پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶ – ۲۰۰۸
سال چهاردهم، شماره بیست و هشتم، (بهار ۱۴۰۲)، صفحه ۱ تا ۱۶

تأثیر متغیرهای کلان پولی و مالی بر شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق تهران

محمد صادق شیخ [۱*]

چکیده

در دهه‌های اخیر نقش بازار سرمایه و گسترش بازارهای مالی، ارتباط نسبتاً بالایی با رشد اقتصادی کشورها داشته است. کشورهایی همچون آمریکا، ژاپن، انگلیس، کره جنوبی، سنگاپور وسایر کشورهای توسعه¬یافته از این بازارهای مالی و مشخصاً بورس اوراق بهادار در جهت توسعه و رشد اقتصادی، استفاده‌های فراوان برده‌اند.

در این پژوهش با انجام آزمونARDL در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار دادیم که نتایج حاصل از آن در کوتاه‌مدت نتایج نشان می دهد که با یک درصد تغییر در متغیرهای نقدینگي و شاخص بهاي مصرف کننده به ترتیب۴/۲۶، ۰/۳۴درصد به شاخص قیمت سهام بورس تهران افزوده خواهد شد. نتایج بدست آمده حاکي از آن است که در بلندمدت ضرائب همه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵٪ قابل تفسیر می‌باشند. بدین صورت که در بلندمدت، با یک درصد تغییر در متغیرهای حجم نقدینگي و شاخص بهاي مصرف کننده به ترتیب۱/۴۶، ۰/۵۲درصد به شاخص قیمت سهام بورس تهران افزوده می شود. این در حالی است که با یک درصد تغییر در متغیرهای پایه پولی و توسعه مالی به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۶۷درصد از شاخص قیمت سهام بورس تهران کاسته خواهد شد.بطور کلي در مورد نتایج بدست آمده مي‌توان اینگونه عنوان کرد که با افزایش نقدینگی و به دنبال آن افزایش سطح قیمت‌ها، ارزش دارایی‌ها و نهاده‌هاي تولیدي شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادي افزایش می‌یابد. چنانچه افزایش قیمت محصولات شرکت‌هاي بورسی بیشتر از رشد هزینه‌هاي تولید باشد، سود بنگاه‌ها افزایش‌یافته و تورم از کانال جریان وجوه نقدي آتی عایدي‌ها می‌تواند تأثیر مثبتی بر قیمت سهام داشته باشد.

واژگان کلیدی: نقدینگي، پایه پولي، شاخص قیمت سهام ، توسعه مالی .

۱*. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی ، دانشگاه تربیت مدرس ، تهران ، ایران(نویسندۀ مسئول)، Sheykhsadegh74@gmail.com

۱- مقدمه

در کشور بر اساس آخرین آمارهای موجود، سهم بازار سهام از تامین مالی کسب‌و کارها از ۲/۸ درصد در بهار سال ۱۳۸۹ به ۳/۳۱ درصد در تابستان ۱۳۹۷ افزایش یافته است. با توجه به رشد بالای شاخص بازار سهام انتظار بر این است این نسبت در سال ۱۳۹۸ و سال ۱۳۹۹ افزایش داشته باشد. ارزش معاملات بازار سرمایه در بهار سال ۱۳۸۹ معادل ۶۳۸۷۳ میلیارد ریال و در زمستان ۱۳۹۸ معادل ۲۴۳۱۰۸۸ میلیارد ریال بوده است که رشد بالایی را تجربه نموده است (اطلاعات مالی و اقتصادی وزارت اقتصاد و دارایی، ۱۳۹۹). تامین مالی از طریق بازار سهام نسبت به شبکه بانکی بواسطه کاهش آثار تورمی دارای اولویت می‌باشد با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای حاصل از فروش نفت، تغییرات قیمت نفت بر کسری بودجه دولت تاثیر می‌گذارد. با تغییر در بودجه دولت متعاقبا نقدینگی تحت تاثیر قرار می‌گیرد و تغییرات نقدینگی خود تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها را بدنبال دارد.

همچنین با توجه به وجود تحریم و محدودیت در فروش نفت و بازگشت ارز حاصل از فروش نفت، مهمترین منبع درآمدی کشور با محدودیت مواجه شده است و با توجه به وجود شرایط رکود تورمی در کشور، افزایش نرخ‌های مالیاتی از طریق کاهش درآمد قابل تصرف و مصرف منجر به انتقال منحنی تقاضای کل اقتصاد به سمت پایین و تعمیق رکود در کشور می‌شود. در چنین شرایطی بازار سهام می‌تواند از طریق فروش سهام دولت در شرکت‌های مختلف به عنوان یک منبع درآمدی محسوب شود(رودری و همکاران ، ۱۴۰۰). همچنین اولین و مهمترین عامل موثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است. از این رو، آگاهی از عوامل موثر بر شاخص قیمت سهام از اهمیت زیادی برخوردار است. بازدهی و قیمت‌های سهام بازار بورس در کلیه کشورهای جهان تحت تأثیر عوامل متفاوتی قرار دارد. عوامل متعددی همچون وضعیت شرکت‌ها (مانند دارایی‌ها و بدهی‌ها، مدیریت، طرح‌های توسعه‌ای و عدم اطمینان به سود آتی)، ویژگی‌های بازار (مانند حضور سفته‌بازان، مکانیزم معامله سهام، کمبود اطلاعات، تغییر هزینه فرصت و تعیین ارزش سهام) و عوامل کلان اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم، حجم پول، نرخ بهره، قیمت نفت، نرخ بیکاری) دارای تأثیر فراوانی بر تحولات بازار سهام هستند (معتمدی، ۱۳۸۹).

از دیگر مواردی که می‌تواند بر بازار سهام و شاخص بازار سهام تاثیرگذار باشد بحث نقدینگی می‌باشد. نقدینگی به عنوان یک متغیر سیاستی در سطح کلان و هم به عنوان جزئی از سبد دارایی فرد (پول) می‌تواند بر شاخص سهام تاثیرگذار باشد و با تاثیر بر قیمت سهام، منجر به افزایش ثروت فرد و متعاقبا می‌تواند تغییر در مخارج مصرفی فرد را از طریق اثر ثروت ایجاد نماید. همچنین از طریق الگوی Q توبین می‌تواند بر مخارج سرمایه‌گذاری تاثیر بگذارد که برآیند آن تغییر در بخش حقیقی اقتصاد می‌باشد (بیات و همکاران، ۱۳۹۵).

با نگرشی بر ساختار کلان اقتصادی هر کشور و بازارهای مختلف موجود در هر اقتصاد می‌توان دریافت که یکی از اساسی‌ترین بازارها در هر اقتصاد بازارهای سرمایه هستند. بازار بورس اوراق بهادار از اجزاء تشکیل دهنده بازار سرمایه می‌باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. در کشورهای در حال توسعه، ضربه‌های وارد شده بر اقتصاد به دلیل ضربه‌های بازار بورس، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته عمق بیشتری دارد. زیرا نگرانی از افت ارزش سرمایه با نگرانی‌های ناشی از بی ثباتی‌های مشهود در اقتصاد همراه می‌شود .تغییر بازده ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند گزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد (پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸).

اما یکی از ارکان تشکیل دهنده بازارهای مالی، بازار سهام است. در این بازار مطابق با ضوابط و قوانین مدون شده خاص هر کشور، سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام خرید وفروش می‌شود. این بازار یکی از کانال‌های مهم و اساسی برای سرمایه‌گذاری اشخاص حقیقی و حقوقی می‌باشد. بازار سهام در هر کشوری که باشد نقش اصلی جذب سرمایه‌های کوچک و بزرگ و هدایت آنها به بخش‌های مولد اقتصادی را عهده‌دار است. حرکت نظام‌مند و صحیح این بازار نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها بر عهده دارد.

