Archive of SID

فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۸، شماره ۲۶- پائیز ۱۳۹۷

بررسی اثرات نااطمینانی در متغیرهای حقیقی و پولی منتخب بر بازدهی بازار سرمایه (مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران)

سمانه طریقی[۱]ـ تقی ترابی[۲]ـ عباس معمارنژاد[۳]ـ فرهاد غفاری[۴]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۷/۹/۱۲

چکیده

در تحقیق حاضر در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های ماهانه با استفاده از نرم افزاهای ایویوز ۹، OXMETRIC7 و TCM به بررسی نااطمینانی بخش پولی و حقیقی بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. بر این اساس ۵ شاخص به نمایندگی بخش پولی (تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و قیمت طلای داخلی) و ۵ شاخص به نمایندگی بخش حقیقی (تولیدات صنعتی، سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن، رشد اقتصادی، حجم دولت به GDP، نرخ رشد صادرات غیر نفتی) وارد مدل PLS گردید. بر اساس نتایج تخمین در مدل PLS متغیر رشد اقتصادی به نمایندگی بخش حقیقی و متغیر درآمدهای نفتی به نمایندگی بخش پولی بالاترین تأثیر را بر بازدهی بورس داشتند. بر اساس نتایج تحقیق مشخص گردید که متغیرهای پولی با مشکل نااطمینانی روبرو بوده؛ اما متغیرهای حقیقی با چنین مشکلی روبرو نیستند. بر اساس نتایج مدل MSEGARCH برای متغیرهای پولی این نتیجه حاصل گردید که نااطمینانی در متغیرهای پولی هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تأثیر معناداری بر بازدهی بورس به صورت منفی دارد. در متغیرهای حقیقی از مدل MSVAR برای رسیدن به نتایج استفاده شد. نتایج این مدل بیانگر این واقعیت است که رشد اقتصادی در دو رژیم رونق شاخص بورس و رکود شاخص بورس تأثیر معناداری بر بازدهی شاخص بورس دارد.

کلید واژه‌ها: نااطمینانی، بخش حقیقی، بخش پولی، PLS، MSEGARCH

[۱] دکترای اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات samanehtarighi@gmail.com
[۲] دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات (نویسنده مسئول) ttttorabi@gmail.com
[۳] استادیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات ab_memar@gmail.com
[۴] دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات farhadghaffari@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

بازارهای مالی نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصاد هر کشور دارند، لذا شناسایی متغیرهای بخش مالی و ارتباط با بخش حقیقی از اهمیت بسیاری برخوردار است. در جریان رشد اقتصادی اهمیت سرمایه به عنوان عامل مهم تولید روز به روز افزایش می‌یابد و همین امر موجب اتخاذ سیاست‌هایی برای جذب سرمایه‌گذاری گردیده است (چن و همکاران، ۱۹۸۶). تغییرات پیش‌بینی نشده حاصل از متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند عامل مؤثری بر سطح بازدهی بازار سرمایه باشند. (ازیزو یونیزاوا، ۲۰۰۶)؛ لذا شناخت عوامل موثر بر بازار سرمایه می‌تواند به جهت‌دهی سرمایه سرمایه‌گذاران در انتخاب پرتفوی بهینه توسط آنان کمک قابل ملاحظه‌ای نماید. برخی صاحب‌نظران منشأ شوک‌های اقتصادی را تغییرات پیش‌بینی نشده نرخ ارز، تورم، تغییرات تولید و برخی ریسک‌های نهفته در بازار می‌دادند. گلتکین (۱۹۸۳)، سلنیک[1](۱۹۸۳)، بندرلی و زوئیک[2] (۱۹۸۵) فاما و شورت[3](۱۹۷۷)، مایاسمای و که[4](۲۰۰۰)، کریستوفرگان و همکاران[5] (۲۰۰۶)، آپوستولوس سرلتیس[6] (۱۹۹۳) و جاکوب مدسن[7] (۲۰۰۲) واندرس هامپ و پیترمک میلیان[8]، (۲۰۰۴)، به این نتیجه دست یافتند که ایجاد شوک در متغیرهای کلان اقتصادی که عموماً ناشی از تغییر در سیاست‌های پولی می‌باشد، بر بازدهی بازار سهام تأثیر دارند.

بر اساس نظر استاک و واتسون (۲۰۰۸) از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته (مدل‌های سنتی منطبق بر فروض محدود کننده کلاسیکی) برای پیش‌بینی داشتند این بود که؛ نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی در طول زمان انجام دهند و بعضاً مشاهده شده بود که مدل‌هایی می‌توانستند پیش‌بینی را تنها در دوران رکود به خوبی تخمین بزنند و برخی دیگر از مدل‌ها پیش‌بینی را تنها در دوران رونق بهتر تخمین می‌زدند و این باعث شده بود که مدلی را نتوان برشمرد که این مشکل را حل کند؛ به طوری که قادر باشد در تمامی مقاطع زمانی (رکود و رونق) پیش‌بینی‌های قابل اعتمادتری را ارائه دهد. روش رهیافت تغییرات رژیم یکی از جدیدترین تکنیک‌ها و روش‌های مورد استفاده در ادبیات اقتصادسنجی است که امکان تخمین متغیرهای غیر قابل مشاهده را در سیستم می‌نماید. بر این اساس هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی تأثیر نااطمینانی متغیرهای حقیقی و پولی منتخب بر بازدهی بازار سرمایه خواهد بود. جهت دست یافتن به هدف تحقیق لازم است ابتدا اقدام به پاسخگویی مسئله‌های تحقیق بنماییم. در تحقیق حاضر چند مسئله اصلی وجود دارد:

۱- شناسایی مهمترین عوامل موثر بر بازدهی سهام (روش حداقل مربعات جزیی)

۲- شناسایی متغیرهایی که باعث نااطمینانی در بازدهی سهام می‌گردند (مدل‌های GARCH)

۳- شناسایی نحوه اثرگذاری متغیرهای کلان بر بازدهی سهام در رژیم‌های رونق و رکود (مدل‌های MSE-GARCH و مدل‌های MS-VAR)

۴- شناسایی نحوه اثرگذاری متغیرهای کلان بر بازدهی سهام در رژیم‌های رونق و رکود (مدل‌های MS-VAR)

تحقیق حاضر در ۵ بخش نگاشته شده است. در بخش دوم مبانی نظری تحقیق، در بخش سوم پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار گرفته؛ در بخش چهارم روش تحقیق و برآورد مدل ارائه شده است و در نهایت در بخش پنجم اقدام به ارائه جمعبندی نتایج تحقیق نمودیم.

۲. مبانی نظری

برای بررسی ارتباط شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی از نظریه پورتفولیو و نظریه اساسی فیشر می‌توان استفاده نمود. تئوری پورتفولیو بیانگر انتخاب سبد دارایی کارا با در نظر گرفتن عوامل مؤثر بر آن است. برخی از دارایی‌های مالی مانند، سپرده‌های بانکی دارای بازدهی ثابت و مطمئن و بدون ریسک و برخی دیگر مانند اوراق سهام، ارز و... دارای بازدهی نامطمئن و همراه با ریسک هستند. از آنجا که افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده‌ی بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز را نگهداری می‌کنند، تغییرات حجم پول، نرخ ارز، نرخ سودبانکی و نرخ تورم تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از این اجزا از جمله، تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد که به نوبه‌ی خود قیمت سهام را متأثر می‌سازد (کریم زاده، ۱۳۸۵، ص ۴۸).

