تأثیر نااطمینانی سیاست‌های مدیریت تقاضا بر بازدهی بازار سرمایه

(مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران)

ابراهیم عباسی

استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

سید محمد آقامیری(نویسنده مسئول)

کارشناس ارشد علوم اقتصادی از دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

چکیده

هدف از این پژوهش بررسی نااطمینانی سیاست‌های مدیریت تقاضا بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران است. تحقیق حاضر به بررسی نااطمینانی در متغیرهای عرضه‌ی پول و مخارج دولت بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی 1392-1387 با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخته است. بر اساس نتایج تحقیق مشخص گردید که متغیر عرضه پول با مشکل نااطمینانی روبرو بوده؛ اما متغیر مخارج دولت با چنین وضعیتی مواجه نیست. بر اساس نتایج مدل MSEGARCH نااطمینانی در متغیر عرضه‌ی پول هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تأثیر منفی بر بازدهی بورس دارد. همچنین بر اساس نتایج مدل MS - VAR مخارج دولت در دو رژیم رونق و رکود شاخص بورس تأثیر معناداری بر این شاخص دارد. بر این اساس مشاهده می‌شود نااطمینانی در سیاست‌های مدیریت تقاضا بر بازدهی سهام اثرگذار بوده و این تأثیرات با یکدیگر متضاد هستند، در نتیجه پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران دولتی (مخارج دولت) و بانک مرکزی (عرضه پول) هماهنگی بیش‌تری در اجرای سیاست‌ها داشته باشند؛ تا میزان این تأثیرات متضاد کاهش یابد.

کلید واژه:

نااطمینانی، سیاست‌های مدیریت تقاضا ، مخارج دولت، عرضه‌ی پول،MSE GARCH

مقدمه

بازارهای مالی نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصاد هر کشور دارند، لذا شناسایی متغیرهای بخش مالی و ارتباط با بخش حقیقی از اهمیت بسیاری برخوردار است. هدف کلی و مشترک سیاست‌های پولی و مالی (سیاست‌های مدیریت تقاضا) این است که تولید را در نزدیکی اشتغال کامل نگه داشته و سطح قیمت‌های موجود در اقتصاد را تثبیت نمایند. بروز مازاد تقاضا احتمالاً موجب تورم خواهد شد، در حالیکه کمبود تقاضا حداقل به طور موقت هم که شده بیکاری نیروی کار و افت قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. برخی صاحب‌نظران منشأ شوک‌های اقتصادی را تغییرات پیش‌بینی نشده نرخ ارز، حجم پول، تغییرات تولید و برخی ریسک‌های نهفته در بازار می‌دادند. گلتکین (1983)، سلنیک[1] (1983)، بندرلی و زوئیک[2] (1985) فاما و شورت[3] (1977)، مایاسمای و که[4] (2000)، کریستوفرگان و همکاران[5] (2006)، آپوستولوس سرلتیس[6] (1993) و جاکوب مدسن[7] (2002) واندرس هامپ و پیترمک میلیان8، (2004) به این نتیجه دست یافتند که ایجاد شوک در متغیرهای کلان اقتصادی که عموماً ناشی از تغییر در سیاست‌های پولی می‌باشد، بر بازدهی بازار سهام تأثیر دارند. بر این اساس مسئله اصلی تحقیق حاضر بررسی اثرات نامشهود نااطمینانی در متغیرهای عرضه‌ی پول و مخارج دولت بر سطح بازدهی سهام در بازار بورس و اوراق بهادار تهران است. مقاله حاضر در 5 بخش نگاشته شده است. پس از تشریح مقدمه که ارائه گردید؛ در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم مبانی تجربی تحقیق مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش چهارم روش تحقیق و برآورد مدل‌های MS-VAR و MS-GARCH مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در نهایت در بخش پنجم اقدام به ارائه جمعبندی نتایج تحقیق نمودیم.

1. مبانی نظری

از سیاست‌های پولی و از سیاست‌های مالی عموماً به‌عنوان سیاست‌های مدیریت تقاضا یاد می‌شود. چراکه این سیاست‌ها، مدیریت و کنترل تقاضا را مورد بررسی قرار می‌دهند. سیاست‌های اقتصادی یک کشور، در برگیرنده سیاست‌گذاری‌های مختلفی همچون سیاست پولی، سیاست مالی، سیاست درآمدی، سیاست بازرگانی و سیاست ارزی است. هرکدام از این سیاست‌ها، اهداف خاص خود را دنبال می‌کنند؛ تا جامعه بتواند به اهداف کلان اقتصادی؛ یعنی رشد، توسعه و رفاه اجتماعی دست یابد. ولی از آنجا که اهداف سیاست پولی با اهداف سیاست مالی و سیاست بازرگانی یکسان و هماهنگ نیستند، تضادها و مغایرت‌هایی میان اهداف مختلف اقتصادی به‌وجود می‌آید؛ که عملا رسیدن به آرمان‌های اقتصادی را دشوار می‌سازد. بنابراین سیاستگذاری‌های مختلف اقتصادی باید همسو و هم‌جهت با یکدیگر باشند؛ تا بتوانند به‌عنوان یک مجموعه کامل به آرمان‌های اقتصادی، جامه عمل بپوشانند. برای بررسی ارتباط شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی از نظریه پورتفولیو و نظریه اساسی فیشر می‌توان استفاده نمود. تئوری پورتفولیو بیانگر انتخاب سبد دارایی کارا با در نظر گرفتن عوامل مؤثر بر آن است. در ادامه به بررسی نحوه مکانیسم اثرگذاری متغیرهای عرضه پول و مخارج دولت بر بازدهی سهام پرداخته‌ایم.

