مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و پنجم / زمستان ۱۳۹٤

بررسی اثرپذیری بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی

غلامرضا زمردیان[۱]
مهدی شعبان زاده[۲]
ایرج نجفی شریعت زاده[۳]

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۶ تاریخ پذیرش: ۹۴/۳/۲۵

چکیده

بازار سرمایه در همه کشورها نقش اساسی و تعیین کننده در گردآوری و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی دارد. بدون وجود این بازارها امکان گردآوری وجوه کوچک و بزرگ از افراد جامعه امکان‌پذیر نخواهد بود. اعتقاد بر این است که قیمت‌ها در بازار سرمایه توسط متغیرهای کلان اقتصادی تعیین می‌شوند. با این رویکرد و با توجه به دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و آربیتراژی و همچنین با توجه به نقش دولت در ایجاد ثبات اقتصادی، مطالعه حاضر اثر پذیری بازار سهام ایران را از تغییرات پیش بینی نشده در سیاست های پولی و مالی طی دوره 92-1370 الگوسازی و بررسی نموده است. جهت دسترسی به این هدف ابتدا نوسانات سیاست پولی و مالی در قالب مدل GARCH، الگوسازی و سپس به کمک مدل ARDL ارائه شده توسط پسران و همکاران (2001)، اثرات آن‌ها بر بازار سرمایه در کنار متغیرهایی چون تورم، حجم نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ ارز بازار آزاد و درآمد نفتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بیان‌گر آن است که تغییرات پیش بینی نشده 10 درصدی در سیاست پولی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب به میزان 3/6 و 4/7 درصد کاهش، اما تغییرات پیش بینی نشده ۱۰ درصدی در سیاست مالی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب به میزان 1/5 و 3/5 درصد کاهش می‌دهد. دو متغیر تورم و حجم نقدینگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بورس اوراق بهادار اثر مثبت می‌گذارند. به طوری که با افزایش تورم و حجم نقدینگی به میزان ۱۰ درصد شاخص قیمت بورس اوراق بهادار طی دوره کوتاه‌مدت به ترتیب به میزان 37/3و 17/8درصد و در دوره بلندمدت به ترتیب به میزان 33/3 و 23/7 درصد افزایش می‌یابد. هم چنین نتایج بیان‌گر اثر منفی، معکوس و معنی‌دار نرخ ارز بازار آزاد بر بورس اوراق بهادار طی دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت است، به طوری که رشد 10 درصدی در متغیر فوق شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار را در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب به میزان 17/7 و 12/4 درصد کاهش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت بورس اوراق بهادار، شوک سیاست پولی و مالی، تورم، حجم نقدینگی، نرخ ارز بازار آزاد.

۱- استادیار و عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی gh.zomorodian@ gmail.com
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، mehdi shabanzadeh@gmail.com
۳- عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی irajshariatzadeh@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

بازار سرمایه به دلیل جمع آوری وجوه اندک جمع اجرای طرح های بزرگ سرمایه گذاری از مهم ترین بازارها در اقتصاد هر کشوری به شمار می‌آید. درجه توسعه یافتگی و رونق بازار سرمایه به سبب نقش اساسی که در گردآوری منابع موجود در اقتصاد ملی و هدایت آن به سمت فعالیت‌های اقتصادی بلندمدت دارد، به خودی خود اهمیت زیادی در توسعه اقتصادی یک کشور می‌تواند داشته باشد (ابونوری و مشرفی، 1385). اعتقاد بر این است که قیمت‌ها در بازار سرمایه و هم چنین شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار توسط برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ بهره، ارز، تورم و ... تعیین می‌شوند. جهت بررسی و اثبات میزان اثرگذاری عوامل بیان شده بر شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار از دو مدل قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژی استفاده می‌گردد (باید توجه داشت که مبنای اساسی این دو مدل تئوری بهینه پرتفوی مارکوویتز می باشد). مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پردازش خود را با این نکته آغاز می‌کند که چگونه سرمایه‌گذاران می‌توانند یک "سبد سرمایه‌گذاری کارآ" را با توجه به ریسک سیستماتیک هر سرمایه گذاری به وجود آورند. در نقطه مقابل، نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژی به عنوان جانشینی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه شد. بر اساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژی در سبد سرمایه‌گذاری سهام، ریسک خاص یک سهم مهم نیست. در این شرایط، تنها ریسک متغیرها دارای اهمیت است و نشان دهنده‌ی آن است که ریسک سیستماتیک قابل حذف نیست، اما ریسک غیر سیستماتیک با گوناگونی و تنوع در سرمایه‌گذاری قابل حذف است. پایه و اساس این مدل که از مدل های چند عاملی سرچشمه می گیرد، در پنج عامل اقتصادی نهفته است. عوامل فوق شامل تغییرات در نرخ تورم پیش بینی شده، تغییرات غیر منتظره در تورم، تغییرات غیر منتظره در تولیدات صنعتی، تغییرات غیر منتظره در بازده تا سررسید تفاضلی اوراق قرضه بّنجل و اوراق ممتاز (صرف ریسک اوراق قرضه) و تغییرات غیر منتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند(چن، 1983).

از سوی دیگر در کنار مفروضات اساسی دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژی در تعیین عوامل اثر گذار بر بازده سهم، دولت ها نیز به عنوان یک ناظر و سیاست‌گذار عمده در مباحث اساسی اقتصادی نقش پر رنگی در بازار سرمایه دارند، و یکی از وظایف دولت، ارائه برنامه‌هایی است که با اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی بتواند به بازار سرمایه رونق بخشد. اقدامات و میزان دخالت دولت در اقتصاد، صنعت و بازرگانی بر سرمایه‌گذاری در محصولات مالی تاثیرگذار است، به این معنی که هر چه میزان دخالت دولت در اقتصاد بیشتر باشد سبب کاهش مشارکت بخش خصوصی شده، ریسک سیستماتیک افزایش و میزان سرمایه‌گذاری در بازار اوراق بهادار بازار سرمایه کاهش می‌یابد. اهمیت ثبات در سیاست‌های دولت برای کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران دو چندان است، چرا که این کشورها دارای بازارهای مالی نامنظمی بوده و تغییر در سیاست‌های دولت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی و از این رو بازارهای مالی و به خصوص بازار سرمایه این کشورها را با مشکلات متعددی مواجه سازد. ایران به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه طی سال‌های اخیر همواره با کسری بودجهٔ دولت مواجه بوده و در این راستا جهت

Archive of SID

www.SID.ir

حل این مشکل سیاست‌های شتاب زده فراوانی در حوزه مالی و پولی توسط دولت و مقامات پولی کشور اتخاذ شده است. سیاست‌های پولی و مالی پیش بینی شده می‌توانند، اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار داشته باشند. اما برخلاف سیاست‌های پولی و مالی پیش بینی شده، سیاست‌های پولی و مالی پیش بینی نشده از جمله بی ثباتی در رشد حجم نقدینگی سبب سردرگمی فعالان اقتصادی شده و اثری متفاوت بر شاخص کل قیمت سهام دارد. تا زمانی که تورم قابل پیش بینی است دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایداری و نااطمینانی وجود ندارد و می‌توان ریسک سهم را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه به این که این ریسک‌ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند، یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو نمود. اما زمانی که شوک سیاستی مشاهده گردد و تورم غیر منتظره و غیر قابل پیش بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود. نوسانات نامرتب و بی ثباتی‌ها در رشد حجم نقدینگی دارای اثر روانی منفی بر شکل گیری انتظارات و میل به سرمایه‌گذاری است مخصوصاً اگر این نوسانات ناشی از کسری بودجهٔ دولت باشد که در ایران نیز عموماً چنین شرایطی برقرار می‌باشد(ابزری و همکاران، 1386).

با توجه به مطالب عنوان شده، اگر چه تاکنون مطالعات فراوانی در زمینه آثار سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی شده بر بازار سهام در کشور صورت گرفته است، اما در زمینه اثرات شوک‌های سیاستی ناشی از سیاست‌های پولی و مالی پیش بینی نشده بر بازار سهام تاکنون مطالعه جامعی صورت نگرفته است. لذا با توجه به ابلاغ سیاست‌های اصل ۴۴ و نظر به این که بازار سرمایه نقش مهمی در اجرای صحیح خصوصی سازی در کشور دارد مطالعه حاضر درصدد است تا با توجه به دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژی و هم چنین با توجه به نقش دولت در ایجاد ثبات اقتصادی، اثرپذیری بازار سرمایه ایران را از تغییرات پیش بینی نشده سیاست‌های پولی و مالی و یا به عبارت دیگر بی ثباتی و شوک سیاست‌های پولی و مالی برای دوره زمانی92-1370 الگوسازی و بررسی نماید.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

جهت بررسی اثر ویژگی های خاص بنگاه و هم چنین نیروهای خارجی بر بازده سهم و از طرف دیگر بر بازار سهام تا کنون تئوری‌های مختلفی (تئوری های چند عاملی) مطرح شده است که از این تئوری ها مدل های همانند، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژی توسط راس۱ (1976) و چن و همکاران۲ (1986) برای تشریح تاثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام در بازارهای سرمایه کشور آمریکا، مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های آنان نشان داد که تولیدات صنعتی، تغییرات در صرف ریسک و تغییرات در ساختار دوره‌ای، رابطه‌ی مثبتی با بازده‌های مورد انتظارسهام، داشتند. در حالی که رابطه‌ی نرخ تورم پیش بینی شده و پیش بینی نشده، با بازده‌های سهام مورد انتظار، به طورمعنی‌داری منفی بوده است. راس در سال (1976)، نظریه-ی قیمت‌گذاری آربیتراژی را به عنوان جانشینی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه کرد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پردازش خود را با این نکته آغاز می‌کند که چگونه سرمایه‌گذاران

Archive of SID

www.SID.ir

می‌توانند یک "سبد سرمایه‌گذاری کارآ" به وجود آورند. اما، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژی از منظری کاملاً متفاوت به موضوع ریسک و اندازه‌گیری آن نگاه می‌کند و به دنبال سبدهای کارآی سرمایه‌گذاری نیست، بلکه بر این مبنا استوار است که قیمت‌های سهام هنگامی که سهام داران در جستجوی سودهای آربیتراژی هستند، تعدیل می‌شوند. تعریف کارآیی بازار در این نظریه به معنی نبود موقعیت آربیتراژی است. حامیان نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ بیان می‌کنند که این مدل دو مزیت عمده نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای دارد. اول این که نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژی مفروضاتی را درباره‌ی ترجیحات سرمایه-گذار نسبت به ریسک و بازدهی مطرح می‌سازد که برخی ادعا می‌کنند دارای محدودیت کمتری است. دوم، معتقدند که این مدل می‌تواند به صورت تجربی، معتبر باشد. موضوع اصلی در نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژی تشخیص عوامل اثرگذار و تمایز تغییرات پیش بینی شده از تغییرات پیش بینی نشده در اندازه-گیری حساسیت‌هاست (فیشر و جردن۳، 1991).

نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژی، بازده واقعی اوراق بهادار را، تابعی از متغیرهای اقتصادی می‌داند. مدل مزبور بر خلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (منشا ریسک را حرکت شاخص بازار می داند)، امکان استفاده بیش از یک عامل ریسک سیستماتیک را فراهم می‌کند. در سبد سرمایه‌گذاری سهام، ریسک خاص یک سهم مهم نیست. در این شرایط، تنها ریسک متغیرها دارای اهمیت است و نشان دهنده‌ی آن است که ریسک سیستماتیک(β) قابل حذف نیست، اما ریسک غیر سیستماتیک (α) با گوناگونی و تنوع در سرمایه‌گذاری قابل حذف می باشد. رول و راس۴ (1980و1984)، و چن و همکاران (1986)، معتقد بودند که واقعیت در پنج عامل اقتصادی نهفته است و سهام های مختلف دارای حساسیت های متفاوت به این پنج عامل سیستماتیک هستند و این عوامل بخش عمده‌ای از سر منشا ریسک سبد سهام را تشکیل می‌دهند. از نظر آنان، این پنج عامل عبارتند از: تغییرات در نرخ تورم پیش بینی شده، تغییرات غیر منتظره در تورم، تغییرات غیر منتظره در تولیدات صنعتی، تغییرات غیر منتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه بّنجل و اوراق ممتاز (صرف ریسک اوراق قرضه) و تغییرات غیر منتظره در بازده تا سررسید تفاضلی (دیرش) بین اوراق قرضه بلند مدت و کوتاه‌مدت. سه عامل اول بر جریان‌های نقدی بنگاه اقتصادی، و در نهایت، بر سود سهام و رشد آن، تاثیر می‌گذارند و دو عامل بعدی نیز بر نرخ تنزیل، و ارزشیابی سهام اثر می‌گذارند. بر اساس مدل مزبور، سرمایه‌گذاران سبد سهام را با توجه به انگیزه و تمایل خود در مواجهه با ریسک هر یک از عامل‌های پنج گانه تنظیم می‌کنند. زیرا، سرمایه‌گذاران مختلف دارای سلیقه‌های متفاوت در رابطه با ریسک هستند. آزمون‌های انجام شده در مورد الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژی نشان می‌دهد که این تئوری در رقابت با مدل قیمت‌گذاری سرمایه‌ای، گوی سبقت را می‌رباید(چن، 1983).

سرمایه‌گذاران تورم را به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی اثر گذار در تصمیم‌گیری برای یک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند. تا زمانی که تورم قابل پیش بینی است دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایداری و نااطمینانی وجود ندارد و می‌توان ریسک سهم را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه به این که این ریسک‌ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو

Archive of SID

www.SID.ir

کرد. اما، زمانی که تورم غیرمنتظره و غیر قابل پیش بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود. در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی افزایش می‌یابد. در واقع سودآوری افزایش نیافته، بلکه سود اسمی تحت تاثیر تورم افزایش یافته است. زمانی که سود اسمی افزایش می‌یابد، قیمت سهام نیز افزایش خواهد یافت. اثر دیگر تورم این است که موجب کاهش ارزش ذاتی هر سهم می‌شود. در سال‌هایی که نرخ تورم بالا باشد، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها (سود اقتصادی) پایین می‌آید. علاوه بر این، شرایط تورمی باعث کاهش قدرت خرید مردم می‌شود. افزایش هزینه‌های زندگی به گونه‌ای خواهد بود که فرصت سرمایه‌گذاری و پس انداز از آنها گرفته شده و درآمدها بیشتر صرف هزینه‌های جاری می‌شوند. از سوی دیگر، کاهش سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و به تبع کاهش شاخص سهام می‌شود(سجادی و همکاران، 1389). راس و رول نیز در مقاله‌ی خود به رابطه‌ی منفی بین بازدهی میانگین موزون شاخص بورس نیویورک با تورم مورد انتظار و غیر قابل انتظار دست یافتند. بر اساس فرضیه‌ی فیشر۵ (1930)، نرخ اسمی بهره مورد انتظار باید کلیه انتظارات تورمی را در خود منعکس کند تا بتوان به نرخ واقعی بهره دست یافت. نرخ واقعی توسط عواملی مانند بهره‌وری سرمایه و ترجیحات زمانی مصرف کننده تعیین می‌شود و مستقل از تورم مورد انتظار است. یکی از مهم ترین نظریه‌های موجود در زمینه‌ی تورم، نظریه پولی است. بر اساس این نظریه، تورم منحصراً معلول افزایش نامتناسب حجم پول است. طرفداران مکتب اصالت پول از قبیل لایدلر و پارکین۶ (1975) معتقدند که "شرط لازم و کافی برای تورم مستمر، افزایش مستمر عرضه‌ی پول با نرخی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضای پول، است". به طور خلاصه، می‌توان نظریه‌ی پولی تورم را در قضایای چندگانه زیر خلاصه کرد:

الف) تورم در بلندمدت یک پدیده‌ی پولی است. بدین معنا که نرخ رشد بالا و مستمر عرضه‌ی پول باعث ایجاد تورم می‌شود و رشد پایین عرضه‌ی پول سرانجام نرخ تورم را تقلیل می‌دهد.

ب) رابطه‌ی بین قیمت‌ها و عرضه‌ی پول در بلندمدت یک رابطه خطی و متناسب است. بدین معنا که ده درصد افزایش عرضه‌ی پول، سطح عمومی قیمت‌ها را ده درصد افزایش می‌دهد.

ج) رابطه‌ی علت و معلولی از پول به قیمت است. یعنی این که تغییرات عرضه‌ی پول علت تغییرات قیمت است و نه معلول آن.

د) تراز اسمی پول "برون زا" و " کنترل پذیر" بوده و توسط مقامات پولی تعیین می‌شود. به بیان دیگر، عرضه‌ی پول به طور درون زا تابع فعالیت‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی نیست(سجادی و همکاران، 1389).

نظریه‌های پولی خود به دو دسته‌ی نظریه‌ی پولی شماره یک و نظریه‌ی پولی شماره دو تقسیم می‌شوند. بر اساس مکتب پولی شماره یک، تورم همیشه و همه جا یک پدیده‌ی پولی است که از طریق رشد سریع‌تر عرضه‌ی پول نسبت به تولیدات حقیقی ایجاد می‌شود. افزایش در عرضه‌ی پول در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید واقعی و اشتغال می‌شود، اما آثار آن در بلندمدت بر متغیرهای حقیقی مرتفع گشته و تنها نرخ تورم

Archive of SID

www.SID.ir

بلندمدت را افزایش می‌دهد. بر اساس مکتب پولی شماره دو، تنها تغییرات غیر قابل پیش بینی عرضه‌ی پول دارای آثار حقیقی بر اقتصاد است و لذا نمی‌توان از آن به عنوان یک سیاست اقتصادی منظم استفاده کرد. بر این اساس، تغییرات پیش بینی شده‌ی عرضه‌ی پول تنها قیمت‌ها را به طور متناسب تحت تاثیر قرار می-دهد(سجادی و همکاران، 1389).

۲-۲- پیشینه پژوهش

محرابیان(1383)، آثار شوک‌های مالی و شوک‌های ناشی از متغیرهای اقتصاد کلان بر بازار سرمایه را با به کارگیری الگوی همبستگی برداری ۷(VAR) برای دوره زمانی 79-1369 مورد بررسی قرار داد. در مطالعه فوق با استفاده از روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، آثار شوک‌های مختلف اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در طول زمان و میزان تغییر متغیرها بر شاخص قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که در کوتاه مدت ارزش دلار در بازار آزاد پس از صادرات و واردات کالاها و خدمات بیشترین سهم را در توجیه شاخص قیمت سهام بر عهده داشته و در کوتاه مدت متغیر پولی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام گذاشته است. اما در بلندمدت ابتدا تولید ناخالص داخلی و سپس تورم بیشترین سهم را در توجیه شاخص قیمت سهام دارند و در نهایت نتایج مطالعه فوق نشان می‌دهد که در بلندمدت متغیر مالی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام گذاشته است.

عباسیان و همکاران(1387)، آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش هم انباشتگی۸، مدل تصحیح خطا۹ (ECM)، توابع عکس العمل آنی۱۰ (IRF) و هم چنین الگوی تجزیهٔ واریانس۱۱ (VD) مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق که برای دورهٔ زمانی 84-1377 انجام شده است، نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ ارز و تراز تجاری تأثیر مثبتی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار دارند اما تورم، نقدینگی و نرخ سود اثری منفی بر شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار ایران دارند.

نجارزاده(1388)، آثار نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را برای دورهٔ زمانی 85-1382 مورد بررسی قرار داد. تجزیه و تحلیل داده‌های مورد استفاده در مطالعه فوق با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری، توابع واکنش آنی و الگوی تجزیه واریانس صورت گرفته است. نتایج به دست آمده از مطالعه فوق نشان می‌دهد که میان شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای نرخ ارز واقعی و نرخ تورم یک ارتباط تعادلی بلندمدت وجود دارد. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که شوک‌های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در بلندمدت تاثیر منفی و در کوتاه مدت تاثیر مثبت دارند. همچنین نتایج بیان‌گر آن است که تاثیر شوک‌های ناشی از نرخ تورم بر بازده واقعی سهام از آثار مربوط به شوک‌های ناشی از نرخ ارز شدیدتر است.

سجادی و همکاران(1389)، رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش آزمون هم جمعی برای دوره زمانی 86-1374 مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق بیان‌گر آن است که بین نرخ رشد شاخص کل قیمت و متغیرهای مستقل، رابطه‌ی

Archive of SID

www.SID.ir

بلندمدت وجود دارد. بر اساس نتایج حاصل از مطالعه فوق میان نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم با نرخ رشد شاخص کل قیمت سهام در سطح اطمینان نود درصد ارتباط منفی و معنی‌دار وجود دارد. با این وجود در این مطالعه معنی‌داری ارتباط میان درآمد نفتی، نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی با نرخ رشد شاخص کل قیمت سهام در سطح اطمینان نود درصد تائید نشده است.