دومین تئوری استفاده شده برای به دست آوردن چارچوب نظری رابطه شاخص قیمت سهام با متغیرهای کلان، نظریه اساسی فیشر است. معادله اساسی فیشر بیان می‌کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می‌شود. در ادامه اقدام به ارائه نحوه تأثیرگذاری متغیرهای پولی و حقیقی بر بازدهی بازار سرمایه خواهیم نمود.

۲-۱. متغیرهای حقیقی

تولیدات صنعتی: تغییر در تولید صنعتی بر روی سود و سود سهام اثر می‌گذارد (ازیز و یونیزاوا، ۲۰۰۶، ۵۷۷) از

www.SID.ir

Archive of SID

سوی دیگر، تغییر در سطح تولید بر میزان اشتغال و استخدام نیروی کار، میزان پرداخت و نیز بر میزان سوددهی شرکت‌ها اثر می‌گذارد و این تغییرات بر روی ارزش بازار دارایی‌ها منعکس می‌شود (گانسل و کیوکر، ۲۰۰۷، ۱۴۴).

صادرات غیر نفتی: درآمد حاصل از صادرات از جنبه‌های مختلف بر شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. شرکتی که خود دارای صادرات می‌باشد اثرات منفی نوسانات ارزی را به حداقل خواهد رساند؛ بنابراین شرکت از یک ثبات نسبی در تأمین ارز مورد نیاز خود جهت تهیه تجهیزات و مواد اولیه مورد نیازش برخوردار خواهد بود.

سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن: از دیدگاه مسکن همانند سایر دارایی‌های بادوام می‌تواند جانشین سهام گردد. در نتیجه این انتظار وجود دارد در شرایط رونق بازار مسکن، بازدهی سهام کاهش یابد (فریدمن، ۱۹۹۹).

رشد اقتصادی: به طور کلی درباره نحوه اثرگذاری نوسانات و نااطمینانی‌های رشد اقتصادی بر بازدهی بورس سه دیدگاه کلی وجود دارد:

۱- مکتب فکری اول، به بلک[9] (۱۹۸۷)نسبت داده می‌شود، بر اساس فرضیه بلک ارتباط مثبتی مابین نوسانات رشد بر بازدهی سهام بورس را ارزیابی می‌نماید. به اعتقاد وی سرمایه‌گذاری و به تبع آن رشد اقتصادی، زمانی صورت می‌گیرد که نرخ بازگشت انتظاری به اندازه کافی بالا باشد تا ریسک بیشتر را جبران نماید این نظریه در اقتصاد کلان به فرضیه سیکل تجاری فیشر[10] نیز معروف است.

۲- مکتب فکری دوم، به کینز[11] نسبت داده می‌شود، براساس فرضیه کینز یک رابطه معکوس بین نوسانات رشد و رشد اقتصادی و بالتبع آن بازدهی سهام بورس وجود دارد. در این فرضیه تأکید اصلی بر اهمیت انتظارات کارآفرینان در تصمیم به سرمایه‌گذاری است به اعتقاد طرفدارا ن این مکتب فکری، کارآفرینان در تصمیم‌گیری نسبت به سرمایه‌گذاری، نوسانات فعالیت‌های اقتصادی را مد نظر قرار می‌دهند. به این صورت که اگر فعالیت‌های اقتصادی در نوسان باشد، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش یافته و این امر به نوبه خود به کاهش سطح سرمایه‌گذاری و رشد تولید و بازدهی سهام منجر خواهد شد.

۳-مکتب فکری سوم، به فریدمن[12] (۱۹۶۸) نسبت داده می‌شود. براساس فرضیه فریدمن هیچدلیلی مبنی بر وجود ارتباط بین نوسانات رشد اقتصادی و بازدهی سهام وجود ندارد. فریدمن (۱۹۶۸) به طور ضمنی چنین بحث می‌کند که نوسانات تولید و رشد آن مستقل از یکدیگر می‌باشند که به تبع آن نوسانات تولید و بازدهی سهام نیز مستقل از یکدیگر ارزیابی می‌گردند.

مخارج دولت: دلایل مختلفی برای نااطمینانی در مخارج دولت وجود دارد. دی. پی. داسل و عباس ولدخانی[13] (۲۰۰۳) مخارج دولت را در کشور فیجی که کشوری با درآمد متوسط است را بررسی نمودند. محدوده‌ی وسیعی از موضوعات مانند سیکل‌های تجاری سیاسی و نیز متغیرهای کلان مثل تورم، بیکاری، فشار گروه‌ها، توهم مالی و شوک‌های برونزا مثل تحریم نفت و... از جمله عواملی هستند که تأثیر بسیار مهمی بر مخارج دولت دارد.

۲-۲. متغیرهای پولی

تورم: گالوب (۱۹۹۴)، در بیان نحوه‌ی تأثیرگذاری نااطمینانی بر اقتصاد اشاره می‌کند که نااطمینانی تورمی دو اثر اقتصادی دارد، اولین اثر آن است که نااطمینانی تورمی منجر به تغییر جهت‌گیری سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان از آنچه مایل به انجام آن هستند می‌شود (اثر EX-ant). دومین اثر، پس از تصمیمات اتخاذ شده صورت می‌گیرد (اثر EX-post) نااطمینانی تورمی به طور مستقیم و غیر مستقیم اثر رفتاری بر بازارهای اعتباری دارد و در بلندمدت بازارهای مالی را از بین برده و تأثیر منفی روی سرمایه گذاری می‌گذارد، زیرا نرخ بهره واقعی و نااطمینانی تورمی منجر به هراس برای سرمایه‌گذاران شده و نهایتاً موجب به تأخیر انداختن تصمیمات آنان می‌شود، در نتیجه تقاضا برای سهام کاهش یافته و به دنبال آن شاخص کل سهام نزول می‌کند.

عرضه‌ی پول: در ادبیات موجود سازوکار سرایت سیاست پولی، علاوه بر سازوکار سنتی سرایت سیاست پولی از طریق نرخ بهره، بر قیمت دارایی‌ها و به تبع بر بازده سهام موثر است.

نرخ ارز: درباره رابطه پویای مابین نرخ ارز و قیمت سهام هنوز توافق عمومی وجود ندارد به طوری که می‌توان دو دیدگاه کلی در این خصوص را از همدیگر تفکیک کرد: درونبوش و فیشر[14] (۱۹۸۰) با طرح مدل‌های جریان گرا[15] فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز جاری دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز هستند. بر این اساس تغییرات در نرخ ارز بر رقابت بین‌المللی و تراز تجاری و بدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد همچون تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر مثبت می‌گذارد. دیدگاه دوم به دیدگاه مدل‌های سهام‌گرا[16]، معروف هستند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که حساب سرمایه عامل تعیین کننده نرخ ارز می‌باشد. این

www.SID.ir

Archive of SID

مدل‌ها شامل مدل توازن پرتفلیو و مدل پولی می‌باشند. در مدل پرتفلیو، برانسون[17] (۱۹۸۳) چنین عنوان می‌کند که رابطه منفی ما بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد.