با این وجود در شرایط کنونی که کشور ما شرایط گذار

از اقتصاد دولتی به خصوصی را با اجرایی شدن بند "ج" اصل چهل و چهار قانون اساسی، سپری می‌کند، توجه و تقویت تنها بازار سرمایه متشکل کشور، ضروری می نماید. در این راستا علاوه بر بسترسازی قانونی سخت افزاری و افزایش تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به عنوان تقویت طرف عرضه، لازم است که سیاست‌گذاری‌های مناسب برای تقویت طرف تقاضای این بازار نیز صورت پذیرد (ترابی و هومن، ۱۳۹۰).به همین علت شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده سرمایه‌گذاری بازار بورس کشور، همواره می‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران برای یافتن راه‌های افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری در این بازار باشد. اما براساس مبانی نظری، عوامل موثر بر ریسک و بازده سهام در دو گروه عوامل درونی و بیرونی دسته بندی می‌شوند. عوامل درونی، متغیرهایی در سطح شرکت و صنعت را در بر می‌گیرند. عواملی مثل ترکیب وساختار دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت، نسبت‌های فعالیت، نقدینگی، بدهی و حاشیه سودبنگاه، افزایش رقابت در صنعتی خاص، نوع آوری در شرکت و یا صنعت و... می‌توانند مطرح باشند. این عوامل منحصر به شرکت و یا صنعتی خاص بوده و در سطح کل بازار فراگیر نیستند. عوامل کلان فرهنگی، سیاسی و اقتصادی به صورت برونزا بر میزان ریسک و بازده مجموعه کل بازار سهام تاثیر می‌گذارند (همان منبع)

البته سیستم مالی یک کشور از بازارها ،ابزارها و محصولات مالی متنوعی تشکیل شده است. براین اساس ،توسعه مالی یک مفهوم چند وجهی است که علاوه بر توسعه بخش بانکی، ابعاد دیگری چون توسعه بخش مالی غیر بانکی ،توسعه بخش پولی و سیاست گذاری پولی ،مقررات و نظارت بانکی ، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی و توسعه بازارهای سرمایه را در بر می گیرد. از این رو چند معیارهائی از جمله عمق مالی و سهم اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی،نمی تواند تمام جنبه های توسعه مالی و کارکردهای آن را به خوبی نشان دهند.(گزارش اقتصادی و تراز نامه سال ۱۳۸۵).

لذا در این پژوهش تلاش خواهد شد تأثیر منتخبی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی شامل: شاخص قیمت سهام (کل) (EPE)، نقدینگی (میلیارد ریال) (M)، پایه پولی (میلیارد ریال) (MB)، توسعه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصد تولید ناخالص داخلی) (FD)، شاخص قیمت مصرف کننده (شاخص) (PPC). بر شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری

براساس تئوری، بازدهی سرمایه‌گذاری درسهام از دو محل صورت می‌گیرد، یکی از محل توزیع سالانه سود سهام (DPS) و دیگری ازمحل تغییر قیمت سهام. بنابراین با توجه به تئوری‌های اقتصاد خرد از طریق بررسی عوامل موثر برعرضه وتقاضای سهام می‌توان درخصوص چگونگی تغییرات قیمت و بازدهی سهام به نتایجی رسید. به عنوان مثال دربازار سهام، ورود شرکت‌های جدید به بازار و انجام معاملات سهام آنها دربورس، طرف عرضه را تشکیل می‌دهند. بدیهی است عدم ورود نقدینگی (تقاضای) جدید به بازار، و تداوم عرضه اولیه سهام شرکت‌های جدیدالورود، باعث کاهش قیمت‌های سهام شرکت‌های قبلی خواهدشد. (به دلیل گرایش نقدینگی موجود به سمت سهام جدید) و این موضوع کاهش بازدهی کل بازار را به همراه خواهد داشت. بنابراین توجه به طرف تقاضا همزمان با عرضه‌های اولیه، نقش مهمی در تداوم رونق در بازار سهام و توسعه این بازار دارد. از این‌رو طرف تقاضا دراین بازار از اهمیت مضاعفی برخورداراست.

به لحاظ رقابتی که بین بازارهای پول وسرمایه برای جذب نقدینگی وجود دارد، با افزایش نقدینگی و در نتیجه کاهش نرخ بهره، از سرمایه‌گذاری در بازارپول کاسته شده و منابع مالی به سمت بازارسرمایه سرازیر می‌شوند. افزایش نقدینگی و حجم پول در کوتاه‌مدت می‌تواند با کاهش نرخ واقعی بهره از طریق کانال نرخ تنزیل، باعث افزایش قیمت سهام گردد. همچنین افزایش نقدینگی، توانایی تجهیز منابع مالی بانک‌ها را افزایش داده و درنتیجه با افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها به شرکتهای بورسی، عایدی‌ها و جریان وجوه نقدی آتی بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و از این کانال نیز میتواند بر قیمت سهام تاثیر

مثبت بگذارد. البته بخشی از اثر مثبت نقدینگی بر قیمت سهام، از طریق تاثیر آن برتورم میتواند خثنی گردد (البته به شرطی که برآیند رابطه تورم و قیمت سهام منفی باشد). با افزایش رشد اقتصادی، میزان درآمد افراد و سرمایه‌گذاران افزایش یافته ازیک سو تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بازارسرمایه بیشتر شده و با افزایش قیمت‌های سهام، بازدهی این بازار بیشتر می‌شود و ازسوی دیگر تقاضا برای خرید کالاها و خدمات تولیدی شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد و این می‌تواند بر قیمت محصولات و میزان تولید شرکت‌ها اثرمثبت گذاشته و در نهایت باعث افزایش سودآوری و جریان وجوه نقدی آتی بنگاه‌ها گردد و بدین ترتیب رشد اقتصادی می‌تواند از کانال افزایش عایدی‌ها و جریان وجوه نقدی بر قیمت و بازدهی سهام تاثیر مثبت داشته باشد. از طرف دیگر افزایش تنش‌های سیاسی باعث افزایش ریسک سیاسی وسیستماتیک در کل بازار سهام شده تقاضا برای سرمایه‌گذاری دراین بازارکاهش یافته و با افزایش صرف ریسک، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه گذاران (نرخ تنزیل) افزایش خواهد یافت و در نتیجه قیمت‌های سهام کاهش خواهند یافت.

بدیهی است جدای ازطرف عرضه، درطرف تقاضا هرگونه تغییر در قوانین و مقرراتی که بتوانند بر میزان ریسک و بازده بنگاه‌های بورسی تاثیر بگذارند، از طریق یکی ازکانال‌های جریان وجوه نقدی عایدی‌های آتی و یا نرخ تنزیل بر قیمت‌های سهام اثرخواهند داشت. در هر حال هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی که برجریان وجوه نقدی بنگاه‌ها و یا نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارند، می‌توانند موجبات تحریک تقاضا در بازار سهام را فراهم آورده و قیمت و بازدهی سهام را تحت تاثیر قرار دهند (ترابی و هومن، ۱۳۹۰)

۲-۱- شاخص های اندازه گیری توسعه مالی

شاخص های مختلفی با توجه به مولفه های مختلف برای اندازه گیری توسعه مالی وجود دارد.لویین و همکارانش[1] (۲۰۰۳) شاخص های مختلفی از توسعه مالی را ارئه داده اند این شاخص ها عبارتند از :

۱- DEPTH: این شاخص اندازه واسطه های مالی را می سنجد و برابر با بدهی ها و دیون نقدی سیستم مالی (سکه و اسکناس به اضافه ی بدهی های بهره دار بانک ها و واسطه‌های مالی غیر بانکی)،تقسیم بر GDP است.