آل عمران و آل عمران (1392)، اثرپذیری بازار سهام ایران از رشد نامنظم حجم نقدینگی را با استفاده از مدل تعمیم یافته خودرگرسیون واریانس ناهمسان۱۲ (GARCH) و تکنیک رگرسیون معمولی برای دوره زمانی 87-1378 مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که رشد حجم نقدینگی اثری مثبت و بی ثباتی رشد حجم نقدینگی اثری منفی بر روی شاخص قیمت کل بورس تهران دارد. بر اساس نتایج حاصل از مطالعه فوق یک درصد افزایش در رشد حجم نقدینگی باعث افزایش 0/66 درصدی در شاخص کل بورس و افزایش یک درصدی در بی ثباتی رشد حجم نقدینگی باعث کاهش 0/03 درصدی در شاخص کل بورس تهران می‌گردد. هم چنین نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که تأثیر نرخ سود بانکی بر شاخص کل بورس بی‌معنی است که این امر بیان‌گر عدم تأثیر آن بر شاخص بورس می‌باشد.

لیو۱۳ (۲۰۰۸) با تجزیه و تحلیل رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سهام چین با استفاده از مدل هم جمعی ناهمسان، به بررسی ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، نرخ تورم، تولیدات صنعتی، نرخ سود کوتاه مدت و بلندمدت و حجم پول با شاخص بورس شانگهای (SHSE) و شاخص بورس شنزن (SZSE) طی دوره 2001-1992 پرداخت. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از وجود رابطهٔ مثبت میان قیمت سهام با حجم پول و تولیدات صنعتی و همچنین رابطهٔ منفی میان قیمت سهام با نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهرهٔ کوتاه مدت و بلندمدت است.

لائوپودیس۱۴ (۲۰۰۹) تاثیر سیاست مالی بر رفتار بازار سهام آمریکا را طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۶۸ مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که وقفه‌های کسری بودجه اثر منفی بر روی بازدهی سهام طی دوره جاری داشته و لذا این امر خود دلیلی بر رد فرضیه کارایی بازار سهام ایالات متحده نسبت به سیاست مالی دولت است.

هیلدهسی و کای۱۵ (۲۰۱۰) وابستگی میان سیاست پولی و بازار سهام آمریکا را طی دو دوره کوتاه مدت و بلندمدت، با استفاده از مدل خود همبستگی برداری(VAR) مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که وابستگی شدیدی میان شوک‌های سیاست پولی و قیمت‌های سهام در کشور آمریکا وجود دارد، به طوری که در مقابل شوک‌های سیاست پولی (افزایش یک درصدی نرخ سود) قیمت واقعی سهام بلافاصله بین 7 تا 9 درصد کاهش می‌یابد.

آکینکوتو۱۶ (2013)، عکس العمل بازار سرمایه نیجریه نسبت به شوک سیاست‌های پولی و مالی برای دوره زمانی 2012-1981 را مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که میان مخارج دولت و عملکرد بازار سهام ارتباط معکوس، ولی میان گسترش نقدینگی و عملکرد بازار سهام ارتباط مستقیم وجود دارد. هم چنین نتایج نشان می‌دهد که هر گونه شوک سیاست‌های مالی و پولی که از تصمیمات دولت

Archive of SID

www.SID.ir

و تصمیم سازان پولی و همچنین وقایع غیر منتظره در اقتصاد ناشی می‌گردد، با تاثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سهام اثر خواهد گذاشت که البته شوک در سیاست‌های مالی اثری مثبت اما شوک در سیاست‌های پولی اثری منفی بر عملکرد بازار سهام دارد. هم چنین نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که شوک در سیاست‌های مالی اثر بیشتر و طولانی‌تری نسبت با شوک در سیاست‌های پولی بر بازار سهام دارد.

چتزی آنتونیو و همکاران۱۷ (2013)، آثار سیاست پولی و مالی بر عملکرد بازار سهام در سه کشور آلمان، انگلستان و ایالات متحده را با استفاده از مدل خود همبستگی برداری(VAR) بررسی نمودند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که ارتباط متقابل میان سیاست پولی و مالی در توضیح توسعه بازارهای مالی بسیار مهم است و سیاست‌های فوق به طور مستقیم و یا غیرمستقیم، بر بازار سهام مؤثر هستند. لذا سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی حاضر در بازار سرمایه بایستی این سیاست‌ها را به طور همزمان مورد توجه قرار دهند.

۳- روش شناسی پژوهش

در مطالعه حاضر جهت رسیدن به اهداف مورد نظر و بررسی تاثیرپذیری بورس اوراق بهادار ایران از نااطمینانی‌های سیاست پولی و مالی، ابتدا الگوی عوامل اثرگذار بر بورس اوراق بهادار ایران به لحاظ نظری و تجربی تصریح خواهد شد. سپس الگوی فوق در قالب الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی۱۸ (ARDL) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه به الگوی واریانس ناهمسان شرطی اشاره می‌گردد. از این الگو جهت اندازه‌گیری نااطمینانی‌ها و یا به عبارت دیگر اندازه گیری شوک سیاست پولی و مالی بر بازار سرمایه استفاده می‌گردد. در نهایت نیز به چگونگی جمع‌آوری داده‌ها در مطالعه حاضر اشاره می‌شود.

۳-۱- تصریح الگوی عوامل اثرگذار بر بورس اوراق بهادار ایران

در مطالعه حاضر با توجه به ادبیات تحقیق بیان شده و هم چنین با بهره‌گیری از نظریات مختلف اقتصادی و مطالعات تجربی مختلف صورت گرفته در داخل و خارج از کشور، الگوی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام به لحاظ نظری به صورت رابطه رگرسیون (1) در نظر گرفته شده است.

$$\mathrm{TEPIX} = f(\mathrm{CPI}, \mathrm{IIS}, \mathrm{R}, \mathrm{M}, G, EX, IEX, OI, FM, FG) \quad (1)$$

در رابطه فوق، TEPIX متغیر وابسته مطالعه حاضر بوده و بیان‌گر شاخص کل قیمت سهام است. هم چنین متغیرهای مستقل مطالعه حاضر شامل، CPI: شاخص قیمت مصرف کننده، IIS: شاخص تولیدات صنعتی، R : نرخ سود بانکی، M: حجم نقدینگی، G : مخارج مالی دولت، EX: نرخ ارز بازار آزاد، IEX: شوک نرخ ارز واقعی، OI: درآمد نفتی، FM : بی ثباتی و یا به عبارت دیگر شوک سیاست پولی FG : بی ثباتی و یا به عبارت دیگر شوک سیاست مالی می‌باشند.

در تصریح الگوی نظری عوامل اثر گذار بر شاخص قیمت سهام (رابطه 1) تمامی متغیرهایی که بر اساس مبانی تئوریک اقتصادی بر عملکرد بازار سرمایه اثرگذار بوده‌اند، شناسایی شده‌اند. با این وجود تصریح الگوی

Archive of SID

www.SID.ir

نظری فوق لزوما" به معنی وجود ارتباط حتمی میان متغیرهای فوق نبوده و ممکن است بر اساس شرایط زمانی و با توجه به شرایط کشور ایران حتما" ارتباط معنی‌داری میان متغیرها شکل نگرفته باشد. لذا در ادامه به منظور تصریح الگوی نهایی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام، از روش تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات (EDA) استفاده و ارتباط میان شاخص قیمت سهام با تک تک متغیرهای توضیحی مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، تا بر این اساس ارتباط میان این متغیرها شناسایی و مدل نهایی مشخص گردد. بر این اساس و با استفاده از روش EDA، الگوی تجربی عوامل موثر بر شاخص قیمت سهام به صورت رابطه (2) تصریح شده است. در رابطه مذکور کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی بیان شده‌اند تا بتوان ضرایب را به صورت کشش تفسیر نمود.

$$LTEPIX = f(LCPI, R, LM, LEX, LOI, LFM, LFG) \qquad (۲)$$

در رابطه(2)، LTEPIX لگاریتم شاخص کل قیمت سهام، LCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده، R نرخ سود بانکی، LM لگاریتم حجم نقدینگی، LEX لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد، LOI لگاریتم درآمد نفتی، LFM لگاریتم بی ثباتی (شوک) سیاست پولی و LFG لگاریتم بی ثباتی (شوک) سیاست مالی می‌باشند.

۳-۲- الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)

با معرفی و تبیین فرم تابعی الگوی عوامل اثرگذار بر بورس اوراق بهادار ایران(رابطه (2))، ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها در قالب الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار گرفته است. استفاده از روش‌های سنتی اقتصاد سنجی در مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض مانایی(ایستایی) متغیرها است. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان دهنده آن است که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی این فرض برقرار نیست و اغلب متغیرها نامانا هستند. بنابراین، طبق نظریه هم انباشتگی در اقتصاد سنجی، ضرورت دارد تا از مانایی و نامانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. لذا در مطالعات تجربی جهت بررسی پایایی متغیرهای موجود در مدل به طور معمول از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته۱۹ و یا فیلیپس پرون۲۰ استفاده می‌گردد. به دنبال انتقادهای پرون از روش آزمون دیکی- فولر، در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون بسیار متداول شده است. وجود شکست ساختاری با توجه به تغییرات اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و تاثیرات شگرف که در متغیرهای اقتصاد کلان ایجاد می‌گردد، قابل دفاع است. بنابراین، با توجه به مطالب فوق در صورت وجود شکست ساختاری، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته تردید آمیز بوده و برای اطمینان کامل از درجه ایستایی متغیرها، ضروری است که از آزمون فیلیپس پرون استفاده شود (نوفرستی، 1387). با بررسی ایستایی متغیرها، جهت الگوسازی ارتباط میان متغیرهای سری زمانی بر اساس نظر فمبای۲۱ (14) باید مراحلی به طور سیستماتیک دنبال شود. انتخاب روش ARDL در مطالعه حاضر بر این مبنا صورت گرفته است. در الگوی ARDL متغیرهای موجود در الگو می‌توانند I(0) و یا I(1)

