راهبرد مدیریت مالی
سال دوم، شماره ۶
پاییز ۱۳۹۳
صص ۱۶۵-۱۴۱

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
دانشگاه الزهرا (س)

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۴/۰۲
تاریخ تصویب: ۹۳/۰۶/۲۶

بررسی تأثیر مدیریت بی‌ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران

رؤیا آل‌عمران[۱]، سیدعلی آل‌عمران[۲]

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر مدیریت بی‌ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران در فاصلهٔ زمانی فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۰ است. برای این منظور ابتدا شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی با استفاده از مدل EGARCH برآورد شده و سپس با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس تأثیر بی‌ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که بی‌ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی، قیمت سکه، شاخص قیمت زمین و نرخ سود بانکی تأثیر منفی و معنی داری بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران داشته و سیاست پولی انبساطی بانک مرکزی و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران دارند. همچنین، نتایج براساس ضریب جملهٔ تصحیح خطا حاکی از آن است که در هر دوره (هر فصل) حدود ۰/۰۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بی‌ثباتی، سیاست پولی، شاخص قیمت و بازده نقدی، هم‌انباشتگی، مدل EGARCH، روش جوهانسن- جوسیلیوس.

طبقه‌بندی موضوعی: C22، E44، E52.

---

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران (نویسندهٔ مسئول) Aleemran@iaut.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز s.a.aleemran@gmail.com

۱. مقدمه

تصور اقتصادی که در آن متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازارهای مالی بی‌اثر باشند، ناممکن است. در این میان جایگاه اثرگذاری متغیرهای پولی به‌دلیل کنترل‌پذیری بالای این متغیرها و اینکه حجم بزرگی از تغییرات آنها با اقدامات بانک مرکزی عملی می‌شود، حائز اهمیت است. شواهد تجربی نشان می‌دهد، میان نوسانات در بازدهی سهام و حجم پول رابطهٔ نزدیک وجود دارد؛ برای مثال بر نقش تغییرات حجم پول در بحران ۱۹۳۰ تأکید شده است. متغیرهای پولی و بازارهای مالی در ارتباط متقابل با هم قرار دارند. متغیرهای پولی بر بازارهای مالی و فاکتورهای مهم آن، مثل بازدهی و نرخ بهره اثر می‌گذارند، ضمن اینکه وجود بازار مالی منسجم و گسترش‌یافته در انتقال اثر سیاست پولی به کل اقتصاد نقش ایفا می‌کند (سوریال[1]، ۲۰۰۱).

سیاست پولی به‌طورکلی از سه کانال موازی بر بازدهی سهام اثر می‌گذارد که این سه کانال به این شرح است: نرخ بهره، میزان جریانات نقدی، ریسک و عدم اطمینان (*برنانکه*[2]، ۲۰۰۳). در اولین قدم، کارایی و اهمیت سیاست پولی از طریق اندازه‌گیری اثر آن بر نرخ بهره تعیین می‌شود. بانک مرکزی از طریق ابزارهایی که در اختیار دارد می‌تواند حجم پول را تغییر دهد؛ این تغییرات می‌تواند نرخ بهره را تغییر دهد. گفتنی است، نرخ بهره با نرخ تنزیل ارتباط نزدیکی دارد که در تعیین ارزش دارایی سرمایه‌ای نقش اساسی ایفا می‌کند (همان). افزون‌بر نرخ بهره و بدون توجه به موضوع ریسک، عامل دیگری که بر بازدهی سهام مؤثر است میزان جریانات نقدی حال و مورد انتظار است. شرایطی که باعث می‌شود سرمایه‌گذاران پیش‌بینی جریانات نقدی را تعدیل کنند، به تغییر در قیمت سهام منتج می‌شود. هدف نهایی و معقول از اتخاذ هرگونه سیاست پولی بهبود و رونق وضع اقتصادی است (همان).

بیشتر اقتصاددانان این موضوع را پذیرفته‌اند که سیاست پولی به رونق یا کسادی اقتصاد و تغییرات وضعیت اقتصادی منجر می‌شود و شواهد تجربی نیز آن را حمایت می‌کند. به‌طورکلی، اتخاذ سیاست پولی سطح فعالیت‌های اقتصادی را تغییر می‌دهد و این نیز باعث تغییر جریانات نقدی می‌شود. سومین موضوعی که در مبحث بازدهی سهام باید به آن توجه شود، موضوع ریسک و عدم اطمینان است. سیاست پولی از این کانال نیز بر بازدهی سهام اثر می‌گذارد. اخبار مربوط به تغییرات سیاست پولی و اتخاذ سیاست پولی سخت‌گیرانه بر روی میزان عدم اطمینان یا همان ریسک مؤثر است. اجرای سیاست پولی در کنار مزایای آن معمولاً نوسان متغیرهای کلان را تشدید می‌کند؛ این نیز افزایش عدم اطمینان را دربارهٔ آینده سبب می‌شود.

افزون‌براین، می‌توان تأثیر سیاست پولی بر بازدهی سهام را از طریق تئوری پرتفوی توضیح داد.

---

1. Sourial
2. Bernanke

تغییرات حجم ماندهٔ حقیقی و تلاش برای رسیدن به تعادل جدید، تقاضا برای سهام را تغییر می‌دهد و باعث تغییر در قیمت آن می‌شود. در همین راستا، با توجه به اینکه سیاست پولی یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر بورس اوراق بهادار است، ازاین‌رو این پژوهش درصدد پاسخ به این پرسش است که اگر بی‌ثباتی در سیاست پولی ایجاد شود، اثری که این بی‌ثباتی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت، چگونه خواهد بود؟ براساس‌این، برای پاسخ به پرسش پژوهش ابتدا شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی با استفاده از مدل EGARCH استخراج شده و سپس به بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش Johansen-Juselius پرداخته شده است. داده‌های به کار برده‌شده در پژوهش نیز داده‌های سری زمانی فصلی از فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۰ بوده و آمار و اطلاعات متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش نیز از بخش آمار و داده‌های بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار استخراج شده است.

براساس سازمان‌دهی مباحث مقاله، بعد از مقدمه در قسمت دوم پیشینهٔ پژوهش و چهارچوب نظری مرور شده و در قسمت سوم فرضیه‌های پژوهش مطرح شده است. در قسمت چهارم روش پژوهش معرفی شده و قسمت پنجم نیز به یافته‌های پژوهش اختصاص‌یافته و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را به خود اختصاص داده است.

۲. مروری بر پیشینهٔ پژوهش و چهارچوب نظری

۲-۱. بی‌ثباتی یا نوسان

در یک تعریف کلی هر چیزی که شرایط فضای اقتصاد را از مسیر رقابتی و بازاری بودنش دور کند، بی‌ثباتی اقتصادی نامیده می‌شود. در ادبیات اقتصادی دو واژهٔ انگلیسی Economic Volatility و Economic Instability معادل بی‌ثباتی اقتصادی هستند. Economic Instability یک مفهوم عام بوده و دربردارندهٔ تمام شوک‌هایی است که بر اقتصاد وارد می‌شود. این واژه سطح عدم تعادل‌ها و همچنین، میزان نوسانات موجود در متغیرهای اقتصادی را دربر دارد. Economic Volatility یک مفهوم خاص بوده و تنها شامل نوسان در متغیرهای اقتصادی است. برخی محققان چون جان جیمز[1] (۱۹۹۳) هیچ تفکیکی بین Instability و Volatility قائل نیستند و آنها را در یک مفهوم به کار می‌برند. اسمیت و البداوی[2] (۱۹۹۸) بین دو واژهٔ فوق تمایز قائل شده‌اند؛ به نظر ایشان، Instability افزون‌بر نوسانات متغیرهای اقتصادی، در اثر بالارفتن یک متغیر از حد بحرانی آن ایجاد می‌شود. مثلاً هنگامی که تورم از ۳۰ درصد بیشتر می‌شود؛ هرچند نوسان نداشته باشد؛ اما خود عاملی برای بی‌ثباتی است.