درآمدهای نفتی: مطالعات در رابطه نحوه اثرگذاری درآمدهای نفتی بر بازدهی سهام را می‌توان به چهار گروه اصلی تقسیم شود:

گروه اول شامل مقالاتی می‌شود که از وجود رابطه منفی (به علت نهاده محور بودن نفت) معناداری بین بازده نفت و بازده بازار سهام حمایت می‌کنند. این دسته مطالعات شامل مطالعات جونز و کوال (۱۹۹۶)؛ سادرسکی (۱۹۹۹)، باشر و سادروسکی (۲۰۰۶) و جامازی و الوی (۲۰۱۰) می‌باشد.

گروه دوم مدارکی ارائه می‌دهند که ثابت می‌کند که رابطه مثبت (به علت تأثیر مثبت بر شرکتهای صادر کننده محصولات نفتی) بین بازده نفت و بازده بازار سهام وجود دارد. این دسته مطالعات شامل مطالعات الشریف و همکاران (۲۰۰۵)؛ سادرسکی (۲۰۰۱) می‌باشد.

گروه سوم وجود رابطه بین قیمت نفت و بازده بازار سهام را تأیید می‌کند، اما با توجه به شرایط مثبت یا منفی بودن رابطه تغییر می‌کند (بستگی به صادرکننده یا وارد کننده خالص بودن کشور). بارک و راتی (۲۰۰۸) به این نتیجه دست یافتند.

گروه چهارم نیز اثبات می‌کنند که هیچ رابطه معناداری بین قیمت نفت و بازده نفت وجود ندارد. این دسته مطالعات شامل مطالعات آپرگیس و میلر (۲۰۰۹)؛ وی (۲۰۰۳)، آمریکا، میلر و راتی (۲۰۰۹)، الجنابی و همکاران (۲۰۱۰)، می‌باشد.

قیمت طلا: بر اساس نظریه تقاضای پول فریدمن طلا و سهام جانشین ناقص همدیگر محسوب می‌گردند. به گونه‌ای که با افزایش قیمت طلا مردم نقدینگی خود را به سمت این بازارها هدایت می‌کنند و با خروج نقدینگی از بازار سهام بازدهی سهام صنایع تشکیل دهنده روند نزولی پیدا می‌کند.

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی نتایج تحقیقات داخلی و خارجی صورت گرفته در راستای موضوع تحقیق پرداخته خواهد شد:

چان و همکاران (۲۰۱۶)؛ در تحقیقی تحت عنوان «تأثیر تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره بر بازده سهام کشورهای استرالیا و آمریکا با رویکرد مدل‌های تغییرات ضرایب زمانی» به بررسی تأثیر تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره بر بازدهی سهام کشورهای استرالیا و آمریکا با استفاده از مدل‌های TVP-VAR با لحاظ نمودن نوسانات تصادفی (SV) در مقایسه با مدل‌های VAR بدین نتیجه دست یافتند که وارد نمودن نوسانات تصادفی عملکرد مدل برآوردی را بهبود داده است.

جونز و همکاران (۲۰۱۴)؛ در تحقیقی تحت عنوان «تأثیر متغیرهای نرخ سود بانکی و رشد اقتصادی بر بازدهی سهام» به بررسی کارایی مدل نوسانات تغییرات زمانی نسبت به مدل‌های سنتی پرداخت. نتایج بیانگر این واقعیت بود که کارایی مدل نوسانات تغییرات زمانی نسبت به مدل‌های سنتی بالاتر است؛ همچنین بر اساس نتایج تحقیق مشاهده گردید ورود نوسانات تغییرات زمانی متغیرهای نرخ سود بانکی و رشد اقتصادی می‌تواند موجب بهبود پیش‌بینی بازده قیمتی سهام گردد.

دایزلی و همکاران[18] (۲۰۱۴)؛ در پژوهشی با عنوان «تأثیر شوک‌های پولی بر روی قیمت سهام با استفاده از داده‌های اقتصادی کانادا و آمریکا» به بررسی تجربی مبنی بر اینکه آیا آزادی بازارهای مالی و تجاری در رابطه با شوک‌های پولی بر روی قیمت‌های سهام مهم هستند یا خیر؟ آن‌ها در این تحقیق دریافته‌اند، که در آمریکا با افزایش ۰/۲۵ درصدی نرخ‌های بهره بعد از ۱۷ ماه از شوک‌های وارده، قیمت‌های سهام حدود ۴ درصدکاهش می‌یابند ولی این کاهش در کانادا بعد از ۴ ماه از شوک وارده تنها ۰/۰۸ درصد می‌باشد و این بدین جهت است که در کانادا واکنش‌های نرخ سود بسیار سریع می‌باشد ولی این واکنش‌ها پایدار نیست در حالی که در آمریکا این واکنش‌ها پایدار و بلندمدت است.

کورو[19] (۲۰۱۴)؛ در مطالعه‌ای با عنوان «انگیزهٔ سرمایه‌گذاران و واکنش بازار سهام به شوک‌های پولی» نشان داده است که شوک‌های پولی تأثیر معنی‌داری روی انگیزهٔ سرمایه‌گذاران دارد که تأثیر این اخبار پولی روی تصمیمات سرمایه‌گذاران به شرایط بازار نیز وابسته است. بر اساس نتایج وی شوک‌های پولی در کوتاه مدت بر بازدهی سهام تأثیر گذار است؛ اما در بلند مدت این تأثیر معنادار مشاهده نمی‌گردد. کورو این عامل را ناشی از تعدیل انتظارات (کامل شدن انتظارات تطبیقی در طی زمان) سرمایه‌گذاران فعال در بازار سرمایه در طی زمان (بلند مدت) است.

مرکباتی (۱۳۹۳)؛ به بررسی آثار متغیرهای خرد و کلان بر بازدهی شرکت‌های فعال بورسی در حوزه انرژی (پالایشی، پتروشیمی و نیروگاهی) پرداخته است. در مقایسه تأثیرگذاری شاخص‌های کلان نظیر حجم نقدینگی، تورم، نرخ ارز و قیمت حامل‌های انرژی و شاخص‌های خرد درون بنگاهی شامل بدهی شرکت‌ها، وضعیت دارایی و سرمایه آن‌ها بر نرخ رشد بازدهی سهام در دو صنعت پتروشیمی و

www.SID.ir

Archive of SID

شیمیایی، یافته‌ها نشان داد که این اثرگذاری در صنعت شیمیایی بیشتر از صنعت پتروشیمی است بر اساس نتایج، در صنعت شیمیایی تأثیر نرخ ارز از سایر متغیرها و در صنعت پتروشیمی متغیر قیمت نفت بالاترین تأثیر را دارد.

دامن کشیده (۱۳۹۲)؛ به بررسی تأثیر نااطمینانی تورم بر شاخص کل سهام بورس تهران پرداخته است. نتایج تحقیق با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH حاکی از آن است که نرخ تورم و شاخص قیمت کالا و خدمات اثر مستقیم معنادار بر شاخص بورس دارد، در حالی که اثر نااطمینانی معکوس و معنادار می‌باشد.

میهنی نیا (۱۳۹۱)؛ در پژوهش خود به پیش بینی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل مولفه مشاهده نشده (UC) با نوسانات تصادفی (SV) پرداخته است. برای براورد میانگین فرایند از روش حداکثر درست نمایی بر اساس استفاده مکرر از الگوریتم فیلترکالمن و برای برآورد واریانس آن از روش شبیه‌سازی زنجیره مارکف MCMC استفاده نموده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که مدل مورد نظر در مقایسه با مدل‌های سنتی از دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردار است.

۴- روش تحقیق و برآورد مدل

این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی می‌باشد. با توجه به موضوع و هدف تحقیق، روش مناسب در این پژوهش، الگوی تحلیلی-کمی می‌باشد.