Archive of SID

www.SID.ir

باشند ولی نمی‌توانند I(2) باشند، لذا این مساله باید با انجام آزمون‌های ایستایی مورد بررسی قرار گیرد. الگوی ARDL ابتدا توسط پسران و پسران (1997) ارائه و سپس توسط پسران و اسمیت (1998)، پسران و شین (1999) و پسران و همکاران (2001) بسط داده شده است. به علت وجود محدودیت‌های استفاده از روش‌های انگل-گرنجر، یوهانسن- جوسیلوس و مدل‌های تصحیح خطا (ECM)۲۲ ، این افراد در مطالعات خود کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق، درصدد دستیابی بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند (سیدیکی، 2000). مزیت به کارگیری روش ARDL بر سایر روش‌ها این است که صرف نظر از ماهیت ایستایی متغیرهای موجود در مدل از نوع I(0) و I(1)، می‌توان رابطه‌ی همگرایی بین متغیرها را نیز بررسی کرد (پسران و پسران، 1997). هم چنین در مورد نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالایی نسبت به سایر روش‌هاست(پسران و شین، 1999). لذا برآوردهای روش ARDL به دلیل پرهیز از مشکلاتی هم چون خود همبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارآ هستند. هم چنین این روش، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور هم زمان تخمین می‌زند (سیدیکی، 2000). الگوی ARDL برای رابطه (2) که مربوط به عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام است را در چارچوب الگوی ARDL می‌توان به صورت رابطه (3) بیان نمود.

$$\mathbf{LTEPIX_t} = b_0 + \sum_{i=0}^{n} a_i \, LTEPIX_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{1i} \, LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{2i} \, R_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{3i} \, LM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{4i} \, LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{5i} \, LOI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{6i} \, LFM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{7i} \, LFG_{t-i} + \gamma_1 LTEPIX_{t-1} + \gamma_2 LCPI_{t-1} + \gamma_3 R_{t-1} + \gamma_4 LM_{t-1} + \gamma_5 LEX_{t-1} + \gamma_6 LOI_{t-1} + \gamma_7 LFM_{t-1} + \gamma_8 LFG_{t-1} + u_t \qquad (۳)$$

در رابطه فوق با توجه به آن که کلیه متغیرها در روابط بیان شده به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند، ضرایب به دست آمده از مدل‌ها بیان‌گر کشش‌ها هستند. در رابطه (3) فرضیه صفر مبنی بر وجود هم جمعی و فرضیه مقابل آن مبنی بر عدم وجود هم جمعی به صورت زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = \gamma_7 = \gamma_8 = 0$$
$$H_1 : \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq \gamma_5 \neq \gamma_6 \neq \gamma_7 \neq \gamma_8 \neq 0$$

چنان‌چه برخی از متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک باشند، آماره F برای آزمون هم‌جمعی فوق دارای توزیع مجانبی استاندارد نمی‌باشد. اما صرف نظر از اینکه متغیرها جمعی از مرتبه یک یا صفر باشند پسران و پسران (۱۹۹۷) و پسران و همکاران (۱۹۹۶و ۲۰۰۱) جدول مقادیر صحیح بحرانی را برای آزمون مذکور به ازای تعداد رگرسورهای مختلف ارائه نمودند. به علاوه این جدول بر حسب این که الگوی ARDL شامل عرض از مبدا و روند باشد، نیز متفاوت خواهد بود. اگر آماره F محاسبه شده بالاتر از مقدار بحرانی حد بالای جدول باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد می‌شود. اگر آماره F در دامنه مذکور قرار بگیرد آزمون F بی‌حاصل بوده و نتیجه‌گیری قطعی امکان‌پذیر نخواهد بود و اگر آماره F پایین‌تر از مقدار بحرانی حد پایین جدول باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی پذیرفته می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

هم چنین در الگوی ARDL در صورت وجود هم انباشتگی بین متغیرهای موجود در مدل، می‌توان میان نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط برقرار کرد. این امکان از طریق الگوی تصحیح خطا امکان پذیر است. فرم عمومی الگوی تصحیح خطا برای رابطه (3) به صورت رابطه (4) قابل بیان است.

$$\Delta \mathbf{LTEPIX_t} = b_0 + \sum_{i=0}^{n} a_i \, \Delta LTEPIX_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{1i} \, \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{2i} \, \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{3i} \, \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{4i} \, \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{5i} \, \Delta LOI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{6i} \, \Delta LFM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{7i} \, \Delta LFG_{t-i} + \partial ecm_{t-1} u_t \quad (۴)$$

در رابطه (4)، Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، ∂ سرعت تعدیل پارامتر مورد نظر یا سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلند مدت را اندازه‌گیری می‌کند و ecm_{t-1} جملات پسماندی است که از برآورد رابطه بلندمدت بدست آمده است (نوفرستی، ۱۳۷۸). در ادامه در مطالعه حاضر برای بررسی پایداری مدل از آزمون‌های حاصل جمع انباشته۲۳ (CUSUM) و حاصل جمع انباشته مربعات۲۴ (CUSUMSQ) استفاده می‌شود. در واقع این آزمون‌ها، نموداری از مقادیر تجمعی باقیمانده‌ها در طول زمان ترسیم می‌کنند که اگر در فاصله بین خطوط بحرانی ۵ درصد واقع شوند، نمایانگر پایداری و مطمئن بودن ضرایب مدل در بلند مدت خواهند بود.

۳-۳- الگوی GARCH

همان گونه که قبلا" نیز اشاره شد، در مطالعه حاضر جهت برآورد نااطمینانی‌ها و یا به عبارت دیگر شوک سیاست پولی و مالی و استفاده از آن در الگوی عوامل اثر گذار بر بورس اوراق بهادار (رابطه(2))، از الگوهای واریانس شرطی استفاده می‌گردد. الگوهای واریانس شرطی برای اولین بار در سال 1982 توسط انگل برای برآورد تابع واریانس ناهمسان خطای متغیر آشوب (متغیر دارای نوسان) و به صور ت الگوی ARCH معرفی شدند. سپس بولرسلو (1986) با توسعه الگوهای فوق، الگوی GARCH را برای برآورد واریانس ناهمسانی مطرح نمود. در الگوی فوق، واریانس شرطی نه تنها با خطاهای پیش‌بینی (مقادیر شوک های گذشته) بلکه با وقفه‌های خود نیز همبستگی دارد. به طور کلی ساختار مدل GARCH (p,q) را می‌توان به صورت رابطه (5) بیان نمود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

در الگوی فوق، p و q به ترتیب مرتبه‌ی فرآیندهای GARCH و ARCH می‌باشند. معادله‌ی (5) که یک مدل واریانس شرطی است، به عنوان تابعی ازجزء اخلال (εt) و وقفه نوسانات دوره قبل در نظر گرفته شده است. از آنجا که در این الگو، واریانس هر دوره به وسیله‌ی واریانس یک دوره‌ی قبل توضح داده می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند (حیدری و همکاران، 1389).

واریانس شرطی که توسط معادله‌ی بالا مشخص گردیده، تابعی از سه عبارت زیر می باشد:

(1) معادله میانگین(ω)، که به صورت رابطه (9) تعریف می‌گردد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$y_t = \emptyset(L)y_t + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

در رابطه (6)، yt میانگین شرطی است که به وقفه‌های متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی (xt) و ضرایب آن‌ها بستگی دارد. در رابطه فوق (L)yt شامل متغیرهای درون‌زای با وقفه است. et نیز بیان‌گر جزء پسماند در دوره‌ی t می‌باشد.

2) جزء اخلال، که توسط متغیر تأخیری مربع پسماند ε_{t-1}^2 یا همان جزء ARCH توضیح داده می‌شود.

3) واریانس دوره‌های قبل و یا به عبارت دیگر σ_{t-j}^2 ، که در واقع همان جزء GARCH می‌باشد.

شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی، مثبت بودن تمام ضرایب ε_{t-1}^2 و σ_{t-j}^2 است. یعنی:

$$\alpha_i > 0 \quad \forall i = 1,2,\dots,q \quad (7)$$

$$\beta_j > 0 \quad \forall j = 1,2,\dots,p \quad (8)$$

$$\omega > 0 \quad (9)$$

همچنین شرط کافی برای فرآیند GARCH (p,q)، مانایی ضعیف می‌باشد. این شرط تحت شرایط ذیل برقرار می‌باشد:

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1 \quad (10)$$

با برقراری شرط فوق، اثر تکانه‌ها در مدل ناپایدار و لذا شرط کافی تأمین خواهد شد (ابونوری وهمکاران، 1388).

کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز برای انجام مطالعه حاضر به صورت سری زمانی از گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی و هم چنین مرکز آمار ایران برای دوره زمانی 1392-1370 جمع آوری شده است. این داده‌ها شامل شاخص کل قیمت سهام، شاخص قیمت مصرف کننده، نرخ سود بانکی، حجم نقدینگی، مخارج مالی دولت، نرخ ارز بازار آزاد و درآمد نفتی طی دوره موردنظر می‌باشند. هم چنین در مطالعه حاضر جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد کلیه مدل‌ها از دو بسته نرم افزاری *Eviews8* و *Microfit4.1* استفاده شده است.

۴- اعتبار سنجی مدل

۴-۱- اندازه‌گیری شوک سیاست‌های پولی و مالی

جهت اندازه‌گیری نوسانات سیاست‌های پولی و مالی لازم است نوسانات دو متغیر نقدینگی و مخارج مالی دولت محاسبه گردد. جهت انجام این امر به کمک مدل ARCH و GARCH، ابتدا امکان وجود اثرات ARCH و GARCH در متغیر نقدینگی و مخارج مالی دولت مورد بررسی قرار گرفته است. جهت رسیدن به این هدف ابتدا" احتمال وجود اثرات ARCH(q) از طریق آزمون LM[۲۵] مورد بررسی قرار گرفته و سپس درجه MA(q) از طریق آزمون ACF[۲۶] و PACF[۲۷] تعیین شده است. در ادامه ساختار مدل GARCH(p,q) با

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از توزیع نرمال، برای جملات احتمال شرطی تصریح شده و در ادامه با توجه به مدل تصریح شده، بر اساس معنی‌داری ضرایب درجه AR(p)، تعیین شده است. جدول(1)، (2) و (3) نتایج حاصل از این بررسی را نشان می‌دهند. همان گونه که نتایج جدول (1) نشان می‌دهد با توجه به آماره محاسباتی آزمون LM، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH در متغیر نقدینگی و مخارج مالی دولت رد شده و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود اثرات ARCH در دو سری تحت بررسی پذیرفته می‌شود. هم چنین همان گونه که نتایج جدول(2) و (3) نشان می‌دهد، درجه MA و درجه AR با توجه به معیار SBC برای هر دو متغیر یک تعیین شده و لذا بر این مبنا مدل GARCH(1,1) به عنوان مدلی مناسب جهت اندازه‌گیری نوسانات دو متغیر نقدینگی و مخارج مالی دولت و یا به عبارت دیگر شوک سیاست‌های پولی و مالی برآورد شده است.

