فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال ششم، شماره بیستم
زمستان ۱۳۹۲

سیاستهای پولی و مالی و کارایی بازار سهام: شواهد تجربی در ایران

کیومرث شهبازی[۱]
ابراهیم رضایی[۲]
ابوالفضل عباسی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/۱۸

چکیده

هدف از این تحقیق بررسی تجربی رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی و بازدهی سهام در ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی 1387Q4 – 1378Q1 می‌باشد. نتایج بیانگر این است که به دلیل تاثیر با وقفه مخارج دولت و مالیاتها بر بازدهی جاری سهام، فرضیه کارایی بازار سهام ایران نسبت به سیاستهای مالی پذیرفته نمی-شود. این بدین مفهوم است که فعالان بازار سهام توجهی بر اطلاعات موجود در زمینه سیاستهای مالی ندارند، حال آن که این اطلاعات می‌توانند در تعیین بازدهی سهام نقش معنی‌داری داشته باشند. همچنین، با توجه به نتایج مدل برآورد شده مقادیر جاری عرضه پول اثر منفی معنی‌داری بر بازدهی جاری سهام دارد ولی وقفه‌های این متغیر تاثیری بر بازدهی جاری سهام ندارند. بنابراین، می‌توان گفت که فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به سیاستهای پولی پذیرفته می‌شود. نتایج مؤید این است که بر خلاف سیاستهای مالی فعالان بازار سهام به سیاستهای پولی به عنوان یکی از عوامل موثر بر بازدهی سهام می‌نگرند و تغییرات این سیاستها را در محاسبات خود لحاظ می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: سیاست مالی؛ سیاست پولی؛ کارایی بازار سهام؛ رهیافت آزمون کرانه‌ها.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه (مسئول مکاتبات) k.shahbazi@urmia.ac.ir
۲- عضو هیات علمی مرکز تحقیق و توسعه علوم انسانی،سمت
۳- کارشناس ارشد اقتصاد a.abasi.s@gmail.com

۱- مقدمه

از لحاظ نظری، رفتار سیاست‌های پولی و مالی (تغییرات عرضه پول، نرخ بهره، مخارج دولت یا مالیاتها) نقش معنی‌داری در تعیین قیمت دارائیها ایفا می کند. برای مثال افزایش مالیاتها با فرض عدم تغییر مخارج دولت بازدهی یا قیمت دارائیها را کاهش خواهد داد، زیرا سرمایه‌گذاران را از سرمایه‌گذاری آتی در بازار سهام باز می‌دارد (لائوپودیس، ۲۰۰۹)[1].

طبق نظریه‌های اقتصادی دلایل مختلفی مبنی بر تاثیر متقابل بین سیاست‌های پولی و مالی و قیمت دارائی‌ها، به ویژه قیمت سهام، وجود دارد. با توجه به اینکه قیمت سهام با نگاه به آینده تعیین می‌گردد، لذا انتظار بر این است که این سیاست‌ها، به طور مستقیم از طریق تاثیر بر نرخ بهره واقعی و به طور غیر مستقیم از طریق تاثیرگذاری بر نااطمینانی و در نتیجه تاثیر بر عوامل تعیین کننده سود سهام و پاداش سهام، شاخص قیمت و بازدهی سهام را تحت تاثیر قرار دهند. ادامه یافتن کسری بودجه می تواند اثر مهمی روی رشد بلند مدت و ظرفیت تولید داشته باشد و به همین دلیل این موضوع باعث حساسیت ویژه سهامداران بازار به سیاستهای مالی دولت می‌گردد. از طرف دیگر، سیاستهای پولی نیز از طریق ابزارهایی نظیر تغییرات عرضه پول و نرخ بهره می‌تواند برقیمت سهام و هزینه سرمایه‌گذاری تاثیر بگذارد. سرانجام از چشم انداز سرمایه گذاران این سوال مطرح می شود که سیاست‌های پولی و مالی چگونه بر عملکرد بازار سهام در ایران تاثیر خواهد گذاشت؟

این مقاله در ۴ بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش داریم. در بخش سوم به تصریح و برآورد مدل پرداخته ایم. بخش چهارم نیز به جمع بندی و نتیجه گیری اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- ارتباط بین سیاستهای پولی و مالی با بازدهی سهام

توبین (۱۹۶۹) در نظریه تعادل عمومی معروف خود مدلی را طرح‌ریزی کرد که هر دوی سیاستهای پولی و مالی اثرات مهمی بر روی بازدهی داراییها دارند. بر اساس این رویکرد، کانال اصلی اثرگذاری سیاستها و رخدادهای مالی بر تقاضای کل از طریق تغییر ارزشگذاری داراییهای فیزیکی نسبت به هزینه‌های جایگزینی آنها می‌باشد. باید توجه داشت که با افزایش عرضه پول یا با کاهش نرخ بهره تقاضا برای سهام افزایش می‌یابد، بنابراین قیمت سهام افزایش یافته و از این طریق مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای کل نیز افزایش می‌یابد (بواوین و گیانونی[2]، ۲۰۰۲). به عبارت دیگر، با افزایش نرخ بهره اسمی هزینه استفاده از سرمایه افزایش یافته و مخارج سرمایه‌گذاری و مصرفی را کاهش داده و فعالیت واقعی اقتصاد را تحلیل می‌برد (لائوپودیس، ۲۰۰۹). همچنین با افزایش عرضه پول، موجودی نقدی در دسترس افراد از موجودی مطلوب آنها بیشتر می‌شود. لذا افراد مازاد موجودی نقدی خود را صرف خرید کالاها و خدمات و سایر داراییهای مالی می‌کنند که سهام نیز بخشی از آن می‌باشد. با افزایش تقاضا برای سهام قیمت سهام و در

نتیجه بازدهی سهام افزایش پیدا می‌کند (کشاورز حداد و مهدوی، ۱۳۸۴).