1. John James (1993)
2. Smite & Albadavi (1998)

درمجموع، بی‌ثباتی‌های اقتصادی افزون‌بر بی‌ثباتی قیمت‌های مهم و کلیدی اقتصاد (نرخ ارز، سطح عمومی قیمت‌ها و ...) موارد بسیاری از جمله بی‌ثباتی درآمد ملی، بی‌ثباتی بازار سهام، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی، بی‌ثباتی برنامه‌ها، سیاست‌ها و قوانین دولت را شامل می‌شود. بی‌ثباتی در هرکدام از اجزای تقاضای کل، یعنی مصرف، سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی، مخارج دولت، صادرات و واردات می‌تواند به بی‌ثباتی منجر شود (آل‌عمران و آل‌عمران، ۱۳۹۱).

۲-۲. نظریه‌های موجود دربارهٔ بازار سهام و کانال‌های گذر سیاست پولی از طریق بازار سهام

۱-۲-۲. تأثیرگذاری سیاست پولی بر بازار سهام طبق نظریهٔ Q توبین: نظریهٔ Q توبین بیان می‌کند که چگونه سیاست پولی می‌تواند از طریق ارزش‌گذاری سهام بر اقتصاد اثر بگذارد. توبین، Q را به‌عنوان ارزش بازاری بنگاه نسبت به هزینهٔ جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند. اگر Q بالا باشد، قیمت بازاری بنگاه از هزینهٔ جایگزینی سرمایه[1] بیشتر می‌شود؛ بنابراین، ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای جدید از ارزش بازاری بنگاه‌ها ارزان‌تر هستند. در این حالت بنگاه می‌تواند از طریق انتشار سهام و به‌دست‌آوردن قیمت بالا برای آنها نسبت به هزینه‌ای که برای تسهیلات پرداخت می‌کند، به سرمایه‌گذاری جدید مشغول شود و در نتیجه، هزینهٔ سرمایه‌گذاری بنگاه افزایش می‌یابد؛ زیرا بنگاه می‌تواند مقدار زیادی کالاهای سرمایه‌ای جدید را با صرف مقدار کمی از سهام خریداری کند. در حالت عکس، زمانی که Q پایین باشد بنگاه نمی‌تواند بر روی کالاهای سرمایه‌ای جدید هزینه کند؛ زیرا ارزش بازاری سهام از هزینهٔ استفاده از سرمایه پایین است. حال این سؤال قابل طرح است که چه ارتباطی بین Q توبین و هزینهٔ سرمایه‌گذاری وجود دارد. به‌عبارت دیگر، چگونه سیاست پولی قیمت‌های سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ پاسخ آن به‌این‌صورت است؛ زمانی‌که عرضهٔ پول افزایش پیدا می‌کند، عموم مردم درمی‌یابند که پول بیشتری از آنچه می‌خواستند در دست دارند. در این صورت می‌خواهند به‌سرعت از طریق هزینه‌کردن، از دست آن رهایی پیدا کنند. یکی از مکان‌هایی که برای سرمایه‌گذاری وجود دارد بازار سهام است. بنابراین، تقاضا برای سهام افزایش و در نتیجه قیمت سهام (P_s) افزایش پیدا می‌کند. ازآنجاکه افزایش (P_s) مقدار Q را افزایش می‌دهد، هزینه‌های سرمایه‌گذاری افزایش پیدا می‌کند (سوریال، ۲۰۰۲).

۱-۱-۲-۲. نقش Q توبین در مکانسیم انتقال سیاست پولی: تصور کنید در یک نقطهٔ تعادلی هستیم و بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی را آغاز می‌کند. اقدام بانک مرکزی در افزایش حجم پول از چندین کانال باعث افزایش مقدار Q متوسط توبین می‌شود. در صورت وقوع اثر جانشینی، ارزش سهام شرکت‌ها در بازار بورس ترقی می‌کند و این باعث افزایش مقدار Q توبین می‌شود. در این شرایط برای

1. Replacement of Capital

بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری جدید سودآور خواهد شد. ضمن اینکه گسترش اعتبار، امکان دسترسی بنگاه‌ها به منابع اعتبار را تسهیل می‌کند، در این شرایط حتی اگر نرخ بهره کاهش پیدا نکند هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه‌ها به‌دلیل استفادهٔ بیشتر از منابع سرمایه‌ای ارزان کاهش می‌یابد. افزون‌براین، سیاست پولی می‌تواند از طریق افزایش سودهای کسب‌شدهٔ بنگاه‌ها نیز بر تصمیمات سرمایه‌گذاری اثر بگذارد.

۲-۲-۲. اثر ثروت خانوار[1]: محققان در تحقیقات جدید بر روی مکانیسم انتقال پول این حالت را بررسی کرده‌اند که چگونه ترازنامهٔ خانوارها بر تصمیمات هزینه‌ای آنها اثر می‌گذارد. فرانکو مودیلیانی نخستین اقتصاددانی بود که با استفاده از فرضیهٔ سیکل زندگی مصرف، این مسئله را بررسی کرد. همچنان‌که می‌دانیم مصرف، هزینهٔ انجام‌شده بر روی کالاهای بی‌دوام و خدمات است و شامل هزینه بر روی کالاهای بادوام مصرفی نیست. یک بیان ساده از نظریهٔ مودیلیانی این است که مصرف‌کنندگان مصرف خود را در خلال زمان هموار می‌کنند. بنابراین، آن چیزی که هزینه‌های مصرف را تعیین می‌کند، منابع (درآمد) مصرف‌کننده در طول دورهٔ زندگی است. همچنین، یکی از اجزای مهم منابع دورهٔ زندگی مصرف‌کننده ثروت مالی است که یکی از مهم‌ترین اجزای آن سهام است. در نتیجهٔ سیاست پولی انبساطی، قیمت سهام افزایش می‌یابد و همین امر باعث افزایش حجم ثروت مالی می‌شود و این به‌نوبهٔ خود منابع طول دورهٔ زندگی مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد (میشکین[2]، ۲۰۰۱).

۳-۲-۲. آثار ترازنامه‌ای بنگاه‌ها[3]: کانال ترازنامه از وجود مشکلات اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی ناشی می‌شود. هر اندازه ثروت خالص بنگاه‌های تجاری کمتر باشد، مسئلهٔ مخاطرات اخلاقی[4] و انتخاب معکوس[5] درزمینهٔ وام‌دهی به بنگاه‌ها افزایش پیدا می‌کند. کاهش ثروت خالص نیز سبب می‌شود وام‌گیرندگان وثیقهٔ کمتری برای وام‌هایشان داشته و به‌طور بالقوه زیان‌های ناشی از انتخاب معکوس افزایش یابد. ازآنجاکه اگر وام‌دهندگان پروژه‌های پُرخطر را تعهد کنند احتمال بازپس‌گیری وام‌هایشان کمتر است؛ کاهش ثروت خالص بنگاه‌ها به کاهش وام‌دادن و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها منجر می‌شود. حال اگر سیاست پولی انبساطی به اجرا درآید، این سیاست باعث افزایش قیمت سهام می‌شود و این به‌نوبهٔ خود باعث افزایش قیمت سهام ثروت خالص بنگاه‌ها و موجب افزایش وام‌دادن، سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش تولید می‌شود؛ از این طریق فرایند انتخاب معکوس مخاطرات اخلاقی کاهش پیدا می‌کند (برنانکه و کارتلار[6]، ۱۹۹۵).