بازه زمانی تحقیق حاضر دوره زمانی ۱-۱۳۸۲تا ۶-۱۳۹۲ به صورت داده‌های ماهانه می‌باشد[۲۰]. استخراج داده‌های تحقیق حاضر به شرح ذیل می‌باشد:

- حجم پول استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- درآمدهای نفتی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- نرخ تورم استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- نرخ ارز استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- قیمت طلا استخراج از سایت (محاسباتی توسط محقق) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران استخراج از سایت کدال بورس اوراق بهادار تهران (نرم افزار ره آورد نوین)
- رشد اقتصادی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (تبدیل به روش دیز[۲۱])
- سهم مخارج دولت بهGDP استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (تبدیل به روش دیز)
- شاخص تولیدات صنعتی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- صادرات غیر نفتی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن استخراج از سایت وزارت مسکن و شهرسازی

در ادامه روش‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر مورد بررسی قرار گرفته است.

۴-۱ مدل GARCH نمائی چرخشی مارکوف (MS-EGARCH)

در ابتدا یک مدل *EGARCH (1,1)* معرفی شده توسط نلسون[۲۲] (۱۹۹۱) را به صورت رابطه‌ی (۱) و (۲) برای y_t تعریف می‌کنیم:

(۱)

$$y_t = f(x_t;\vartheta) + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0,h_t)$$

(۲)

$$ln(h_t) = \omega_0 + \varphi\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta\, ln(h_{t-1}) + \delta\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

در رابطه‌ی (۱)، $f(x_t;\vartheta)$ میانگین شرطی، x_t یک بردار از M متغیر توضیحی است که ممکن است شامل $y_t's'$ وقفه باشد، φ یک بردار $(M\times1)$ از پارامتر می‌باشد، I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی است که شامل همه‌ی اطلاعات در دسترس در زمان $(t-1)$ می‌باشد، و در نهایت ε_t عبارت خطا می‌باشد. هنگامیکه طبق رابطه‌ی (۲)، واریانس شرطی از یک فرآیند *EGARCH(1,1)* پیروی می‌کند، D عموماً از توزیع t معرفی شده به وسیله‌ی برولسلو[۲۳] (۱۹۸۷) عموماً استفاده شده است. h_t به عنوان واریانس شرطی تخمین‌زده شده، اکیداً مثبت بوده و نیازی به محدودیت‌های غیر منفی استفاده شده در تخمین مدل *GARCH* ندارد. رابطه‌ی (۲) یک اثر نامتقارن اخبار منفی را بر روی واریانس نشان می‌دهد. بر طبق نظر بلک[۲۴] (۱۹۷۶) و نلسون (۱۹۹۱) نوسانات بازار سهام به وسیله‌ی افزایش و کاهش قیمت سهام نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌گیرد، اثر نامتقارن در نوسانات به وسیله‌ی ضریب γ تسخیر می‌شود، به حساب آوردن این ضریب برای رفع مشکل مدل‌های *GARCH* به وسیله‌ی لاماورکس و لاستراپس[۲۵] (۱۹۹۰) معرفی شد؛ بر طبق مطالعه‌ی آن‌ها، درجه‌ی بالاتر ثبات نشان داده شده به وسیله فرآیند *GARCH* استاندارد، ممکن است در صورت وجود شکست ساختاری تقلبی و اشتباه باشد. همیلتون و

www.SID.ir

Archive of SID

ساسمل[۲۶] (۱۹۹۴)، با به کار بستن مدل *ARCH* چرخشی مارکف *(SWARCH)* برای داده‌های هفتگی بازده سهام انگلیس، مشاهدات قوی را از تغییرات رژیم در فرآیند *ARCH* تأیید کردند، به علاوه آن‌ها ادعا کردند که به حساب آوردن تغییرات رژیم، منجر به کاهش قابل ملاحظه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا می‌شود؛ بر این اساس همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) در چارچوب مدل تغییرات رژیم، تابع واریانس شرطی را با فرض واریانس شرطی وابسته به وضعیت‌های اقتصاد اصلاح کردند. بر طبق نظر هنری (۲۰۰۹)، مدل *MS-EGARCH(1,1)* اولیه می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۳) و (۴) اصلاح شود:

(۳)

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$$

(۴)

$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}$$

بر خلاف مدل *SWARCH* معرفی شده به وسیله‌ی، مدل *MS-EGARCH* تضمن می‌کند که واریانس شرطی h_t بدون استفاده از قید غیر منفی، با استفاده از ساختارش مثبت باشد. با فرض دو رژیم $(i = 2)$، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به طوریکه s_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دورهای رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله‌ی همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه‌ی (۵) است:

(۵)

$$P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) = p_{00}$$
$$P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) = 1 - p_{11}$$
$$P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) = 1 - p_{00}$$
$$P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) = p_{11}$$

در رابطه‌ی (۵)، رژیم رایج s_t به رژیم دوره‌ی گذشته s_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای[۲۷] (۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۶) است:

(۶)

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)}$$
$$p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)}$$

۴-۲. روش حداقل مربعات جزیی (PLS)

روش حداقل مربعات جزیی (PLS) برای‌حل مسائل و مدل‌های پیچیده و غیرخطی و تحلیل هم‌زمان مدل‌ها بسیار مناسب است (Naik et al،۲۰۰۰). این تکنیک امکان بررسی روابط متغیرهای پنهان (متغیرهای غیر قابل مشاهده) و سنجه‌ها (متغیرهای قابل مشاهده) را به صورت همزمان فراهم می‌سازد. در مدل‌های PLS دو مدل آزمون می‌شود: مدل‌های بیرونی و مدل‌های درونی. مدل بیرونی[۲۸]

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته متغیرها

نام متغیر	نوع حالت	میزان آماره	مقادیر بحرانی		
			در سطح ۱ درصد	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱۰ درصد
Y	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۲۶	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
TROIL	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۱۸	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
P	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۵۱	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
EX	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۴۱	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
GTGDP	با عرض از مبدأ و روند	-۰/۹۱۷	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
M	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۵۴	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
YSANAT	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۴۲	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
IH	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۴۴	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
PGOLD	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۹۴	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹
NXNONEOIL	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۷۱	-۳/۷۷	-۳/۱۹	-۲/۸۹

مأخذ: محاسبات محقق

www.SID.ir

Archive of SID

مشابه اندازه‌گیری و مدل درونی[۲۹] مشابه تحلیل مسیر در مدل‌های معادلات ساختاری است. پس از آزمون مدل بیرونی لازم است تا مدل درونی که نشانگر ارتباط بین متغیرهای پنهان پژوهش است، ارائه شود.

مدل معادلات ساختاری = تحلیل عامل تائیدی + تحلیل مسیر

حداقل مربعات جزئی= مدل درونی + مدل بیرونی

در جدول شماره ۱نتایج مدل PLS ارائه شده است. لازم به ذکر است با توجه به آنکه مدل حداقل مربعات جزیی یک مدل غیر خطی است در برآورد آن نیازی به بررسی مانایی در داده‌های تحقیق وجود ندارد[۳۰]؛ اما جهت اطمینان از صحت فرآیند تحقیق در جدول شماره (۱)، مانایی تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است.

با توجه به آنکه متغیرهای مورد بررسی در سطح مانا نشده‌اند، نیاز به بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرها وجود دارد.