1.1. عرضه‌ی پول:

دیدگاه مکاتب مختلف در خصوص چگونگی اثرگذاری تغییر در حجم پول بر متغیرهای حقیقی اقتصادی و همچنین قیمت کالاها و دارایی‌ها متفاوت است؛ اما همه بر این موضوع اتفاق نظر دارند که تغییر در حجم پول در بلندمدت منجر به تغییر قیمت کالاها و دارایی‌ها از جمله قیمت سهام می‌شود. کینزین‌ها و پولیون در این مسأله که مردم در موقع افزایش حجم پول چه نوع دارایی مالی را جانشین آن می‌سازند اتفاق نظر ندارند. می‌توان دیدگاه کینزین‌ها را نسبت به مکانیزم اثرگذاری به این ترتیب بیان نمود که آن‌ها معمولاً دارایی‌هایی را که دارای درآمد ثابت هستند (مانند اوراق قرضه و خزانه) جانشین خوبی برای پول می‌دانند. به عبارتی در رویکرد کینزین‌ها بازدهی تمام دارایی‌ها از جمله سهام یکسان و بدون ریسک در نظر گرفته می‌شود. مکانیزم اثرگذاری به این ترتیب است که هرگونه افزایش عرضه پول از طریق کاهش نرخ بهره باعث افزایش تقاضای دارایی‌های مالی ازجمله سهام و در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها می‌شود.

2.1. تأثیر حجم دولت بر بازدهی سهام بازدهی سهام

در چارچوب مدل‌های درآمد مخارج کینزی، تغییرات مخارج دولت را می‌توان به عنوان سیاستی که بر اندازه دولت تأثیر گذار است قلمداد کرد. در این چارچوب اثر اولیه افزایش هزینه‌های دولت روی تقاضای کل این است که تقاضای کل افزایش می‌یابد و با افزایش تقاضای کل تولید و درآمد ملی افزایش می‌یابد. اثر جانبی افزایش هزینه‌های دولت آن است که با ثابت ماندن مالیات‌ها، کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد. کسری بودجه، دولت را وادار می‌کند که برای تأمین کسری بودجه اقدام به فروش اوراق قرضه و اوراق مشارکت به مردم کند (مگر آن که دولت از بانک مرکزی قرض کند و پول جدید منتشر کند که در آن صورت نمی‌توان گفت که تنها سیاست مالی اجرا شده است). که در ادامه به بررسی و تشریح این دیدگاه پرداخته‌ایم.

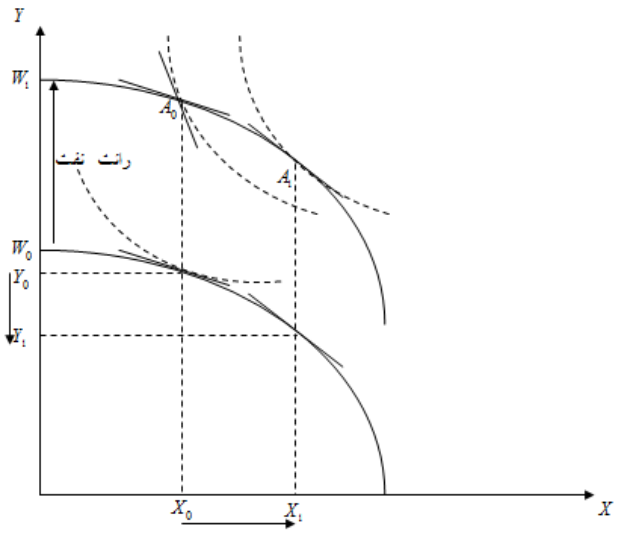
2.1.1. تأثیر دولت بر بازدهی سهام در یک اقتصاد نفتی- رانتی

همان‌طور که بیان شد رانت نفت به‌طور مستقیم و به نحو بی‌واسطه وارد زیر نظام بازار بورس کالا نمی‌گردد، بلکه ابتدا با تغییرات نسبی میان بخش مولد و غیرمولد اقتصاد که در بخش پیشین تشریح شد، ورود رانت و افزایش آن، موجب تغییر فرصت‌های کسب منفعت در سطح سازمانی در داخل بخش مولد اقتصاد گردیده و در نتیجه از طریق انتقال کارآفرینان مولد از فعالیت‌های تولیدی در بخش قابل تجارت در سطح بین‌الملل (بخش‌های صنعتی و کشاورزی) به فعالیت‌های تولیدی در بخش غیرقابل تجارت (خدمات و مسکن)، موجب انقباض و کاهش تولید بخش قابل تجارت از یک طرف و انبساط و افزایش

تولید بخش غیرقابل تجارت از طرف دیگر گردیده و در نتیجه بروز پدیده بیماری هلندی، و رکود نسبی در بازار بورس کالا می‌گردد.