نظریه های مختلف دیگری نظیر تئوری پورتفولیو و نظریه سبد دارایی فیشر اثرات سیاست‌های پولی و مالی را بر روی بازدهی دارائیها تبیین می‌کنند. همچنین، با تعمیم تئوری مربوط به مدل سبد دارایی برونر[۳] و کاگان[۴] می توان از لحاظ تئوریک وجود ارتباط بین سیاست‌های پولی و مالی و شاخص بازدهی نقدی سهام را بررسی نمود (دارات[۵]، ۱۹۸۸).

در مجموع باید گفت که استفاده از سیاست مالی انبساطی در صورتی می‌تواند به افزایش تولید و رشد اقتصادی کمک کند و دولت را در اجرای برنامه هایش یاری دهد که دولت مخارج خود را به سمت توسعه بخشهای زیربنایی مثل بزرگراه ها، سیستم های آب و فاضلاب، حمل و نقل، نیرو و ... سوق دهد. اینگونه مخارج دولت در بلندمدت می‌تواند به افزایش تولید و رشد اقتصادی کمک نماید و با توسعه صرفه جویی‌های خارجی مشوق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود.

۲-۲- فرضیه کارایی بازار سهام

با توجه به مطالب فوق، واضح است که تغییرات سیاستهای پولی و مالی می توانند به طور بالقوه بازدهی سهام را تحت تاثیر قرار دهند. اگر بازارهای مالی از لحاظ اطلاعاتی در رابطه با سیاستهای پولی و مالی کارا باشند در این صورت بایستی به محض عمومی شدن هر گونه اطلاعات مربوط به تغییرات سیاستهای پولی و مالی، این تغییرات در بازدهی سهام انعکاس یابند. در یک بازار سهام کارا، اطلاعات گذشته در خصوص سیاستهای پولی و مالی هیچ کاربردی در توضیح نوسانات جاری بازدهی سهام نخواهند داشت، زیرا اطلاعات مذکور در قیمتهای گذشته سهام انعکاس یافته-اند (کارایی نیمه‌قوی). به عبارت دیگر، در یک بازار ناکارا اخبار گذشته مربوط به سیاستهای پولی و مالی در بیان تغییرات جاری بازدهی سهام موثر می‌باشند، زیرا در تعدیل قیمت سهام نسبت به اطلاعات جدید یک وقفه وجود دارد (لائوپودیس، ۲۰۰۹ و گوئو، ۲۰۰۸)[۶] . در واقع فرضیه کارایی بازار سهام مدعی است که تمامی ضرایب وقفه‌های سیاستهای پولی و مالی نباید از لحاظ آماری معنادار باشد. یعنی تمام تخمینهای اخیر و تخمینهایی که در گذشته از حرکات سیاستهای پولی و مالی مورد انتظار صورت گرفته، هیچ اثری بر روی بازدهی سهام نخواهد داشت، زیرا طبق فرضیه بازار کارا اینها تماماً پیش از این در بازدهی سهام جاری انعکاس یافته‌اند. بنابراین تحت فرضیه کارایی تنها ضرایب جاری متغیرهای سیاستهای پولی و مالی می‌توانند از لحاظ آماری معنادار باشند. همچنین این ضرایب می‌توانند اطلاعات جدیدی برای شرکت، و در بازار سهام برای افراد ایجاد کنند (دارات، ۱۹۸۸).

۲-۳- پیشینه

در ایران طبق بررسی‌های انجام یافته مطالعات محدوی در خصوص سیاستهای پولی و مالی و کارایی بازار سهام انجام شده است و اکثر مطالعات انجام یافته تاثیر متغیرهای کلان

اقتصادی را بر شاخص قیمت سهام یا کارایی بازار سهام را نسبت به سیاست پولی بررسی نموده‌اند که در ادامه به بررسی آنها پرداخته می‌شود.

محرابیان (۱۳۸۳) در تحقیقی میزان تاثیر شوک های مالی و شوک های ناشی از متغیرهای اقتصاد کلان بر بازار سهام را بررسی نموده است. نتایج نشان می دهد که در کوتاه مدت متغیرهای پولی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام می‌گذارند اما در بلند مدت تاثیر متغیرهای مالی بیشتر است.

جعفری (۱۳۸۳) در تحقیقی نشان داده است که شوک قیمت نفت و مخارج کل دولت اثرات مثبتی بر روی شاخص قیمت سهام و شوک نرخ بهره اثرات منفی روی شاخص قیمت سهام دارند و شوک حجم پول نیز در مجموع اثرات مثبتی روی شاخص قیمت سهام دارد.

اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵) نشان می دهند که درکوتاه‌مدت و بلند مدت متغیرهای نسبت شاخص قیمت داخل به خارج، قیمت نفت ، شاخص قیمت مسکن و بهای سکه، دارای تاثیر مثبت و متغیر نرخ ارز و حجم پول دارای تاثیر منفی بر متغیر شاخص قیمت سهام می‌باشند.

عباسیان، مرادپور و عباسیون (۱۳۸۷)، به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ ارز و تراز تجاری در بلند مدت بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران اثر مثبت و تورم، نقدینگی و نرخ بهره بر شاخص مذکور اثر منفی دارند.

نجارزاده و همکاران (۱۳۸۷) به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای نرخ ارز واقعی و نرخ تورم معنی دار بوده و شوک های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در بلند مدت تاثیر منفی و در کوتاه مدت تاثیر مثبت دارند.

پیرائی و شهسوار (۱۳۸۸) به این نتیجه رسیده‌اند که تمام متغیرها به جز متغیرهای لگاریتم حجم پول و نرخ ارز، تاثیر مثبت بر شاخص قیمت سهام داشته اند.

نهایتاً اینکه، واعظ برزانی و همکاران (۱۳۸۸) مشاهده کردند که ارزش بازاری سهام با نرخ ارز و مالیات رابطه معکوس و با مخارج دولت و حجم پول رابطه مستقیم دارد. مالیات ها در بلند مدت بیشترین اثر منفی را نسبت به نرخ ارز بر روی ارزش بازاری سهام دارد و مخارج دولت نسبت به حجم پول بیشترین تاثیر مثبت را بر ارزش بازاری سهام دارد.