جدول ۲: نتایج آزمون یوهانسون

نوع آزمون	None No Intercept No Trend	None Intercept No Trend	Linear Intercept No Trend	Linear Intercept Trend	Quadratic Intercept Trend
آزمون اثر	5	4	4	4	4
آزمون مقادیر ویژه	4	3	4	4	4

با توجه به نتایج وجود بردار بلند مدت مشاهده می شود مابین متغیرهای تحقیق بردار بلند مدت وجود دارد. در نتیجه نیازی به تفاضل گیری از داده‌های تحقیق وجود ندارد.

مدل کلی PLS تحقیق حاضر به صورت زیر است:

$$BS=f(YSANAT, IH, Y, GTGDP, NXNONEOIL, P, M, EX, TROIL, PGOILD)$$

در جدول شماره ۳، متغیرها به ترتیب اهمیتی که بر بازدهی شاخص بورس دارند به ترتیب از بالا به پایین مشخص شده‌اند.

- *YSANAT*:تولیدات صنعتی، *IH*: سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن، *Y*: رشد اقتصادی*GTGDP*: نسبت حجم دولت به *GDP*، *NXNONEOIL*: نرخ رشد صادرات غیر نفتی*P*: تورم، *M*: عرضه‌ی پول، *EX*: نرخ ارز، *TROIL*: درآمدهای نفتی، *PGOLD*: نرخ رشد قیمت طلای داخلی
- معیار *VIP* میزان همبستگی یک سازه با شاخص‌های خود را نشان می‌دهد که هر چه این همبستگی بیشتر باشد، برازش نیز بیشتر است. به عبارتی این شاخص سهم هر متغیر را در تفسیر واریانس تغییرات متغیر وابسته نشان می‌دهد. بر اساس نتایج جدول شماره ۳، متغیرهای *Y* و *TROIL* بالاترین سهم اثرگذاری را بر بازدهی شاخص بورس دارند. بر این اساس در ادامه به بررسی تأثیر نااطمینانی متغیر رشد اقتصادی *Y* به نمایندگی بخش حقیقی و متغیر درآمدهای نفتی *TROIL* به نمایندگی بخش پولی خواهیم پرداخت. در ادامه به بررسی نااطمینانی در بخش پولی و حقیقی پرداخته می‌شود.

الف: نااطمینانی بخش پولی[۳۱]

- با توجه به نتایج جدول شماره ۱، متغیر نرخ رشد درآمدهای نفتی در سطح ۱ درصد مانا است و در نتیجه این تضمین وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منتهی نخواهد گردید. پس از تخمین مدل *ARMA* با توجه به میزان شاخص آکاییک وقفه بهینه برای مدل آرمای سری زمانی (۲ و ۱۶) تعیین گردید. جهت اطمینان از نتایج بهینه بودن وقفه‌های وارد شده در مدل می‌توان ساختار ریشه واحد این سری را مشاهده نمود. پس از انتخاب بهینه مدل اقدام به بررسی اثر آرچ در متغیر نرخ رشد درآمدهای نفتی نمودیم. نتایج تخمین مورد نظر به شرح زیر است.

جدول ۳: متغیرها به ترتیب اهمیت در دو مولفه اول

Upper bound (95%)	*Lower bound (95%)*	*Standard deviation*	*VIP*	*Upper bound (95%)*	*Lower bound (95%)*	*Standard deviation*	*VIP*	*Variable*
۲/۸۰۸۸	۰/۸۳۰۳	۰/۵۰۴۷	۱/۸۱۹۶	۲/۴۳۰۲	۱/۲۳۰۴	۰/۳۰۶۱	۱/۸۳۰۳	*Y*
۱/۷۴۴۹	۰/۴۸۷۵	۰/۳۲۰۸	۱/۱۱۶۲	۱/۹۶۷۶	۰/۸۳۵۲	۰/۲۸۸۹	۱/۴۰۱۴	*TROIL*
۱/۳۳۷۷	۰/۵۸۷۸	۰/۱۹۱۳	۰/۹۶۲۸	۱/۴۱۷۱	۰/۴۱۶۹	۰/۲۵۵۲	۰/۹۱۷۰	*P*
۱/۲۶۲۹	۰/۶۱۴۰	۰/۱۶۵۶	۰/۹۳۸۴	۱/۵۳۶۷	۰/۳۲۹۴	۰/۳۰۸۰	۰/۹۳۳۰	*EX*
۱/۲۶۲۹	۰/۶۱۴۰	۰/۱۶۵۶	۰/۹۳۸۴	۱/۵۳۶۷	۰/۳۲۹۴	۰/۳۰۸۰	۰/۹۳۳۰	*GTGDP*
۰/۹۹۹۵	۰/۸۰۶۸	۰/۰۴۹۲	۰/۹۰۳۱	۱/۹۲۶۰	-۰/۵۰۴۰	۰/۶۱۹۹	۰/۷۱۱۰	*M*
۰/۹۹۹۵	۰/۸۰۶۸	۰/۰۴۹۲	۰/۹۰۳۱	۱/۹۲۶۰	-۰/۵۰۴۰	۰/۶۱۹۹	۰/۷۱۱۰	*YSANAT*
۱/۳۳۲۹	۰/۳۸۵۹	۰/۲۴۱۶	۰/۸۵۹۴	۱/۱۶۰۹	۰/۶۹۷۳	۰/۱۱۸۳	۰/۹۲۹۱	*IH*
۱/۰۹۵۲	۰/۵۷۵۲	۰/۱۳۲۷	۰/۸۳۵۲	۱/۰۳۷۰	۰/۵۰۵۹	۰/۱۳۵۵	۰/۷۷۱۴	*PGOLD*
۱/۱۱۷۱	۰/۱۹۶۲	۰/۲۳۴۹	۰/۶۵۶۶	۱/۰۳۹۳	۰/۳۵۹۱	۰/۱۷۳۵	۰/۶۹۹۲	*NXNONEOIL*

مأخذ: محاسبات محقق

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴: بررسی اثر آرچ در سری زمانی نرخ رشد درآمدهای نفتی

آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح احتمال
F-statistic	۴۰/۳	F(۱,۹۰)	۰٫۰۰۰۰
Obs*R-squared	۳۹/۷۵	۱	۰٫۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول شماره ۴، مشاهده می‌گردد که در مدل اثر آرچ در داده‌های سری زمانی نرخ رشد درآمدهای نفتی مشاهده می‌شود در نتیجه لازم است از مدل گارچ با توجه به وقفه بهینه مدل آرما نموده‌ایم. بر اساس نتایج که متغیر درآمدهای نفتی هم در حالت متقارن (GARCH) و هم در حالت نامتقارن (EGARCH) اثر گارچ مشاهده شده است. در نتیجه سوالی که در این مرحله مطرح می گردد آن است که آیا این اثرات گارچ تابع رژیم هستند یا خیر؟ برای این که وجود رابطه‌ی غیرخطی و هم‌چنین توانایی مدل مارکف سوئیچینگ در تعیین سیکل‌های تجاری را نشان دهیم ابتدا دو مدل مارکف سوئیچینگ دورژیمه و سه رژیمه را تخمین زده و فرضیه‌ی برابری نرخ رشد بازدهی سهام را با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی آزمایش می‌کنیم، اگر فرضیه برابری نرخ بازدهی سهام قابل رد بوده در نتیجه مدل مارکف سوئیچینگ قابل تخمین بوده و در غیر این صورت باید از مدل‌های خطی استفاده نمود. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی که در جدول (۵) ارایه شده است، نشان می‌دهد فرضیه‌ی برابری میانگین نرخ رشد بازدهی سهام در هر حالت دو رژیمه قابل رد بوده و مجاز به استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ با دو رژیم متفاوت هستیم.