جدول ۱- آزمون LM جهت بررسی احتمال وجود اثرات ARCH

متغیر	آزمون LM Test	
	آماره	سطح معنی‌داری
متغیر نقدینگی (M)	۴/۲۱	۰/۰۳
مخارج مالی دولت (G)	۳/۳۸	۰/۰۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج مربوط به برآورد مدل GARCH(1,1) برای متغیر نقدینگی (M)

متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
Intercept	۱۲۸۱۰۹۰	۰/۴۸	۰/۶۴
AR(1)	۱/۳۱	۴/۹۴	۰/۰۰
MA(1)	۰/۶۷	۰/۸۱	۰/۴۲
Intercept	۱۶۹۰۰۰۰۰	۱/۵۶	۰/۱۲
$RESID^2_{t-1}$	-۶/۴۰	-۰/۲۶	۰/۷۹
GARCH(-1)	-۰/۸۷	-۲/۵۴	۰/۰۱
GARCH = 16900000 -6.70*RESID(-1)^2 - 0.87*GARCH(-1)			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با جدا سازی نوسانات از دو متغیر نقدینگی و مخارج مالی دولت و یا به عبارت دیگر با الگوسازی نوسانات سیاست پولی و مالی به کمک دو مدل ARCH و GARCH، مقدار این نوسانات برای دوره زمانی 1370-1392 برآورد شده است. جدول(4) به ترتیب مقادیر احتمال شرطی واریانس نوسانات سیاست پولی و مالی و یا به عبارت دیگر شوک سیاست پولی و مالی را برای کل دوره تحت بررسی نشان می‌دهد. از

Archive of SID

www.SID.ir

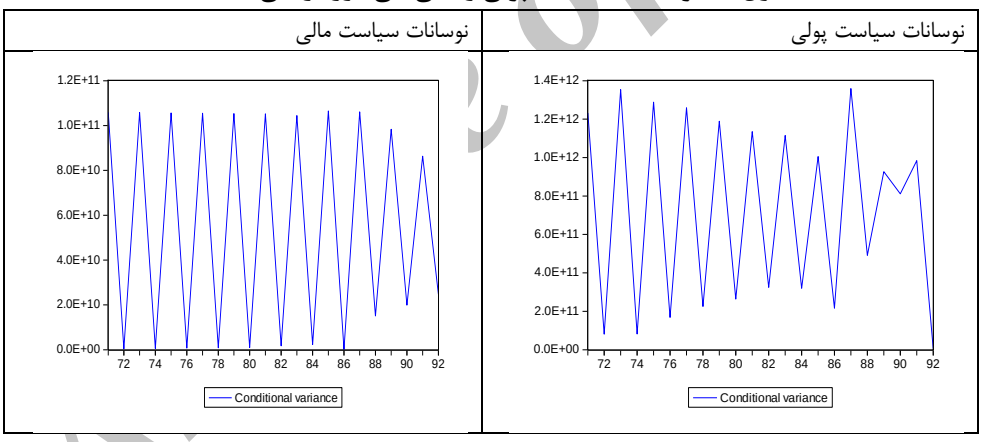
اطلاعات نمودار فوق مشخص است که سیاست پولی و مالی طی دوره مورد بررسی با نوسانات فراوانی همراه بوده است.

جدول ۳- نتایج مربوط به برآورد مدل GARCH(1,1) برای متغیر مخارج مالی دولت (G)

متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
Intercept	۴۰۴۹۰۱/۹	۰/۸۲	۰/۴۱
AR(1)	۰/۹۵	۷/۴۹	۰/۰۰
MA(1)	۰/۷۲	۲/۱۴	۰/۰۳
Intercept	۱۰۶۰۰۰۰۰	۱/۵۱	۰/۱۳
$RESID^2_{t-1}$	۰/۲۳	۰/۹۵	۰/۳۴
GARCH(-1)	-۰/۹۹	-۳۵۰/۹۶	۰/۰۰
GARCH =10600000 + 0.23*RESID(-1)^2 - 0.99*GARCH(-1)			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- نوسانات سیاست پولی و مالی طی دوره زمانی 1392-1370.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲- بررسی پایایی متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت سهام

با تصریح الگوی تجربی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام و با محاسبه نوسانات ناشی از نااطمینانی سیاست پولی و مالی در قسمت قبل، به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب و هم چنین انتخاب مدل مناسب برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو، ابتدا پایایی کلیه متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس در مطالعه حاضر جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون فیلیپس پرون (PP) استفاده شده است. جدول(5) نتایج حاصل از این آزمون را در دو حالت با عرض از مبدا و هم چنین حالت

Archive of SID

www.SID.ir

عرض از مبدا و روند زمانی نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج این آزمون نشان می‌دهد تمامی متغیرهایی که در برآورد الگوی عوامل اثر گذار بر شاخص قیمت سهام، مورد استفاده قرار گرفته‌اند، یا در سطح ایستا هستند (I(0)) و یا با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند(I(1)). بنابراین با توجه به نتایج آزمون پایایی و الگوریتم الگوسازی فمبای (۱۹۹۸) می‌توان مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) ارائه شده توسط پسران و پسران را به عنوان مدل مناسب جهت برآورد رابطه (2) انتخاب نمود.

جدول ۵- بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در الگو با استفاده از آزمون PP.

متغیرها	با عرض از مبدا	با عرض ازمبدا و روند زمانی	درجه ایستایی
$LTEPIX$	۰/۳۵	-۲/۲۸	I(1)
$\Delta_{\text{ر}} LTEPIX$	-۲/۹۱***	-۲/۸۱	
$LCPI$	1-	-۲/۰۳	I(1)
$\Delta_{\text{ر}} LCPI$	-۲/۹۲***	-۱/۶۶	
R	-۱/۷۳	-۱/۹۳	I(1)
$\Delta_{\text{ر}}$R	-۲/۷۹***	-۲/۷۲	
LM	-۰/۶۸	-۲/۱۴	I(1)
$\Delta_{\text{ر}} LM$	-۳/۲۲*	-۳/۲۲***	
LEX	-۰/۷۴	-۱/۶۴	I(1)
$\Delta_{\text{ر}} LEX$	-۲/۷۵***	-۲/۷۳	
LOI	-۱/۳۵	-۲/۲۷	I(1)
$\Delta_{\text{ر}} LOI$	-۵/۵۴*	-۵/۴۸*	
LFM	-۷/۱۵*	-۶/۸۶*	I(0)
$\Delta_{\text{ر}} LFM$	-۱۱/۷۷*	-۱۱/۵۳*	
LFG	-۱۰/۲۵*	-۱۱/۷۸*	I(0)
$\Delta_{\text{ر}} LFG$	-۲۶/۲۲*	-۳۳/۹۹*	

* معنی‌دار در سطح1 درصد ** معنی‌دار در سطح 5 درصد ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵- برآورد الگوی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام و نتایج پژوهش

۵-۱- آزمون فرضیه و نتایج آن

فرضیه تحقیق به صورت زیر مطرح می گردد:

" بین شاخص قیمتی بازار سرمایه ایران و سیاست پولی و مالی دولت رابطه معنی داری وجود دارد"

باید توجه داشت که هر چند می توان زیر فرضیه های گوناگونی را مطرح نمود، ولی ما به یک فرضیه کلی قناعت نمودیم، ولی همه روابط بین متغیرهای مطرح شده را در همین یک فرضیه مورد بحث و تجزیه

Archive of SID

www.SID.ir

و تحلیل قرار می دهیم. بنابراین ابتدا" الگوی عوامل مورد نظر را برآورد نموده و آنگاه به بررسی عوامل اثر گذار و شدت این عوامل بر بازار سرمایه خواهیم پرداخت.پس از بررسی درجه ایستایی متغیرها، به منظور برآورد الگو در چارچوب الگوی ARDL لازم است تا با استفاده از آماره‌های آکائیک (AIC)، شوآرتز- بیزین (SCB) و یا حنان کویین (HQ) تعداد وقفه بهینه مدل تعیین و سپس وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس در مطالعه حاضر به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، از آن جا که داده‌های مورد بررسی کمتر از 100 بوده، از معیار SCB استفاده شده تا درجه آزادی زیادی از دست نرود و بر این اساس الگوی پویای عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام با یک وقفه‌ی زمانی برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی ARDL برای رابطه (2) در جدول(6) ارائه شده است. همان طور که از نتایج جدول فوق مشاهده می‌شود همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و به جز متغیر نرخ سود بانکی و درآمد نفتی بقیه متغیرها از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار می‌باشند. دلیل اصلی این موضوع را شاید بتوان به استفاده از روش تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات (EDA) در مطالعه حاضر نسبت داد. چرا که در مطالعه حاضر پس انتخاب متغیرها بر اساس تئوری سعی شده است تا با انجام یک پیش مطالعه از طریق روش EDA، متغیرهای اثر گذار بر شاخص قیمت سهام شناسایی و بر این اساس در مدل لحاظ گردند.

در ادامه با توجه به آن که متغیر نرخ سود بانکی از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است مورد تجزیه و تحلیل قرار نگرفته است. هم چنین از آن که کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل به صورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و به صورت درصد تفسیر خواهد شد. نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت بیشترین تاثیر بر بورس اوراق بهادار به ترتیب مربوط به متغیرهای شاخص قیمت مصرف کننده (تورم)، حجم نقدینگی، درآمد نفتی، شوک سیاست پولی و مالی می‌باشد. بررسی ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرها نیز نشان می‌دهد که در بلندمدت نیز همانند دوره کوتاه‌مدت بیشترین اثر بر بورس اوراق بهادار مربوط به متغیر شاخص قیمت مصرف کننده (تورم) می‌باشد. هم چنین مقایسه ضرایب متغیرها در دو الگوی کوتاه‌مدت و الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که ضرایب کلیه متغیرها در الگوی بلندمدت بزرگ‌تر از ضرایب متغیرهای فوق در الگوی کوتاه‌مدت است. این موضوع بیان‌گر آن است که اثرگذاری متغیرهای فوق بر شاخص قیمت سهام طی دوره بلندمدت بیشتر از دوره کوتاه‌مدت می‌باشد.