در خارج از کشور مطالعات تجربی زیادی در زمینه سیاست پولی و کارایی بازار سهام وجود دارد (برنانکه، ۲۰۰۴؛ دیویدسون و فروین، ۱۹۸۲؛ اِهرمن و فراتزشر، ۲۰۰۴؛ میشکین، ۲۰۰۱ و گوئو، ۲۰۰۸)[۷]. که همه آنان دلالت بر این موضوع دارند که نبایستی بین وقفه‌های رشد عرضه پول و بازدهی سهام رابطه آماری معنی‌داری وجود داشته باشد.

برعکس، مطالعات محدودی در ادبیات مالی وجود دارند که به رابطه بین سیاست مالی و کارایی بازار سهام تمرکز نموده‌اند. دارات (۱۹۸۷، ۱۹۸۸ و ۱۹۹۰) در یک سری از مقالات، کارایی تغییرات سیاست مالی را در بازارهای سهام سه کشور آلمان، انگلیس و کانادا آزمون می‌نماید و نتیجه‌گیری می‌نماید که در هر سه کشور کسری‌های بودجه گذشته

بازدهی سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد. دارات (۱۹۸۸) در مطالعه دیگری بیان می کند، وقفه های سیاست مالی بر روی بازدهی سهام جاری تاثیر می‌گذارد، که نشان از رد فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به این سیاست می باشد. همچنین با توجه به نتایج، وقفه‌های سیاستهای پولی بر روی بازدهی سهام جاری تاثیری ندارند که این خود دلیل بر کارایی بازار سهام نسبت به سیاستهای پولی می باشد.

از طرف دیگر علی و حسن (۲۰۰۳) یافته-های دارات (۱۹۹۰) را مجدداً برای کشور کانادا بررسی نموده و به این نتیجه می‌رسند که فرضیه کارایی بازار سهام این کشور نسبت به سیاست مالی پذیرفته نمی‌شود. لی[۸] (۱۹۹۷) فرضیه کارایی بازار را برای چهار کشور هنگ-کنگ، سنگاپور، کره جنوبی و تایوان آزمون نموده و نتیجه گرفته است که فرضیه کارایی بازارهای سهام این چهار کشور نسبت به سیاستهای پولی و مالی رد می‌شود. رزِسی[۹] (۲۰۰۵) و اوینگ[۱۰] (۱۹۹۸) به این نتیجه رسیده‌اند که فرضیه کارایی بازارهای سهام کشورهای مجارستان، استرالیا و فرانسه نسبت به کسری بودجه رد می‌شود. هانکوک[۱۱](۱۹۸۹) فرضیه کارایی را نسبت به متغیرهای پولی و مالی انتظاری و غیر انتظاری در کشور آمریکا آزمون کرده است. نتایج نشان داده‌اند که وقفه-های هر دوی این سیاستها بر روی بازار سهام از لحاظ آماری موثر بوده‌اند و بنابراین فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به این دو سیاست رد می‌شود.

لائوپودیس (۲۰۰۹)[۱۲] آزمون‌هایی را در خصوص تاثیر سیاست مالی بر روی رفتار بازار سهام آمریکا طی سالهای ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۵ مورد مطالعه قرار داده است. این مطالعه نشان داده که وقفه‌های کسری بودجه اثر منفی روی بازدهی سهام جاری داشته است و این خود دلیل بر رد فرضیه کارایی بازار سهام ایالات متحده نسبت به سیاست مالی است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، رابطه بین سیاستهای پولی و مالی و بازدهی سهام با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی 1387Q4 – 1378Q1 مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های به کار رفته در این پژوهش از سایت‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده‌اند. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش ARDL صورت می‌گیرد. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از[۱۳]: شاخص قیمت و بازدهی نقدی سهام (NSR)، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (GGDP)، نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی (TGDP)، عرضه واقعی پول (M1)، نرخ بهره اسمی (R)، نرخ تورم(INF).

مدل مورد استفاده در این پژوهش بر مبنای پژوهش‌های انجام گرفته در این زمینه بوده و برگرفته از مطالعه لائوپودیس (۲۰۰۹) و به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} LNSR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{n_0} \beta_i LNSR_{t-i} + \\ \sum_{i=1}^{n_1} \gamma_i LGGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \delta_i LTGDP_{t-i} + \\ \sum_{i=1}^{n_3} \eta_i LM1_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i R_{t-i} + \\ \sum_{i=1}^{n_5} \rho_i INF_{t-i} \qquad (1) \end{aligned}$$

حرف L در ابتدای آنها بیانگر لگاریتم می‌باشد.

چارچوب اقتصادسنجی در نظر گرفته شده برای این مطالعه به تبعیت از پسران و همکاران (۱۹۹۶، ۲۰۰۱) به شرح زیر می‌باشد:

$$\varphi(L,p)y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (۲)$$

که در آن

$$\varphi(L,p) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \ldots - \varphi_p L^p \qquad (۳)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} - \beta_{i1}L - \ldots - \beta_{iq_i}L^{q_i}, \quad i = 1,2,3,\ldots,k \qquad (۴)$$

در معادلات بالاL اپراتور وقفه بوده و w_t بردار $s\times 1$ از متغیرهای از پیش تعیین شده مانند عرض از مبداء، متغیرهای مجازی فصلی و روندهای زمانی بوده و یا می‌تواند متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت باشد. x_{it} نیز می‌تواند سایر متغیرهای برونزا با وقفه‌های مختلف باشد. ضرایب بلندمدت جهت بررسی واکنش y_t در برابر یک واحد تغییر در x_{it} بر اساس رابطه زیر تخمین زده می‌شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i\left(1,\hat{q}_i\right)}{\hat{\varphi}\left(1,\hat{p}\right)} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \ldots + \hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1 - \hat{\varphi}_1 - \hat{\varphi}_2 - \ldots - \hat{\varphi}_{\hat{p}}} \qquad (۵)$$

که در آن $\hat{p}$ و $\hat{q}_i$ مقادیر برآورد شده برای p و q_i می‌باشند. همچن ضرایب بلندمدت متغیرهای از پیش تعیین شده و/یا برونزای با وقفه ثابت برابر است با:

$$\hat{\psi}_i = \frac{\hat{\delta}\left(\hat{p},\hat{q}_1,\ldots,\hat{q}_k\right)}{1 - \hat{\varphi}_1 - \hat{\varphi}_2 - \ldots - \hat{\varphi}_{\hat{p}}} \qquad (۶)$$

که در آن $\hat{\delta}$ بیانگر برآوردهای δ در معادله (۲) می‌باشد.