---

1. Household Wealth Effect
2. Mishkin
3. Firm Balance-Sheet Effect
4. Moral Hazard
5. Adverse Selection
6. Bernanke & Cartlar

٤-۲-۲. آثار نقدینگی خانوار[1]: این دیدگاه از طریق اثر بر روی تمایلات مصرف‌کننده برای هزینه-کردن به تمایل وام‌دهندگان برای وام‌دادن عمل می‌کند. هنگامی که یک شوک درآمدی منفی ایجاد شود، مصرف‌کنندگان مجبور خواهند شد خانه و کالاهای بادوامشان را بفروشند تا میزان پول خود را افزایش دهند. در این حالت مصرف‌کنندگان انتظار زیانی بزرگ را دارند؛ زیرا نمی‌توانند ارزش کامل دارایی‌هایشان را در فروش اضطراری به دست آورند. در مقابل، اگر مصرف‌کنندگان دارایی‌های مالی همچون پول در بانک، سهام و اوراق قرضه را نگهداری کنند، آنان می‌توانند آن را به‌سرعت به قیمت بازاری آن فروخته و نقدینگی خود را افزایش دهند. بنابراین، اگر مصرف‌کنندگان با احتمال بالاتری انتظار دارند که دارایی‌هایشان دچار زیان مالی شود، نگهداری دارایی‌های با نقدینگی بالاتر (دارایی‌های مالی) را به دارایی‌های با نقدینگی کمتر (کالاهای بادوام و خانه) ترجیح می‌دهند. نکتهٔ جالب توجه در این دیدگاه این است که ترازنامهٔ مصرف‌کنندگان اثر مهمی بر روی برآورد احتمال زیان مالی[2] دارد؛ به‌ویژه زمانی‌که نسبت دارایی‌های مالی به بدهی‌هایشان بالا باشد، برآورد احتمال زیان مالی پایین است. بنابراین، مصرف-کنندگان تمایل خواهند داشت بیشتر بر روی کالاهای بادوام و خانه هزینه کنند. همچنین، زمانی‌که به قیمت سهام افزوده می‌شود، ارزش دارایی‌های مالی افزایش پیدا می‌کند. به‌همین‌نحو هزینه بر روی کالاهای بادوام تولیدی افزایش پیدا می‌کند؛ زیرا مصرف‌کنندگان به‌دلیل برآورد احتمالِ کمِ زیان مالی از موقعیت مالی خود مطمئن هستند (کشاورز حداد و مهدوی، ۱۳۸۴).

فرمان[3] و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان «تأثیر سیاست پولی بر بازدهی سهام: شواهدی از بخش تولید پاکستان» به بررسی تأثیر پویای سیاست پولی بر بازدهی سهام در بخش تولیدی پاکستان، در فاصلهٔ زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست پولی تأثیر معنی‌داری بر بازدهی سهام دارد.

الموکیت[4] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر بی‌ثباتی نرخ بهره بر بازدهی سهام: شواهدی از بنگلادش» با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه به بررسی تأثیر نرخ بهره بر عملکرد بازار سهام در فاصلهٔ زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج مطالعه حاکی از وجود رابطهٔ بلندمدت معنی‌دار بین نرخ بهره و بازدهی بورس بوده؛ به‌طوری‌که براساس نتایج روش هم‌جمعی، یک درصد افزایش در نرخ بهره باعث کاهش ۱۳/۲۰ درصد در شاخص کل بورس شده و براساس نتایج آزمون تصحیح خطای برداری نیز ۰/۱۲ از انحراف بازدهی سهام در کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. همچنین، تابع

1. Household Liquidity Effect
2. Likelihood of Financial Distress
3. Farman
4. Al-Mukit

عکس‌العمل ضربه‌ای تأکید بر رابطهٔ منفی بین دو متغیر مذکور داشته و براساس نتیجهٔ تجزیهٔ واریانس نیز حدود ۹۹/۵۷ درصد از تغییرات در بازدهی بازار سهام توسط شوک‌های خودش توضیح داده شده و این بیانگر مستقل‌بودن بازدهی بازار سهام از دیگر متغیرهای سیستم است. همچنین، تحلیل علیت گرنجری نیز از وجود علیت یک‌طرفه از نرخ بهره به شاخص بازار حکایت دارد.

زارع[1] و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «سیاست پولی و نوسان بازار سهام در پنج کشور از آ.سه.آن: عدم تقارن بازار گاوی و خرسی[2]» با استفاده از روش میانگین گروهی تلفیقی به بررسی پاسخ نامتقارن نوسان بازار سهام به سیاست پولی در شرایط بازار گاوی و خرسی در پنج کشور از آ.سه.آن (مالزی، اندونزی، سنگاپور، فیلیپین و تایلند) در فاصلهٔ زمانی ماه اول سال ۱۹۹۱ تا ماه دوازدهم سال ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) بیشترین تأثیر بلندمدت را بر نوسانات بازار سهام در بازار خرسی از بازار گاوی دارد.

هیلده‌سی[3] و همکاران (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با عنوان «تشخیص وابستگی داخلی بین سیاست‌های پولی و بازار سهام ایالات‌متحده»، وابستگی بازار سهام آمریکا و سیاست‌های پولی آمریکا را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که وابستگی شدیدی بین نرخ‌های بهره و قیمت‌های سهام وجود دارد. بنابراین، بازار سهام منبع بسیار مهمی برای هدایت سیاست‌های پولی در آمریکاست.

کورو[4] (۲۰۱۰)، در پژوهشی با عنوان «انگیزهٔ سرمایه‌گذاران و واکنش بازار سهام به سیاست پولی» نشان داده است که تصمیمات سیاست پولی تأثیر معنی‌داری روی انگیزهٔ سرمایه‌گذاران دارد که تأثیر این اخبار پولی روی تصمیمات سرمایه‌گذاران به شرایط بازار نیز وابسته است.

دایزلی[5] و همکاران (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام: شواهدی از کانادا و ایالات‌متحده» به بررسی تجربی مبنی بر اینکه آیا آزادی بازارهای مالی و تجاری در رابطه با شوک‌های سیاست پولی بر روی قیمت‌های سهام مهم هستند یا نه، پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، شوک‌های سیاست پولی در آمریکا تأثیر جالب توجهی بر روی قیمت‌های سهام کانادا دارد.

گرگوریو و همکاران (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان «شوک‌های سیاست پولی و بازدهی سهام: شواهدی از بازار بریتانیا» تأثیر نرخ‌های بهرهٔ پیش‌بینی‌شده و نشده را بر بازدهی کل سهام در انگلستان بررسی کرده‌اند. نتایج آنان شکست ساختاری مهمی را در سال ۲۰۰۱ در پاسخ بازار سهام به تغییرات سیاست پولی نشان داده است؛ به‌طوری‌که قبل از وقوع بحران اعتباری ارتباط منفی و بعد از بحران ارتباط مثبت شده است.

---

1. Zare
2. Bull and Bear Market
3. Hilde C
4. Kurov
5. Daisy Li

گرگوریو[1] و همکاران (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تجربی رابطهٔ بین اقتصاد حقیقی و بازدهی سهام در ایالات‌متحده»، ارتباط بین اقتصاد حقیقی و بازده سهام برای آمریکا را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، نوسانات و شوک‌های ۱۹۸۷ و ۱۹۹۷ فقط معادلات مصرف و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در بلندمدت به‌دلیل رشد مصرف، مازاد بهره و تورم ایجاد می‌شود و رشد پول از طریق مصرف، مازاد بهره و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

زفر[2] و همکاران (۲۰۰۸)، در پژوهشی با عنوان «بی‌ثباتی نرخ بهره و بازده سهام» به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ بهره بر بازدهی سهام با استفاده از مدل گارچ پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که بازده شرطی بازار سهام ارتباط منفی و معنی‌داری با نرخ بهره داشته و واریانس شرطی بازدهی سهام ارتباط منفی، ولی بی‌معنی با نرخ بهره دارد.

باسیستا[3] و همکاران (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌های اقتصاد کلان و عکس‌العمل بازار سهام به سیاست پولی» با استفاده از مدل *پنل دیتا*[4]، تغییرات حاصل از تأثیرات سیاست پولی را بر روی بازدهی سهام از طریق نیروهای ادواری اقتصادی بررسی و تأثیر تغییرات چرخه‌های اقتصادی ناشی از سیاست‌های پولی را بر روی بازار سهام مطالعه کرده‌اند و نشان داده‌اند، بنگاه‌هایی که با محدودیت‌های مالی روبه‌رو هستند در مقابل شوک‌های سیاست پولی بیشتر متأثر می‌شوند تا بنگاه‌هایی که محدودیت مالی ندارند.

زوبیدی بهارومشاه[5] و همکاران (۲۰۰۷)، در پژوهشی با عنوان «قیمت سهام و تقاضای پول در چین» به بررسی ارتباط بین قیمت سهام و تقاضای پول در چین با استفاده از مدل VAR در یک چهارچوب همبستگی و با استفاده از مشاهدات فصلی دورهٔ ۱۹۹۰-۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در بلندمدت کشش درآمدی، تفاوت چندانی با پیوستگی قیمت‌های سهام در معادلهٔ تقاضای پول ندارد.

هه[6] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای با عنوان «تغییرات در تأثیر سیاست پولی بر بازدهی بازار سهام در چهار دههٔ گذشته» نشان داده است که قیمت‌های سهام به سیاست‌های پولی حساس بوده و این حساسیت‌ها در طول زمان پایدار نیست.