جدول۵: نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی برای آزمون غیرخطی بودن داده‌ها

دورژیمه	LR-test Chi^2(3)= ۱۸/۳۵	۰٫۰۰۰۰
سه رژیمه	LR-test Chi^2(۸)=۴/۲۱	۰/۰۸۷۱

در ادامه به بررسی اثر نااطمینانی بخش پولی بر بازدهی بورس پرداخته شده است.

در این بخش متغیر معاملات سهام توسط شرکت‌های بزرگ در تابع میانگین و واریانس مدل *MS-EGARCH* وارد می‌شود. هدف اصلی این است که بررسی شود که آیا معاملات سهام توسط شرکت‌های بزرگ به تغییرات بازدهی بورس مرتبط هستند و آیا می‌توان تغییرات رفتاری در بازدهی بورس را با ورود این متغیر توضیح داد یا خیر؟ برای این منظور مدل *MS-EGARCH* با احتمالات انتقال ثابت شده[۳۲] بسط داده شده است. به منظور تعیین اینکه آیا نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی بر روی تغییرات بازدهی بورس تأثیرگذار است یا خیر، ارزش راست نمایی دو مدل در حالت وجود یا عدم وجود نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی مورد مقایسه قرار گرفته است. که نتایج آن در جدول شماره ۶، ارائه شده است.

جدول ۶: تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر متغیر وقفه اول نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی بر روی تغییرات بازدهی بورس

	lnL	*LR*
MS-EGARCH(1,1) یک متغیره بازدهی بورس	۲۲۷/۳۳۷	$\chi^2 = 21.85^{***}$
MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی	۲۳۸/۲۶۲	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج تست *LR* در جدول شماره ۶، آشکار می‌کند که مدل *MS-EGARCH(1,1)* با شمول متغیر نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی و احتمالات انتقال ثابت شده، نرخ راستنمایی بالاتری (۲۳۸/۲۶۲ بزرگتر از ۲۲۷/۳۳۷ است) در مقایسه به مدل *MS-EGARCH(1,1)* تک متغیره دارد و مدل *MS-EGARCH(1,1)* تک متغیره در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر اثرگذاری معنی‌دار نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی بر روی تغییرات بازدهی بورس فراهم می‌کند. در جدول شماره ۷، نتایج تخمین مدل *MS-EGARCH(1,1)* با احتمالات انتقال ثابت شده محاسبه شده است.

جدول ۷: نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی

$$y_t = \mu_{it} + \eta_i x_{t-1} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$$
$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i x_{t-1}$$

μ_0	۰/۰۱۱۲ ۱/۹۱۶^{x}
μ_1	۰/۰۳ ۶/۶۳^{xxx}
η_0	-/۰۰۴۲ -۲/۱۳
η_1	-۰/۰۰۵۵^{xx} ۱۲/۹۴^{xxx}
ω_0	۷/۴۱۳ ۱۶/۲۱^{xxx}

www.SID.ir

Archive of SID

ω_1	۹/۰۳۵ ۱۶/۹۸***
φ_0	۰/۰۰۲۷ ۱/۰۱۲
φ_1	۰/۹۰۸ ۱۰/۲۲***
β_0	۰/۹۹۸ ۱/۸۱*
β_1	۱/۲۵۷ ۴/۷۹۸***
λ_0	-۰/۱۴۵۲ -۱/۱۰۳
λ_1	۰/۰۹۲۴ ۳/۲۹***
δ_0	۲/۹۷۸ ۴/۱۲***
δ_1	-۲/۹۷۹ -۳/۵۲۵***
p_{00}	۰/۹۵۱۵
p_{11}	۰/۹۵۱۶
Log-likelihood	۲۳۸/۲۶۲
Q(12)	۲۳/۵۱۸***
$Q^2(12)$	۹/۷۸*

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار است

**: در سطح ۵٪ معنی‌دار است

*: در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است

مآخذ: محاسبات محقق

در ادامه به تفسیر هر یک از ضرایب برآوردی خواهیم پرداخت:

μ_0: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ مدل میانگین بازدهی بورس در رژیم یک است.

μ_1: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ میانگین بازدهی بورس در رژیم یک است. بر اساس نتایج میانگین بازدهی در رژیم یک که همان رژیم رونق است؛ بالاتر می‌باشد. بدین معنی که در دوره‌های رونق (۰/۰۳) میزان بازدهی بورس بیشتر از دوره‌های رکود (۰/۰۱۱۲) است. بر اساس نتایج برآوردی هر دو عرض از مبدأ دارای اثر معناداری هستند.

η_0: بیانگر تأثیر نااطمینانی متغیر پولی بر بازدهی سهام در رژیم صفر است.

η_1: بیانگر تأثیر نااطمینانی متغیر پولی بر بازدهی سهام در رژیم یک است. بر اساس نتایج نااطمینانی متغیر پولی در هر دو رژیم یک و صفر دارای تأثیر منفی بر بازدهی بورس هستند با این تفاوت که در رژیم یک این تأثیر معنادار و در رژیم صفر بی‌معنی است.؛ به عبارتی نااطمینانی در رژیم با نااطمینانی بالا (۰/۰۰۵۵-) بیش از رژیم با نااطمینانی پایین (۰/۰۰۴۲-) بازدهی سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ω_0: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ مدل واریانس ناهمسانی جزء اخلال مدل بازدهی بورس در رژیم صفر است.

ω_1: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ مدل واریانس ناهمسانی جزء اخلال مدل بازدهی بورس در رژیم یک است. بر اساس نتایج برآوردی هر دو عرض از مبدأ دارای اثر معناداری هستند.

φ_0: این ضریب بیانگر نامتقارن بودن بازدهی بورس در رژیم صفر است.

φ_1: این ضریب بیانگر نامتقارن بودن بازدهی بورس در رژیم یک است. بر اساس نتایج در رژیم نااطمینانی بالا حالت نامتقارن در بازدهی مشاهده می‌شود اما در حالت نااطمینانی پایین این رفتار مشاهده نمی‌شود.

: بیانگر میزان تأثیر واریانس شرطی جزء اخلال در رژیم صفر β_0در حالت خطی است.

: بیانگر میزان تأثیر واریانس شرطی جزء اخلال در رژیم یک β_1در حالت خطی است.

δ_0: بیانگر میزان تأثیر واریانس شرطی جزء اخلال در رژیم صفر در حالت غیرخطی است.

δ_1: بیانگر میزان تأثیر واریانس شرطی جزء اخلال در رژیم صفر در حالت غیرخطی است.

λ_0: این ضریب بیانگر میزان تأثیر نااطمینانی متغیرهای پولی بر واریانس ناهمسانی جزء اخلال در رژیم صفر است.

