. M., & Hudson, J. (2004). Tax performance: a comparative study. Journal of international development, 16(6), 785-802 .
* Ter Braak, C. J. (2006). A Markov Chain Monte Carlo version of the genetic algorithm Differential Evolution: easy Bayesian computing for real parameter spaces. Statistics and Computing, 16(3), 239-249.
* Tourani-Rad, A., Liu, M. H., & Shrestha, K. M. (2008). Analysis of the long-term relationship between macro-economic variables and the Chinese stock market using heteroscedastic cointegration. Managerial Finance.
* Williams, N. (2012). Monetary policy under financial uncertainty. Journal of Monetary Economics, 59(5), 449-465.
* Xu, B., Zhang, S., & Chen, X. (2020). Uncertainty in financing interest rates for startups. Industrial Marketing Management.
* Zhang, X. (2006). Information uncertainty and stock returns. The Journal of Finance, 61(1), 105-137.

Financial Economics
Vol. (13) Issue (49) Spring 2024

Investigation of the role of macroeconomic variables in Tehran Stock Exchange uncertainty using risk filtering, MCMC simulation and ARDL approaches.

Amir Sarabadani
Department of Economics and Accounting, Tehran South Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Ali Baghani
Department of Economics and Accounting, Tehran South Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
(Corresponding author) E-mail: a_baghani@azad.ac.ir

Mohsen Hamidian
Department of Economics and Accounting, Tehran South Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Ghodratollah Emamverdi
Department of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Norooz Noorolahzadea a Department of Economics and Accounting, Tehran South Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Abstract

In the present study a new total uncertainty criterion in Tehran Stock Exchange was estimated and the impact of macroeconomic variables on this uncertainty was addressed. Risk filtering with an approach to GDFM was first used to detect specific component of 25 time series of the main indices of the Tehran Stock Exchange over 10 years. In the next step, the conditional volatility of the remaining time series' specific components were estimated using Stochastic volatility (SV) model and finally conditional volatility simulated using Markov chain Monte Carlo (MCMC) approach was averaged to obtain total uncertainty of the Tehran Stock exchange. The ARDL results showed that Tehran Stock Exchange uncertainty is dependent on independent variables such as inflation rate, banks' real interest rate, exchange rate in free Exchange market, liquidity, tax revenue and oil price. According to the results, however, no significant correlation exists between unemployment rate and stock market uncertainty.

Keywords: Generalized Dynamic Factor Model (GDFM), Uncertainty, Markov chain Monte Carlo (MCMC), Risk Filtration, autoregressive distributed lag (ARDL)