بردین[7] و همکاران (۲۰۰۵)، در پژوهشی با عنوان «بازدهی سهام انگلستان و تأثیر شوک‌های سیاست پولی داخلی» تأثیر شوک‌های سیاست پولی را بر روی بازدهی کل و بازدهی بخش صنعت انگلستان بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، شوک‌های سیاست پولی انگلستان تأثیر معنی‌داری بر روی

1. Gregoriou
2. Zafar
3. Basistha
4. Panel Data
5. Zubaidi Baharumshah
6. He
7. Bredin

بازدهی سهام بخش صنعت دارند که با توجه به نوع صنعت تأثیر شوک‌ها متفاوت‌اند. همچنین، تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر شاخص کل در مقایسه با داده‌های آمریکا بسیار کوچک است.

آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۳)، در پژوهشی با عنوان «بررسی اثر اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران» با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و در فاصلهٔ زمانی فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۷، به این نتیجه رسیده‌اند که در بلندمدت، نرخ ارز واقعی و رشد حجم نقدینگی اثر منفی و معنی‌دار و سیاست مالی انبساطی و قیمت نفت اثری مثبت و معنی‌داری بر بازدهی بورس دارند.

نصراالهی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «ارتباط پول پرقدرت و حباب قیمت دارایی در بورس اوراق بهادار» با استفاده از یک مدل لوجیت به آزمون تأثیر متغیرهای پولی بر احتمال تشکیل حباب دارایی در فاصلهٔ زمانی سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است، فقط در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳، بورس اوراق بهادر تهران حباب دارایی داشته است. همچنین، ارتباط نرخ رشد نقدینگی و نرخ تغییرات دارایی‌های بانک مرکزی با احتمال وقوع حباب دارایی مثبت و ارتباط اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، نرخ بدهی‌های خالص بانک مرکزی و نرخ بدهی سایر بانک‌ها به بانک مرکزی با احتمال وقوع حباب منفی است.

آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان «ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران» با استفاده از مدل گارچ به ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران در فاصلهٔ زمانی فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که مدیریت و برنامه‌ریزی بانک مرکزی در کنترل میزان حجم نقدینگی برای اعمال سیاست پولی، از اوایل سال ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ رو به بهبود نهاده و به‌کارگیری برنامه‌ریزی‌های سازمان‌دهی‌شده و مناسب بانک مرکزی در تعیین میزان حجم نقدینگی در سال‌های پایانی دوره به کاهش بی‌ثباتی حجم نقدینگی و میل آن به سمت یک میزان باثبات و بهینه منجر شده است.

رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، صادرات غیرنفتی و حجم نقدینگی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و شاخص قیمت مصرف‌کننده و واردات بر بازده آنها تأثیر منفی داشته است.

محرابیان (۱۳۸۳)، در پژوهشی به بررسی حساسیت بازار سهام به نوسانات مالی و پولی پرداخته است. نتایج عکس‌العمل آنی نشان داده است، غیر از واردات کالا و خدمات که اثری منفی بر شاخص قیمت سهام می‌گذارد، سایر متغیرها اثری مثبت بر این شاخص دارد. همچنین، نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس نیز نشان داده است که در کوتاه‌مدت ارزش دلار در بازار آزاد پس از صادرات و واردات کالاها و خدمات

بیشترین سهم را در توجیه شاخص قیمت سهام بر عهده داشته و نیز در کوتاه‌مدت متغیر پولی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام گذاشته است؛ اما در بلندمدت ابتدا تولید ناخالص داخلی و سپس تورم بیشترین سهم را در توجیه شاخص قیمت سهام دارد و در کل، نتیجه این شده است که در بلندمدت متغیر مالی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام گذاشته است.

۳. فرضیه‌های پژوهش

الف. سیاست پولی بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

ب. بی‌ثباتی سیاست پولی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

ج. تولید ناخالص داخلی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

د. قیمت سکه بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

ه. قیمت زمین بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

و. نرخ سود بانکی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

٤. روش پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر مدیریت بی‌ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد EGARCH و روش همگرایی جوهانسن- جوسیلیوس بوده و مدل به‌کاررفته در پژوهش حاضر نیز مطابق رابطهٔ ۱ است.

$$RTED = \beta_1 + \beta_2\ LLIQ + \beta_3\ LVOL + \beta_4\ LGDP + \beta_5\ LCOIN + \beta_6\ LLAND + \beta_7\ LRATE + U \quad (۱)$$

که در آن:

RTED: شاخص بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران است که به‌صورت رابطهٔ ۲ تعریف شده است.

$$RTED = Ln(TEDPIX_t) - Ln(TEDPIX_{t-1}) \quad (۲)$$

$TEDPIX_t$: شاخص قیمت و بازده نقدی در دورهٔ t؛

$TEDPIX_{t-1}$: شاخص قیمت و بازده نقدی در دورهٔ t-1؛

LIQ: حجم نقدینگی که افزایش آن به‌عنوان پروکسی برای سیاست پولی انبساطی بانک مرکزی انتخاب شده است؛

VOL: بی‌ثباتی سیاست پولی؛

GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶؛

COIN: قیمت سکهٔ تمام بهار؛

LAND: شاخص قیمت زمین؛

RATE: نرخ سود بانکی (پنج‌ساله)؛

U: جملات پسماند مدل؛

L: علامت لگاریتم.

آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل نیز به‌صورت سری زمانی فصلی (۱۳۷۷:۱- ۱۳۹۰:۴) از بخش آمار و داده‌های بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار استخراج شده است.

یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH[1] وجود دارد، این است که در آن تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر روی بی‌ثباتی، متقارن و یکسان در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت از آنجا ناشی می‌شود که در مدل GARCH معمولی به‌صورت رابطهٔ ۳، واریانس شرطی فقط به‌اندازهٔ وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال است؛ یعنی به‌عبارت‌دیگر، با به توان دو رسیدن وقفهٔ جملات اخلال، علامت از بین می‌رود (بروکس[2]، ۲۰۰۸).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۳)$$

برای مثال، اثر شوک‌های مثبت و منفی که به بازدهی سهام وارد می‌شود؛ یا اثر کاهش و افزایش قیمت نفت برای یک اقتصاد یا اثر کاهش و افزایش نرخ رشد پول بر تورم یا بر رشد اقتصادی به‌صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود؛ اما هیچ دلیلی وجود ندارد که آثار این شوک‌ها متقارن باشند. بدین‌منظور، مدل‌های GARCH به‌گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثرات شوک‌های مثبت و منفی را به‌صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند که یک نوع از این مدل‌ها مدل EGARCH[3] یا مدل گارچ نمایی است (سوری، ۱۳۹۱). این روش را که برای اولین بار نلسون[4] (۱۹۹۱) مطرح کرده است به‌صورت رابطهٔ ۴ بوده و دارای چند مزیت از مدل GARCH معمولی است. اول اینکه چون در مدل، σ_t^2 به‌صورت لگاریتمی وارد شده است؛ بنابراین حتی اگر پارامترها منفی هم باشند، σ_t^2 مثبت خواهد بود. ازاین‌رو، دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد (بروکس، پیشین).

---

1. General Auto Regressive Conditional Hetroskedasticity
2. Brooks
3. Exponential GARCH
4. Nelson (1991)

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (۴)$$

در ادامه، بعد از بررسی پایایی متغیرها، شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی با استفاده از مدل EGARCH استخراج شده و سپس با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس تأثیر این متغیر بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران سنجیده می‌شود. مفهوم هم‌جمعی، تداعی‌کنندهٔ وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در تحلیل چندمتغیرهٔ سری زمانی، ممکن است بیش از یک رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد که در این حالت جوهانسن از طریق برآوردکننده‌های حداکثر درست‌نمایی، دارای توان تشخیص هم‌جمعی چندگانه و بهترین بردار هم‌جمعی است. به‌علاوه، این روش توان آزمون بردار هم‌جمعی به‌صورت مقید و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل را دارد؛ لذا این آزمون یکی از کامل‌ترین ابزارها در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی است (پدرام و حبیبی‌فر، ۱۳۸۷).