λ_1: این ضریب بیانگر میزان تأثیر نااطمینانی متغیرهای پولی بر واریانس ناهمسانی جزء اخلال در رژیم یک است. بر اساس نتایج نااطمینانی متغیر پولی در هر دو رژیم تأثیر معناداری بر ایجاد واریانس ناهمسانی در جزء اخلال مدل‌های برآوردی دارد.

p_{00}: بیانگر میزان احتمال وقوع رژیم صفر است.

p_{11}: بیانگر میزان احتمال وقوع رژیم یک است. با توجه به بالا بودن میزان احتمال‌ها می‌توان نتیجه گرفت بازار سهام کشور از پویایی‌های کافی برای رسیدن به تعادل برخوردار نیست. چراکه اگر وارد هر رژیم شود به علت بالا بودن احتمال وقوع رژیم به سختی امکان بروز رژیم دیگری وجود دارد.

Q(12): این شاخص بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآوردی است.

Q2)12(: این شاخص بیانگر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل برآوردی است.

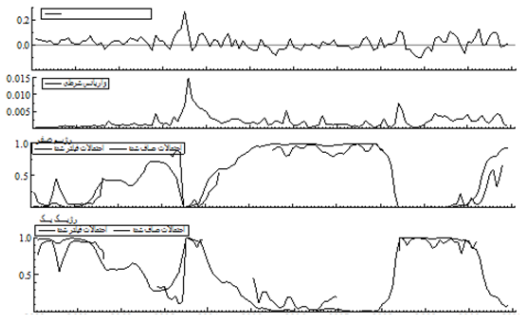
نتایج فوق نشان دهنده‌ی اثرات نامتقارن نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی بر روی تغییرات بازدهی بورس در دو رژیم رکود و رونق می‌باشد. نتایج تست تشخیصی باکس-پیرس *(B-P)* با رتبه ۱۲ برای جملات خطای استاندارد

www.SID.ir

Archive of SID

شده و مجذور خطاها (با رتبه ۱۲) در جدول شماره ۸، ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهد که مدل چرخشی مارکوف دو رژیمه یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس تغییرات بازدهی بورس ارائه می‌کند. در نمودار شماره (۱)، احتمالات صاف شده برای مدل *MS-EGARCH(1,1)* با دو رژیم تغییرات بازدهی بورس با شمول وقفه اول متغیر نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی ارائه نموده است.

نمودار ۱: احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول متغیر نااطمینانی نرخ رشد درآمدهای نفتی



مآخذ: محاسبات محقق

بر اساس نمودار شماره ۱، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات بازدهی بورس در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است.

ب: نااطمینانی بخش حقیقی

با توجه به نتایج جدول شماره ۱، متغیر رشد اقتصادی در سطح ۱ درصد مانا است و در نتیجه این تضمین وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منتهی نخواهد گردید. در ادامه به تخمین مدل ARMA سری زمانی رشد اقتصادی پرداخته شده است.

با توجه به میزان شاخص آکاییک وقفه بهینه برای مدل آرمای سری زمانی رشد اقتصادی (۲ و ۱۸) انتخاب گردید. جهت اطمینان از نتایج بهینه بودن وقفه‌های وارد شده در مدل می‌توان ساختار ریشه واحد این سری را مشاهده نمود. در ادامه اقدام به بررسی اثر آرچ در مدل تخمینی پرداخته شده است.

جدول ۸: بررسی اثر آرچ در سری زمانی رشد اقتصادی

آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح احتمال
F-statistic	۰/۱۲۲۶۹۲	F(۱,۹۰)	۰،۱۲۶۲
Obs*R-squared	۰/۱۲۲۷۷۵	۱	۰،۱۴۶۰

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول شماره ۸، مشاهده می‌گردد که در مدل اثر آرچ در داده‌های سری زمانی رشد اقتصادی مشاهده نمی‌شود در نتیجه نباید از مدل‌های گارچ استفاده نمود. در این حالت با توجه به مشاهده اثرات تغییر رژیم در سری زمانی رشد اقتصادی می‌توان از مدل‌های MSVAR استفاده نمود.

در این بخش ما تأثیر ورود متغیر رشد اقتصادی را بر بازدهی بورس در مدل‌های MS-AR وارد نموده و تأثیر آن را بر این متغیر مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این منظور مدل MS-AR با احتمالات انتقال ثابت شده[۳۳] بسط داده شده است. به منظور تعیین اینکه تأثیر رشد اقتصادی بر بازدهی شاخص بورس موثر است یا خیر؟، با استفاده از تست LR=2|ln $L_{MS\text{-}ARX}$ −ln $L_{MS\text{-}AR}$| ارزش راست نمایی دو مدل تخمینی متغیر بازدهی بورس، در دو حالت وجود متغیر رشد اقتصادی در مدل (مدل MS-ARX) یا عدم وجود آن (مدل MS-AR)، در جدول شماره ۹، مقایسه شده است.

جدول ۹: تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر رشد اقتصادی بر متغیر بازدهی شاخص بورس

LR test statistica	MS-ARX (ln $L_{MS\text{-}ARX}$)	MS-AR (ln $L_{MS\text{-}AR}$)	
۱۵/۶۴***	-۱۰۴/۱۱	-۱۲۱/۳۵	xتأثیر یا عدم تأثیر رشد اقتصاد شاخص بورسxبر متغیر بازده

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مآخذ: محاسبات محقق

نتایج آزمون نشان می‌دهد مدل MS-ARX نرخ راستنمایی بالاتری در مقایسه با مدل MS-AR تک متغیره دارد و مدل MS-AR تک متغیره در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی مبنی بر تأثیر رشد اقتصادی بر متغیر بازدهی شاخص بورس دارد. جدول شماره ۱۰، نتایج تخمین مدل MS-ARX متغیرهای بازدهی شاخص بورس را در حالت ورود متغیر رشد اقتصادی نمایش می‌دهد.

جدول ۱۰: شمول متغیر رشد اقتصادی در مدل MS(2)-ARX(3) بر تغییرات بازدهی بورس

	رژیم ۲		رژیم ۱	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
جمله ثابت	۱۱/۲۷	۷/۱۹***	۶/۴۵	۴/۹۶***
AR(1)	۱/۱۸	۴/۵۸***	۰/۳۹	۲/۸۶***
AR(2)	۱/۲۳	۳/۲۱***	۰/۳۴	۲/۰۵***
AR(3)	۱/۱۱	۳/۰۶	۰/۱۶	۲/۸۴***
Y	۰/۶۵	۶/۰۹***	۰/۳۶	۳/۱۷***
Y (1)	۰/۲۷	۳/۱۱***	۰/۱۲	۲/۹۷***
انحراف معیار	۲/۴۱	۶/۵۴***		

***: در سطح ۱٪، **: در سطح ۵٪ و *: در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است

مآخذ: محاسبات محقق

www.SID.ir

Archive of SID

به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MS-ARX، در جدول شماره ۱۱، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است:

جدول ۱۱: ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	بازدهی شاخص بورس	
	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۱۰۶	۰/۸۹۳
رژیم ۲	۰/۱۱	۰/۸۸۲

مآخذ: محاسبات محقق

بر اساس نمودار شماره ۲، مدل MS-ARX در توضیح مسیر رشد بازدهی بورس در هر دو حالت رژیم یک و دو خوب عمل نموده است.