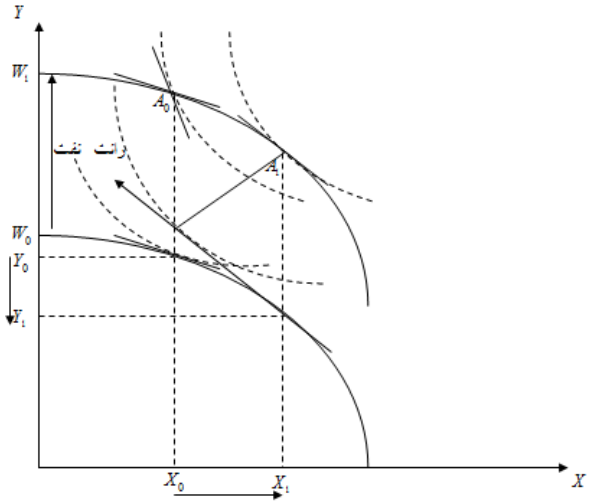
ابتدا فرض می‌نماییم که کل رانت نفت از طریق بخش خصوصی وارد اقتصاد می‌گردد؛ تقاضای کل اقتصاد به میزان بیشتری افزایش خواهد یافت؛ با فرض نرمال بودن هر دو نوع کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله (یعنی کشش درآمدی هر دو نوع کالا بزرگ‌تر از صفر باشد)، همراه با افزایش تقاضای کل، تقاضا برای هر دو نوع کالا افزایش می‌یابد با افزایش تقاضای هر دو نوع کالای قابل تجارت و غیرقابل تجارت، میزان افزایش قیمت‌ها و تغییر قیمت‌های نسبی این دو نوع کالا در نهایت بستگی به واکنش عرضه این دو نوع کالا دارد. با توجه به محدودیت‌های عرضه داخلی، عرضه کالاهای غیرقابل مبادله در کوتاه‌مدت بی‌کشش بوده و در مقابل عرضه کالاهای قابل مبادله از طریق افزایش واردات قابل افزایش است، لذا در نهایت قیمت نسبی کالاهای غیرقابل مبادله افزایش خواهد یافت. ذکر این نکته ضروری است که افزایش واردات الزاماً از طریق کاهش نرخ واقعی ارز صورت نخواهد گرفت، بلکه واردات می‌تواند به دلیل اثر درآمدی رانت نفت و افزایش قدرت خرید از دنیای خارج نیز صورت گیرد.

افزایش قیمت نسبی در بخش کالاهای غیرقابل مبادله منجر به افزایش سودآوری این بخش در مقابل بخش قابل مبادله و در نتیجه انتقال منابع تحرک از بخش‌های قابل مبادله اقتصاد به بخش‌های غیرقابل مبادله می‌گردد، که این امر در نهایت موجب انقباض و کاهش تولید بخش قابل تجارت از یک طرف و انبساط و افزایش تولید بخش غیرقابل تجارت از طرف دیگر گردیده و در نتیجه با ایجاد عدم‌توازن بین بخش‌های مولد اقتصاد، منجر به تشدید زیان‌های حاصل از رانت نفت و در نتیجه تشدید پدیده نفرین منابع گردد. تغییرات نسبی میان بخش قابل مبادله در بخش مولد اقتصاد پس از ورود و با افزایش رانت نفت و توزیع آن از طریق بخش خصوصی در اقتصاد، که توسط آلن‌گلب و همکاران (1988) مورد تحلیل قرار گرفت، در شکل شماره (1) به نمایش درآمده است.



شکل (1) افزایش رانت نفت و تغییرات نسبی در بخش مولد اقتصاد، بدون حضور دولت

اقتصاد ابتدا E_0 در تعادل قرار دارد که در آن مقدار Y_0 از کالاهای قابل تجارت در سطح بین‌المللی و مقدار X_0 از کالاهای غیرقابل تجارت تولید می‌گردد و قیمت‌های نسبی برابر P_0 است. با ورود رانت نفت و با افزایش آن به میزان W_0W_1، تقاضای کل افزایش یافته که در نتیجه آن در تخصیص اولیه تولید اقتصاد داخلی و با توجه به واردات، عدم تعادل میان تولید داخلی و مصرف وجود داشته (عدم تعادل بازار بورس کالا) و قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت افزایش می‌یابد. با افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت، سودآوری در این بخش افزایش یافته و منابع تولید از بخش قابل تجارت به سمت تولید هرچه بیشتر کالاهای غیرقابل تجارت منتقل می‌شود (رکود بورس کالا). در نهایت بخش غیرنفتی اقتصاد در E_1 به تعادل مجدد دست می‌یابد، که در آن تولید کالاهای قابل تجارت تا Y_1 کاهش یافته و تولید کالاهای غیرقابل تجارت تا X_1 افزایش می‌یابد و اضافه تقاضای مؤثر برای کالاهای قابل تجارت از طریق واردات تأمین می‌گردد؛ اما اگر رانت نفت تحت چارچوب نهادی- ساختاری، از کانال بودجه دولت وارد زیرنظام اقتصادی گردد، برای تغییرات نسبی داخل بخش مولد چه اتفاقی می‌افتد؟ تغییرات نسبی میان بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله در بخش مولد اقتصاد پس از ورود و افزایش رانت نفت و توزیع آن از کانال هزینه‌های دولت در اقتصاد، در شکل شماره (2)؛ نشان داده شده است.



شکل(2) افزایش رانت نفت و تغییرات نسبی در بخش مولد اقتصاد، با حضور دولت

اقتصاد ابتدا در E_0 در تعادل قرار دارد که در آن مقدار Y_0 از کالاهای قابل تجارت در سطح بین‌المللی و مقدار X_0 از کالاهای غیرقابل تجارت تولید می‌گردد و قیمت‌های نسبی برابر P_0 است. با فرض این‌که نسبت مصرف از کالاهای قابل تجارت به کالاهای غیرقابل تجارت برابر A_0B_0 / C_0B_0 می‌باشد. با ورود رانت نفت و یا افزایش آن به میزان W_0W_1، تقاضای کل از کانال بودجه دولت افزایش یافته که در نتیجه آن در تخصیص اولیه تولید اقتصاد داخلی و با توجه به واردات، عدم تعادل میان تولید و مصرف وجود داشته و قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت افزایش می‌یابد. با توجه به این‌که دولت پس از ورود و افزایش رانت نفت، تأکید بیشتری بر سرمایه‌گذاری در بخش کالاهای غیرقابل مبادله دارد، سرمایه‌گذاری‌های دولتی در این بخش (خصوصاً زیرساخت‌ها)، موجب افزایش فزاینده تقاضا در این بخش و سرازیر شدن منابع سرمایه‌گذاری به این سمت می‌شود. در نتیجه این امر با افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت، سودآوری در این بخش افزایش یافته و منابع تولید بیش از زمانی که بخش خصوصی درآمدهای ارزی را هزینه می‌نماید، از بخش قابل