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای سری‌های زمانی مورد استفاده پایا[1] هستند. از طرف دیگر، باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. یک سری را پایا می‌گویند؛ هرگاه میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشند و مقدار کواریانس بین دو دورهٔ زمانی تنها به فاصله یا وقفهٔ بین دو دوره بستگی داشته باشد و ارتباطی به زمان واقعی محاسبهٔ کواریانس نداشته باشند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، درعین‌حالی که ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشند، می‌تواند ضریب R^2 به‌دست‌آمدهٔ آن خیلی بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی دربارهٔ میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. در چنین شرایطی رگرسیون‌های انجام‌شده واقعی نبوده و کاذب‌اند. درضمن، وقتی که متغیرهای یک مدل پایا نباشند، دیگر مقادیر بحرانی آماره‌های t و F کاربرد ندارند. ازاین‌رو، قبل از استفاده از این متغیرها لازم است از پایایی یا عدم پایایی[2] آنها اطمینان حاصل کرد. آزمون ریشهٔ واحد[3] یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای حل این مشکل و برای تشخیص پایایی یک فرایند سری زمانی استفاده می‌شود. به‌منظور بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشهٔ واحد از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[4] استفاده شده است. اگر قدرمطلق آمارهٔ آزمون از

1 Stationary
2 Non-stationary
3 Unit Root Test
4. Augmented Dickey-Fuller Test

قدرمطلق کمّیت بحرانی ارائه‌شده بزرگ‌تر باشد، فرضیهٔ H_0 و به‌عبارتی وجود ریشهٔ واحد، رد می‌شود (شجاعی و بیگی، ۱۳۸۹).

جدول ۱، آزمون پایایی متغیرها را براساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای شاخص بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران؛ لگاریتم حجم نقدینگی؛ لگاریتم تولید ناخالص داخلی؛ لگاریتم قیمت سکه؛ لگاریتم شاخص قیمت زمین و لگاریتم نرخ سود بانکی، قدرمطلق آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد تأیید شده و متغیرهای مذکور ناپایا در سطح هستند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها، قدرمطلق آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد شده و متغیرهای شاخص بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران؛ لگاریتم حجم نقدینگی؛ لگاریتم تولید ناخالص داخلی؛ لگاریتم قیمت سکه؛ لگاریتم شاخص قیمت زمین و لگاریتم نرخ سود بانکی پایا در تفاضل مرتبهٔ اول $I(1)$ هستند.

جدول ۱: بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبهٔ اول	
RTED	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۸۰	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱۲/٤۸
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۲/۹۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۱/۹٤
LLIQ	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۹۵	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۰۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۲/۹۲
LGDP	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/٤۷	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-٤/۱۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۲/۹۲
LCOIN	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۳٤	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-٦/۳۵
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۳/۵۰
LLAND	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۹۲	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/٦۲
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۲/۹۲
LRATE	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۲۷	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۷/۰۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۲/۹۱	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ٪۵	-۱/۹٤

۲-۵. برآورد شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی

۱-۲-۵. تخمین مدل ARIMA پیش‌بینی‌کنندهٔ رفتار متغیر حجم نقدینگی

برای تخمین شاخص بی‌ثباتی با استفاده از رویکرد EGARCH، ابتدا لازم است با استفاده از *روش باکس جنکینز*[1] مدل ARIMA رفتار متغیر حجم نقدینگی پیش‌بینی شود[2]. با توجه به نمودار همبستگی‌نگار[3] متغیر تفاضل مرتبهٔ اول حجم نقدینگی، بهترین مدل ARIMA برای متغیر مذکور که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(1,1,7) است که معادلهٔ آن در رابطهٔ ۵ نشان داده شده است. در این معادله برای آزمون خودهمبستگی‌های سریالی از آزمون *بریوش‌گادفری*[4] و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون *آرچ*[5] استفاده شده است.

$$DLIQ = 69567 + 0.59\ DLIQ_{t-1} + 0.75\ \varepsilon_{t-2} + 0.46\ \varepsilon_{t-4} - 0.39\ \varepsilon_{t-7} \qquad (۵)$$
$$(t=3.07) \quad (t=4.09) \quad (t=6.72) \quad (t=3.74) \quad (t=-3.47)$$

جدول ۲، نتایج آزمون بریوش‌گادفری را برای تشخیص وجود خودهمبستگی‌های سریالی و جدول ۳، نتایج آزمون آرچ را برای تشخیص وجود ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد. براساس نتایج جدول ۲، در هر دو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبهٔ اول و دوم، مقادیر احتمال مربوط به آماره‌های F و nr^2[6] بیشتر از ۰/۰۵ بوده و نشانگر کمتربودن مقدار آمارهٔ F به‌دست‌آمده، از F جدول و همچنین، کمتر بودن مقدار آمارهٔ nr^2، از χ^2 جدول است. به همین منظور، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ H_0 مبنی بر نبود خودهمبستگی سریالی، در هردو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبهٔ اول و دوم تأیید می‌شود. برای آزمون خودهمبستگی مرتبهٔ اول سریالی، مقدار F جدول برابر F(1,44) و مقدار χ^2 جدول برابر $\chi^2_{(1)}$ بوده و برای آزمون خودهمبستگی مرتبهٔ دوم سریالی، مقدار F جدول برابر F(2,43) و مقدار χ^2 جدول برابر $\chi^2_{(2)}$ است.

نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس از طریق آزمون آرچ در جدول ۳ نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقادیر احتمال مربوط به آماره‌های F و nr^2 کمتر از ۰/۰۵ بوده و نشانگر بیشتر بودن مقدار آمارهٔ F به‌دست‌آمده از F جدول برابر با F(1,47) و همچنین، بیشتر بودن مقدار آمارهٔ nr^2، از χ^2 جدول برابر با $\chi^2_{(1)}$ و رد فرضیهٔ H_0 مبنی بر همسانی واریانس و تأیید وجود

---

1. Box-Jenkins Methodology
۲. شایان ذکر است، ابتدا با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته، پایایی متغیر حجم نقدینگی آزمون شده است؛ با توجه به اینکه نتایج آزمون حاکی از انباشته‌بودن متغیر حجم نقدینگی از مرتبهٔ یک است، ازاین‌رو از تفاضل مرتبهٔ اول آن برای مدل‌سازی ARIMA استفاده شده است.
3. Correlogram
4. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
5. ARCH
6. obs*R-squared

ناهمسانی واریانس در مدل ARIMA(1,1,7) است.

جدول ۲: بررسی وجود خودهمبستگی‌های سریالی با استفاده از آزمون بریوش گادفری

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون	
نبود خودهمبستگی مرتبهٔ اول	۰/۷۵۱٤	۰/۱۰۱٦	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبهٔ اول
نبود خودهمبستگی مرتبهٔ اول	۰/۷۵۱۷	۰/۱۰۰۰	nr^2	
نبود خودهمبستگی مرتبهٔ دوم	۰/۹۲۲۸	۰/۰۸۰٤	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبهٔ دوم
نبود خودهمبستگی مرتبهٔ دوم	۰/۹۱۷۹	۰/۱۷۱۳	nr^2	

جدول ۳: بررسی وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

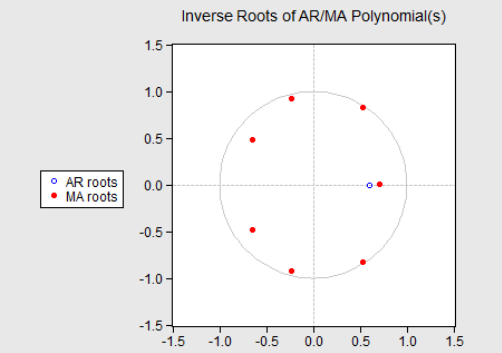
وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون	
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰٦۲	۸/۲۱۸۸	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰٦۹	۷/۲۹۳۲	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

همچنین نتایج مربوط به آزمون پایایی مربوط به سطح جملهٔ اخلال مدل ARIMA(1,1,7)، توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در جدول ۴ نشان می‌دهد، قدرمطلق آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدر- مطلق مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد شده و جملهٔ اخلال مدل ARIMA(1,1,7)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، پایا در سطح بوده و بیانگر درستی تصریح مدل ARIMA مذکور است.

جدول ٤: بررسی پایایی جملهٔ اخلال مدل ARIMA، با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح	
	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-٤/۵۵
جملهٔ اخلال	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۱

با توجه به نمودار ۱، نیز ملاحظه می‌شود که ریشه‌های معکوس در درون دایرهٔ واحد قرار گرفته و بیانگر پایا و معکوس‌پذیر بودن مدل ARIMA(1,1,7) است.