مدل کلی تصحیح خطای مربوط به ARDL انتخاب شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta y_t = -\varphi(1,\hat{p})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta x_{it} + \delta'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1}\varphi_j^*\Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1}\beta_{ij}^*\Delta x_{i,t-j} + u_t \qquad (۷)$$

که در آن:

$$ECT_{t-1} = y_t - \sum_{i=1}^{k}\hat{\theta}_i x_{it} - \psi' W_t$$

ϕ_j^* و β_{ij}^* پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را در مسیر همگرایی به بلندمدت نشان می‌دهند.

گام اول در آزمون کرانه‌ها تخمین رابطه ECM شرطی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی به منظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F جهت معناداری ارتباط ضرائب سطوح تأخیری متغیرها می‌باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها برای آزمون F فراهم گردیده است: کرانه پائین برای رگرسورهای I(0) و کرانه بالا برای رگرسورهای I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد می‌توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. در گام دوم بعد از اینکه آزمون همجمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت *ARDL* شرطی برای y_t را تخمین زد. تعداد وقفه‌های مدل *ARDL* با استفاده از معیار شوارتز[۱۴]، تعیین خواهد شد و درگام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM به دست خواهد آمد. معنی داری ضرایب وقفه‌های متغیرهای پولی و مالی بیانگر این خواهد بود که فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به سیاستهای پولی و

مالی پذیرفته نمی‌شود. زیرا طبق فرضیه بازار کارا اینها تماماً پیش از این در بازدهی سهام جاری انعکاس یافته‌اند.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- توصیف همبستگی داده‌ها

جدول ۱ همبستگی ساده این متغیرهای مدل را توصیف می‌کند. ماتریس همبستگی بین متغیرها بیانگر این است که شاخص قیمت و بازدهی نقدی سهام با متغیرهای عرضه واقعی پول، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم همبستگی مثبت و با نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره اسمی همبستگی منفی دارد. البته بایستی توجه داشت که این همبستگی‌ها معیارهای ساده بوده و به طور کامل پویایی بین متغیرها را منعکس نمی‌سازند و لازم است با استفاده از روشهای معتبرتری ارتباط این متغیرها بررسی شود.

۴-۲- بررسی ایستایی متغیرها

در جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) ارائه شده است. کلیه متغیرها جمعی از درجه صفر یا یک می-باشند. با توجه به اینکه هیچکدام از متغیرها جمعی از درجه دو نمی‌باشند و درجه جمعی داده‌ها یکسان نمی‌باشد، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه همجمعی میان متغیرها استفاده می‌شود.

τ_μ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند، τ_T آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و τ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. Δ تفاضل مرتبه اول است. ***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

جدول (۱): همبستگی بین متغیرها

	NSR	GGDP	TGDP	M1	R	INF
NSR	۱/۰۰	۰/۰۶	-۰/۱۶	۰/۸۹	-۰/۱۶	۰/۲۱
GGDP		۱/۰۰	۰/۶۷	۰/۱۰	-۰/۱۵	۰/۱۶
TGDP			۱/۰۰	-۰/۰۵	۰/۲۷	۰/۲۳
M1				۱/۰۰	-۰/۰۸	۰/۳۴
R					۱/۰۰	۰/۲۵
INF						۱/۰۰

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون

	$LNSR_t$	$\Delta LNSR_t$	$LGGDP_t$	$\Delta LGGDP_t$	$LTGDP_t$	$\Delta LTGDP_t$	$LM1_t$	$\Delta LM1_t$
$\tau_\mu(ADF)$	-۲.۳۸	-۳.۵۹***	-۲.۰۶	-۳.۳۵**	-۱.۹۲	-۹.۵۹***	-۱.۳۵	-۵.۱۷***
$\tau_T(ADF)$	۰.۴۷	-۴.۷۳***	-۳.۱۸*	-۱۰.۰۳***	-۱.۸۱	-۹.۷۷***	-۳.۳۵*	-۵.۲۴***
$\tau(ADF)$	۰.۶۰	-۳.۴۷***	-۰.۲۳	-۳.۸۹***	۰.۶۴	-۹.۶۳***	۱.۰۵	-۴.۵۲***
$\tau_\mu(PP)$	-۲.۳۱	-۳.۶۴***	-۶.۷۴***	-۲۲.۵۱***	-۴.۹۵***	-۱۵.۱۲***	-۱.۴۲	-۱۲.۹۳***
$\tau_T(PP)$	۰.۴۷	-۴.۶۶***	-۶.۸۵***	-۲۲.۴۳***	-۴.۸۶***	-۱۸.۹۴***	-۳.۳۳*	-۱۲.۸۲***
$\tau(PP)$	۰.۹۳	-۳.۴۷***	۰.۱۷	-۲۳.۲۰***	۰.۲۱	-۱۵.۱۴***	۲.۴۴	-۷.۰۹***