نتایج جدول(6) نشان می‌دهد که از میان متغیرهای تحت بررسی، تورم دارای بیشترین اثر بر بورس اوراق بهادار می‌باشد. اثر متغیر تورم بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار اثری مثبت و مستقیم است. از لحاظ آماری اثر این متغیر بر شاخص قیمت بورس در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت 10 درصد افزایش در تورم، طی دوره کوتاه مدت سبب افزایش شاخص قیمت بورس اوراق بهادار به میزان 37/3 درصد می‌گردد. از سوی دیگر همان گونه که نتایج جدول (6) نشان می‌دهد در بلندمدت نیز افزایش تورم دارای اثری بیشینه و مستقیم بر شاخص قیمت سهام می‌باشد، به طوری که افزایش این متغیر به میزان۱۰ درصد طی دوره بلندمدت، منجر به افزایش شاخص قیمت سهام به میزان

Archive of SID

www.SID.ir

33/3 درصد می‌گردد. بعد از این متغیر، همانند دوره کوتاه‌مدت متغیر حجم نقدینگی دارای بیشترین اثر بر شاخص قیمت سهام می‌باشد به طوری که 10درصد افزایش در متغیر فوق شاخص قیمت سهام را به ترتیب به میزان23/7درصد افزایش می‌دهد. با توجه به مبانی نظری بیان شده رابطه‌ی مثبت بین نرخ تورم و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام قابل انتظار است. چرا که در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی، به دلیل کاهش ارزش پول، افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش نرخ تورم، سود تقسیمی و به تبع آن شاخص بازده نقدی سهام را افزایش می‌دهد.

بعد از متغیر تورم، حجم نقدینگی دارای بیشترین اثر بر بورس اوراق بهادار می‌باشد. از لحاظ آماری اثر حجم نقدینگی بر شاخص قیمت بورس در سطح احتمال ده درصد معنی‌دار است. بر اساس نتایج در کوتاه مدت 10 درصد افزایش در حجم نقدینگی، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را به میزان 17/8 درصد افزایش می‌دهد. همانند متغیر تورم، وقفه متغیر نقدینگی نیز دارای اثر مثبت و مستقیم بر بورس اوراق بهادار می‌باشد. این موضوع بیان‌گر آن است که آثار اقتصادی نقدینگی نیز بر بورس به یک باره اتمام نمی‌یابد و اثرات آن برای چند دوره دیگر نیز ادامه دارد. بر اساس نظریه‌ی پولی تورم، افزایش مستمر حجم نقدینگی با نرخی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. بنابراین، به طور عمده افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری می‌شود. تحقیقات انجام شده در زمینه‌ی نظریه پولی تورم در ایران نیز نتایج حاصل در مطالعه حاضر را تائید می‌نماید. چنان چه افزایش نقدینگی در جامعه همراه و همگام با افزایش تولید ناخالص داخلی نباشد، می‌تواند یکی از عوامل اصلی تشدید کننده‌ی تورم به شمار آید. بنابراین، انتظار می‌رود که رابطه‌ی بین نرخ رشد نقدینگی و شاخص قیمت سهام، یک رابطه‌ی مثبت باشد.

نتایج نشان می‌دهد که اگر چه متغیر درآمد نفتی اثر معنی‌داری بر بورس اوراق بهادار ندارد، اما وقفه این متغیر دارای اثری منفی و معکوس بر بورس اوراق بهادار می‌باشد به طوری که در دوره کوتاه مدت رشد 10 درصدی در متغیر فوق شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را به میزان 23/4 درصد کاهش می‌دهد. هم چنین، طی دوره بلندمدت اثر درآمد نفتی بر بورس اوراق بهادار از نظر آماری معنی دار نیست. اگر چه افزایش قیمت نفت باعث افزایش تولید ناخالص ملی برای کشورهای صادر کننده‌ی نفت می‌شود اما، باید در نظر داشت که مصرف کننده‌ی نهایی محصولات و مشتقات نفتی، به طور عمده کشورهای در حال توسعه هستند. به دلیل این که کشورهای صادر کننده‌ی نفت اغلب خود به دلیل عدم توانایی و نداشتن فن‌آوری لازم برای فرآوری نفت خام، وارد کننده‌ی محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده‌ی محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی می‌شود که این خود منجر به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای در حال توسعه می‌شود. با توجه به این که ایران نیز از جمله‌ی این کشورها به شمار می‌آید، بنابراین، این انتظار وجود دارد که رابطه‌ی بین افزایش درآمد نفتی با افزایش شاخص قیمت سهام یک رابطه‌ی عکس باشد. نرخ ارز بازار آزاد نیز مطابق با نتایج جدول (6) بر بورس اوراق بهادار تاثیر می‌گذارد. بر اساس نتایج جدول فوق این متغیر دارای اثری منفی و معکوس بر بورس اوراق

Archive of SID

www.SID.ir

بهادار می‌باشد. از لحاظ آماری اثر نرخ ارز بازار آزاد بر شاخص قیمت بورس در سطح احتمال 5 درصد معنی‌دار است. لذا با توجه به نتایج جدول فوق می‌توان گفت، در دوره کوتاه مدت رشد 10 درصدی در این متغیر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را به میزان 7/7 درصد کاهش می‌دهد. همانند دوره کوتاه مدت طی دوره بلندمدت نیز نرخ ارز بازار آزاد اثری منفی و معنی‌دار بر بورس اوراق بهادار دارد. بر این اساس و با توجه به نتایج مشخص است که 10 درصد افزایش در نرخ ارز بازار آزاد طی دوره بلندمدت سبب کاهش شاخص قیمت سهام به میزان 12/4 درصد می‌گردد. با توجه به آن که افزایش نرخ ارز به معنی کاهش ارزش پول ملی می‌باشد، در نتیجه این موضوع سبب کاهش تولید، اشتغال، صادرات و بر این اساس اثر منفی و معکوس بر بورس اوراق بهادار می‌گذارد. البته افزایش نرخ ارز مفهوم دیگری نیز دارد و آن به معنای افزایش هزینه‌های واردات کالاهای سرمایه‌ای و لذا افزایش هزینه تمام شده کالاهای تولیدی واحدهای تولیدی نیز می‌باشد. نقش ارز در نظام‌های اقتصادی، به خصوص در کشورهای توسعه نیافته انکار ناپذیر است. دلیل آن نیز روشن است، کشورهای توسعه نیافته در اغلب بخش‌های اقتصادی خود به کشورهای صنعتی وابسته هستند و برای واردات نیازمند ارز بیشتری هستند. بیشتر بنگاه های تولیدی برای خرید مواد اولیه، فن‌آوری و ماشین‌آلات اقدام به واردات می‌کنند. اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی و عوامل متعدد دیگر تاثیر گذار، نرخ ارز افزایش یابد، بنگاه‌های اقتصادی مجبور به پرداخت مبالغ بیشتری وجه بابت واردات می‌شوند. افزایش نرخ ارز از یک سو باعث افزایش میزان بدهی، و از سوی دیگر باعث افزایش بهای تمام شده‌ی تولیدات و خدمات ارائه شده توسط این شرکت‌ها می‌گردد. افزایش بدهی کمبود نقدینگی را به همراه دارد و کمبود نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی اثر منفی بر توزیع سود و شاخص بازده نقدی سهام دارد.

هم چنین نتایج مطالعه حاضر بیان‌گر آن است که شوک سیاست پولی و مالی هر دو با یک وقفه و شکاف زمانی بر بورس اوراق بهادار تاثیر می‌گذارند. علامت و جهت تاثیرگذاری دو متغیر فوق بر بورس اوراق بهادار یکسان است. از لحاظ آماری نیز اثر دو متغیر فوق بر شاخص قیمت بورس در سطح احتمال 5 درصد معنی‌دار است. بر اساس نتایج شوک پیش بینی نشده 10درصدی در سیاست پولی و مالی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را در دوره کوتاه مدت به ترتیب به میزان 3/6 و 1/5درصد تنزل می‌دهد. هم چنین نتایج بیان‌گر آن است که شوک سیاست پولی و مالی نیز طی دوره بلندمدت همانند دوره کوتاه مدت بر بورس اوراق بهادار تاثیر می‌گذارند. علامت و جهت اثرگذاری دو متغیر فوق بر بورس اوراق بهادار همانند دوره کوتاه مدت است. به طوری که بر اساس نتایج تغییرات پیش بینی نشده 10 درصدی در سیاست پولی و مالی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار را در دوره بلند مدت به میزان 4/7 و 3/5 درصد کاهش می‌دهد. سیاست‌های پولی و مالی پیش بینی نشده از جمله بی ثباتی در رشد حجم نقدینگی سبب سردرگمی فعالان اقتصادی شده و اثری متفاوت بر شاخص کل قیمت سهام دارد. اگر تورم به خوبی قابل پیش بینی شدن باشد، سرمایه‌گذاران به سادگی درصد افزوده‌ای را به عنوان تورم به بازدهی مورد انتظار خود می‌افزایند و بازار به حالت تعادل می‌رسد. بنابراین، تا زمانی که تورم قابل پیش بینی است دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایدار و نااطمینان وجود ندارد و می‌توان ریسک سهم را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه

Archive of SID

www.SID.ir

به این که این ریسک‌ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو نمود. اما زمانی که شوک سیاستی مشاهده گردد و تورم غیر منتظره و غیر قابل پیش بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود. نوسانات نامرتب و بی ثباتی‌ها در رشد حجم نقدینگی دارای اثر روانی منفی بر شکل گیری انتظارات و میل به سرمایه‌گذاری است، مخصوصاً اگر این نوسانات ناشی از کسری بودجهٔ دولت باشد که در ایران نیز عموماً چنین شرایطی برقرار می‌باشد. در نهایت نیز نتایج بیان‌گر آن است که شاخص قیمت بورس اوراق بهادار با یک وقفه زمانی اثری مثبت و مستقیم بر خود دارد. این موضوع بیان‌گر آن است که اگر بورس اوراق بهادار طی دوره حاضر دارای رونق باشد، این موضوع می‌تواند سبب خوش بینی فعالان بازار و لذا افزایش سطح فعالیت‌ها و رونق بورس اوراق بهادار در آینده گردد.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام به کمک الگوی ARDL