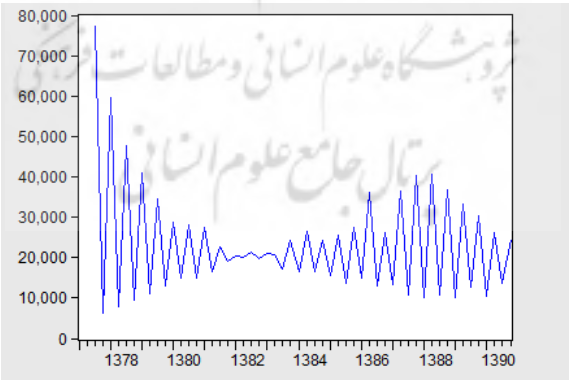
نمودار ۱: ریشه‌های معکوس

۲-۲-۵. برآورد معادلهٔ واریانس شرطی جملهٔ اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس و استخراج شاخص بی‌ثباتی

مرحلهٔ پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی، تخمین معادلهٔ واریانس شرطی جملهٔ اخلال با شرایط ناهمسانی واریانس است. رابطهٔ ۶، معادلهٔ واریانس شرطی جملهٔ اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد. این رابطه یک مدل EARCH(0,1) بوده و همانطور که آمارهٔ z مربوط به ضرایب نشان می‌دهد، ضرایب برآوردشده از نظر آماری معنی‌دار هستند. درنهایت، شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی برآورد شده و شکل آن نیز در نمودار ۲، نمایش داده شده است.

$$\ln(\sigma_t^2) = 37.56 - 0.18\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - 0.89\ln(\sigma_{t-1}^2) \qquad (۶)$$

(z= -17.76) (z= -1.90) (z= 39.10)



نمودار ۲: شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی

در ادامه، از شاخص بی‌ثباتی سیاست پولی لگاریتم‌گیری شده و پایایی این متغیر با استفاده از آزمون دیکی فولر- تعمیم‌یافته بررسی شده است. همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در

آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر مذکور، قدرمطلق آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده؛ بنابراین، فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد تأیید شده و متغیر مذکور ناپایا در سطح است. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبهٔ اول متغیر، قدرمطلق آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک-کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده است؛ بنابراین، فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد شده و متغیر لگاریتم بی‌ثباتی سیاست پولی پایا در تفاضل مرتبهٔ اول $I(1)$ است.

جدول ۵: بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبهٔ اول	
LVOL	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۷۷	آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۵/۸٤
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۳	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹٤

۳-۵. برآورد مدل اقتصادسنجی پژوهش با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس

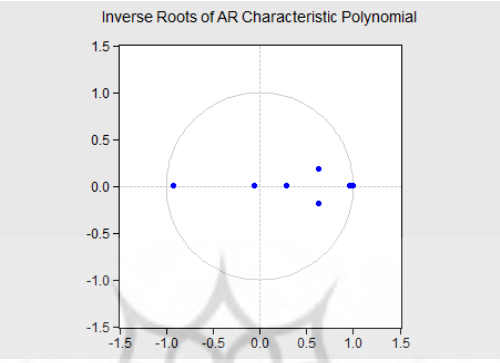
۱-۳-۵. تعیین مرتبهٔ بهینهٔ مدل خودتوضیح برداری

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[1] است که در این بین به‌دست‌آوردن طول وقفهٔ بهینه از مقدمات تخمین مدل-هاست؛ چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید[2] و در نتیجه ایستا یا I_0 هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹).

با توجه به کمتر بودن حجم مشاهدات از صد، از معیار شوارتز- بیزین برای تعیین طول وقفهٔ بهینه استفاده شده و بر اساس اینکه کمترین مقدار معیار شوارتز- بیزین در وقفهٔ یک به دست آمده است وقفهٔ بهینهٔ الگوی VAR وقفهٔ یک انتخاب شده است. برای اینکه مدل VAR پایدار[3] (پایا[4]) باشد، باید معکوس ریشه‌های مشخصهٔ چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایرهٔ واحد قرار گیرند؛ درصورتی‌که عکس این مطلب اتفاق بیفتد، یعنی برخی از ریشه‌ها خارج از دایرهٔ واحد قرار گیرند نتایج تحلیل‌های تابع عکس‌العمل آنی و تجزیهٔ واریانس صحیح نخواهد بود. درمجموع kp ریشه وجود خواهد داشت که در این رابطه k معرف تعداد متغیرهای درون‌زا و p نشان‌دهندهٔ تعداد وقفه‌های اعمال‌شده است (Eviews7 User's Guide II, pp. 462-463). نمودار ۳، معکوس

1. Vector Autoregressive Model (VAR)
2. White noise
3. Stable
4. Stationary

ریشه‌های مدل VAR تخمین زده‌شده در وقفهٔ یک را نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار مذکور مشاهده می‌شود، معکوس ریشه‌های مشخصهٔ چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایرهٔ واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زده شده و انتخاب مناسب وقفهٔ یک به‌عنوان وقفهٔ بهینه دارد.



نمودار ۳: معکوس ریشه‌های مشخصهٔ چندجمله‌ای‌های AR

۲-۳-۵. تعیین تعداد بردارهای همگرایی و استخراج رابطهٔ بلندمدت

با توجه به اینکه متغیرهای مدل، دارای مرتبهٔ هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبهٔ اول هستند، می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس به‌منظور تعیین بردارهای همگرایی استفاده کرد. براساس انتخاب مقدار وقفهٔ بهینهٔ یک، به‌مثابهٔ وقفهٔ بهینهٔ مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های *ماتریس اثر*[1] و *حداکثر مقادیر ویژه*[2]، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جدول‌های ۶ و ۷، نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی با این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جدول‌های ۶ و ۷ ملاحظه می‌شود، براساس نتایج آمارهٔ آزمون ماتریس اثر، وجود سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأییدشده و براساس نتایج مربوط به آمارهٔ آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است؛ ازاین‌رو، می‌توان بیان کرد که سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

---

1. Trace Matrix
2. Maximum Eigen Value

جدول ٦: نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیهٔ صفر	فرضیهٔ مقابل	مقدار آمارهٔ آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0*	r ≥ 1	۲۸۷/۲۲	۱۲۵/٦۱	۰/۰۰۰
r ≤ 1*	r ≥ 2	۱۳٤/۸۰	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰
r ≤ 2*	r ≥ 3	۸٤/۰۲	٦۹/۸۱	۰/۰۰۲
r ≤ 3	r ≥ 4	٤۵/۸۰	٤۷/۸۵	۰/۰۷٦
r ≤ 4	r ≥ 5	۲۱/۰۳	۲۹/۷۹	۰/۳۵۵
r ≤ 5	r ≥ 6	٦/۸٦	۱۵/٤۹	۰/۵۹۳
r ≤ 6	r ≥ 7	۰/۱۳	۳/۸٤	۰/۷۱۲

جدول ۷: نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

فرضیهٔ صفر	فرضیهٔ مقابل	مقدار آمارهٔ آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0*	r = 1	۱۵۲/٤۱	٤٦/۲۳	۰/۰۰۰
r ≤ 1*	r = 2	۵۰/۷۸	٤۰/۰۷	۰/۰۰۲
r ≤ 2*	r = 3	۳۸/۲۱	۳۳/۸۷	۰/۰۱٤
r ≤ 3	r = 4	۲٤/۷۷	۲۷/۵۸	۰/۱۱۰
r ≤ 4	r = 5	۱٤/۱۷	۲۱/۱۳	۰/۳۵۱
r ≤ 5	r = 6	٦/۷۲	۱٤/۲٦	۰/۵۲۱
r ≤ 6	r = 7	۰/۱۳	۳/۸٤	۰/۷۱۲

در ادامه، مطابق رابطهٔ ۷، رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده‌شده و بردار نرمال‌شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده است. این بردار باید از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین، ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینهٔ انتخاب‌شده ملاحظه می‌شود، علامت ضرایب متغیرهای مدل براساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار هستند.