۲- BANK: این شاخص درجه ای را که بانک مرکزی در برابر بانک های تجاری به تخصیص اعتبار می پردازد، اندازه‌گیری می کند، و توسط نسبت اعتبارات بانکی ،تقسیم بر اعتبارات بانکی ،به علاوه دارایی های محلی بانک مرکزی اندازه گیری می شود دو نقطه ضعف اساسی در مورد این شاخص مطرح است:

اول این که بانک ها تنها واسطه های مالی نیستند که خدمات مالی را ارائه می کنند.

دوم اینکه امکان وجود دارد که بانک ها به دولت و شرکت های دولتی نیز وام بدهند.

سومین و چهارمین شاخص توسعه مالی ،محدودیت های مربوط به تخصیص اعتبارات را مشخص می کند.

۳- PRIVATE: برابر است با نسبت اعتبارات تخصیص یافته به شرکت ها و موسسات خصوصی،به کل اعتبارات داخلی (به جز اعتبارات به بانک ها)

۴- PRIVY: این شاخص برابر است با نسبت اعتبارات داده شده به شرکت ها و موسسات خصوصی ،به GDP.پیش فرض در مورد این شاخص این است که سیستم ها مالی ای که اعتبارات بیشتر را به شرکت های خصوصی می دهند، اصرار بیشتری به تحقیق و بازرسی از شرکت ها، اعمال کردن کنترل شرکتی، ارائه خدمات مدیریت ریسک، تجهیز پس اندازها و تسهیل معاملات دارند تا سیستم مالی که اعتبارات متمرکز خود را به دولت یا شرکت های تحت مالکیت دولت می پردازد این شاخص،اطلاعاتی درباره اعتباراتی که بانک های تجاری به بخش خصوصی در مقایسه با اندازه اقتصاد تخصیص می دهند به دست می دهد.

۵- LIQLIA: که برابر است با M2 تقسیم بر GDP. بسیاری از محققان این متغییر را به عنوان شاخص عمق مالی در نظر گرفته اند، این شاخص بیانگر کارایی سیستم مالی نیست،

1. Levine,R.

اما با فرض این که اندازه سیستم واسطه مالی به طور مثبتی با فعالیت های سیستم مالی همبسته است ،این متغیر در برآورد و تخمیین مدل می تواند به عنوان یکی از شاخص های توسعه مالی در نظر گرفته شود.

۶- DPS: برابر است با سپرده های پس انداز بلند مدت و دیداری بانک های پولی سپرده پذیر دیگر نهادهای مالی ،به عنوان سهمی از GDP. اندازه سپرده های بانکی یک شاخص برای سرمایه گذاری،بالقوه است هر چه این سپرده ها بیشتر باشد منابع بیشتری برای انتقال توسط سیستم واسطه های مالی به رشد اقتصادی، موجود است. (عصاری،۱۳۸۷، ص۱۵۱).

در انتها باید به این نکته توجه کرد که از نظر تئوری باید رابطهٔ بین حجم پول در جریان و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران مثبت باشد؛ زیرا افزایش حجم پول می‌تواند تقاضا برای دارایی‌ها و از جمله سهام را افزایش دهد. قابل ذکر است که در بیشتر مطالعات انجام شده در خارج، این رابطه مثبت اعلام شده اما در مطالعه انجام شده توسط پساندو[1] (۱۹۷۴) و کرافت و همکاران[2] (۱۹۷۷) این نتیجه اخذ شده که ارتباط معنی‌دار بین این دو متغیر وجود ندارد و مطالعه‌ی انجام شده توسط بویل[3] نیز رابطه‌ی این دو متغیر را معکوس ارزیابی می‌کند (رودپشتی و همکاران، ۱۳۸۴).

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات داخلی

سعیدی و امیری (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ایی با عنوان "بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اراق بهادار تهران" دوره زمانی ۷ساله ۱۳۸۶-۱۳۸۰ و با داده‌ها فصلی و با بکارگیری آزمون OLS به این نتایج دست یافتند که عدم رابطه معنی‌دار بین شاخص مصرف کننده و نرخ ارز بازار آزاد با شاخص کل بورس بوده است؛ ولی قیمت نفت خام با شاخص کل بورس رابطه معنی‌دار ولی معکوس را نشان می‌دهد.

عباسیان و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران" با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۷-۱۳۸۴ و به‌کارگیری روش همانباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا و همچنین توابع عکس‌العمل ضمنی و تجزیه‌ی واریانس نشان داده‌اند که در بلندمدت نرخ ارز و تراز تجاری تأثیر مثبت بر اوراق بهادار داشته و تورم، نقدینگی ونرخ سود اثر منفی دارد.

بیات و همکاران (۱۳۹۵)، به بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. برای این موضوع دو سناریو لحاظ شده است. در سناریو اول، بانک مرکزی تنها به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر حجم پول واکنش نشان می دهد و در سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم به شکاف شاخص قیمت سهام نیز واکنش نشان می دهد. بر اثر شوک پولی، تورم در هر دو سناریو افزایش داشته اما مصرف و تولید تحت هر دو سناریو ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است. بنابراین مشاهده می شود اثر ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و در نتیجه تولید با تأخیر و اندازه کوچک ایجاد می شود و در این حالت اگر بانک مرکزی بر اساس سناریو دوم عمل نماید و با کاهش حجم پول به نوسانات شاخص کل قیمت سهام واکنش نشان دهد موجب تغییرات بیشتر متغیرها خواهد شد.

عباس عصاری و دیگران(۱۳۸۷)به بررسی و مقایسه رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور های نفتی عضو اوپک و کشور های در حال توسعه غیر نفتی پرداخته اند.این بررسی بر اساس مدل های پانل پویا و با استفاده از تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ انجام گرفته است. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از این است که به دلیل وجود درآمد های نفتی و عدم کارایی نهاد های مالی در تجهیز مناسب منابع مالی ،توسعه مالی در کشور های نفتی عضو اوپک تاثیر منفی بر رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی داشته است.

آل عمران و آل عمران (۱۳۹۲)، در مقاله‌ایی با عنوان "اثر پذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدینگی" با استفاده از داده‌های فصلی ۳:۱۳۸۷-۲:۱۳۸۷ و با استفاده از

1. Pesando
2. Kraft , et al
3. Boeal

مدل GARCH و تکنیک رگرسیون معمولی به این نتایج دست یافتند که متغیرهای رشد حجم نقدینگی و بی ثباتی رشد حجم نقدینگی هردو معنی‌دار بوده و رشد حجم نقدینگی اثری مثبت وبی ثباتی رشد حجم نقدینگی اثری منفی بر روی شاخص کل بورس تهران (شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران) دارد. به طوریکه یک درصد افزایش در رشد حجم نقدینگی باعث افزایش ۰/۶۶درصد در شاخص کل بورس و افزایش یک درصد در بی ثباتی رشد حجم نقدینگی باعث کاهش ۰/۰۲۸ درصد در شاخص کل بورس می‌شود. همچنین در مدل نرخ سود، تأثیر نرخ سود بر شاخص کل بورس بی معنی بوده و بیانگر عدم تأثیر آن بر شاخص بورس می‌باشد

عباسی نژاد و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی پویایی‌های رابطه‌ی متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام با استفاده از الگوی VARX-DCC-GARCH پرداختند. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت تاثیر مثبت در بلندمدت بر شاخص سهام دارند و تاثیر نرخ ارز بیشتر است. همچنین در کوتاه‌مدت شوک‌های قیمت نفت تاثیر بیشتری بر شاخص سهام دارد. همچنین نوسانات نرخ ارز تاثیر مثبت بر نوسانات شاخص سهام دارد و این همبستگی در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ تشدید شده است.