	R_t	ΔR_t	INF_t	ΔINF_t
$\tau_\mu(ADF)$	-۰.۹۹	-۶.۲۷***	-۲.۹۰*	-۸.۶۰***
$\tau_T(ADF)$	-۰.۷۹	-۶.۶۹***	-۶.۱۱***	-۸.۳۴***
$\tau(ADF)$	۰.۳۶	-۶.۳۲***	-۰.۸۷	-۸.۷۲***
$\tau_\mu(PP)$	-۱.۱۲	-۶.۲۷***	-۴.۵۱***	-۹.۸۴***
$\tau_T(PP)$	-۰.۷۰	-۶.۹۲***	-۴.۴۵***	-۹.۷۶***
$\tau(PP)$	۰.۳۶	-۶.۳۲***	-۱.۸۵*	-۹.۸۸***

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(1,2,1,0,0,0)

متغیر	ضریب	خطای معیار SE	آماره t
LNSR(-1)	۰.۸۳۸***	۰.۰۵۸۰	۱۴.۴۵
LGGDP	۰.۰۸۸۳	۰.۰۹۱۳	۰.۹۷
LGGDP(-1)	۰.۲۴۳***	۰.۰۸۶۱	۲.۸۲
LGGDP(-2)	۰.۱۷۶***	۰.۰۶۰۱	۲.۹۳
LTGDP	-۰.۱۵۳*	۰.۰۷۷۸	-۱.۹۶
LTGDP(-1)	-۰.۳۶۷***	۰.۰۸۹۲	-۴.۱۱
LM1	-۰.۶۴۵*	۰.۳۵۳	-۱.۸۳
R	-۰.۰۰۷۱	۰.۰۴۰۸	-۰.۱۷
INF	۱.۵۹۲*	۰.۸۸۵	۱.۸۰
C	۴.۱۵۷	۲.۵۶۴	۱.۶۲
T	۰.۰۱۱۱	۰.۰۰۷۶	۱.۴۵

***، ** و * به مفهوم معنی‌داری ضریب مربوطه به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

بعد از انجام آزمون‌های ایستایی و با قرار دادن حداکثر وقفه ۴ به دلیل فصلی بودن داده‌ها، مدل پویای ARDL(1,2,1,0,0,0) از طریق معیار شوارتز برآورد شده و نتایج حاصل از آن در جدول ۳ ارایه شده است. فروض کلاسیک در تخمین مورد بررسی قرار گرفت و صحت آنها تایید شد.

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود اولین وقفه بازدهی سهام بر روی خودش اثر مثبت داشته و معنی‌دار نیز می‌باشد. وقفه‌های اول و دوم مخارج دولت بر روی بازدهی سهام تاثیر معنی‌داری دارد و با توجه به مطالب ذکر شده در بخش ۲ فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به این متغیر رد می‌شود. همچنین این یافته‌ها حاکی از تاثیر مثبت مخارج دولت در زمان جاری بر روی بازدهی اسمی سهام بوده و با تئوری نیز سازگاری دارد. نتایج آزمون معنی-داری همزمان ضرایب وقفه‌های مخارج دولت بیانگر این است که ضرایب این وقفه‌ها از لحاظ آماری با درجه اطمینان بالا معنی‌دار می-باشند:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0; \quad F(2,26) = 7.39; \quad \text{Prob.}=0.0029$$

نتایج همچنین حاکی از آن است که مقادیر جاری و با وقفه مالیات‌ها بر بازدهی اسمی سهام تاثیر منفی معنی‌داری دارد. این یافته‌ها مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد، زیرا افزایش مالیاتها سرمایه‌گذاران را از سرمایه گذاری آتی در بازار سهام باز می‌دارد و بازدهی انتظاری یا قیمت دارائیها را کاهش خواهد داد. با توجه به اثرگذاری مالیات‌ها بر بازدهی اسمی سهام با یک وقفه، بازار سهام نسبت به این متغیر نیز کارایی ندارد. زیرا در یک بازار سهام کارا اطلاعات گذشته در قیمتهای گذشته سهام انعکاس یافته‌اند و اطلاعات گذشته در خصوص سیاستهای مالیاتی هیچ کاربردی در توضیح نوسانات جاری بازدهی سهام نخواهند داشت. لذا ، با توجه به تاثیر وقفه‌های مخارج دولت و مالیاتها بر بازدهی جاری سهام می‌توان گفت که فرضیه کارایی بازار سهام ایران نسبت به سیاستهای مالی پذیرفته نمی‌شود. این بدین مفهوم است که فعالان بازار سهام توجهی بر تاثیر سیاستهای مالی بر بازدهی سهام ندارند، حال آن که این اطلاعات می‌توانند در تعیین بازدهی سهام نقش معنی‌داری داشته باشند.

با توجه به نتایج مدل برآورد شده مقادیر جاری عرضه پول اثر منفی معنی‌داری (در سطح بحرانی ۱۰ درصد) بر بازدهی جاری سهام دارد و مقادیر با وقفه این متغیر تاثیری بر بازدهی جاری سهام ندارند. به عبارت دیگر، فعالان بازار سهام بر تغییرات عرضه پول و اثر آن بر بازدهی سهام توجه دارند و آن را در محاسبات خود به کار می‌گیرند. علی‌رغم اینکه ضریب نرخ بهره منفی بوده و با تئوری نیز مطابقت دارد ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. این نتایج دلالت بر این دارند که وقفه-های مربوط به ابزارهای سیاست پولی تاثیری بر بازدهی جاری سهام ندارد و بر خلاف سیاستهای مالی فعالان بازار سهام به سیاستهای پولی به عنوان یکی از عوامل موثر بر بازدهی سهام می‌نگرند و تغییرات این سیاستها را در محاسبات خود لحاظ می‌کنند. بنابراین، می‌توان گفت که فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به سیاستهای پولی پذیرفته می‌شود.

نتیجه دیگر در این قسمت تاثیر مثبت تورم بر بازدهی اسمی سهام می‌باشد. این نتیجه‌گیری با مطالعاتی نظیر فاما (۱۹۸۱) همسو نبوده ولی با نظریه فیشر و مطالعات دیگری مانند لائوپودیس (۲۰۰۹) و پیرائی و شهسوار (۱۳۸۸) همسو می‌باشد.