متغیر	عنوان	ضریب	آماره t
$\Delta LCPI$	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	۳/۷۳	۲/۴۲*
$\Delta LCPI(-1)$	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده با یک وقفه	۱/۴۱	۱/۸۱***
ΔR	نرخ سود بانکی	۰/۰۱	۰/۴۲
ΔLM	لگاریتم حجم نقدینگی	۱/۷۸	۱/۸۶***
$\Delta LM(-1)$	لگاریتم حجم نقدینگی با یک وقفه	۲/۵۲	۱/۹۴***
ΔLEX	لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد	-۰/۷۷	-۲/۲۸**
ΔLOI	لگاریتم درآمد نفتی	۰/۹۰	۰/۶۵
ΔLOI(-1)	لگاریتم درآمد نفتی با یک وقفه	-۲/۳۴	۱/۹۲*
ΔLFM	لگاریتم شوک سیاست پولی	۰/۰۱	۰/۰۴
$\Delta LFM(-1)$	لگاریتم شوک سیاست پولی با یک وقفه	-۰/۳۶	-۲/۰۸**
ΔLFG	لگاریتم شوک سیاست مالی	۰/۰۳	۰/۹۳
$\Delta LFG(-1)$	لگاریتم شوک سیاست مالی با یک وقفه	-۰/۱۵	-۲/۲۹**
$LTEPIX$(-1)	لگاریتم شاخص قیمت سهام با یک وقفه	۰/۴۵	۲/۹۴*
$LCPI(-1)$	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	۳/۳۳	۲/۲۴**
$LM(-1)$	لگاریتم حجم نقدینگی	۲/۳۷	۱/۸۶***
R(-1)	نرخ سود بانکی	۰/۰۳	۱/۲۱
$LEX(-1)$	لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد	-۱/۲۴	-۲/۰۷**
$LOI(-1)$	لگاریتم درآمد نفتی	-۲/۶۹	-۰/۷۲
$LFM(-1)$	لگاریتم شوک سیاست پولی	-۰/۴۷	-۲/۴۷**
$LFG(-1)$	لگاریتم شوک سیاست مالی	-۰/۳۵	-۱/۹۳***
Intercept	عرض از مبدا	۱۲/۸۸	۱/۶۸

Archive of SID

www.SID.ir

* معنی‌دار در سطح۱ درصد ** معنی‌دار در سطح 5 درصد*** معنی‌دار در سطح 10 درصد ماخذ: یافته‌های تحقیق

مولفه‌های اعتبارسنجی الگوی ARDL که در جدول (7) گزارش شده‌اند اعتبار بالای مدل تحت بررسی را تائید می‌کنند. همان گونه که از نتایج جدول مذکور مشاهده می‌شود R^2 بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی(99 درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی‌داری آماره F در سطح 100 درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان 100 درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. هم چنین با توجه به نتایج ارائه شده در جدول(7)، الگوی برآورد شده دارای شرایط صحیح آماری است و تمامی فروض کلاسیک را تایید می‌کند و هیچ گونه مشکلی را از نظر خود همبستگی، فرم تابعی مناسب، واریانس ناهمسانی و نرمال بودن توزیع اجزاء اخلال نشان نمی‌دهد.

جدول ۷- نتایج مولفه‌های اعتبارسنجی الگوی ARDL

Test Statistics	LM Version	F Version
Serial Correlation	۲/۶۶ (۰/۱۰)	۱/۱۰(۰/۳۲)
Functional Form	۰/۴۷ (۰/۴۹)	۰/۱۷ (۰/۶۹)
Normality	۰/۸۴(۰/۶۶)	Not applicable
Heteroscedasticity	۰/۰۵(۰/۸۲)	۰/۰۴(۰/۸۳)
Unit root tests for residuals	I(۰)	
R^2= ۰/۹۹	F=۷۵/۷۲(۰۰/۰)	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی سرعت تعدیل و یا به عبارت دیگر سرعت حرکت به سمت تعادل، به طور معمول از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود. وجود هم جمعی و یا به عبارت دیگر ارتباط بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط داده و سرعت تعدیل و حرکت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. لذا با توجه به نتایج و با اطمینان از وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگوی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام، الگوی تصحیح خطا برآورد و نتایج حاصل از آن در جدول(8) ارائه شده است. بررسی نتایج جدول مذکور نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا مطابق انتظار منفی، کوچک‌تر از یک و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. مقدار این ضریب برابر 0/54- می‌باشد که نشان دهنده آن است که حدود 54 درصد عدم تعادل متغیر شاخص قیمت سهام از مقادیر بلندمدت آن پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. بر این اساس و با توجه به نتایج بدست آمده مشخص است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در این الگو نسبتا" به کندی صورت می‌گیرد به طوری که

Archive of SID

www.SID.ir

اگر به علت هر گونه شوکی در اقتصاد الگو از تعادل اولیه خارج گردد، زمانی به اندازه دو دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد.

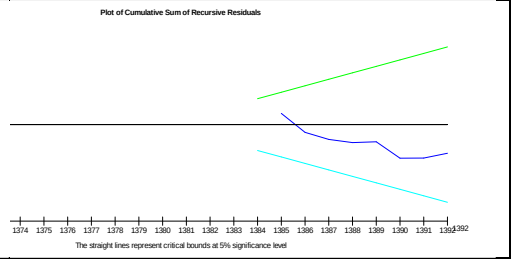
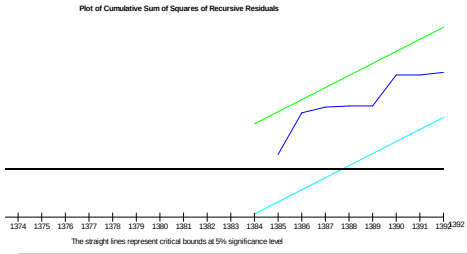
جدول ۸- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام به کمک الگوی ARDL

متغیر	عنوان	ضریب	آماره t
Ecm(-1)		-۰/۵۴	-۲/۹۱*
**LFM-0.03*LFG -12.88*C 0.01 ecm = LTEPIX -3.77*LCPI -1.78*LM + 0.77*LEX - 0.90*LOI-*			
R^2=۰/۴		F=۵/۶۵(۰۰/۰)	DW=۲/۲

* معنی‌دار در سطح 1 درصد ** معنی‌دار در سطح 5 درصد *** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی ثبات و پایداری روابط و پارامترهای برآورد شده به طور معمول، از آزمون‌های حاصل جمع انباشته[۲۸] (Cusum) و حاصل جمع انباشته مربعات(Cusumsq[۲۹]) ارائه شده توسط براون و همکاران[۳۰] (۱۹۷۵) استفاده می‌شود. ویژگی مهم این آزمون‌ها آن است که می‌توان از آن‌ها حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی وجود دارد استفاده نمود. بر این اساس در مطالعه حاضر آزمون‌های Cusum و Cusumsq مورد استفاده قرار گرفته است تا بر این اساس ثبات و پایداری روابط و پارامترهای برآورد شده در مدل مورد بررسی قرار گیرند و از درستی نتایج اطمینان حاصل شود. جدول(9) نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج و قرار گرفتن آماره مربوط به آزمون‌های مذکور بین خطوط مرزی، می‌توان گفت در الگوی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام شکست ساختاری وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در این الگو پایدار و با ثبات هستند.

جدول ۹- نتایج حاصل از آزمون Cusum و Cusumq برای الگوی عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام.

آزمون Cusum	آزمون Cusumq
	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

۶- نتیجه گیری و بحث

پژوهش حاضر بر آن بود تا میزان اثر سیاست های پولی و مالی اتخاذ شده توسط مقامات پولی و مالی را بر بازار سرمایه کشور ایران مورد بحث و تجزیه وتحلیل قرار دهد. نتایج پژوهش فوق به شرح زیر می باشد.

- نتایج بیان‌گر اثرپذیری منفی بازار سهام از شوک سیاست پولی است. به عبارت دیگر تغییرات غیرمنتظره در سیاست پولی می‌تواند بر بورس اوراق بهادار اثر منفی بگذارد. با توجه به آن که بازار پول از پویاترین بازارهای اقتصادی است، عدم تعادل در این بازار به سرعت به سایر بازارها و از جمله بازار سهام انتقال می‌یابد و سبب بی‌ثباتی و نااطمینانی در این بازارها می‌شود. نااطمینانی اقتصادی، نقدینگی را به سمت دارایی‌های حقیقی سوق می‌دهد که تعادل در بازار دارایی‌های مورد نظر را بر هم می‌زند و لذا افزایش قیمت دارایی‌های حقیقی از جمله مسکن و طلا را به همراه خواهد داشت و از سوی دیگر با کاهش سرمایه‌گذاری نقدینگی را از بخش تولید که وظیفه تامین مالی آن به طور عمده بر عهده بورس اوراق بهادار است، خارج می‌کند. این امر به کاهش تولید، رشد اقتصادی و اشتغال در آینده می‌انجامد. در نتیجه کنترل حجم نقدینگی موجود در اقتصاد متناسب با نیازمندی‌های اقتصادی کشور و هدف برنامه‌ریزی شده تورم، می‌تواند از ایجاد شوک‌های قیمتی و هم چنین ایجاد بی‌ثباتی در بازار سرمایه و به خصوص بازار سهام بکاهد. در این راستا وزارت اقتصادی و دارایی نقش مهمی را در تنظیم و هدایت فعالیت‌های بازار پول و هماهنگی سیاست‌های پولی با مجموعه سیاست‌های کلان اقتصادی دولت بر عهده دارد. این نهاد می‌تواند به منظور هماهنگ‌سازی جریان‌های پولی با جریان‌های واقعی برای ایجاد ثبات در اقتصاد ملی، کارآمدسازی شبکه بانکی کشور و هم چنین ایجاد زمینه‌های لازم برای به کارگیری موثر سیاست پولی را در دستور کار قرار دهد.
- نتایج بیان‌گر آن است که بازار سهام از شوک و یا به عبارت دیگر تغییرات غیر منتظره در سیاست مالی دولت تاثیر می‌پذیرد و لذا تغییرات غیر منتظره در سیاست مالی دولت می‌تواند بر بورس اوراق بهادار اثر منفی بگذارد. با توجه به بزرگی دولت در اقتصاد ایران و هم چنین تاثیرپذیری تصمیمات اقتصادی دولت از سیاست، نقش دولت بر بی ثباتی اقتصادی چشم گیر است. بنابراین کوچک سازی یا منطقی کردن اندازه دولت، کاستن از حجم تصدی فعالیت‌های اقتصادی دولت، کاهش بار مالی و افزایش کارآیی دولت می‌تواند بر افزایش ثبات اقتصادی کشور بیافزاید و لذا از آثار و پیامدهای آن بر بازار بورس بکاهد. در این راستا ایجاد و حفظ محیط باثبات اقتصاد کلان، جایگزین کردن انظباط مالی به جای بی‌ثباتی مالی در بودجه دولت سیاستی مناسب به نظر می‌رسد. با توجه به آن که کسری بودجه دولت در گسترش پایه پولی و ایجاد تورم نقش بسزایی دارد، کاهش کسری بودجه و محدودسازی نوسان‌های آن می‌تواند در ثبات اقتصادی و لذا ثبات در بورس اوراق بهادار کشور مفید باشد. هم چنین با دنبال کردن سیاست‌های اقتصادی بلندمدت و تصمیم‌گیری‌های برنامه‌ریزی شده و غیرغافلگیرانه می‌توان

Archive of SID

www.SID.ir

محیط اقتصادی باثبات‌تری را فراهم کرد. زیرا در وضعیت روزمره بودن سیاست‌ها و مشخص نبودن وضعیت بلندمدت، افراد به دلیل نداشتن دورنمای روشن اقتصادی برای آینده تصمیم‌گیری‌های خود را به تاخیر انداخته و از برنامه‌ریزی‌های بلندمدت خودداری می‌کنند.