کاویانی و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ایی با عنوان "تأثیر شوک‌های پایه پولی بر بازده قیمتی سهام شرکت‌های فعال بورسی"

با داده‌های فصلی از سال ۱۳۸۱- ۱۳۹۵ و با استفاده از روش اهلیگ، شکل خطی-لگاریتمی به این نتایج دست یافتند که شوک پایه پولی ابتدا بر بازده قیمتی سهام شرکت‌ها تاثیر مثبت دارد و سپس در دوره‌های بعدی با کاهش این شوک به حالت تعادلی و پایدار خود بر می‌گردد. همچنین شوک سرمایه‌گذاری به علت عرضه بیشتر سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ابتدا بازده قیمتی سهام را کاهش می‌دهد زیرا سهام بیشتری در بازار عرضه می‌گردد، اما در دوره‌های بعدی قیمت سهام بعلت سودآوری مورد انتظار این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش می‌یابد.

رضایی و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ایی با عنوان " تأثیر سیاست‌های پولی بر بازدهی و بی ثباتی بازار سهام" با استفاده از مدل خود رگرسیونی برداری ساختاری در دوره Q1-۱۳۷۱ تا Q2-۱۳۹۵ به این نتایج دست یافتند که تابع عکس العمل آنی نشان می‌دهد که ابزارهای سیاست پولی بر بازدهی و بی ثباتی بازار سهام تاثیر ندارند. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش بینی نیز بیانگر این است که سهم ابزارهای پولی در توضیح‌دهندگی تغییرات بازدهی و بی ثباتی بازار سهام ناچیز و برای هر کدام کمتر از ده درصد می باشد هرچند سهم پایه پولی از بقیه بیشتر است، در نتیجه می‌توان گفت ابزارهای سیاستی بانک مرکزی اثرگذاری خاصی بر رفتار و بی ثباتی بازار سهام ندارند.

۳-۲- مطالعات خارجی

ژانگ و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در پژوهشی با عنوان "شوک های پولی و بازار سهام نوسانات: با کاربرد در بازار سهام چین" تاثیرشکل‌های مختلف شوک سیاست پولی را با استفاده از ابزارهای سیاستی مختلف بر بازار سهام چین با استفاده از مدل VAR غیر خطی بررسی کرده اند. یافته‌های آنها بیانگر این است که شوک سیاست پولی در چین اثر معنادار و نامتقارن بر عمکلرد بازار سهام در چرخه‌های مختلف بازار دارد. همچنین نتایص آنها نشان می‌دهد که سیاست پولی باعث افزایش نوسانات در بازار سهام شده است. آنها برای بیان وضعیت سیاست پولی از چهار ابزار سیاست پولی نرخ بهره، نرخ ذخیره، نرخ ارز و حجم پول استفاده کرده‌اند.

عمران خان و همکاران[2] (۲۰۲۰)، به بررسی تاثیر قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام کشور پاکستان در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۵ با استفاده از الگوی خودرگرسیونی پویا با وقفه‌های توزیعی شبیه‌سازی شده[3] پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که قیمت نفت، تامین مالی داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیر مثبت و نرخ ارز تاثیر منفی بر توسعه بازار سهام پاکستان دارد.

کامنسیا و اسکلار[4] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ایی با عنوان "نوسانات

1. Zhang et al
2. Imran khan et al
3. Dynamic Autoregressive Distributed Lag Simulation Model
4. Kaminska and Sklar

در بازار سهام و عدم اطمینان نرخ سیاست پولی" به بررسی رابطه بین پیش بینی‌های افق کوتاه تغییرات سهام و عدم اطمینان نرخ‌های سیاست پولی در کشورهای امریکا، انگلستان و اتحادیه اروپا پرداختند. نتایج نشان تحقیق آنها نشان می‌دهد که شاخص‌های ساخته شده برای نااطمینانی نرخ‌های سیاست پولی یک قدرت پیش‌بینی کننده معنی‌دار و مثبت بر تغییرات بازده سهام دارند. همین طور، اضافه کردن متغیرهای مربوط به نااطمینانی نرخ سیاست پولی می‌تواند به طور قابل توجهی مدل‌های پیش‌بینی برای تغییرات و نوسانات سهام در افق‌های زمانی هفتگی، ماهانه و حتی فصلی را بهبود بخشد.

دمیر گوچ و ماکسیموویچ[1] (۱۹۹۸)، در مقاله‌ایی با عنوان "حقوق، تأمین مالی و رشد بنگاه" نشان‌دادند که بنگاه‌ها در کشورهایی با یک بازار سهام فعال و بخش بانکی وسیع می‌توانند سریع‌تر از کشورهایی رشد کنند که فقط دارای شرکت های منفرد می باشند. و این مسئله را بررسی کرده‌اند که چگونه تفاوت در سیستم‌های مالی و حقوقی کشورها بر استفاده بنگاه‌ها از منابع مالی افراد خارج از بنگاه اثر می‌گذارند. آنها نشان دادند کشورهایی که دارای سیستم کارآمد مالی و قضایی هستند، شرکت‌های بیشتری از آن‌ها به تأمین مالی بلندمدت رو آورده‌اند و با رفع محدویت مالی از طریق سرمایه‌گذاری در فرصت‌های سودآور، رشداقتصادی را تحت تأثیر قرار داده‌اند.

سالیفو و همکاران[2] (۲۰۰۷)، در مقاله‌ایی با عنوان " قرار گرفتن معرض خطر ارزی و شرکت‌های پذیرفته شده در بورس" با بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر بازار سهام غنا نشان دادند که ۵۵ درصد شرکت‌های مورد بررسی تحت تأثیر تغییرات قیمت دلار آمریکا بودند که این رابطه از لحاظ آماری معنی‌دار بود. اثر تغییرات نرخ ارز بر صنایع تولیدی و خرده فروشی شدیدتر بود، در حالی که صنعت مالی تحت تأثیر تغییرات نرخ دار قرار نداشت. همچنین، این پژوهش نشان داد که بازده سهام بیشتر شرکت‌ها با تغییرات نرخ دلار رابطه مستقیم دارد.

هیلده‌سی و همکاران[3] (۲۰۱۰)، در پژوهشی با عنوان "شناسایی وابستگی بین سیاست پولی آمریکا و بازار سهام " به بررسی وابستگی بازار سهام آمریکا و سیاست‌های پولی آمریکا در کوتاه‌مدت و بلندمدت، از طریق مدل VAR پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که وابستگی شدیدی بین نرخ‌های بهره و قیمت‌های سهام وجود دارد، بطوریکه در مقابل شوک‌های سیاست پولی (افزایش یک درصدی نرخ سود) قیمت واقعی سهام بلافاصله بین ۷ تا ۹ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین بازار سهام یک منبع بسیار مهم برای هدایت سیاست‌های پولی در آمریکا محسوب می‌شود.

گوسپادینوف و جمالی[4] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ایی با عنوان "پاسخ نوسانات بازار سهام به اقدامات آینده مبتنی بر شوک‌های سیاست پولی" در مطالعه‌ای به بررسی واکنش پویای نوسانات سهام به سیاست پولی با استفاده از مدل VAR پرداختند. نتایص مطالعه آنها نشان می‌دهد که نوسانات بازار سهام و همین طور بازده سهام واکنش معنی‌داری نسبت به شوک سیاست پولی نشان می‌دهند. نتایج آنها نشان بیانگر این است که در کوتاه‌مدت، نوسانات پاداش ریسک، اهرم مالی، حجم معاملات و نرخ بهره توضیح دهنده افزیش نوسانات بازار سهام هستند. اما واکنش پویای بلندمدت نوسانات نشان می‌دهد که سیاست پولی نقش برجسته در بنیان‌های بازار سهام دارد.

۴- روش تحقیق

در این قسمت به تشریح و بررسی آزمون‌های؛ دیکی فولر[5]، آزمون باند[6]، خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[7] خواهیم پرداخت.