اکنون برای آزمون وجود رابطه بلندمدت از روش آزمون کرانه‌ها استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون در جدول ۴ آورده شده است. با توجه به اینکه مقدار آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی کران بالا در سطح ۹۵ درصد بزرگتر می‌باشد وجود رابطه بلندمدت تایید می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون کرانه‌ها

۳.۶۱ =کرانه بالا	۲.۴۵ =کرانه پایین	۵.۹۸ = آماره F	F_{III}
۴ =کرانه بالا	۲.۸۷ =کرانه پایین	۴.۱۵ = آماره F	F_{V}

مقادیر بحرانی توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطح ۹۵ درصد تعیین شده است. F_{III} نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند است و F_V نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ و روند غیرمقید می‌باشد.

با تایید وجود رابطه بلندمدت، مدل بلندمدت مربوط به رابطه ۱ را برآورد می‌کنیم که نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. با توجه به آماره t در بلندمدت مخارج دولت، مالیاتها و عرضه پول بر بازدهی اسمی سهام اثر معنی‌داری دارند و نرخ تورم و نرخ بهره اثر معنی‌داری بر آن ندارند. یک درصد افزایش در نسبت مخارج دولت در بلندمدت به افزایش ۳.۱۳ درصد در بازدهی اسمی سهام منجر خواهد شد. یک درصد افزایش در مالیاتها و عرضه واقعی پول موجب می‌شود که به طور متوسط در بلندمدت بازدهی اسمی سهام به ترتیب ۳.۲۱و ۳.۹۸ درصد کاهش یابد. این یافته‌ها حاکی از آن است که مخارج دولت در ایران در بلندمدت به عنوان مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی عمل می‌نماید و با توسعه صرفه‌های خارجی مشوق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌گردد و در نتیجه باعث افزایش بازدهی سهام می‌گردد. از طرف دیگر، افزایش مالیاتها با فرض عدم تغییر مخارج دولت بازدهی انتظاری یا قیمت دارائیها را کاهش خواهد داد، زیرا سرمایه‌گذاران را از سرمایه‌گذاری آتی در بازار سهام باز می‌دارد. اثر منفی افزایش عرضه پول بر بازدهی اسمی سهام بدینگونه تفسیر می‌شود که در بلند مدت، با افزایش عرضه پول نقدینگی به سمت بازار داراییهای واقعی نظیر مسکن که عایدی بالایی به دنبال دارند، سرازیر می‌شود و این باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران در بازار سهام نیز سرمایه خود را جهت کسب سود بالاتر به بخشهای دیگر منتقل نمایند و با کاهش تقاضا برای سهام، قیمت و بازدهی سهام نیز کاهش یابد.

همان طور که پیش از این نیز ذکر شد، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌سازد. الگوی تصحیح خطا نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدلها در واقع نوعی از مدلهای تعدیل جزئی می‌باشند که در آنها با وارد کردن پسماند مانا از یک رابطه بلندمدت نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل ARDL(1,2,1,0,0,0)

متغیر	ضریب	خطای معیار SE	آماره t
LGGDP	۳.۱۳***	۱.۱۴	۲.۷۴
LTGDP	-۳.۲۱***	۰.۹۲	-۳.۴۷
LM1	-۳.۹۸**	۱.۷۴	-۲.۲۸
R	-۰.۰۴۴	۰.۲۴	-۰.۱۸
INF	۹.۸۲	۶.۶۰	-۱.۴۹
C	۲۵.۶۵**	۱۲.۲۶	۲.۰۹
T	۰.۰۶۸**	۰.۰۳۲	۲.۱۷

*** و ** به مفهوم معنی‌داری ضریب مربوطه به ترتیب در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

جدول ۶: نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای مدل ARDL(1,2,1,0,0,0)

متغیر	ضریب	خطای معیار SE	آماره t
dLGGDP	۰.۰۸۸	۰.۹۱۲	۰.۹۶۷
dLGGDP1	-۰.۱۷۶***	۰.۰۶	-۲.۹۴
dLTGDP	-۰.۱۵۳*	۰.۰۷۸	-۱.۹۶
dLM1	-۰.۶۴۵*	۰.۳۵۳	-۱.۸۳
dR	-۰.۰۰۷۱	۰.۴۱	-۰.۱۷
dINF	۱.۵۹*	۰.۸۸	۱.۸۰
dC	۴.۱۶	۲.۵۶	۱.۶۲
dT	۰.۰۱۱	۰.۰۰۸	۱.۴۵
ECM(-1)	-۰.۱۶۲***	۰.۰۵۸	-۲.۸۰

***، ** و * به مفهوم معنی‌داری ضریب مربوطه به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

طبق نتایج جدول ۶ مخارج دولت، مالیاتها و عرضه پول در کوتاه‌مدت بر بازدهی سهام اثر منفی و نرخ تورم اثر مثبت معنی‌داری دارند. ضریب متغیر مخارج دولت در کوتاه‌مدت نشان دهنده این نکته است که با افزایش این متغیر به اندازهٔ یک درصد ، بازدهی سهام با یک وقفه به اندازه ۰/۱۷۶ درصد کاهش می یابد. بر این اساس، از یک طرف، در کوتاه‌مدت اثرگذاری وقفه اول مخارج دولت بر بازدهی سهام هم-جهت با اثر آن در بلندمدت نیست. این تاثیر منفی می‌تواند ناشی از این باشد که معمولاً بخش زیادی از مخارج دولت خود به توسعه بخشهای زیربنایی اختصاص می‌یابد که اینگونه مخارج دولت در بلندمدت می‌تواند به افزایش تولید و رشد اقتصادی کمک نماید و با توسعه صرفه های خارجی مشوق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود و در کوتاه‌مدت می‌تواند اثرات معکوسی را به دنبال داشته باشد. از طرف دیگر، اثرگذاری وقفه اول مخارج دولت در کوتاه‌مدت بر بازدهی سهام تاییدی بر غیرکارا

بودن بازار سهام نسبت به سیاستهای مالی می-باشد. همچنین، دلیل تاثیر مثبت نرخ تورم بر بازدهی اسمی سهام نیز به این خاطر است که افزایش قیمتها در کوتاه‌مدت موجب افزایش سود اسمی سهام می‌گردد، لذا با افزایش تقاضا برای سهام، قیمت سهام و در نتیجه بازدهی اسمی سهام افزایش می‌یابد.