تجارت به سمت تولید کالاهای غیرقابل تجارت منتقل می‌شود. در نهایت بخش غیرنفتی اقتصاد در E_1 به تعادل مجدد دست می‌یابد، که در آن تولید کالاهای قابل تجارت تا Y_1 کاهش یافته و تولید کالاهای غیرقابل تجارت تا X_1 افزایش می‌یابد؛ تقاضای دولت برای کالاهای قابل تجارت برابر A_1B_1 و برای کالاهای غیرقابل تجارت برابر C_1B_1 خواهد بود و اضافه تقاضای مؤثر برای کالاهای قابل تجارت از طریق واردات تأمین می‌گردد.

پس زمانی که بخش دولتی در تعادل بازارها با انجام سیاست‌های خود دخالت نماید میزان عدم تعادل در بازارها را نسبت به حالتی که بخش خصوصی بر اساس منافع شخصی خود در پی حداکثر نمودن سود می‌باشد بیش‌تر افزایش می‌دهد در نتیجه در صورت دخالت دولت میزان عدم تعادل در بورس کالا افزایش می‌یابد.

2. مبانی تجربی

در جدول شماره (1)، خلاصه‌ای از نتایج تحقیقات مختلف در زمینه نحوه اثرگذاری نااطمینانی در شاخص‌های عرضه پول و مخارج دولت و در بیان کلی شاخص‌های کلان بر بازدهی سهام ارائه شده است. بر اساس نتایج در اکثریت تحقیقات داخلی و خارجی؛ نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام تأثیرگذار است.

جدول شماره (1): خلاصه نتایج تحقیقات داخلی و خارجی

تحقیقات خارجی		تحقیقات داخلی	
موافقان	مخالفان	موافقان	مخالفان
اندرس هامپ و پیترمک میلیان، (2004)، جاکوب مدسن (2002)، کریستوفرگان و همکاران (2006)، بادوخ و ریچاردسون (2009)، کاپریل و جونگ (2007)، توربک (2008)، روزف (2010)، مایاسمای و که (2000)، هاما (1988)، علی یو (2011)، چتزی آنتونیو و همکاران (2013)، سلنیک (1983)، گلتکین (2008)	آپوستولوس سرلتیس (1993)، دالی و کرنی (2005)، پون و تیلور (1991)، چن و همکاران (2007)	محمدی ناصر (1392)، مرادی محمدرضا (1384)، مظاهری‌فر پگاه (1388)، عزیزی فیروزه (1386)، پاشایی فام و امیدی پور (1388)، نامداری (1383)، رییسی (1393)، جعفریزاد (1393)	سورانی داود (1389)، فرازمان پریسا (1390)، تالانه عبدالرضا و قاسمی اکرم، کشاورز حداد و مهدوی (1384)

3. روش تحقیق و برآورد مدل

در این بخش اقدام به معرفی روش‌های برآوردی نموده و در ادامه بر اساس مدل‌های مذکور اقدام به برآورد مدل خواهیم نمود.

1.3. مدل GARCH نمائی راه‌گزینی مارکوف (MS-EGARCH)

بر طبق نظر هنری (2009)، مدل MS-EGARCH(1,1) اولیه می‌تواند به صورت رابطه‌ی (1) و (2) اصلاح شود:

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

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

بر خلاف مدل SWARCH معرفی شده به وسیله‌ی، مدل MS-EGARCH تضمن می‌کند که واریانس شرطی h_t، بدون استفاده از قید غیر منفی، با استفاده از ساختارش مثبت باشد. با فرض دو رژیم $(i = 2)$، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به طوریکه s_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دورهای رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله‌ی همیلتون (1989) کنترل می‌شود و به صورت رابطه‌ی (3) است:

(3)

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

در رابطه‌ی (5)، رژیم رایج S_t به رژیم دوره‌ی گذشته S_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (1994)، کای9 (1994) و هنری (2009)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (4) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \qquad (4)$$
$$p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)}$$

2.3. بررسی ناطمینانی عرضه‌ی پول

قبل از ورود به مباحث استنباط آماری لازم است مانایی سری عرضه‌ی پول مورد بررسی قرار گیرد تا از جعلی بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل گردد. جدول شماره 3، وضعیت مانایی نرخ رشد سری زمانی عرضه‌ی پول را نمایش می‌دهد.

جدول(3) نتایج آزمون مانایی بر روی سطح متغیرهای مدل

متغیر	دیکی فولر		دیکی فولر تعمیم یافته		فیلیپس پرون	
	آماره	کمیت بحرانی (5%)	آماره	کمیت بحرانی (5%)	آماره	کمیت بحرانی (5%)
M	-13/22	-2/86	-5/18	-1/94	-53/90	-2/86

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول شماره (3)، متغیر نرخ رشد عرضه پول در سطح 1 درصد مانا است و در نتیجه این تضمین وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منتهی نخواهد گردید. پس از تخمین مدل ARMA با توجه به میزان شاخص آکاییک وقفه بهینه برای مدل آرمای سری زمانی (2 و 16) تعیین گردید. جهت اطمینان از نتایج بهینه بودن وقفه‌های وارد شده در مدل می‌توان ساختار ریشه واحد این سری را مشاهده نمود. پس از انتخاب بهینه مدل اقدام به بررسی اثر آرچ در متغیر نرخ رشد عرضه پول نمودیم. نتایج تخمین مورد نظر به شرح (جدول4) است.