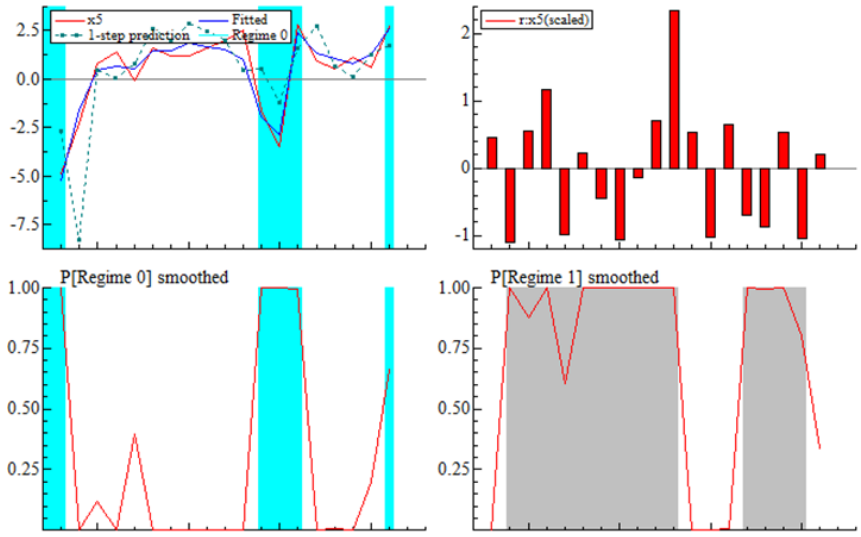
۵. نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۲ با استفاده از داده‌های ماهانه با استفاده از نرم افزارهای ایویوز ۹، OXMETRIC7 و TCM به بررسی نااطمینانی بخش پولی و حقیقی بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. بر این اساس ۵ شاخص به نمایندگی بخش پولی (تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و نرخ رشد قیمت طلای داخلی) و ۵ شاخص به نمایندگی بخش حقیقی (تولیدات صنعتی، سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن، رشد اقتصادی، نسبت دولت به GDP، نرخ رشد صادرات غیر نفتی) وارد مدل PLS گردید. بر اساس نتایج تخمین در مدل PLS متغیر رشد اقتصادی به نمایندگی بخش حقیقی و متغیر درآمدهای نفتی به نمایندگی بخش پولی بالاترین تأثیر را بر بازدهی بورس داشتند.

بر اساس نتایج تحقیق مشخص گردید که متغیرهای پول با مشکل نااطمینانی روبرو بوده؛ اما متغیرهای حقیقی با چنین مشکلی روبرو نیستند. بر اساس نتایج مدل MSEGARCH برای متغیرهای پولی این نتیجه حاصل گردید که نااطمینانی در متغیرهای پولی هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تأثیر معناداری بر بازدهی بورس به صورت منفی دارد.

در متغیرهای حقیقی از مدل MSVAR برای رسیدن به نتایج استفاده شد. نتایج این مدل بیانگر این واقعیت است که رشد اقتصادی در دو رژیم رونق شاخص بورس و رکود شاخص بورس تأثیر معناداری بر بازدهی شاخص بورس دارد.

۱. یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد بحث هنگام سیاست‌گذاری پولی این است که آیا سیاست پولی باید بر مبنای صلاحدید و تحت اختیارات مقام پولی متناسب با شرایط اقتصادی عمل کند یا بر مبنای قواعد از پیش تعیین شده و مشخص به شرایط اقتصادی واکنش نشان دهد. با توجه به وجود مشاهده نااطمینانی در رژیم بالا و پایین در سری زمانی متغیر پولی، به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌گردد از سیاست‌هایی مبتنی بر صلاحدید در اجرای سیاست‌های پولی نسبت به سیاست‌های قاعده‌مند بهره گیرند. چرا که با توجه به تبعیت این متغیر از رژیم‌های مختلف نمی‌توان سیاست واحدی را در این زمینه در دستور اجرا قرار داد.



نمودار ۲: احتمالات انتقال مدل MS(2)-ARX (3) بازدهی شاخص بورس با شمول متغیر رشد اقتصادی
مأخذ: محاسبات محقق

www.SID.ir

Archive of SID

اجرای سیاست‌های صلاحدیدی هر چند به علت وجود مشکلات تشخیص وقفه خود تا حدودی عامل ایجاد نوسان هستند، اما تحقیقات متعددی اثبات نموده‌اند این سیاست‌ها می‌تواند میزان ثبات در روند متغیرها را افزایش دهد.

با توجه به نتایج تحقیق چون سهم اثرگذاری متغیرهای پولی بر بازدهی سهام بیشتر از سهم متغیرهای حقیقی بوده و این امر با ماهیت بازار سرمایه در تضاد است، اجرای سیاست‌های سمت عرضه نسبت به سیاست‌های سمت تقاضا در این بازار توصیه میشود، چرا که سیاست های سمت عرضه موجبات بهبود رشد اقتصادی در کنار کاهش تورم و بهبود تراز تجاری و اشتغال را به همراه دارد.

یادداشت‌ها

[1] *Solnik*
[2] *Benderly and Swick*
[3] *Fama and Schwert*
[4] *Mayasmai and Koh*
[5] *Christopher Gan et al*
[6] *ApostolesSerletis*
[7] *Jakoob, Mudsen*
[8] *Andreas Humpe and Peter D. Macmillan*
[9] *Black*
[10] *Fisher*
[11] *Keynes*
[12] *Friedman*
[13] *Doessel,D. P. &A. Valadkhani*
[14] *Dornbusch and Fisher*
[15] *Flow-oriented models*
[16] *Stock-oriented models*
[17] *Branson*
[18] *Daisy Li, Yun and Iscan, Talan Band Xu, Kuan(2014),*
[19] *Kurov, Alexander(2014).*

[۲۰] دلیل محدود بودن بازه زمانی تحقیق به تاریخ ٦-۱۳۹۲ نبود اطلاعات آماری ماهانه شاخص‌های حقیقی و پولی خارج از این بازه می‌باشد.

[۲۱] با توجه به نظر داور محترم تبدیل داده‌ها تا اندازه‌ای مانند شمشیر دولبه است. حسن این روش این است که می تواند دقت معنی داری تحلیل‌های آماری را افزایش دهد و عیب آن این است که ممکن است تفسیر داده‌ها را دشوارتر کند. در نتیجه باید از روش تبدیل داده‌ها به شیوه‌ای مدبرانه استفاده کرد. دشوارکردن تفسیر داده‌ها بدین معناست که وقتی داده‌ها را تبدیل می‌کنیم مقدار حداقل و حداکثر و شیوه توزیع متغیر و تمامی شاخص‌های میانگین و انحراف استاندارد تغییر می‌کند و با حالت معمول و عادی تفاوت پیدا می‌کند. محقق با توجه به اینکه توزیع داده قبل و بعد از تبدیل داده تغییر رفتار نداده است، از این تبدیل بهره گرفته است.

[22] *Nelson*
[23] *Bollerslev*
[24] *Black*
[25] *Lamoureaux and Lastrappes*
[26] *Hamilton and Susmel*
[27] *Cai*
[28] *Outer Model*
[29] *Inner Model*

[۳۰] به علت تغییر وضعیت سریع در مدلهای غیر خطی *PLS* و مارکوف سویچینگ نسبت به مدل‌های آستانه‌ای و شبکه عصبی نیازی به مانایی احساس نمی‌شود چرا که در هر وضعیتی که در داده شکست ساختاری رخ دهد، مدل عرض از مبدأ و شیب متانسب با اون وضعیت را برآورد می‌نماید.

[۳۱] با توجه به نتایج تحقیق در هر دو متغیر اثر گارچ مشاهده نگردید تا از روش مدلهای نااطمینانی چند متغیره بهره گرفته شود.

[32] *Fixed Transition Probabilities*
[33] *Fixed Transition Probabilities*

www.SID.ir