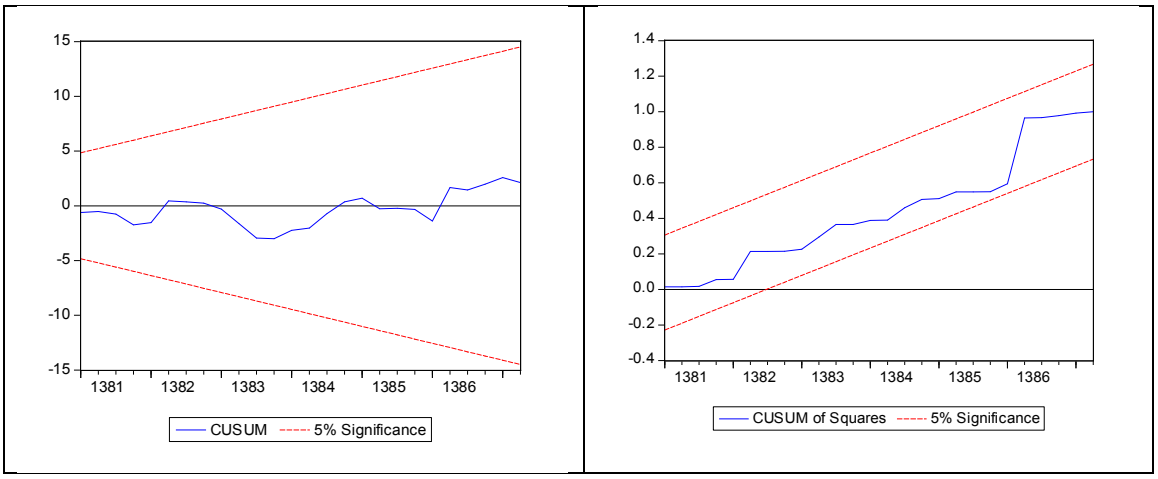
آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطا ECM(-1) است که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان طور که انتظار می‌رود علامت این ضریب منفی است و نشان می‌دهد که حدود ۱۶ درصد انحرافات شاخص بازدهی اسمی سهام از مقادیر تعادلی بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. بنابراین در صورت ایجاد انحراف در رابطه بلندمدت حدود ۶ دوره طول می‌کشد تا این خطا تصحیح شود که سرعت تعدیل بالایی محسوب نمی‌شود.

در جدول ۷ آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL(1,2,1,0,0,0)آورده شده است. در سمت راست با توجه به احتمال مربوط به ضریب F و احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ که به اندازه کافی بزرگ بوده و به ترتیب (۰/۶۰) و (۰/ ۴۶۳) می‌باشند فرض همسانی واریانس در بین اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین ناهمسانی واریانس در بین اجزاء اخلال وجود ندارد. همچنین در سمت چپ با توجه به احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ و احتمال مربوط به ضریب F که به اندازه کافی بزرگ بوده و به ترتیب (۰/۹۵۴) و (۰/ ۹۳۰) می‌باشند فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین در بین اجزاء اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

در شکل شماره (۱) نمودار CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرائب در مدل ARDL(1,2,1,0,0,0) آورده شده است. با توجه به اینکه منحنی ترسیم شده در هیچ نقطه-ای خارج از خطوط مربوط به مقادیر بحرانی نیست، در سطح ۵٪ می‌توان عدم وجود شکست ساختاری و ثبات ضرائب مدل ARDL را پذیرفت.

جدول ۷- آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL(1,2,1,0,0,0)

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
احتمال	آماره		احتمال	آماره	
(۰/۱۳۵)	۴/۰۱	F(2,24)	(۰/۹۵۴)	۰/۰۴۷	F(2,24)
(۰/۱۷۸)	۱/۷۶	CHSQ(2)	(۰/ ۹۳۰)	۰/۱۵	CHSQ(2)



شکل ۱- ترسیم CUSUM **و** CUSUMQ **جهت بررسی ثبات ضرائب در مدل** ARDL(1,2,1,0,0,0)

۵- نتیجه‌گیری و بحث

هدف از این تحقیق بررسی تجربی رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی و بازدهی سهام و کارایی بازار سهام نسبت به سیاستهای مذکور در ایران می‌باشد. در صورتی که وقفه‌های سیاست‌های پولی و مالی تاثیر معنی‌داری بر روی بازدهی سهام داشته باشند آنگاه، بازار سهام نسبت به سیاست‌های پولی و مالی ناکاراست. نتایج بیانگر این است که با توجه به تاثیر وقفه‌های مخارج دولت و مالیاتها بر بازدهی جاری سهام، بازار سهام ایران نسبت به سیاستهای مالی کارایی ندارد و فرضیه کارایی بازار سهام در این مورد رد می‌گردد. این بدین مفهوم است که فعالان بازار سهام توجهی بر تاثیر سیاستهای مالی بر بازدهی سهام ندارند، حال آن که این اطلاعات می‌توانند در تعیین بازدهی سهام نقش معنی‌داری داشته باشند. با توجه به نتایج مدل برآورد شده مقادیر جاری عرضه پول اثر منفی معنی‌داری (در سطح بحرانی ۱۰ درصد) بر بازدهی جاری سهام دارد و مقادیر با وقفه این متغیر تاثیری بر بازدهی جاری سهام ندارند. به عبارت دیگر، فعالان بازار سهام بر تغییرات عرضه پول و اثر آن بر بازدهی سهام توجه دارند و آن را در محاسبات خود به کار می‌گیرند. علی‌رغم اینکه ضریب نرخ بهره منفی بوده و با تئوری نیز مطابقت دارد ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. این نتایج دلالت بر این دارند که وقفه-های مربوط به ابزارهای سیاست پولی تاثیری بر بازدهی جاری سهام ندارد و بر خلاف سیاستهای مالی، فعالان بازار سهام به سیاستهای پولی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر بازدهی سهام می‌نگرند و تغییرات این سیاستها را در محاسبات خود لحاظ می‌کنند. بنابراین، می‌توان گفت که فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به سیاستهای پولی پذیرفته می‌شود. بنابراین، تحلیل دقیق رفتارهای دولت می‌تواند سود سرمایه‌گذاران را در بازار سهام افزایش دهد. البته این فرصتها با افزایش تعداد سرمایه‌گذارانی که از اطلاعات موجود در زمینه سیاستهای مالی استفاده می‌کنند، به تدریج از بین خواهد رفت و به یک بازار کارا منتهی خواهد شد.

فهرست منابع

* اسلاملوئیان کریم، هاشم زارع. (۱۳۸۵). "بررسی تاثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه های توزیعی"، فصل نامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۹.
* بانک مرکزی جمهوری اسلامی. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سالهای مختلف.
* پیرائی، خسرو، محمد رضا شهسوار. (۱۳۸۸). "تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال نهم، شماره اول، صفحات ۳۸-۲۱.
* جعفری، سوسن. (۱۳۸۳). "تاثیر شوکهای اقتصادی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی دانشکاه تهران.
* سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران.
* عباسیان، عزت اله، مهدی مرادپور اولادی، وحید عباسیون. (۱۳۸۷). "اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال دوازدهم، شماره ۳۶، صفحات ۱۳۵_۱۵۲.
* کشاورز حداد، غلامرضا و امید مهدوی (۱۳۸۴)، " آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۱، صفحات ۱۴۷-۱۷۰.
* محرابیان، آزاده. (۱۳۸۳)، " حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۴،صفحات ۱۶۹-۱۸۶.
* نجار زاده، رضا، مجید آقایی خوندابی و محمد رضایی پور. (۱۳۸۸). "بررسی تاثیر نوسانات شوک های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون بررسی " فصلنامه پژوهشهای اختصاصی ، سال نهم، شماره اول، صفحات ۱۷۵-۱۴۷.
* واعظ برزانی، محمد، رحیم دلالی اصفهانی، سعید صمدی و حمید رضا فعالجو. (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و ارزش بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران، (۸۴-۱۳۷۳)". فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۵.
* Bernanke, B. S. (2004). What policymakers can learn from asset prices. Chicago, IL: Remarks before The Investment Analysts Society of Chicago.
* Boivin Jean and Giannoni Marc (2002), Assessing Changes in the Monetary Transmission Mechanism: A VAR Approach, FRBNY Economic Policy Review, -,.
* Darrat, A. F. (1988). On Fiscal Policy and the Stock Market. Journal of Money Credit and Banking, 20(3), 353–363.
* Darrat, A. F. (1990), Stock Returns, Money and Fiscal Deficits. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25(3),387–398.
* Darrat, A. F. (1990), The Impact of Federal Debt Upon Stock Prices in the United States. Journal of Post Keynesian Economics, Vol. 12, No. 3, pp. 375-389.
* Davidson, L awrence S ., and Richard T . Froyen (1982)." Monetary P olicy and Stock Returns: Are Stock Markets Efficient?"Federal Reserve Bank of St. Louis, Review6 4, 3-12.

Money, Credit and Banking, Vol. 1, No. 1, pp. 15-29

* Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2004). Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets. European Central Bank Working Paper No. 354.
* Ewing, B. T. (1998). The Impact of Federal Budget Deficits on Movements in the Stock Market: Evidence from Australia and France. Applied Economics Letters, 5, 649–651.
* Fama, Eugene. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. American Economic Review 71:545-65.
* Guo Y. (2008). The Efficiency of the Chinese Stock Market with Respect to Monetary Policy . Thesis for Master programme in Finance School of Economics and Management, Lund University.
* Hancock D.G. (2002). Fiscal Policy, Monetary Policy and the Efficiency of the Stock Market. University of Missouri, St. Louis, MT 63121-4499.
* Laopodis, Nikiforos T. (2006). Fiscal Policy, Monetary Policy, and the Stock Market. Thesis for Professor of Finance, Department of Finance School of Business, Fairfield University.
* Laopodis Nikiforos T. (2009). Fiscal Policy and Stock Market Efficiency: Evidence for theUnited States. Quarterly Review of Economics and Finance ,49,633–650.
* Lee, U. (1997b). Stock market efficiency and money supply: New international evidence. International Journal of Finance, 9, 635–649.
* Mishkin, F.S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. NBER Working Paper 8617.
* Pesaran, M.H. and Shin, Y and Smith, R.J. (1996), Cointegration and speed of convergence to equilibrium" . Journal of Econometrics 71: 117 – 143.
* Pesaran, M.H. and Shin, Y (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics 16: 289 – 326.
* Rezessy, A. (2005). Estimating the immediate impact of monetary policy shocks on the exchange rate and other asset prices in Hungary, Magyar Nemzeti Bank (Economics department). Occasional paper no. 38.
* Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. Journal of

یادداشت‌ها

[1] Laopodis (2009)
[2] - Boivin and Giannoni, 2002
[3] - Brunner, 1961
[4] - Cagan,1972
[5] - Darrat, 1988
[6] - Laopodis T, 2009 and Guo, 2008
[7] - Bernanke, 2004; Davidson&Froyen, 1982; Ehrmann & Fratzscher, 2004; Mishkin, 2001 and Guo, 2008.
[8] - Lee, 1997
[9] - Rezessy (2005)
[10] - Ewing (1998)
[11] - Hancock (1989)
[12] Laopodis (2009)
[۱۳] در برآورد مدل از لگاریتم متغیرها استفاده شده است.
[14] Schwarz Criterion