۴-۱- آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)

قبل از برآورد مدل برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، می‌بایست که مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی -فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده می‌شود. برای آزمون ناایستایی اگر فرض کنیم که سری زمانی دارای فرآیند خود توضیح مرتبه اول نیست و مرتبه آن p

1. Maksimovic
2. Salifu and etal
3. Hilde C and et al
4. Gospodinov and Jamali
5. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
6. ARDL BOND
7. Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

است، آنگاه دیگر نمی‌توان از آزمون دیکی و فولر استفاده کرد.

اکنون فرض می‌کنیم جمله اختلال u_t دارای یک فرآیند خودتوضیح از مرتبه p به صورت ذیل باشد:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \delta y_{t-1} + u_t \quad (۱)$$

$$u_t=\theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \ldots.. + \theta_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن ε_t ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر (IID) توزیع شده‌اند. از آنجا که معمولاً این باور وجود دارد که تفاضل مرتبه اول بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان شامل جملات میانگین متحرک (MA) است. نتیجه فوق را به موردی تعمیم دادند که در آن جملات اختلال دارای فرآیند ARIMA(p,q) است و می‌تواند توسط یک فرآیند AR(k) تقریب زده شود. در این فرایند k به اندازه کافی بزرگ است که تقریب خوبی از فرآیند ARIMA(p,q) حاصل شود و در نتیجه جملات اخلال ε_t تقریبا نوفه سفید باشند. در چنین شرایطی روش آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) به صورت حدی معتبر است، مشروط به اینکه k به گونه مناسبی با افزایش حجم نمونه افزایش یابد. چون آزمون DF وADF می‌توانند مشخص کنند که یک سری زمانی جمعی است یا نه، به این آزمون‌ها، آزمون‌های جمعی بودن نیز می‌گویند (عباسی و دهباشی، ۱۳۸۹).

۲-۴- آزمون ARDL BOND

روش آزمون باند (کرانه‌هایی) ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌انباشتگی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM) استخراج نمود. بنرجی، دولادو، گالرس و هنری[1] (۱۹۹۳) که ECM، پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند. بر اساس کار پسران و پسران[2] (۱۹۹۷) و پسران و شین و اسمیت[3] (۲۰۰۱). مدل ARDL (q,q1,q2, q3…..qk) به صورت ذیل بیان می‌شود (نظیری و فرشادی، ۱۳۹۵):

$$\phi(lL, P)Y_t=C_0+\sum_{i=1}^{K}\beta_i\,(L, q_t)X_{it} + \delta_t w_t + \mu_t : \quad t = 1 \ldots\ldots\ldots n \quad (۳)$$

که y_t متغیر وابسته، C عرضاز مبدأ، x_{it} متغیرهای مستقل، L_t عملگر وقفه و W_t شامل متغیرهای پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برونزا با وقفه ثابت می‌باشند. مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مزبور به وسیله بازنویسی معادله به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Dy_t=C_0+C_{it} + \lambda yxz_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, DY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, Dx_{t-i} + \delta_t w_t + \mu_t \quad (۴)$$

که D عملگر تفاضل مرتبه اول، t روند و $z_t=(y_t,x_t)$ می‌باشند و y_i پویای‌های کوتاه مدت مدل را نشان می‌دهد با اعمال $C_0\neq0$ و $C_1\neq0$ رابطه را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$Dy_t=C_0+\lambda_{yy}y_{t-1} + \lambda y_{yy}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, DY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, Dx_{t-i} + \delta_t w_t + \mu_t \quad (۵)$$

مطابق مطالعه پسران و شین اسمیت (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون ARDL باند، باید از ضرایب WALD (آماره F) برای بررسی معناداری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده نمود. یا توجه به محدود بودن داده‌های سری زمانی، باید یک تعدل ظریف بین انتخاب وقفه‌ها وجود داشته باشد.

به این صورت که آنها باید به اندازه کافی بزرگ باشند، تا مشکل همبستگی سریالی باقیمانده‌ها را کمتر کنند و همزمان به قدر کافی کوچک باشند تا از بیش از حد پارامترسازی VECM جلوگیری نمایند.

ابتدا صورت VECM معادله ARDL با وقفه مناسب و روش OLS تخمین می‌زنیم و مدل عمومیARDL را بدست می‌آوریم. پس از تخمین مدل ARDL عمومی، با استفاده از

1. Bannerjee et al
2. Pesaran and Pesaran
3. Pesaran and Shin

روش مدل‌سازی کل به جزء هندری (۱۹۹۵)، با استفاده از حذف متغیرها و وقفه‌های بی معنی از مدل، یک طرفه صرف‌جو به دست می‌آید.

برای انجام رویکرد آزمون ARDL BOND ، ابتدا رابطه سطحی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب Wald یا آزمون F تعیین می‌شود. در اینجا از آزمون معناداری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم همجمعی، از طریق صفر قرار دادن ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود. در مقابل، فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، مخالف صفر هستند. در مرحله بعد بر اساس سطوح معناداری مرسوم (۹۵٪ و ۹۰٪)، آماره F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که در جدول پسران و شین و اسمیت (۲۰۰۱) آورده شده است، مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای ۵ مورد مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و (یا) روند در مدل نشان می‌دهد. این مقادیر بحرانی شامل کرانه‌های بالایی I(1) و پایینی I(1) و تعداد تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ تا تمام طبقه‌بندی‌های ممکن متغیرها و هم انباشتگی دوجانبه را در بر می‌گیرند. اگر آماره F محاسباتی، بیشتر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. هر چند اگرآماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود (نظیری و فرشادی، ۱۳۹۵).

۴-۲- الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL)، توسط پسران و شین[2] (۱۹۹۲) به منظور بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌های مشابه داشته و لذا به‌طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد (باقری، ۱۳۸۹).

ARDL از جمله روش‌هایی است که در آن لازم نیست درجه ایستایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. روش ARDL الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین، تخمین‌های ARDL به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند.

یک مدل الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به‌طور کلی به صورت ARDL(P1,q1,q2,….qk) به صورت ذیل خواهد بود

$$\alpha(L , P)\, Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L , q_i) X_{it} + \delta W_t + U_t \quad (۶)$$

این معادله رابطه پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به طوری که در آن:

$$\alpha(L , P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_1 L^{1} - \ldots\ldots \alpha_p L^{p} \quad (۷)$$

$$\beta(L , q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i1} L^{1} - \ldots\ldots \beta_{iq} L^{q} \quad (۸)$$

$i=1, 2,\ldots\ldots,k$

که در آن α، مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عمل‌گر وقفه است، به طوری‌که $X_j\, Y_t = X_{t-j}$ است. W_t، برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی و یا برون‌زا با وقفه ثابت است. p، تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیر مستقل x_{it} است.

رابطه بلندمدت مدل ARDL، با عملیات جبری ساده در معادله بالا و توجه به آن که در بلندمدت ارزش جاری وقفه‌های هر یک از متغیرهای وابسته و توضیحی با هم برابر هستند، به صورت ذیل به‌دست می‌آید:

$$Y_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i x_i + e_t \quad (۹)$$

1. Autoregressive Distributed Lags (ARDL)
2. Pesaran & Shin

در این معادله:

$$e_t = \frac{U_t}{a(1,P)} \quad (۱۰)$$

$$\emptyset_0 = \frac{a_0}{a(1,P)} \quad (۱۱)$$

$$\gamma_i = \frac{\beta_0\,(1,q)}{a(1,P)} \quad (۱۲)$$

در روش ARDL، به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، آزمون F انجام می‌گیرد. آماره این آزمون از معادله زیر به دست می‌آید:

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} + \sum_{m=1}^{n} \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \theta_{mi}\ \Delta X_{m,t-i} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

که در آن i، وقفه متغیر توضیحی mام، jوقفه متغیر وابسته، n تعداد متغیرهای توضیحی، p تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و q تعداد وقفه متغیر های مستقل است.