- نتایج بیان‌گر آن است که افزایش درآمدهای نفتی حداقل طی دوره کوتاه‌مدت اثر منفی بر بورس اوراق بهادار دارد. یکی از پیامدهای اصلی وابستگی به درآمدهای نفتی، ناتوانی اقتصاد در تامین نیازهای داخلی و هم چنین وابستگی به اقتصادهای خارجی است، بنابراین این امر ثبات اقتصادی را کاهش می‌دهد. تحت چنین شرایطی علاوه بر اثرگذاری شوک‌های بازار نفت خام بر اقتصاد داخلی، شوک‌های اقتصاد خارجی نیز به کشور منتقل می‌شود. افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده‌ی محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی می‌شود که این نیز منجر به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران می‌شود. بنابراین تحت چنین شرایطی لازم است دولت به دنبال جایگزینی درآمدهای نفتی با درآمدهای دیگر باشد. این امر می‌تواند آثار رکود و رونق را بر اقتصاد و به خصوص اثرات درآمدهای نفتی را از بازار یرمایه بکاهد. افزایش سهم مالیات و به تبع آن کاهش سهم درآمدهای نفتی از درآمدهای دولت می‌تواند راهکاری برای سیاست ثبات اقتصادی دولت و لذا کاهش اثر پذیری بورس اوراق بهادار از درآمدهای نفتی باشد.
- نتایج بیان‌گر آن است که افزایش قیمت نرخ ارز پیامدهای منفی برای بازار سهام به دنبال داشته و لذا باعث کاهش سطح فعالیت‌ها در بورس اوراق بهادار می‌گردد. افزایش نرخ ارز از یک سو باعث افزایش میزان بدهی خارجی، و از سوی دیگر باعث افزایش بهای تمام شده‌ی تولیدات و خدمات ارائه شده وارداتی، توسط این شرکت ها می‌شود. نظر به این که، افزایش بدهی شرکت کمبود نقدینگی را به همراه دارد و کمبود نقدینگی بنگاه های اقتصادی اثر منفی بر توزیع سود، بازده سهام و شاخص قیمت دارد و هم چنین، افزایش بهای تمام شده محصولات تولیدی، کاهش حاشیه سود شرکت، کاهش قیمت و بازده سهام، و به تبع کاهش شاخص سهام را در پی دارد. در این راستا تنظیم سیاست‌های ارزی، متناسب با هدف دستیابی به ثبات اقتصادی و مهار نوسان‌ها می‌تواند مفید باشد. با استفاده از سیاست‌های ارزی مناسب از جمله سیستم نرخ ارز شناور و مهار نوسان‌های اقتصادی، ثبات اقتصادی بالاتری فراهم می‌شود. که البته لازمه این امر استقلال بانک مرکزی است.
- با توجه به اثرات منفی شوک سیاست‌های پولی و مالی و هم چنین تغییرات نرخ ارز بر بورس اوراق بهادار، تغییر در نظام مالی پایه بانکی و گسترش بازار بیمه می‌تواند در کوتاه‌مدت جهت کنترل نوسانات بازار سرمایه مفید باشد. نقش برتر دولت در تسهیل انجام کسب و کار، گسترش و ترغیب فعالیت‌های اقتصادی به ارتقای کارآیی نظام مالی کشور منجر می‌شود. به عبارت دیگر لازمه گذار به اقتصاد باثبات تغییر در نظام مالی در جهت حمایت از بخش خصوصی است. بازار

Archive of SID

www.SID.ir

بیمه به عنوان یکی از اجزای بخش مالی اقتصاد ملی، کارکرد مهم تامین اطمینان اقتصادی را بر عهده دارد. از سویی، منابع گردآوری شده از راه جذب حق بیمه به خودی خود منبع مالی چشم گیری را به مصارف سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی از جمله سرمایه‌گذاری در سهام سوق می‌دهد. در نتیجه گسترش بازار بیمه هم به طور مستقیم نااطمینانی اقتصادی فعالیت در بورس را کاهش می‌دهد و هم با گسترش سرمایه‌گذاری زمینه افزایش ثبات اقتصادی و لذا رشد بازار سرمایه را فراهم می‌آورد.

- با توجه به آن که در الگوی عوامل اثرگذار بر قیمت سهام، سرعت تعدیل و یا به عبارت دیگر سرعت حرکت به سمت تعادل بلندمدت به کندی صورت می‌گیرد، لذا لازم است به آثار و نتایج زیان بار شوک‌های منفی وارده به بازار سهام توجه شود. بر این اساس توصیه می‌گردد که دولت در تعیین سیاست‌ها و به خصوص سیاست‌های کلان اقتصادی بسیار دقت نموده و از اتخاذ سیاست‌های شتاب‌زده و کارشناسی نشده خودداری نماید، چرا که با توجه به سرعت تعدیل پائین الگوی فوق اتخاذ چنین سیاست‌هایی برای بورس اوراق بهادار طی دوره بلندمدت تبعات زیان بار و غیرقابل جبرانی را به همراه خواهد داشت.

فهرست منابع

* ابزری، مهدی.، صمدی، سعید. و تیموری، هادی.۱۳۸۶. بررسی عوامل موثر بر ریسک و بازده سرمایه گذاری در محصولات مالی. نشریه روند. ۵۵: ۱۵۲-۱۲۳.
* ابونوری، اسماعیل.، خانعلی‌پور، امیر. و عباسی، جعفر. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی ازخانواده‌یARCH. فصلنامه‌ی پژوهشنامه بازرگانی، ۵۰: ۱۰۱-۱۲۰.
* ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاله. ۱۳۸۵. اثر شاخص اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی ایران با استفاده از مدل ARDL. فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی، ۲۱: ۲۲۸-۲۰۹.
* آل عمران، رویا و آل عمران، سیدعلی. ۱۳۹۲. اثرپذیری بازار سهام در نتیجهٔ رشد نامنظم حجم نقدینگی. فصلنامه بورس اوراق بهادار. ۲۴:۲۲-۵.
* حیدری، حسن.، پروین، سهیلا.، شاکری، عباس. و فیضی بنگجه، سلیمان. ۱۳۸۹. اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بررشد اقتصادی در ایران (مشاهده‌هایی بر پایه‌ی مدل‌هایGARCH). فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال چهاردهم، شماره ۴۳.
* سجادی، حسین.، فرازمند، حسن. و علی صوفی، هاشم. ۱۳۸۹. بررسی رابطه ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه تحقیقات حسابداری و حسابرسی. ۶: ۲۶-۱.
* عباسیان، عزت الله، مرادپور اولادی، مهدی و عباسیون، وحید. ۱۳۸۷. اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامهٔ پژوهشهای اقتصادی ایران. ۳۶: ۱۵۲-۱۳۵.

Archive of SID

www.SID.ir

* محرابیان، آزاده. ۱۳۸۳. حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی. پژوهشنامهٔ اقتصادی. ۱۶۹-۱۸۶:۱۲.
* نجارزاده، رضا. ۱۳۸۸. بررسی تاثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری، پژوهش‌های اقتصادی، ۱: ۲۶-۱.
* نوفرستی، محمد. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.
* Akinkuotu, O.K. 2013. Comparative Impact of Fiscal and Monetary Shocks on Stock Market Performance in Nigeria, A post field report presented at the African Economic Research Consortium (AERC) bi-annual conference in Nairobi, Kenya.
* Banerjee, A., Dolado, j. j. and Master, R. 1992. On simple tests for cointegration: the cost of simplicity. Bank of Spain working paper, no. 9302.
* Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heterosckedasticity. EconomicReview, Federal Reserve Bank of Kansas City. Empir Econ. J Econ. 79(3): 307–327.
* Chatziantonious, L., Duffy, D., Filis, G. 2013. Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi- country evidence, Economic Modelling, 30:754-769.
* Chen, N.F. 1983. Some Empirical Tests of the the ory of Arbitrage Pricing. Journal of Finance, no. 38.
* Chen, N.F., Roll, R. and Ross, S.A. 1986. Economic Forces and the Stock Market, Journal of Business, 59(3): 383-403.
* Elton, E.J. and Gruber, M.1991. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, Fourth Edition, John Wiley & Sons.
* Engle, R. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. Econometrica, 50(4):987-1007.
* Hilde C. B., Kai, L. 2010. Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market. Journal of Monetary Economics, 56: 275-282.
* Laidler, D.E.W. and Parkin J.M. 1975. An Inflation Survey, Economic Journal, pp795.
* Laopodis, N.T. 2009. Fiscal Policy and Stock Market Efficiency: Evidence for theUnited States. Quarterly Review of Economics and Finance, 49:633–650.
* Liu, M.H. 2008. Analysis of the Long-term Relationship between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration. Journal Managerial Finance, 11: 744-755.
* Pesaran, M.H. and Pesaran, B. 1997. Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford University Press, Oxford.
* Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge Chapter 11.
* Pesaran, M.H. and Smith, R.P. 1998. Structural analysis of cointegrating VARs. Journal of Economic Survey, 12: 471–505.
* Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16: 289–326.
* Roll, R. and Ross, S. A. 1980. "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", Journal of Finance.

Archive of SID

www.SID.ir

* Roll, R. and Ross, S. A.1984. "The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning", Financial Analysts Journal.
* Ross, S.A. 1976. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, Journal of Economic Theory, 13(3):341-360.
* Siddiki, J. U. 2000. Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, Applied Economics, 32: 1977-1984

یادداشت‌ها

[1] Ross
[2] Chen et al
[3] Fisher and Jordan
[4] Roll and Ross
[5] Fisher
[6] Laidler and Parkin
[7] Vector Autoregressive Regression
[8] Co integration
[9] Error Correction Model
[10] Impulse Response Function
[11] Variance Decomposition
[12] Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity Model
[13] Liu
[14] Laopodis
[15] Hilde c and Kai
[16] Akinkuotu
[17] Chatziantoniou et al
[18] Autoregressive Distribution lag Model
[19] Augemented Dicky-fuller
[20] Phillips-Perron
[21] Fomby
[22] Error Correction Model(ECM)
[23] Cumulative Sum
[24] Cumulative Sum of Squares
[25] Lagrange Multiplier
[26] Autocorrelation Function
[27] Partial Autocorrelation Function
[28] Cumulative Sum
[29] Cumulative Sum of Square
[30] Brown et al

Archive of SID

www.SID.ir