RTED = -446.14 + 5.37 LLIQ - 7.78 LVOL + 43.07 LGDP - 12.05 LCOIN - 7.35 LLAND - 25.63 LRATE (۷)

(t= 3.33) (t= -3.23) (t= 30.34) (t= -9.30) (t= -6.80) (t= -6.98)

بر اساس رابطهٔ ۷، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در حجم نقدینگی (سیاست پولی انبساطی) و تولید ناخالص داخلی به‌ترتیب باعث افزایش ۵/۳۷ و ۴۳/۰۷ درصد در بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران و یک درصد افزایش در بی‌ثباتی سیاست پولی، قیمت سکه، شاخص قیمت زمین و نرخ سود بانکی به‌ترتیب باعث کاهش ۷/۷۸، ۱۲/۰۵، ۷/۳۵ و ۲۵/۶۳ درصد در بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.

در مرحلهٔ بعد، *الگوی تصحیح خطای برداری*[1] برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۸، نشان داده شده است. با توجه به جدول ۸، ملاحظه می‌شود که ضریب جملهٔ تصحیح خطا $\{ECM(-1)\}$ معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفیِ یک بوده و برابر رقم ۰/۰۱- به دست آمده است. این عدد این مطلب را نشان می‌دهد که در هر دوره (هر فصل) ۰/۰۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۸: الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آمارهٔ t
Δ(RTED)	-	-	-
C	۰/۰۸۲۳	۰/۰٤۷٤	۱/۷۳٦٤
ECM(-1)	-۰/۰۱۵۱	۰/۰۰۵۳	-۲/۸۱۸۱

٦. بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر مدیریت بی‌ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران است. براساس‌این، این پژوهش در پنج بخش سازمان‌دهی شد؛ به‌طوری‌که بعد از مقدمه، در قسمت دوم پیشینهٔ پژوهش و چهارچوب نظری مرور و در قسمت سوم فرضیه‌های پژوهش مطرح شد. در قسمت چهارم روش پژوهش معرفی شد و قسمت پنجم نیز به یافته‌های پژوهش اختصاص یافت.

براساس یافته‌های پژوهش، در بلندمدت تأثیر سیاست پولی انبساطی و تولید ناخالص داخلی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار مثبت است. علت تأثیر مثبت سیاست پولی انبساطی در این است که با اتخاذ سیاست پولی انبساطی توسط بانک مرکزی و به دنبال آن افزایش حجم نقدینگی، تقاضای افراد برای همهٔ دارایی‌ها، از جمله دارایی‌های مالی نظیر سهام شرکت‌های مختلف در بازار اوراق بهادار افزایش یافته و باعث افزایش قیمت سهام در بازار و درنهایت، باعث افزایش بازدهی کل بورس اوراق بهادار می‌شود که این نتیجه در مطالعهٔ واعظ برزانی و همکاران (۱۳۸۸) نیز تأیید شده است.

1. Vector Error Correction Model

تأثیر تولید ناخالص داخلی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار نیز مثبت است؛ زیرا افزایش تولید ناخالص داخلی به‌منزلهٔ رونق در اقتصاد بوده و در این شرایط با توجه به خوش‌بینی افراد سرمایه‌گذار به وضعیت آیندهٔ شرکت‌ها و کل اقتصاد، تقاضا برای سهام شرکت‌ها افزایش و در نتیجه قیمت سهام و درنهایت، بازدهی کل بورس اوراق بهادار افزایش می‌یابد و این تأثیر مثبت در مطالعهٔ پورزمانی و همکاران (۱۳۹۰) نیز تأیید شده است.

همچنین، دیگر متغیرهای مدل نظیر بی‌ثباتی سیاست پولی، قیمت سکه، شاخص قیمت زمین و نرخ سود بانکی تأثیر منفی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار دارند. تأثیر منفی بی‌ثباتی سیاست پولی به این شکل قابل تفسیر است که بی‌ثباتی در اتخاذ سیاست پولی به نوسانات در حجم نقدینگی منجر شده است که این خود اثر روانی منفی بر شکل‌گیری انتظارات و میل به سرمایه-گذاری در بازار سرمایه دارد. بنابراین، تقاضا برای سهام شرکت‌ها کاهش و قیمت سهام و در نتیجه بازدهی کل بورس اوراق بهادار کاهش خواهد یافت که این تأثیر در مطالعهٔ آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۲) نیز تأیید شده است.

تأثیر منفی قیمت سکه و شاخص قیمت زمین نیز بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار نیز به این شکل توجیه‌پذیر است که چون هردوی این‌ها جزو دارایی‌های جانشین برای سهام محسوب می-شوند و از طرفی در کشور ما درجهٔ اعتماد مردم به بازدهی این نوع دارایی‌ها از بازدهی بازار سرمایه بیشتر است و به‌عبارتی دو بازار طلا و زمین حتی برای مردم عامی و سرمایه‌گذاران بدون دانش هم شناخته‌شده‌تر است و تا حدود زیادی بازدهی خود را مطمئن قلمداد می‌کنند؛ بنابراین با افزایش قیمت این دو دارایی، کشش به سمت این دارایی‌ها بیشتر شده و با کاهش تقاضا برای سهام در بازار اوراق بهادار، بازدهی کل بورس اوراق بهادار کاهش می‌یابد که این تأثیر منفی در مطالعهٔ ترابی و هومن (۱۳۸۹) و نصراللهی و همکاران (۱۳۹۰) و مشایخ و حاجی‌مرادخانی (۱۳۸۸) نیز به تأیید رسیده است. تأثیر نرخ سود بانکی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار نیز منفی است؛ زیرا با افزایش نرخ سود بانکی، بخش اعظمی از سرمایه‌های مردم به سمت بانک‌ها که بازدهی بدون ریسک دارند، جاری شده و این منابع از بازار سرمایه خارج و به سمت بازار پول کشیده می‌شوند. در نتیجه، کاهش تقاضا برای سهام شرکت‌ها و عدم تأمین راحت منابع مالی شرکت‌ها باعث کاهش بازدهی کل بورس اوراق بهادار می‌شود؛ بنابراین این دو بازار حکم بازار رقیب را برای هم دارند که این تأثیر منفی در مطالعهٔ مشایخ و حاجی‌مرادخانی (پیشین) نیز تأیید شده است.

ازاین‌رو، با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود:

۱) بانک مرکزی به‌منزلهٔ مهم‌ترین مرجع تصمیم‌گیری‌های سیاست پولی، مانع از نوسانات حجم نقدینگی شود تا موجبات نااطمینانی سرمایه‌گذاران به آینده را فراهم نساخته، بلکه با

استفاده از تغییرات منظم در حجم نقدینگی که متناسب با رشد تولید ناخالص داخلی باشد (طبق نظر فریدمن) و با اتخاذ سیاست تثبیت پولی از اثرات مثبت این تغییرات حجم نقدینگی بر بازدهی کل بورس منتفع شود؛ تا با کشیده‌شدن وجوه اضافی مردم به سمت بازار سرمایه، مانع از افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات در بازار کالا و مانع از افزایش قیمت‌ها و تورم شود.

۲) با توجه به اینکه بیشتر مردم شناخت کافی از بازار سرمایه ندارند، با تبلیغات فراوان از طریق رسانه‌های جمعی توجه مردم را به سمت بازار سرمایه جلب کنند.

۳) پیشنهاد می‌شود دولت با سیاست‌ها و تدابیر خاص خود امکاناتی فراهم آورد که مردم به سکه و زمین فقط به‌صورت کالاهای مصرفی نگاه کنند نه به شکل کالاهای سرمایه‌ای؛ یا حداقل با جلوگیری از افزایش قیمت زمین و سکه، اعتماد مردم را از این دو دارایی به‌عنوان منبع مطمئن درآمدی به سمت بازار سرمایه جلب کند.

۴) با توجه به نقش مثبت تولید در بازدهی کل بورس، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی در دوره‌های رکود نیز با تشویق شرکت‌های سرمایه‌گذاری و اعطای اعتبارات و تسهیلات به آنها زمینه را برای تقاضا برای سهام شرکت‌ها فراهم آورند و در دوره‌های رونق جهت جلوگیری از رشد بی‌رویه و حبابی قیمت‌ها در بازار سرمایه، بانک مرکزی با کنترل نقدینگی و سازمان خصوصی‌سازی با عرضهٔ به‌موقع سهام مانع از رشد حبابی قیمت‌ها و بازدهی شود.