جدول شماره(4). بررسی اثر آرچ در سری زمانی نرخ رشد عرضه‌ی پول

F-آماره	40.30754	Prob. F(1,90)	0.0000
Obs*R-squared	39.75849	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول شماره (4) در مدل اثر آرچ در داده‌های سری زمانی نرخ رشد عرضه پول مشاهده می‌شود در نتیجه لازم است از مدل گارچ با توجه به وقفه بهینه مدل آرما نموده‌ایم. (جدول(5))

جدول شماره (5) مدل گارچ (حالت متقارن) در بازده نرخ رشد عرضه‌ی پول

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	z-آماره	سطح معناداری
		Variance Equation		
C	0.001659	0.000372	4.454433	0.0000
RESID(-1)^2	0.069916	0.009709	7.201084	0.0000
GARCH(-1)	0.902852	0.013306	67.85439	0.0000
R-squared	0.079273	Mean dependent var		0.301610
Adjusted R-squared	0.073259	S.D. dependent var		0.250840
S.E. of regression	0.241477	Akaike info criterion		-0.073442
Sum squared resid	160.7054	Schwarz criterion		-0.026442
Log likelihood	123.9004	Hannan-Quinn criter.		-0.056469
Durbin-Watson stat	1.970932			

مأخذ: محاسبات محقق

سپس در حالت نامتقارن اقدام به تخمین مدل نمودیم که در جدول شماره (6) ارائه شده است.

جدول شماره(6) مدل گارچ نمایی (حالت نامتقارن) در نرخ رشد عرضه‌ی پول

متغیر	ضرایب	نحراف معیار	z-آماره	سطح معناداری .
		Variance Equation		
C(20)	-0.239861	0.033687	-7.120291	0.0000
C(21)	0.173351	0.020326	8.528402	0.0000
C(22)	-0.014741	0.014006	-1.052497	0.2926
C(23)	0.964738	0.007818	123.4011	0.0000
R-squared	0.079271	Mean dependent var		0.301610
Adjusted R-squared	0.073258	S.D. dependent var		0.250840
S.E. of regression	0.241477	Akaike info criterion		-0.078837
Sum squared resid	160.7057	Schwarz criterion		-0.029701
Log likelihood	132.3869	Hannan-Quinn criter.		-0.061093
Durbin-Watson stat	1.961899			

1.2.3. اثر نااطمینانی عرضه‌ی پول بر بازدهی بورس

در این بخش متغیر معاملات سهام توسط شرکت‌های بزرگ در تابع میانگین و واریانس مدل MS-EGARCH وارد می‌شود. هدف اصلی این است که بررسی شود که آیا معاملات سهام توسط شرکت‌های بزرگ به تغییرات بازدهی بورس مرتبط هستند و آیا می‌توان تغییرات رفتاری در بازدهی بورس را با ورود این متغیر توضیح داد یا خیر؟ نتایج این هدف در جدول شماره (7) ارائه شده است.

جدول شماره 7: تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر متغیر وقفه اول نااطمینانی نرخ رشد عرضه پول بر روی تغییرات بازدهی بورس

	lnL	LR
MS-EGARCH(1,1) یک متغیره بازدهی بورس	227/337	$\chi^2 = 21.85^{***}$
MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول نااطمینانی نرخ رشد عرضه‌ی پول	238/262	

***: در سطح 1% معنی‌دار می‌باشد.

مآخذ: محاسبات محقق

نتایج تست LR در جدول شماره (7) آشکار می‌کند که مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول متغیر نااطمینانی نرخ رشد عرضه پول و احتمالات انتقال ثابت شده، نرخ راستنمایی بالاتری (238/262 بزرگتر از 227/337 است) در مقایسه به مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره دارد و مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره در سطح معنی‌داری 1 درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر اثرگذاری معنی‌دار نااطمینانی نرخ رشد عرضه پول بر روی تغییرات بازدهی بورس فراهم می‌کند. در جدول شماره (8) نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال ثابت شده محاسبه شده است.

جدول شماره (8) نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول نااطمینانی نرخ رشد عرضه‌ی پول

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

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

$\mu 0$	0/0112 1/916*
$\mu 1$	0/03 6/63***
η_0	-/0042 -2/13
η_1	-0/0055** 12/94***
$\omega 0$	7/413 16/21***
$\omega 1$	9/035 16/98***
$\varphi 0$	0/0027 1/012
$\varphi 1$	0/908 10/22***
$\beta 0$	0/998 1/81*
$\beta 1$	1/257 4/798***
λ_0	-0/1452 -1/103
λ_1	0/0924 3/29***
δ_0	2/978 4/12***
δ_1	-2/979 -3/525***
p00	0/9515
p11	0/9516
Log-likelihood	238/262
Q(12)	23/518***
Q2(12)	9/78*

*** : در سطح 1% معنی‌دار است

** : در سطح 5% معنی‌دار است

* : در سطح 10% معنی‌دار است

مآخذ: محاسبات محقق

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

: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ مدل میانگین بازدهی بورس در رژیم یک است.μ0

μ1: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ میانگین بازدهی بورس در رژیم یک است. بر اساس نتایج میانگین بازدهی در رژیم یک که همان رژیم رونق است؛ بالاتر می‌باشد. بدین معنی که در دوره‌های رونق (0/03) میزان بازدهی بورس بیشتر از دوره‌های رکود (0/0112) است. بر اساس نتایج برآوردی هر دو عرض از مبدأ دارای اثر معناداری هستند.

η_0: بیانگر تأثیر نااطمینانی عرضه پول بر بازدهی سهام در رژیم صفر است.

η_1: بیانگر تأثیر نااطمینانی عرضه پول بر بازدهی سهام در رژیم یک است. بر اساس نتایج نااطمینانی عرضه پول در هر دو رژیم یک و صفر دارای تأثیر منفی بر بازدهی بورس هستند با این تفاوت که در رژیم یک این تأثیر معنادار و در رژیم صفر بی‌معنی است.؛ به عبارتی نااطمینانی در رژیم با نااطمینانی بالا (0/0055-) بیش از رژیم با نااطمینانی پایین (0042/-) بازدهی سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ω0: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ مدل واریانس ناهمسانی جزء اخلال مدل بازدهی بورس در رژیم صفر است.

ω1: این ضریب بیانگر عرض از مبدأ مدل واریانس ناهمسانی جزء اخلال مدل بازدهی بورس در رژیم یک است. بر اساس نتایج برآوردی هر دو عرض از مبدأ دارای اثر معناداری هستند.

φ0: این ضریب بیانگر نامتقارن بودن بازدهی بورس در رژیم صفر است.

φ1: این ضریب بیانگر نامتقارن بودن بازدهی بورس در رژیم یک است. بر اساس نتایج در رژیم نااطمینانی بالا حالت نامتقارن در بازدهی مشاهده می‌شود اما در حالت نااطمینانی پایین این رفتار مشاهده نمی‌شود.

β0: بیانگر میزان تأثیر واریانس شرطی جزء اخلال در رژیم صفر در حالت خطی است.

β1: بیانگر میزان تأثیر واریانس شرطی جزء اخلال در رژیم یک در حالت خطی است.

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

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

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

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

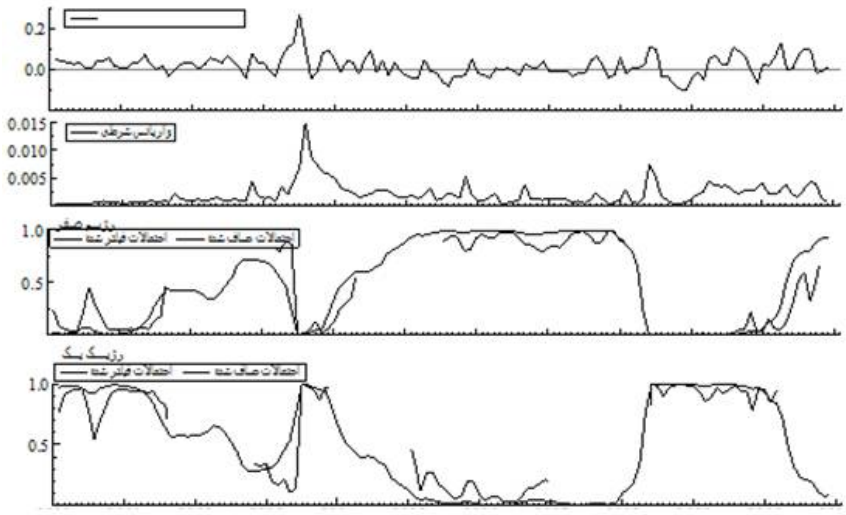
p0: بیانگر میزان احتمال وقوع رژیم صفر است.

p11: بیانگر میزان احتمال وقوع رژیم یک است. با توجه به بالا بودن میزان احتمال‌ها می‌توان نتیجه گرفت بازار سهام کشور از پویایی‌های کافی برای رسیدن به تعادل برخوردار نیست. چراکه اگر وارد هر رژیم شود به علت بالا بودن احتمال وقوع رژیم به سختی امکان بروز رژیم دیگری وجود دارد.

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

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

در نمودار شماره (3)، احتمالات صاف شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو رژیم تغییرات بازدهی بورس با شمول وقفه اول متغیر نااطمینانی نرخ رشد عرضه پول ارائه نموده است.



نمودار(3) احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول متغیر نااطمینانی نرخ رشد عرضه‌ی پول

مآخذ: محاسبات محقق

بر اساس نمودار شماره (3)، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات بازدهی بورس در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است.

3.3 . بررسی نااطمینانی بخش حقیقی

در این بخش به بررسی وضعیت مانایی سری زمانی مخارج دولت پرداخته خواهد شد.

با توجه به نتایج جدول شماره (9) متغیر مخارج دولت در سطح 1 درصد مانا است و در نتیجه این تضمین وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منتهی نخواهد گردید. در ادامه به تخمین مدل ARMA سری زمانی مخارج دولت پرداخته شده است.

جدول شماره (9) نتایج آزمون مانایی بر روی سطح متغیرهای مدل

متغیر	دیکی فولر		دیکی فولر تعمیم یافته		فیلیپس پرون	
	آماره	کمیت بحرانی (5%)	آماره	کمیت بحرانی (5%)	آماره	کمیت بحرانی (5%)
G	-5/24	-2/86	-7/26	-1/94	-6/01	-2/86

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به میزان شاخص آکاییک وقفه بهینه برای مدل آرمای سری زمانی مخارج دولت (2 و 18) انتخاب گردید. جهت اطمینان از نتایج بهینه بودن وقفه‌های وارد شده در مدل می‌توان ساختار ریشه واحد این سری را در جدول (10)مشاهده نمود. در ادامه اقدام به بررسی اثر آرچ در مدل تخمینی پرداخته شده است.

جدول شماره (10) بررسی اثر آرچ در سری زمانی مخارج دولت

F-آماره	0.122692	Prob. F(1,90)	0.1262
Obs*R-squared	0.122775	Prob. Chi-Square(1)	0.1460

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول شماره (10) مشاهده می‌گردد که در مدل اثر آرچ در داده‌های سری زمانی مخارج دولت مشاهده نمی‌شود در نتیجه نباید از مدل‌های گارچ استفاده نمود. در این حالت می‌توان از مدل‌های MSVAR استفاده نمود.

3. 3 .1. اثر مخارج دولت بر بازدهی شاخص بورس

در این بخش ما تأثیر ورود متغیر مخارج دولت را بر بازدهی بورس در مدل‌های MS-AR وارد نموده و تأثیر آن را بر این متغیر مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این منظور مدل MS-AR با احتمالات انتقال ثابت شده[10] بسط داده شده است. به منظور تعیین اینکه تأثیر مخارج دولت بر بازدهی شاخص بورس موثر است یا خیر؟، با استفاده از تست LR=2|ln LMS-ARX −ln LMS-AR| ارزش راست نمایی دو مدل تخمینی متغیر بازدهی بورس، در دو حالت وجود متغیر مخارج دولت در مدل (مدل MS-ARX) یا عدم وجود آن (مدل MS-AR)، در جدول شماره (11) مقایسه شده است.

جدول (11) تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر مخارج دولت بر متغیر بازدهی شاخص بورس

	MS-AR (ln L MS-AR)	*MS-ARX (ln MS-ARX)*	*LR test statistica*
تأثیر یا عدم تأثیر مخارج دولت بر متغیر بازدهی شاخص بورس	*-121/35*	*-104/11*	*15/64****

***: در سطح 1% معنی‌دار می‌باشد.

مآخذ: محاسبات محقق

نتایج آزمون نشان می‌دهد مدل MS-ARX نرخ راست نمایی بالاتری در مقایسه با مدل MS-AR تک متغیره دارد و مدل MS-AR تک متغیره در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی مبنی بر تأثیر مخارج دولت بر متغیر بازدهی شاخص بورس دارد. جدول شماره (12) نتایج تخمین مدل MS-ARX متغیرهای بازدهی شاخص بورس را در حالت ورود متغیر مخارج دولت نمایش می‌دهد.

جدول (12) شمول متغیر مخارج دولت در مدل MS(2)-ARX(3) بر تغییرات بازدهی بورس

	شمول متغیر مخارج دولت در مدل بر تغییرات بازدهی بورس			
	رژیم 2		***رژیم 1***	
	ضریب	***t آماره***	***ضریب***	***t آماره***
جمله ثابت	***11/27***	***7/19******	***6/45***	***4/96******
AR(1)	***1/18***	***4/58******	***0/39***	***2/86******
AR(2)	***1/23***	***3/21******	***0/34***	***2/05******
AR(3)	***1/11***	***3/06***	***0/16***	***2/84******
G	***0/65***	***6/09******	***0/36***	***3/17******
G (1)	***0/27***	***3/11******	***0/12***	***2/97******
انحراف معیار	***2/41***	***6/54******		

*** : در سطح 1% معنی‌دار است؛ ** : در سطح 5% معنی‌دار است؛ * : در سطح 10% معنی‌دار است

مآخذ: محاسبات محقق

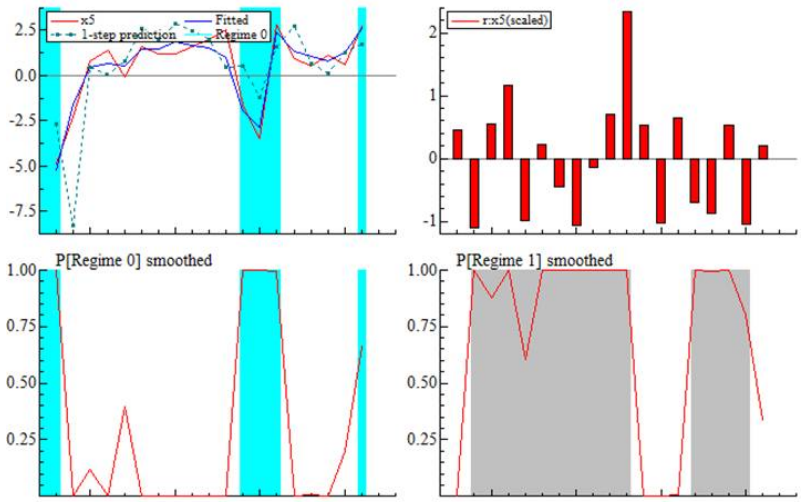
به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MS-ARX، در جدول شماره (13) ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است:

جدول(13) ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	بازدهی شاخص بورس	
	رژیم 1	***رژیم 2***
رژیم 1	***0/106***	***0/893***
رژیم 2	***0/11***	***0/882***

مآخذ: محاسبات محقق

بر اساس نمودار شماره 3، مدل MS-ARX در توضیح مسیر رشد بازدهی بورس در هر دو حالت رژیم یک و دو خوب عمل نموده است.



نمودار (3) احتمالات انتقال مدل MS(2)-ARX (3) بازدهی شاخص بورس با شمول متغیر مخارج دولت

مأخذ: محاسبات محقق

نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر در بازه زمانی 1387-1392 با استفاده از داده‌های ماهانه با استفاده از نرم افزارهای ایویوز 9، OXMETRIC7 و TCM به بررسی نااطمینانی عرضه‌ی پول و مخارج دولت بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. بر اساس نتایج تحقیق مشخص گردید که متغیر عرضه‌ی پول با مشکل نااطمینانی روبرو بوده؛ اما متغیر مخارج دولت با چنین مشکلی روبرو نیستند. بر اساس نتایج مدل MSEGARCH برای عرضه پول این نتیجه حاصل گردید که نااطمینانی در عرضه پول هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تأثیر معناداری بر بازدهی بورس به صورت منفی دارد. در متغیرهای حقیقی از مدل MSVAR برای رسیدن به نتایج استفاده شد. نتایج این مدل بیانگر این واقعیت است که مخارج دولت در دو رژیم رونق شاخص بورس و رکود شاخص بورس تأثیر معناداری بر بازدهی شاخص بورس دارد. بر این اساس مشاهده می‌شود نااطمینانی در سیاست‌های مدیریت تقاضا بر بازدهی سهام اثرگذار است و این تأثیرات متضاد با یکدیگر می‌باشد، در نتیجه پیشنهاد می‌گردد مدیران و سیاست‌گذاران دولتی (مخارج دولت) و بانک مرکزی (عرضه پول) هماهنگی بیش‌تری در اجرای سیاست ها داشته باشند تا میزان این تأثیرات متضاد کاهش یابد.

منابع

برازنده، محمد (1376)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

رسولی محمد، 1392، شوک‌های نرخ ارز و قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد؛ دانشکده اقتصاد تهران

شاکری عباس، کلان دو و سیاست‌های کلان، نشر پارس نویسا، 1388

طیب نیا علی؛ عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران؛ فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال بیست و یکم، شماره 66، تابستان 1392، صفحات 38

عزیزی، فیروزه. (1383). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره 10 و 11

قالیباف اصل، حسن. (1381). بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

کریم زاده، مصطفی. (1385). بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی دراقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره 26.

موسایی میثم و همکاران؛ رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال هجدهم، شماره 54 ، تابستان 1389، صفحات 94

ویلیام اچ برانسون، ترجمه عباس شاکری، (1388). نشر نی

ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاله (1385). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدل ARDL. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی ایران. سال 6، شماره 21: 228-209.

اسلاملوییان، کریم و زارع‌هاشم (1385)،بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال 8 ،شماره 29: 46-17.

اندرس، والتر. صادقی‌شاهدانی مهدی و شوال‌پور سعید. (1386) . اقتصادسنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی. جلد دوم.چاپ اول.انتشارات دانشگاه امام صادق (ع). تهران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. پژوهش‌های اداره مطالعات و بررسی‌های اقتصادی سالهای مختلف.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی سالهای مختلف.

تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاست گذاری پولی در ایران. (1385)،بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (1388). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. سال 9. شماره 1: 38-21.

دورنبوش، رودریگر و استانلی، فیشر. محمد حسین تیزهوش تابان (1371).اقتصادکلان.انتشارات سروش. تهران.

سازمان بورس اوراق بهادار تهران. گزارش‌های آماری ماهانه.

صمدی، سعید ، شیرانی فخر، زهره و داور زاده، مهتاب (1386). بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادر تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی). فصلنامه بررسی‌های اقتصادی. دوره 4، شماره 2: 51-25.

عباسیان، عزت اله و مرادپور اولادی، مهدی (1389). سیاست‌های پولی و مالی.انتشارات دانشگاه علوم اقتصادی. تهران.

کشاورز حداد، غلامرضا و معنوی، سید حسن (1387). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تاکید بر تکانه نفتی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال 12، شماره 37: . 177-155

کشاورز حداد، غلامرضا و مهدوی، امید (1384).آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، شماره 71: 147-170.

کریم زاده، مصطفی (1385). بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال 8، شماره 26: 541-4.

Daisy Li, Yun and Iscan, Talan Band Xu, Kuan(2014), " The Impact of monetary Policy Shocks on Stock Prices : Evidence from Canada and theUnited States", Journal of International Money and Finance, N029, PP876- 896

Kurov, Alexander(2014), " Investor sentiment the stock markets reaction to monetary policy ", journal of Banking & Finance, No34, PP139-149.

Hilde C., Bjornland and Kai, Leitemo(2013), " Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market ", Journal of Monetary Economics, No56, PP275-282.
Chang, (2009)," Do macroeconomic variables have regime-dependent effects on stock return dynamics? Evidence from the Markov regime switching model", Economic Modelling; Vol26 Issue 6, p1283-1299
Robert DGay, Jr., (2008), Nova Southeastern University, Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China, International Business & Economics Research Journal, MarchVolume 7, Number 3.pp42-56

Anthony , Kwame(2008), "Impact of macroeconomic indicators on stock market performance", Journal of Risk Finance, Vol9 Issue 4, p365-378, 14p
Agrawalla , Tuteja, (2008)," Share Prices and acroeconomic Variables in India:An Approach to Investigate the Relationship Between Stock Markets and Economic Growth", Journal of Management Research, Volume 8, Number 3.
Liu, M.H(2008), " Analysis of the Long-term Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration ", Journal Managerial Finance, No11, PP744-755.

پی نوشت

[1] Solnik
[2] *Benderly and Swick*
[3] *Fama and Schwert*
[4] Mayasmai and Koh
[5] *Christopher Gan et al*
[6] Apostoles Serletis
[7] Jakoob, Mudsen
[8] Andreas Humpe and Peter D. Macmillan
[9] Cai
[10] *Fixed Transition Probabilities*