در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست که بصورت ذیل تعریف می‌شوند:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots . = \delta_m = 0$$
$$H_0 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots . \neq \delta_m \neq 0$$

آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی کوتاه مدت بین متغیرها ومحاسبه سرعت تعدیل تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطای ARDL به صورت ذیل می‌باشد:

$$\Delta Y_t = \emptyset + \sum_{j=1}^{p} \emptyset_j\, \Delta Y_{,t-J} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \beta_{m.i} + \gamma\ ECM_{t-i} + \mu_t \quad (۱۴)$$

که در آن γ، مقدار تعدیل در هر دوره تا رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد (باقری، ۱۳۸۹).

۵- معرفی مدل و متغیرها

به منظور بررسی تأثیرات متغیرهای حجم پول، پایه پولی، توسعه مالی و شاخص قیمت مصرف کننده بر شاخص قیمت سهام بازار بورس و اوراق بهادر تهران الگوی ذیل تخمین زده می‌شود.

$$\mathrm{Ln}EPE_t = a_0 + a_1 \mathrm{Ln}M_t + a_2 \mathrm{lnMB}_t + a_3 \mathrm{lnFD}_t + a_4 \mathrm{ln}PPC + \varepsilon_t \quad (۱۵)$$

متغیرهای مورد استفاده در الگوی فوق عبارتند از:

شاخص قیمت سهام (کل) (EPE)، نقدینگی (میلیارد ریال) (M)، پایه پولی (میلیارد ریال) (MB)، توسعه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصد تولید ناخالص داخلی) (FD)، شاخص قیمت مصرف کننده (شاخص) (PPC).

تعریف متغیرها:

پایه پولی: اقلام سمت بدهی ترازنامه بانک مرکزی که عبارتند از اسکناس و مسکوک در جریان و سپرده های بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی.

نقدینگی: عبارت است از مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده‌های دیداری مردم در بانک‌ها به اضافه شبه پول.

توسه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی): به منابع مالی ارائه شده به بخش خصوصی توسط شرکت های مالی اطلاق می شود، از جمله از طریق وام، خرید اوراق بهادار بدون سهام و اعتبارات تجاری و سایر حساب های دریافتنی که ادعای بازپرداخت را ایجاد می کند. شرکت‌های مالی شامل مقامات پولی و بانک‌های پول سپرده و همچنین سایر شرکت‌های مالی می‌شوند. نمونه هایی از سایر شرکت های مالی عبارتند از: شرکت های مالی و لیزینگ، وام دهندگان پول، شرکت های بیمه، صندوق های بازنشستگی و شرکت های ارزی.حجم نقدینگی: عبارت است از مجموع اسکناس و مسکوک در دستمردم و سپرده‌های دیداری مردم در بانک‌ها به اضافه شبه پول.

شاخص قیمت مصرف‌کننده: معیاری برای سنجش میانگین وزنی قیمت‌های یک سبد کالا و خدمات مصرفی،

مانند حمل و نقل، غذا و مراقبت‌های درمانی است.

ضمناً آمارهای بکار گرفته شده در این تحقیق از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی برای سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۹ بصورت سالیانه استخراج و از نرم افزار EVIEWS 11 برای برآورد معادله پیشنهادی استفاده شده است.

۶- نتایج تجربی

در این قسمت و قبل از برآورد مدل، به جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب می‌بایست آزمون ریشه واحد انجام و ایستایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد. این آزمون به روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) انجام و نتایج آن در جدول ۱ ثبت گردید. همان طورکه مشخص است تمامی متغیرها در سطح ایستا نبوده، لذا پس از یکبار تفاضل‌گیری متغیرها در سطح یک ایستا گردیدند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	سطح		متغیر	سطح یک	
	آمارهT	احتمال		آمارهT	احتمال
LnEPE	-۰/۸۰۵۹۳۲	۰/۹۵۳۴	DLnEPE	-۳/۵۵۲۵۹۱**	۰/۰۵۲۹
LnM	-۰/۰۹۹۰۷۲	۰/۹۴۰۵	DLnM	-۳/۶۹۴۶۴۸**	۰/۰۰۹۹
LnMB	-۰/۵۱۴۶۸۷	۰/۸۷۴۴	DLnMB	-۳/۸۲۰۲۹۱**	۰/۰۰۷۳
LnFD	۰/۰۱۵۸۴۷	۰/۹۵۲۷	DLnFD	-۳/۹۴۶۵۵۷**	۰/۰۰۵۴
LnPPC	-۲/۴۲۷۱۴۷	۰/۱۴۳۴	DLnPPC	-۳/۰۶۸۸۹۲**	۰/۰۴۰۷

** و *** نشان‌دهنده ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد با عرض از مبدأ و روند است.
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

در این قسمت از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده می‌گردد. لذا آزمون ARDL BOND در این قسمت انجام و نتایج در جدول ۲ ثبت گردیده است. در همین راستا با توجه به اینکه اگر آماره F محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت را رد نمود. حال با توجه به آماره‌های به دست آمده از این آزمون، آماره F محاسباتی بزرگتر از کرانه بالا در سطح ۵٪ می باشد. لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد.

جدول ۲: نتایج آزمون ARDL BOND

٪۱۰	۳/۰۳	۴/۰۶
٪۵	۳/۴۷	۴/۵۷
٪۱	۴/۴	۵/۷۲
آماره F محاسباتی		۵/۵۷۹۵۴۹**

** و *** نشان‌دهنده ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد می‌باشد
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

حال با توجه به نتایج بدست آمده که نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌باشد. با انجام آزمونARDL روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌هیم که نتایج حاصل از آزمون در جدول ۳ آورده شده است.

جدول۳: آزمون خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL (2,0,2,0,0)

متغیر	بلندمدت		متغیر	کوتاه‌مدت	
	ضریب	احتمال		ضریب	احتمال
LnM	۱/۴۶	۰/۰۰۳۳	DLnM	۴/۲۶	۰/۰۰۱۹
LnMB	-۰/۸۶	۰/۰۶۲۴	DLnMB	-۰/۵۷	۰/۱۷۸۸
LnFD	-۰/۶۷	۰/۰۱۳۱	DLnFD	-۰/۴۵	۰/۰۹۷۷
LnPPC	۰/۵۲	۰/۰۳۴۲	DLnPPC	۰/۳۴	۰/۰۰۰۲
C			ECM(-1)	-۰/۶۷	۰/۰۴۵۳
Durbin-Watson:۱/۷۵			R^2:۰/۹۸		

** و *** نشان‌دهنده ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد می‌باشد

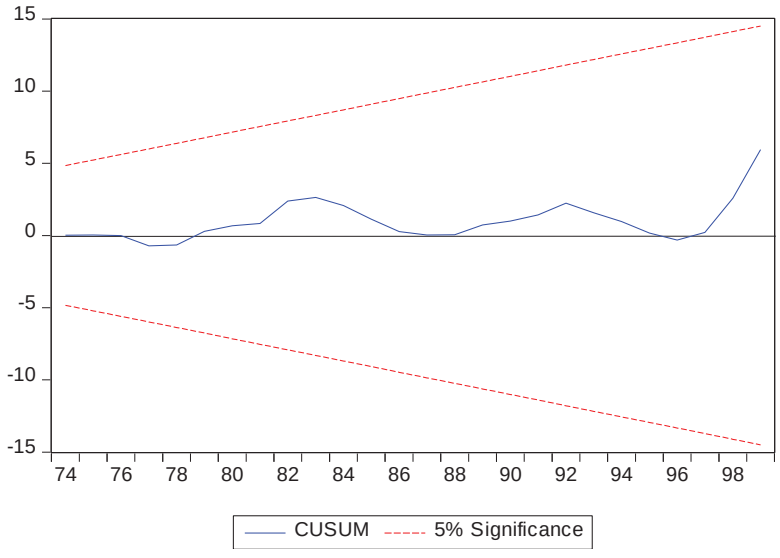
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

در کوتاه‌مدت نتایج نشان می دهد که با یک درصد تغییر در متغیرهای نقدینگی و شاخص بهای مصرف کننده به ترتیب۴/۲۶، ۰/۳۴درصد به شاخص قیمت سهام بورس تهران افزوده خواهد شد. اما با یک درصد تغییر در متغیر توسعه مالی به مانند بلندمدت ۰/۸۶، درصد از شاخص قیمت سهام بورس تهران کاسته می شود. این در حالی است که ضریب بدست آمده کوتاه مدت برای متغیر پایه پولی معنی دار بدست نیامده، لذا قابلیت تفسیر را ندارد.

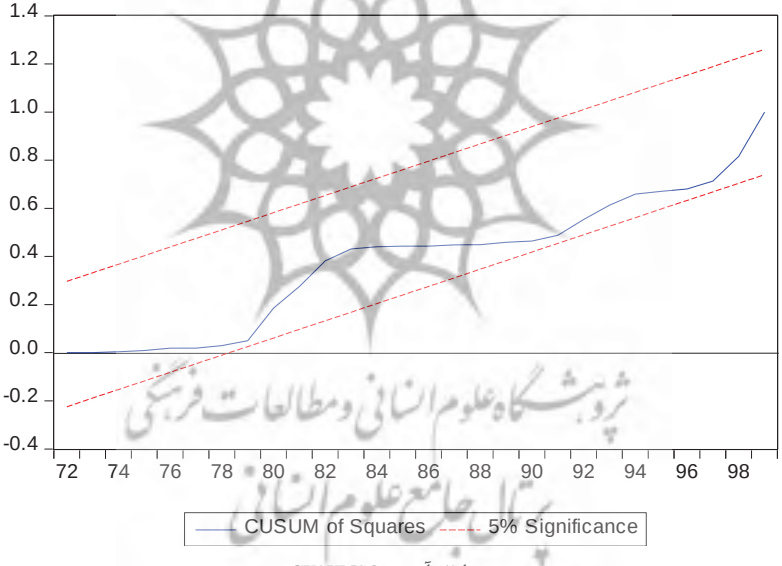
اما نتایج بدست آمده نیز حاکی از آن است که در بلندمدت ضرائب همه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵٪ قابل تفسیر می‌باشند. بدین صورت که در بلندمدت، با یک درصد تغییر در متغیرهای حجم نقدینگی و شاخص بهای مصرف کننده به ترتیب۱/۴۶، ۰/۵۲درصد به شاخص قیمت سهام بورس تهران افزوده می شود. این در حالی است که با یک درصد تغییر در متغیرهای پایه پولی و توسعه مالی به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۶۷درصد از شاخص قیمت سهام بورس تهران کاسته خواهد شد.

در ادامه به منظور بررسی ثبات ضرایب[1] مدل از آزمون‌های مجموع تجمعی[2] (CUSUM)، مجموع مجذور تجمعی[3] (CUSUMQ) استفاده شده است. آزمون ثبات برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد اگر نمودار آماری به دست آمده در محدوده‌ی بین این حدود قرار گرفت و آن ها را قطع نکند، میتوان ادعا کرد که مدل از ثبات لازم برخوردار است و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. به عبارتی نمودار ۱ و۲ نشان می‌دهد که مدل تخمینی در سطح ۵٪ از ثبات ساختاری برخوردار بوده و شکستی ملاحظه نمی‌گردد.

1. Structural Stability
2. Cumulative Sum of Recursive Residuals
3. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



نمودار۱- آزمون CUSUM
مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار۲- آزمون CUSUMSQ
مأخذ: نتایج تحقیق

در این قسمت با استفاده از آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون وایت، بروش-گودفری و جاک برا نیز به جهت بررسی فروض کلاسیک انجام و نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. نتایج به ترتیب حاکی از عدم وجود مشکل ناهم‌سانی واریانس، خود هم‌بستگی و نرمال بودن توزیع جزء اخلال‌ها دارد.

جدول ۵- آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌ها	آمارها	احتمال آماره
وایت	۱/۳۴۷۰۰۴	۰/۲۸۰۶
بروش- گودفری	۰/۰۸۶۱۴۴	۰/۹۱۷۸
جاک‌برا	۲/۱۰۱۶۹۳	۰/۳۴۹۶۴۲

ماخذ: نتایج تحقیق

۷. نتیجه‌گیری

منبع اصلی تامین سرمایه مورد نیاز، رجوع به بازارهای مالی و بورس اوراق بهادار می‌باشد، زیرا این بازار محلی برای جمع‌آوری پس‌انداز افراد و شرکت‌ها و هدایت آنها به سمت واحدهای تولیدی می‌باشد. برخی اقتصاددانان بر این عقیده‌اند که تفاوت اقتصادهای توسعه- یافته و توسعه‌نیافته، نه در تکنولوژی پیشرفته، بلکه در وجود بازارهای مالی یکپارچه فعال و گسترده است.

با نگرشی بر ساختار کلان اقتصادی هر کشور و بازارهای مختلف موجود در هر اقتصاد می‌توان دریافت که یکی از اساسی‌ترین بازارها در هر اقتصاد بازارهای سرمایه هستند. بازار بورس اوراق بهادار از اجزاء تشکیل دهنده بازار سرمایه می‌باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. به همین علت شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده سرمایه‌گذاری بازار بورس کشور، همواره می‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران برای یافتن راه‌های افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری در این بازار باشد. لذا در این تحقیق سعی شده است با انجام آزمون ardl روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرهای شاخص قیمت سهام (کل) (EPE)، نقدینگی (میلیارد ریال) (M)، پایه پولی (میلیارد ریال) (MB)، توسعه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصد تولید ناخالص داخلی) (FD)، شاخص قیمت مصرف کننده (شاخص) (PPC) بر شاخص قیمت سهام بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰و با استفاده از داده‌های سالیانه در کشور ایران مورد بررسی قرار گیرد.

قبل از برآورد مدل، به جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب آزمون ریشه واحد انجام و ایستایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گرفت . این آزمون به روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) انجام و نتایج آن در جدول ۱ ثبت گردید. لذا پس از یکبار تفاضل‌گیری متغیرها در سطح یک ایستا گردیدند.

همچنین از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده می‌گردد. لذا آزمون ARDL BOND در این قسمت انجام و نتایج در جدول ۲ ثبت گردیده است. در همین راستا با توجه به اینکه اگر آماره F محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت را رد نمود. با توجه به آماره‌های به دست آمده از این آزمون، آماره F محاسباتی بزرگتر از کرانه بالا در سطح ۵٪ می باشد. لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید گردید.در قسمت بعدی با انجام آزمونARDL روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار دادیم که نتایج حاصل از آزمون در جدول ۳ آورده شده است.

در کوتاه‌مدت نتایج نشان می دهد که با یک درصد تغییر در متغیرهای نقدینگی و شاخص بهای مصرف کننده به ترتیب۴/۲۶، ۰/۳۴درصد به شاخص قیمت سهام بورس تهران افزوده خواهد شد. اما با یک درصد تغییر در متغیر توسعه مالی به مانند بلندمدت ۰/۸۶، درصد از شاخص قیمت سهام بورس تهران کاسته می شود. این در حالی است که ضریب بدست آمده کوتاه مدت برای متغیر پایه پولی معنی دار بدست نیامده، لذا قابلیت تفسیر را ندارد.اما نتایج بدست آمده نیز حاکی از آن است که در بلندمدت ضرائب همه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵٪ قابل تفسیر می‌باشند. بدین صورت که در بلندمدت، با یک درصد تغییر در متغیرهای حجم نقدینگی و شاخص بهای مصرف کننده به ترتیب۱/۴۶، ۰/۵۲درصد به شاخص قیمت

سهام بورس تهران افزوده می شود. این در حالی است که با یک درصد تغییر در متغیرهای پایه پولی و توسعه مالی به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۶۷درصد از شاخص قیمت سهام بورس تهران کاسته خواهد شد.

بطور کلی در مورد نتایج بدست آمده می‌توان اینگونه عنوان کرد که با افزایش نقدینگی و به دنبال آن افزایش سطح قیمت‌ها، ارزش دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی افزایش می‌یابد. چنانچه افزایش قیمت محصولات شرکت‌های بورسی بیشتر از رشد هزینه‌های تولید باشد، سود بنگاه‌ها افزایش‌یافته و تورم از کانال جریان وجوه نقدی آتی عایدی‌ها می‌تواند تأثیر مثبتی بر قیمت سهام داشته باشد. این در حالی است که دیدگاه مکاتب مختلف درخصوص چگونگی اثرگذاری تغییر در حجم پول و پایه پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصادی و همچنین قیمت کالاها و دارایی‌ها متفاوت است. اما همه بر این موضوع اتفاق نظر دارندکه تغییر در حجم پول در بلندمدت منجر به تغییر قیمت کالاها ودارایی‌ها از جمله قیمت سهام می‌شود. اما متغیر شاخص قیمت مصرف کننده شاخص نشاندهنده سطح تورم در جامعه هستند و اثر گذاری آنها را بر قیمت شاخص قیمت سهام بورس را می‌توان اینگونه تشریح نمودکه تورم بر ارزش ذاتی شرکت‌ها تأثیرگذار است و باعث می‌شود ارزش دارایی‌ها و تجهیزات آنها افزایش یافته و همزمان ضمن افزایش هزینه‌ها قیمت محصولات و موادی که تولید می‌کنند نیز افزایش یابد که نتیجه آن افزایش سودآوری شرکت می‌باشد. از طرفی با بالا رفتن سود شرکت بازدهی سهام افزایش یافته و بدنبال آن شاخص قیمت سهام نیز افزایش داشته باشد.

تاثیر متغیر میزان اعتبارات داخلی به بخش خصوصی که در این تحقیق نشاندهنده توسعه مالی می باشد و عبارتند از منابع مالی ارائه شده به بخش خصوصی توسط شرکت های مالی از جمله از طریق وام، خرید اوراق بهادار بدون سهام و اعتبارات تجاری . باعث کاهش قیمت سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود زیرا تامین مالی شرکت‌ها از طریق وام و... می‌تواند اتکا و تمایل تامین مالی شرکت ها از طریق عرضه سهام در بازار بورس را کاهش داده و این امر منجر به کاهش رونق بازار بورس و شاخص قیمت سهام گردد.

پایه پولی وجوهی با نقدشوندگی بسیار بالا مانند سکه، اوراق بهادار و سپرده‌های بانکی هستند که توسط بانک مرکزی منتشر می‌شوند. پایه پولی همچنین تاثیر زیادی بر رفتار مالی و اقتصادی و تصمیمات افراد دارد. برای مثال در حالتی که پایه پولی در شرایط ثبات و میزان بهینه خود باشد، افراد نسبت به ورود به بازار سرمایه اقدام می‌کنند؛ اما در شرایط نااطمینانی و بالا بودن نرخ بهره، ممکن است صرفا به سرمایه‌گذاری در اوراق درآمد ثابت بانکی یا صندوق درآمد ثابت بپردازند. لذا هرگونه تغییر بهینه در پایه پولی می‌تواند تاثیر منفی و کاهنده بر شاخص قیمت سهام باشد.

در ادامه به منظور بررسی ثبات ضرایب[1] مدل از آزمون‌های مجموع تجمعی[2] (CUSUM)، مجموع مجذور تجمعی[3] (CUSUMQ) استفاده شده است. آزمون ثبات برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد به عبارتی نمودار ۱ و۲ نشان داد که مدل تخمینی در سطح ۵٪ از ثبات ساختاری برخوردار بوده و شکستی ملاحظه نمی‌گردد.

مراجع

آل عمران، رویا. آل عمران، علی (۱۳۹۲)، اثرپذیری بازار سهام در نتیجهٔ رشد نامنظم حجم نقدینگی، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۲، سال ششم.

ترابی، تقی. هومن، تقی (۱۳۹۰)، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مدلسازی، سال چهارم، شماره ۱، صص ۱۴۴-۱۲۱.

پیرائی، خسرو. شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸)، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال ۹، شماره ۱.

1. Structural Stability
2. Cumulative Sum of Recursive Residuals
3. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

خانعلی زاده، بهمن. محمدیان، آزاده. کاکایی، حمید. گوهر دهی، ستاره (۱۴۰۰)، چهارمین کنفرانس ملی سالانه تحولات نوین در مدیریت، اقتصادی، حسابداری، تهران.

سعیدی، پرویز. امیری، عبدالله (۱۳۸۹)، بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادر تهران، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال دوم، شماره ۲.

عباسیان، عزت‌اله. مرادپور اولادی، مهدی. عباسیون، وحید (۱۳۸۷)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران "، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۶.

عباسی، ا. دهباشی، ک. ۱۳۸۹، برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی، مطالعه موردی استان سمنان، اقتصاد مالی، دوره۴، شماره۱۱.

کاویانی، میثم. سعیدی، سعیدی، پرویز. دیده خانی، حسین. فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۶)، تأثیر شوک‌های پایه پولی بر بازده قیمتی سهام شرکت‌های فعال بورسی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره۴۲.

مهدوی، ابوالقاسم. هنجنی، مرضیه. شمس الاحرار (۱۳۹۶)، تأثیر آزاد سازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب حوزه خاورمیانه، فصلنامه اقتصاد کاربردی، دوره ۷، شماره ۲۰.

نظیری، محمدکاظم. فرشادی، سمیرا. (۱۳۹۵)، مارپیچ تورمی قیمت-دستمزد در ایران: با استفاده از آزمون ARDL. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال پنجم، شماره ۱۷.

باقری، محمد (۱۳۸۹)، بررسی روابط وکوتاه‌مدت بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی،مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره۲۷، صص ۱۲۹-۱۱۰.

رودری سهیل، طهرانچیان امیرمنصور، زارعی پگاه، کاکایی حمید. ارزیابی اثر تکانه درآمد نفت بر شاخص سهام در ایران: کاربردی از الگوی مارکوف سویچینگ خودرگرسیون برداری. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی ۱۴۰۰; ۱۷ (۶۹) : ۵۵-۲۳ .

Demirgoc- Kunt, A and V.Maksimovic (1998), "Low, Finance and firm growth", Jornal of Finance.

Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing, Econometrica, 55, 251-276.

Hilde C., Bjornland and Kai, Leitemo. (2010), " Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market ", Journal of Monetary Economics, No. 56, PP. 275-282.

Mukherjee and Naka, (1995) Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model,Journal of Financial Research, Vol. 18, No. 2, pp.

Gospodinov, N, Jamali, I.,(2015). The response of stock market volatility to futures-based measures of monetary policy shocks, International Review of Economics and Finance, Elsevier, vol. 37(C), 42- 54.

Salifu, Z, Osei, K, & Adjasi Charles, K.D, (2007), Foreign Exchang Risk Expousure of Listed Companies in Ghana. the Journal of Risk finance, Volume: 8 Issue: 4: PP 380-393.

Zhang B., Hu J., Jiang M. (2017). Monetary Shocks and Stock Market Fluctuations: With An Application to the Chinese Stock Market. The Singapore Economic Review, 63(1).

Kaminska I, Roberts-Sklar M. (2018). Volatility in equity markets and monetary policy rate uncertainty. Journal of Empirical Finance. 45, 68-83.