۵) پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی با کنترل دقیق نرخ سود بانکی مانع از تغییرات بیش‌ازحد آن شود و نرخ سود را در یک سطح متعادل و پایین نگه دارد؛ چون این بازار پول جانشین برای بازار سرمایه است با نظارت بیشتر بر فرایند وام‌دهی و اخذ سپرده‌های مردم، وجوه مردم را به سمت بازار سرمایه منتقل کند تا هم یک منبع تأمین مالی ارزان‌قیمت برای شرکت‌ها بوده و هم شرکت‌ها جهت جذب نقدینگی بیشتر و تأمین مالی سعی در کسب سود و جلب توجه سرمایه‌گذاران کنند و این بهترین زمینهٔ رقابتی بین شرکت‌های تولیدی فعال در بازار سرمایه را فراهم می‌آورد.

منابع و مآخذ

۱. آل‌عمران، رؤیا؛ آل‌عمران، سیدعلی. (۱۳۹۳). «بررسی اثر اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران». *فصلنامهٔ دانش حسابرسی*، شمارهٔ ۵۶، صص ۱۰۳-۱۲۰.

۲. ـــــــــــــــــــــــ (۱۳۹۲). «اثرپذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدینگی». *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار*، شمارهٔ ۲۲، صص ۵-۲۴.

۳. ـــــــــــــــــــــــ (۱۳۹۱). «ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران». *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شمارهٔ ۱۵، صص ۱-۱۱.

۴. آل‌عمران، سید علی؛ آل‌عمران، رؤیا. (۱۳۹۱). «بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شمارهٔ ۱۴، صص ۱۱۹-۱۳۲.

۵. پدرام، مهدی؛ حبیبی‌فر، مریم. (۱۳۸۷). «بررسی رابطهٔ بلندمدت تقاضای نیروی کار و عوامل مؤثر بر آن در بخش صنعت ایران از طریق آزمون هم‌جمعی جوهانسون». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، شمارهٔ ۳، صص ۱۴۱-۱۶۱.

۶. پورزمانی، زهرا؛ جهانشاد، آزیتا؛ کمالی رضایی، هاشم. (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر نوسانات شاخص‌های کلان اقتصادی بر بازده سهام». *پژوهش‌های مدیریت*، شمارهٔ ۸، صص ۳۷-۴۷.

۷. ترابی، تقی؛ هومن، تقی. (۱۳۸۹). «اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران». *مدل‌سازی اقتصادی*، شمارهٔ اول، صص ۱۲۱-۱۴۴.

۸. رهنمای رودپشتی، فریدون؛ سیم‌بر، فرشید و صدیقه طوطیان. (۱۳۸۴). «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، شمارهٔ ۲، صص ۲۰۹-۲۳۶.

۹. سوری، علی. (۱۳۹۱). « اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews7»، چاپ سوم، تهران، نشر فرهنگ-شناسی و نشر نور علم.

۱۰. شجاعی، عبدالناصر؛ بیگی، تورج. (۱۳۸۹). «بررسی ارتباط ICT و رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های رشد درون‌زا». *فصلنامهٔ مدیریت صنعتی*، شمارهٔ ۱۱، صص ۱۰۱-۱۱۴.

۱۱. کشاورز حداد، غلامرضا؛ مهدوی، امید. (۱۳۸۴). «آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟». *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۷۱، صص ۱۴۷-۱۷۰.

۱۲. محرابیان، آزاده. (۱۳۸۳). «حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، شمارهٔ ۱۲، صص ۱۶۹-۱۸۶.

۱۳. مشایخ، شهناز؛ حاجی‌مرادخانی، حدیثه. (۱۳۸۸). «بررسی رابطهٔ نرخ تورم، نرخ سود تضمین‌شده و بازده طلا با بازار سهام ایران». *تحقیقات حسابداری*، شمارهٔ ۴، صص ۱۳۰-۱۴۷.

۱۴. نصراللهی، خدیجه؛ ترکی، لیلا؛ عطایی اعظم، معصومه. (۱۳۹۲). «ارتباط پول پرقدرت و حباب قیمت دارایی در بورس اوراق بهادار». *پژوهش‌های پولی- بانکی*، شمارهٔ ۱۷، صص ۴۷-۶۲.

۱۵. نصراللهی، زهرا؛ نصراللهی، خدیجه؛ میرزابابایی، سید مرتضی. (۱۳۹۰). «بررسی رابطهٔ بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران (رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری)». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، شمارهٔ ۳، صص ۸۹-۱۰۳.

16. Al-Mukit, D.Muktadir (2013) " The Effect of Interest Rates Volatility on Stock Returns: Evidence from Bangladesh ", ***Int. J. Manag. Bus. Res***, 3(3): 269-279.

17. Basistha, Arabinda & Kurov, Alexander (2008) " Macroeconomic Cycles and the Stock Market's Reaction to Monetary Policy ", ***Journal of Banking & Finance***,32(12): 2606-2616.

18. Bernanke, Governor Ben. S (2003) " Monetary Policy and Stock Market ", ***available at: http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20031002/default.htm***

19. Bredin, Don & Hyde, stuart & O Reilly, Gerard (2005) " Uk Stock Returns & the Impact of Domestic Monetary Policy Shocks ", ***journal of Business Finance Accunting***, 34(5-6): 872-888.

20. Brooks, Chris. (2008) " ***Introductory Econometrics for Finance*** ", Second Edition.

21. Bernanke Ben.S., Cartlar M. (1995) " Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission ", ***Journal of Economic Perspective***, 9: 27-48.

22. Daisy Li, Yun & Iscan, Talan B. & Xu, Kuan (2010) " The Impact of Monetary Policy Shocks on Stock Prices : Evidence From Canada and the United States " , ***Journal of International Money and Finance***, 29 (5): 876-896.

23. Farman, Ali & Babar, Adeeb & Sufian, Saeed (2014) " Impact of Monetary Policy on Stock Returns: Evidence from Manufacturing Sectors of Pakistan ", ***Basic Research Journal of Business Management and Accounts***, 3(2): 28-38.

24. Gregoriou, Andros & Hunter, John & Wu, Feng (2009) " An Empirical Investigation of Relationship between the Real Economy and Stock Returns for The United States ", ***Journal of Policy Modeling***, 31(1):133-143.

25. Gregoriou, A. & kontonikas, A. & MacDonald, R. & montagnoli, A. (2009) " Monetary Policy Shocks and Stock Returns:Evidence From the British Market ", ***Financial markets and portfolio management***, 23(4): 401-410.

26. He, Ling T (2006) " Variations in Effects of Monetary Policy on Stock Market Returns in the Part Four Decades ", ***Review of financial economics***, 15(4): 331-349

27. Hilde C., Bjornland & Kai, Leitemo (2010) " Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market ", ***Journal of Monetary Economics***, 56(2): 275-282.

28. Kurov, Alexander (2010) " Investor Sentiment and the Stock Market's Reaction to Monetary Policy ", ***journal of Banking & Finance*** , 34(1): 139-149.

29. Mishkin F. S (2001) " The Transmission Mechanism and The Role of Asset Price in Monetary Policy ", ***NBER Working Paper***, 8617: 1-21.

30. Sourial, Maged Shawky, (2002) " ***The Future of Stock Market Channel in Egypt*** ", Economic Working Paper Archieve at Wustl.

31. Sourial, Maged Shawky,(2001), " Monetary Conditions and Stock Market Return ", ***Available at: http://econwpa.wust1.edu/eprints/mac/papers/0211/0211010.abs***

32. Zafar, Nousheen & Urooj, Syeda Faiza & Durrani, Tahir Khan (2008) " Interest Rate Volatility and Stock Return and Volatility ", ***European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences***, 14: 135-140.

33. Zare, Roohollah & Azali, M. & Habibullah, M. S. (2013) " Monetary Policy and Stock Market Volatility in the ASEAN5: Asymmetries over Bull and Bear Markets ", ***Procedia Economics and Finance***, 7: 18-27.

34. Zubaidi Baharumshah, Ahmad, Hamizah mohd, Siti, Awou Yol, Marial (2007), " ***Stock Prices and Demand for Money in China*** ", Journal of International Financial Markets, Volume 19, Issue 1, PP: 171-187.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی