

## بررسی تأثیر مدیریت بی ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران

رؤیا آل عمران<sup>۱</sup>، سیدعلی آل عمران<sup>۲</sup>

### چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر مدیریت بی ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۰ است. برای این منظور ابتدا شاخص بی ثباتی سیاست پولی با استفاده از مدل EGARCH برآورد شده و سپس با استفاده از روش جوهانسن - جوسیلیوس تأثیر بی ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که بی ثباتی 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 معنی داری بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران دارند. همچنین، نتایج براساس ضریب جمله تصحیح خطا حاکی از آن است که در هر دوره (هر فصل) حدود ۰/۰۱ از عدم تعادل کوتاه مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود.

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

طبقه‌بندی موضوعی: E52، E44، C22.

Aleemran@iaut.ac.ir

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)

s.a.aleemran@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز

## ۱. مقدمه

تصور اقتصادی که در آن متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازارهای مالی بی اثر باشند، ناممکن است. در این میان جایگاه اثرگذاری متغیرهای پولی به دلیل کنترل پذیری بالای این متغیرها و اینکه حجم بزرگی از تغییرات آنها با اقدامات بانک مرکزی عملی می شود، حائز اهمیت است. شواهد تجربی نشان می دهد، میان نوسانات در بازدهی سهام و حجم پول رابطه 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 می گذارند، ضمن اینکه وجود بازار مالی منسجم و گسترش یافته در انتقال اثر سیاست پولی به کل اقتصاد نقش ایفا می کند (سوریال<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱).

سیاست پولی به طور کلی از سه کانال موازی بر بازدهی سهام اثر می گذارد که این سه کانال به این شرح است: نرخ بهره، میزان جریان نقدی، ریسک و عدم اطمینان (برنانکه<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳). در اولین قدم، کارایی و اهمیت سیاست پولی از طریق اندازه گیری اثر آن بر نرخ بهره تعیین می شود. بانک مرکزی از طریق ابزارهایی که در اختیار دارد می تواند حجم پول را تغییر دهد؛ این تغییرات می تواند نرخ بهره را تغییر دهد. گفتنی است، نرخ بهره با نرخ تنزیل ارتباط نزدیکی دارد که در تعیین ارزش دارایی سرمایه ای نقش اساسی ایفا می کند (همان). افزون بر نرخ بهره و بدون توجه به موضوع ریسک، عامل دیگری که بر بازدهی سهام مؤثر است میزان جریان نقدی حال و مورد انتظار است. شرایطی که باعث می شود سرمایه گذاران پیش بینی جریان نقدی را تعدیل کنند، به تغییر در قیمت سهام منتج می شود. هدف نهایی و معقول از اتخاذ هر گونه سیاست پولی بهبود و رونق وضع اقتصادی است (همان).

بیشتر اقتصاددانان این موضوع را پذیرفته اند که سیاست پولی به رونق یا کساد اقتصادی و تغییرات وضعیت اقتصادی منجر می شود و شواهد تجربی نیز آن را حمایت می کند. به طور کلی، اتخاذ سیاست پولی سطح فعالیت های اقتصادی را تغییر می دهد و این نیز باعث تغییر جریان نقدی می شود. 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 می گذارد. اخبار مربوط به تغییرات سیاست پولی و اتخاذ سیاست پولی سخت گیرانه بر روی میزان عدم اطمینان یا همان ریسک مؤثر است. اجرای سیاست پولی در کنار مزایای آن معمولاً نوسان متغیرهای کلان را تشدید می کند؛ این نیز افزایش عدم اطمینان را درباره آینده سبب می شود. افزون بر این، می توان تأثیر سیاست پولی بر بازدهی سهام را از طریق تئوری پرتفوی توضیح داد.

---

1. Sourial  
2. Bernanke

تغییرات حجم مانده 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، از این رو این پژوهش درصدد پاسخ به این پرسش است که اگر بی ثباتی در سیاست پولی ایجاد شود، اثری که این بی ثباتی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت، چگونه خواهد بود؟ براساس این، برای پاسخ به پرسش پژوهش ابتدا شاخص بی ثباتی سیاست پولی با استفاده از مدل EGARCH استخراج شده و سپس به بررسی تأثیر بی ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش Johansen-Juselius پرداخته شده است. داده‌های به کار برده شده در پژوهش نیز داده‌های سری زمانی فصلی از فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۰ بوده و آمار و اطلاعات متغیرهای به کاررفته 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 پیشینه 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 اختصاص یافته و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را به خود اختصاص داده است.

## ۲. مروری بر پیشینه پژوهش و چهارچوب نظری

### ۲-۱. بی ثباتی یا نوسان

در یک تعریف کلی هر چیزی که شرایط فضای اقتصاد را از مسیر رقابتی و بازاری بودنش دور کند، بی ثباتی اقتصادی نامیده می‌شود. در ادبیات اقتصادی دو واژه انگلیسی Economic Volatility و Economic Instability معادل بی ثباتی اقتصادی هستند. Economic Instability یک مفهوم عام بوده و در بردارنده 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<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) هیچ تفکیکی بین Instability و Volatility قائل نیستند و آنها را در یک مفهوم به کار می‌برند. اسمیت و البدای<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) بین دو واژه 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؛ هر چند نوسان نداشته باشد؛ اما خود عاملی برای بی ثباتی است.

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

در مجموع، 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 هر کدام 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 توئین: نظریهٔ Q توئین بیان می‌کند که چگونه سیاست پولی می‌تواند از طریق ارزش‌گذاری سهام بر اقتصاد اثر بگذارد. توئین، Q را به‌عنوان ارزش‌گذاری بنگاه نسبت به هزینهٔ جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند. اگر Q بالا باشد، قیمت‌گذاری بنگاه از هزینهٔ جایگزینی سرمایه<sup>۱</sup> بیشتر می‌شود؛ بنابراین، ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای جدید از ارزش‌گذاری بنگاه‌ها ارزان‌تر هستند. در این حالت بنگاه می‌تواند از طریق انتشار سهام و به‌دست آوردن 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 ارزش‌گذاری سهام از هزینهٔ استفاده از سرمایه پایین است. حال این سؤال قابل طرح است که چه ارتباطی بین Q توئین و هزینهٔ سرمایه‌گذاری وجود دارد. به عبارت دیگر، چگونه سیاست پولی قیمت‌های سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ پاسخ آن به این صورت است؛ زمانی که عرضهٔ پول افزایش پیدا می‌کند، عموم مردم درمی‌یابند که پول بیشتری از آنچه می‌خواستند در دست دارند. در این صورت می‌خواهند به سرعت از طریق هزینه کردن، 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. از آنجا که افزایش ( $P_s$ ) مقدار Q را افزایش می‌دهد، هزینه‌های سرمایه‌گذاری افزایش پیدا می‌کند (سوریال، ۲۰۰۲).

۱-۲-۱-۱. نقش Q توئین 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 توئین می‌شود. در صورت وقوع اثر جانشین، ارزش سهام شرکت‌ها در بازار بورس ترقی می‌کند و این باعث افزایش مقدار Q توئین می‌شود. در این شرایط برای

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 هزینه سرمایه بنگاه‌ها به دلیل استفاده بیشتر از منابع سرمایه‌ای ارزان کاهش می‌یابد. افزون‌براین، سیاست پولی می‌تواند از طریق افزایش سودهای کسب‌شده بنگاه‌ها نیز بر تصمیمات سرمایه‌گذاری اثر بگذارد.

**۲-۲-۲. اثر ثروت خانوار<sup>۱</sup>:** محققان در تحقیقات جدید بر روی مکانیسم انتقال پول این حالت را بررسی کرده‌اند که چگونه ترازنامه خانوارها بر تصمیمات هزینه‌ای آنها اثر می‌گذارد. فرانکو مودیلیانی نخستین اقتصاددانی بود که با استفاده از فرضیه سیکل زندگی مصرف، این مسئله را بررسی کرد. همچنان-که می‌دانیم مصرف، هزینه انجام‌شده بر روی کالاهای بی‌دوام و خدمات است و شامل هزینه بر روی کالاهای بادوام مصرفی نیست. یک بیان ساده از نظریه 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 دوره زندگی است. همچنین، یکی از اجزای مهم منابع دوره زندگی مصرف‌کننده ثروت مالی است که یکی از مهم‌ترین اجزای آن سهام است. در نتیجه سیاست پولی انبساطی، قیمت سهام افزایش می‌یابد و همین امر باعث افزایش حجم ثروت مالی می‌شود و این به نوبه خود منابع طول دوره زندگی مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد (میشکین<sup>۲</sup>، ۲۰۰۱).

**۲-۲-۳. آثار ترازنامه‌ای بنگاه‌ها<sup>۳</sup>:** کانال ترازنامه از وجود مشکلات اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی ناشی می‌شود. هر اندازه ثروت خالص بنگاه‌های تجاری کمتر باشد، مسئله مخاطرات اخلاقی<sup>۴</sup> و انتخاب معکوس<sup>۵</sup> در زمینه وام‌دهی به بنگاه‌ها افزایش پیدا می‌کند. کاهش ثروت خالص نیز سبب می‌شود وام‌گیرندگان وثیقه کمتری برای وام‌هایشان داشته و به‌طور بالقوه زیان‌های ناشی از انتخاب معکوس افزایش یابد. از آنجا که اگر وام‌دهندگان پروژه‌های پرخطر 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 به نوبه 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<sup>۶</sup>، ۱۹۹۵).

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

۴-۲-۲. آثار نقدینگی خانوار<sup>۱</sup>: این دیدگاه از طریق اثر بر روی تمایلات مصرف کننده برای هزینه کردن به تمایل وام دهندگان برای وام دادن عمل می کند. هنگامی که یک شوک در آمدی منفی ایجاد شود، مصرف کنندگان مجبور خواهند شد خانه و کالاهای بادوامشان را بفروشند تا میزان پول خود را افزایش دهند. در این حالت مصرف کنندگان انتظار زبانی بزرگ را دارند؛ زیرا نمی توانند ارزش کامل دارایی هایشان را در فروش اضطراری به دست آورند. در مقابل، اگر مصرف کنندگان دارایی های مالی همچون پول در بانک، سهام و اوراق قرضه را نگهداری کنند، آنان می توانند آن را به سرعت به قیمت بازاری آن فروخته و نقدینگی خود را افزایش دهند. بنابراین، اگر مصرف کنندگان با احتمال بالاتری انتظار دارند که دارایی هایشان دچار زیان مالی شود، نگهداری دارایی های با نقدینگی بالاتر (دارایی های مالی) را به دارایی های با نقدینگی کمتر (کالاهای بادوام و خانه) ترجیح می دهند. نکته جالب توجه در این دیدگاه این است که ترازنامه مصرف کنندگان اثر مهمی بر روی برآورد احتمال زیان مالی<sup>۲</sup> دارد؛ به ویژه زمانی که نسبت دارایی های مالی به بدهی هایشان بالا باشد، برآورد احتمال زیان مالی پایین است. بنابراین، مصرف کنندگان تمایل خواهند داشت بیشتر بر روی کالاهای بادوام و خانه هزینه کنند. همچنین، زمانی که به قیمت سهام افزوده می شود، ارزش دارایی های مالی افزایش پیدا می کند. به همین نحو هزینه بر روی کالاهای بادوام تولیدی افزایش پیدا می کند؛ زیرا مصرف کنندگان به دلیل برآورد احتمال کم زیان مالی از موقعیت مالی خود مطمئن هستند (کشاورز حداد و مهدوی، ۱۳۸۴).

فرمان<sup>۳</sup> 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 فاصله زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ پرداخته اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست پولی تأثیر معنی داری بر بازدهی سهام دارد.

الموکیث<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) در مطالعه ای با عنوان «تأثیر بی ثباتی نرخ بهره بر بازدهی سهام: شواهدی از بنگلادش» با استفاده از داده های سری زمانی ماهانه به بررسی تأثیر نرخ بهره بر عملکرد بازار سهام در فاصله زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج مطالعه حاکی از وجود رابطه بلندمدت معنی دار بین نرخ بهره و بازدهی بورس بوده؛ به طوری که براساس نتایج روش هم جمعی، 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 کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود. همچنین، تابع

---

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

عکس‌العمل ضربه‌ای تأکید بر رابطه منفی بین دو متغیر مذکور داشته و براساس نتیجه تجزیه واریانس نیز حدود ۹۹/۵۷ درصد از تغییرات در بازدهی بازار سهام توسط شوک‌های خودش توضیح داده شده و این بیانگر مستقل بودن 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<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «سیاست پولی و نوسان بازار سهام در پنج کشور از آسیا: آن‌همه عدم تقارن بازار گاو و خرسی<sup>۲</sup>» با استفاده از روش میانگین گروهی تلفیقی به بررسی پاسخ نامتقارن نوسان بازار سهام به سیاست پولی در شرایط بازار گاو و خرسی در پنج کشور از آسیا (مالزی، اندونزی، سنگاپور، فیلیپین و تایلند) در فاصله 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 گاو دارد.

هیلده‌سی<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با عنوان «تشخیص وابستگی داخلی بین سیاست‌های پولی و بازار سهام ایالات متحده»، 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<sup>۴</sup> (۲۰۱۰)، در پژوهشی با عنوان «انگیزه سرمایه‌گذاران و واکنش بازار سهام به سیاست پولی» نشان داده است که تصمیمات سیاست پولی تأثیر معنی‌داری روی انگیزه سرمایه‌گذاران دارد که تأثیر این اخبار پولی روی تصمیمات سرمایه‌گذاران به شرایط بازار نیز وابسته است.

دایزلی<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام: شواهدی از کانادا و ایالات متحده» 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.

گورگیو و همکاران (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان «شوک‌های سیاست پولی و بازدهی سهام: شواهدی از بازار بریتانیا» تأثیر نرخ‌های بهره پیش‌بینی شده 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؛ به طوری که 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<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تجربی رابطه بین اقتصاد حقیقی و بازدهی سهام در ایالات متحده»، 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 به دلیل رشد مصرف، مازاد بهره و تورم ایجاد می‌شود و رشد پول از طریق مصرف، مازاد بهره و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

زفر<sup>۲</sup> 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<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌های اقتصاد کلان و عکس‌العمل بازار سهام به سیاست پولی» با استفاده از مدل پنل دیتا<sup>۴</sup>، 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.

زویددی بهارومشاه<sup>۵</sup> 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 دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در بلندمدت کشش درآمدی، تفاوت چندانی با پیوستگی قیمت‌های سهام در معادله تقاضای پول ندارد.

هه<sup>۶</sup> (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای با عنوان «تغییرات در تأثیر سیاست پولی بر بازدهی بازار سهام در چهار دهه گذشته» نشان داده است که قیمت‌های سهام به سیاست‌های پولی حساس بوده و این حساسیت‌ها در طول زمان پایدار نیست.

بردین<sup>۷</sup> 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.

آل عمران و آل عمران (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 فاصله 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.

نصرالهی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «ارتباط پول پر قدرت 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 فاصله زمانی سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است، فقط در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳، بورس اوراق بهادار تهران حباب دارایی داشته است. همچنین، ارتباط نرخ رشد نقدینگی و نرخ تغییرات دارایی‌های بانک مرکزی با احتمال وقوع حباب دارایی مثبت و ارتباط اسکانس و مسکوک در دست اشخاص، نرخ بدهی‌های خالص بانک مرکزی و نرخ بدهی سایر بانک‌ها به بانک مرکزی با احتمال وقوع حباب منفی است.

آل عمران و آل عمران (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 فاصله 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 به کارگیری برنامه‌ریزی‌های سازمان‌دهی شده 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.

محراییان (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 تجزیه 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.

### ۴. 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 به کاررفته در پژوهش حاضر نیز مطابق رابطه ۱ است.

$$RTED = \beta_1 + \beta_2 LLIQ + \beta_3 LVOL + \beta_4 LGDP + \beta_5 LCOIN + \beta_6 LLAND + \beta_7 LRATE + U \quad (1)$$

که در آن:

RTED: شاخص بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران است که به صورت رابطه ۲ تعریف شده

است.

$$RTED = \ln(TEDPIX_t) - \ln(TEDPIX_{t-1}) \quad (2)$$

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

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

LIQ: حجم نقدینگی که افزایش آن به عنوان 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 سکه تمام بهار؛

LAND: شاخص قیمت زمین؛

RATE: نرخ سود بانکی (پنج ساله)؛

U: جملات پسماند مدل؛

L: علامت لگاریتم.

آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل نیز به صورت سری زمانی فصلی (۱:۱۳۷۷-۴:۱۳۹۰)

از بخش آمار و داده‌های بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار استخراج شده است.

یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH<sup>۱</sup> 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 به صورت رابطه<sup>۳</sup>، واریانس شرطی فقط به اندازه وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال است؛ یعنی به عبارت دیگر، با به توان دو رسیدن وقفه جملات اخلال، علامت از بین می‌رود (بروکس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

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 به صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود؛ اما هیچ دلیلی وجود ندارد که آثار این شوک‌ها متقارن باشند. بدین منظور، مدل‌های GARCH به گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثرات شوک‌های مثبت و منفی را به صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند که یک نوع از این مدل‌ها مدل EGARCH<sup>۳</sup> یا مدل گارچ نمایی است (سوری، ۱۳۹۱). این روش را که برای اولین بار نلسون<sup>۴</sup> (۱۹۹۱) مطرح کرده است به صورت رابطه<sup>۴</sup> بوده و دارای چند مزیت از مدل GARCH معمولی است. اول اینکه چون در مدل،  $\sigma_t^2$  به صورت لگاریتمی وارد شده است؛ بنابراین حتی اگر پارامترها منفی هم باشند،  $\sigma_t^2$  مثبت خواهد بود. از این رو، 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 Heteroskedasticity
  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 بی ثباتی 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 می شود. مفهوم هم جمعی، تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. در تحلیل چندمتغیره سری زمانی، ممکن است بیش از یک رابطه هم جمعی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد که در این حالت جوهانسن از طریق برآورد کننده های حداکثر درست نمایی، دارای توان تشخیص هم جمعی چندگانه و بهترین بردار هم جمعی است. به علاوه، این روش توان آزمون بردار هم جمعی به صورت مفید و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل را دارد؛ لذا این آزمون یکی از کامل ترین ابزارها در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی است (پدرام و حبیبی فر، ۱۳۸۷).

## ۵. یافته های پژوهش

### ۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

به کارگیری روش های سستی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای سری های زمانی مورد استفاده پایا<sup>۱</sup> هستند. از طرف دیگر، باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. یک سری را پایا می گویند؛ هرگاه میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشند و مقدار کواریانس بین دو دوره زمانی تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته باشد و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کواریانس نداشته باشند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، درعین حالی که ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشند، می تواند ضریب  $R^2$  به دست آمده آن خیلی بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط های غلطی درباره میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. در چنین شرایطی رگرسیون های انجام شده واقعی نبوده و کاذب اند. درضمن، وقتی که متغیرهای یک مدل پایا نباشند، دیگر مقادیر بحرانی آماره های  $t$  و  $F$  کاربرد ندارند. از این رو، قبل از استفاده از این متغیرها لازم است از پایایی یا عدم پایایی<sup>۲</sup> آنها اطمینان حاصل کرد. آزمون ریشه واحد<sup>۳</sup> یکی از معمول ترین آزمون هایی است که امروزه برای حل این مشکل و برای تشخیص پایایی یک فرایند سری زمانی استفاده می شود. به منظور بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه واحد از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>۴</sup> استفاده شده است. اگر قدر مطلق آماره آزمون از

1 Stationary

2 Non-stationary

3 Unit Root Test

4. Augmented Dickey-Fuller Test

۱۵۳ ..... بررسی تأثیر مدیریت بی ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی

قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگ تر باشد، فرضیه  $H_0$  و به عبارتی وجود ریشه واحد، رد می شود (شجاعی و بیگی، ۱۳۸۹).

جدول ۱، آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته نشان می دهد. 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، قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته از قدر مطلق مقادیر بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک تر بوده، بنابراین فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد تأیید شده و متغیرهای مذکور ناپایا در سطح هستند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرها، قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته از قدر مطلق مقادیر بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ تر بوده، بنابراین فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه 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 مرتبه اول (1) هستند.

جدول ۱: بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته		آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	
RTED	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۸۰	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱۲/۴۸
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
LLIQ	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۹۵	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۰۷
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲
LGDP	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱/۴۷	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۴/۱۹
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲
LCOIN	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱/۳۴	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۶/۳۵
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰
LLAND	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱/۹۲	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۶۲
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲
LRATE	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۲۷	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۷/۰۰
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

## ۵-۲. برآورد شاخص بی ثباتی سیاست پولی بانک مرکزی ۵-۲-۱. تخمین مدل ARIMA پیش بینی کننده رفتار متغیر حجم نقدینگی

برای تخمین شاخص بی ثباتی با استفاده از رویکرد EGARCH، ابتدا لازم است با استفاده از روش باکس جنکینز<sup>۱</sup> مدل ARIMA رفتار متغیر حجم نقدینگی پیش بینی شود<sup>۲</sup>. با توجه به نمودار همبستگی نگار<sup>۳</sup> متغیر تفاضل مرتبه اول حجم نقدینگی، بهترین مدل ARIMA برای متغیر مذکور که فاقد خودهمبستگی های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(1,1,7) است که معادله آن در رابطه ۵ نشان داده شده است. در این معادله برای آزمون خودهمبستگی های سریالی از آزمون بریوش گادفری<sup>۴</sup> و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون آرج<sup>۵</sup> استفاده شده است.

$$DLIQ = 69567 + 0.59 DLIQ_{t-1} + 0.75 \varepsilon_{t-2} + 0.46 \varepsilon_{t-4} - 0.39 \varepsilon_{t-7} \quad (5)$$

(t=3.07)      (t=4.09)      (t=6.72)      (t=3.74)      (t=-3.47)

جدول ۲، نتایج آزمون بریوش گادفری را برای تشخیص وجود خودهمبستگی های سریالی و جدول ۳، نتایج آزمون آرج را برای تشخیص وجود ناهمسانی واریانس نشان می دهد. براساس نتایج جدول ۲، در هر دو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و دوم، مقادیر احتمال مربوط به آماره های F و  $nr^2$  بیشتر از ۰/۰۵ بوده و نشانگر کمتر بودن مقدار آماره F به دست آمده، از F جدول و همچنین، کمتر بودن مقدار آماره  $nr^2$  از  $\chi^2$  جدول است. به همین منظور، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه  $H_0$  مبنی بر نبود خودهمبستگی سریالی، در هر دو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و دوم تأیید می شود. برای آزمون خودهمبستگی مرتبه اول سریالی، مقدار F جدول برابر F(1,44) و مقدار  $\chi^2$  جدول برابر  $\chi^2_{(1)}$  بوده و برای آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم سریالی، مقدار F جدول برابر F(2,43) و مقدار  $\chi^2$  جدول برابر  $\chi^2_{(2)}$  است.

نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس از طریق آزمون آرج در جدول ۳ نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقادیر احتمال مربوط به آماره های F و  $nr^2$  کمتر از ۰/۰۵ بوده و نشانگر بیشتر بودن مقدار آماره F به دست آمده از F جدول برابر با F(1,47) و همچنین، بیشتر بودن مقدار آماره  $nr^2$  از  $\chi^2$  جدول برابر با  $\chi^2_{(1)}$  و رد فرضیه  $H_0$  مبنی بر همسانی واریانس و تأیید وجود

### 1. Box-Jenkins Methodology

۲. شایان ذکر است، ابتدا با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته، پایایی متغیر حجم نقدینگی آزمون شده است؛ با توجه به اینکه نتایج آزمون حاکی از انباشته بودن متغیر حجم نقدینگی از مرتبه یک است، از این رو از تفاضل مرتبه اول آن برای مدل سازی 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 بربوش گادفری

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون
نبود خودهمبستگی مرتبه اول	۰/۷۵۱۴	۰/۱۰۱۶	F- statistic
نبود خودهمبستگی مرتبه اول	۰/۷۵۱۷	۰/۱۰۰۰	nr <sup>2</sup>
نبود خودهمبستگی مرتبه دوم	۰/۹۲۲۸	۰/۰۸۰۴	F- statistic
نبود خودهمبستگی مرتبه دوم	۰/۹۱۷۹	۰/۱۷۱۳	nr <sup>2</sup>

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

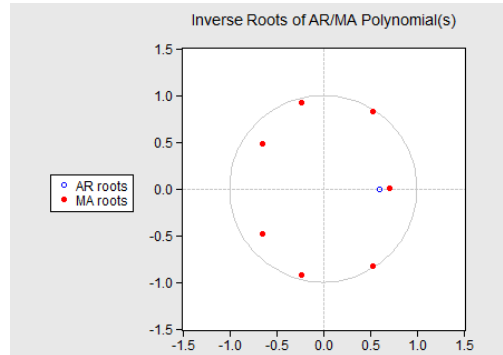
وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۶۲	۸/۲۱۸۸	F- statistic
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۶۹	۷/۲۹۳۲	nr <sup>2</sup>

همچنین نتایج مربوط به آزمون پایایی مربوط به سطح جمله اختلال مدل  $ARIMA(1,1,7)$ ، توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در جدول ۴ نشان می‌دهد، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته از قدر- مطلق مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ تر بوده بنابراین فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و جمله اختلال مدل  $ARIMA(1,1,7)$ ، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، پایا در سطح بوده و بیانگر درستی تصریح مدل  $ARIMA$  مذکور است.

جدول ۴: بررسی پایایی جمله اختلال مدل  $ARIMA$ ، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح	
	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۴/۵۵
جمله اختلال	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۱

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



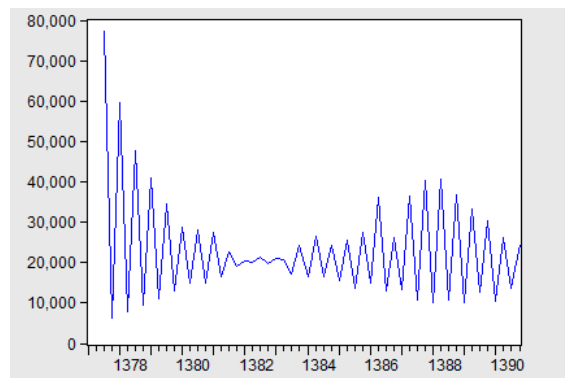
نمودار ۱: ریشه‌های معکوس

۲-۵. برآورد معادله واریانس شرطی جمله اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس و استخراج شاخص بی ثباتی

مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی ثباتی سیاست پولی، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اخلال با شرایط ناهمسانی واریانس است. رابطه ۶، معادله واریانس شرطی جمله اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد. این رابطه یک مدل EARCH(0,1) بوده و همانطور که آماره Z مربوط به ضرایب نشان می‌دهد، ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند. در نهایت، شاخص بی ثباتی سیاست پولی برآورد شده و شکل آن نیز در نمودار ۲، نمایش داده شده است.

$$\ln(\sigma_t^2) = 37.56 - 0.18 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - 0.89 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (6)$$

$$(z = -17.76) \quad (z = -1.90) \quad (z = 39.10)$$



نمودار ۲: شاخص بی ثباتی سیاست پولی

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



آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر مذکور، قدرمطلق آماره دیکی - فولر تعمیم یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک تر بوده؛ بنابراین، فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد تأیید شده و متغیر مذکور ناپایا در سطح است. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیر، قدرمطلق آماره دیکی - فولر تعمیم یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ تر بوده است؛ بنابراین، فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیر لگاریتم بی ثباتی سیاست پولی پایا در تفاضل مرتبه اول  $I(1)$  است.

جدول ۵: بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	LVOL	آماره دیکی - فولر تعمیم یافته	-۱/۷۷	آماره دیکی - فولر تعمیم یافته
مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪		-۲/۹۳	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

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

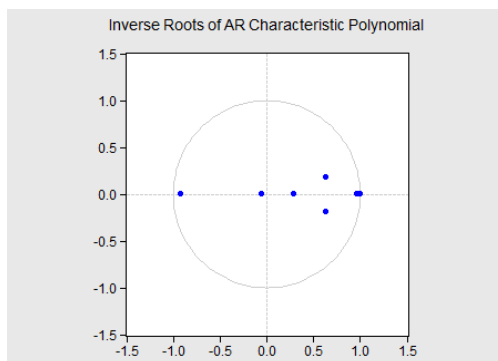
#### ۳-۵-۱. تعیین مرتبه بهینه مدل خودتوضیح برداری

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری<sup>۱</sup> است که در این بین به دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل - هاست؛ چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید<sup>۲</sup> 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 وقفه بهینه استفاده شده و بر اساس اینکه کمترین مقدار معیار شوارتز - بیزین در وقفه یک به دست آمده است وقفه بهینه الگوی VAR وقفه یک انتخاب شده است. برای اینکه مدل VAR پایدار<sup>۳</sup> (پایا<sup>۴</sup>) باشد، باید معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره واحد قرار گیرند؛ در صورتی که عکس این مطلب اتفاق بیفتد، یعنی برخی از ریشه‌ها خارج از دایره واحد قرار گیرند نتایج تحلیل‌های تابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس صحیح نخواهد بود. در مجموع  $kp$  ریشه وجود خواهد داشت که در این رابطه  $k$  معرف تعداد متغیرهای درون‌زا و  $p$  نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های اعمال شده 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 زده شده در وقفه یک را نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار مذکور مشاهده می‌شود، معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زده شده و انتخاب مناسب وقفه یک به عنوان وقفه بهینه دارد.



نمودار ۳: معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای‌های AR

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

با توجه به اینکه متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه اول هستند، می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن - جوسیلیوس به منظور تعیین بردارهای همگرایی استفاده کرد. براساس انتخاب مقدار وقفه بهینه یک، به مثابه وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر<sup>۱</sup> و حداکثر مقادیر ویژه<sup>۲</sup>، 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 آماره آزمون ماتریس اثر، وجود سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده و براساس نتایج مربوط به آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است؛ از این رو، می‌توان بیان کرد که سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

- 
1. Trace Matrix
  2. Maximum Eigen Value

جدول ۶: نتایج آزمون ماتریس اثر ( $\chi_{trace}$ )

ارزش احتمال در سطح ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰	۱۲۵/۶۱	۲۸۷/۲۲	$r \geq 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۰	۹۵/۷۵	۱۳۴/۸۰	$r \geq 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۲	۶۹/۸۱	۸۴/۰۲	$r \geq 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۷۶	۴۷/۸۵	۴۵/۸۰	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۰/۳۵۵	۲۹/۷۹	۲۱/۰۳	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۰/۵۹۳	۱۵/۴۹	۶/۸۶	$r \geq 6$	$r \leq 5$
۰/۷۱۲	۳/۸۴	۰/۱۳	$r \geq 7$	$r \leq 6$

جدول ۷: نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\chi_{max}$ )

ارزش احتمال در سطح ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰	۴۶/۲۳	۱۵۲/۴۱	$r = 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۲	۴۰/۰۷	۵۰/۷۸	$r = 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۱۴	۳۳/۸۷	۳۸/۲۱	$r = 3$	$r \leq 2^*$
۰/۱۱۰	۲۷/۵۸	۲۴/۷۷	$r = 4$	$r \leq 3$
۰/۳۵۱	۲۱/۱۳	۱۴/۱۷	$r = 5$	$r \leq 4$
۰/۵۲۱	۱۴/۲۶	۶/۷۲	$r = 6$	$r \leq 5$
۰/۷۱۲	۳/۸۴	۰/۱۳	$r = 7$	$r \leq 6$

در ادامه، مطابق رابطه ۷، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده است. این بردار باید از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری های اقتصادی بوده و همچنین، ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی دار باشند. همان طور که در بردار بهینه انتخاب شده ملاحظه می شود، علامت ضرایب متغیرهای مدل براساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی دار هستند.

$$RTED = -446.14 + 5.37 LLIQ - 7.78 LVOL + 43.07 LGDP - 12.05 LCOIN - 7.35 LLAND - 25.63 LRATE \quad (7)$$

$$(t= 3.33) \quad (t= -3.23) \quad (t= 30.34) \quad (t= -9.30) \quad (t= -6.80) \quad (t= -6.98)$$

بر اساس رابطه ۷، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در حجم نقدینگی (سیاست پولی انبساطی) و تولید ناخالص داخلی به ترتیب 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 به ترتیب باعث کاهش ۷/۷۸، ۱۲/۰۵، ۷/۳۵ و ۲۵/۶۳ درصد در بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.

در مرحله بعد، الگوی تصحیح خطای برداری<sup>۱</sup> برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۸ نشان داده شده است. با توجه به جدول ۸، ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا  $\{ECM(-1)\}$  معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی 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 آماره t
$\Delta(RTED)$	-	-	-
C	۰/۰۸۲۳	۰/۰۴۷۴	۱/۷۳۶۴
ECM(-1)	-۰/۰۱۵۱	۰/۰۰۵۳	-۲/۸۱۸۱

## ۶. 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. براساس این، این پژوهش در پنج بخش سازمان‌دهی شد؛ به طوری که بعد از مقدمه، در قسمت دوم پیشینه 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 همه دارایی‌ها، از جمله دارایی‌های مالی نظیر سهام شرکت‌های مختلف در بازار اوراق بهادار افزایش یافته و باعث افزایش قیمت سهام در بازار و در نهایت، باعث افزایش بازدهی کل بورس اوراق بهادار می‌شود که این نتیجه در مطالعه واعظ برزانی و همکاران (۱۳۸۸) نیز تأیید شده است.

تأثیر تولید ناخالص داخلی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار نیز مثبت است؛ زیرا افزایش تولید ناخالص داخلی به منزله رونق در اقتصاد بوده و در این شرایط با توجه به خوش بینی افراد سرمایه گذار به وضعیت آینده شرکت ها و کل اقتصاد، تقاضا برای سهام شرکت ها افزایش و در نتیجه قیمت سهام و در نهایت، بازدهی کل بورس اوراق بهادار افزایش می یابد و این تأثیر مثبت در مطالعه پورزمانی و همکاران (۱۳۹۰) نیز تأیید شده است.

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

تأثیر منفی قیمت سکه و شاخص قیمت زمین نیز بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار نیز به این شکل توجیه پذیر است که چون هر دوی این ها جزو دارایی های جانشین برای سهام محسوب می شوند و از طرفی در کشور ما درجه اعتماد مردم به بازدهی این نوع دارایی ها از بازدهی بازار سرمایه بیشتر است و به عبارتی دو بازار طلا و زمین حتی برای مردم عامی و سرمایه گذاران بدون دانش هم شناخته شده تر است و تا حدود زیادی بازدهی خود را مطمئن قلمداد می کنند؛ بنابراین با افزایش قیمت این دو دارایی، کشش به سمت این دارایی ها بیشتر شده و با کاهش تقاضا برای سهام در بازار اوراق بهادار، بازدهی کل بورس اوراق بهادار کاهش می یابد که این تأثیر منفی در مطالعه ترابی و هومن (۱۳۸۹) و نصراللهی و همکاران (۱۳۹۰) و مشایخ و حاجی مرادخانی (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 سرمایه های مردم به سمت بانک ها که بازدهی بدون ریسک دارند، جاری شده و این منابع از بازار سرمایه خارج و به سمت بازار پول کشیده می شوند. در نتیجه، کاهش تقاضا برای سهام شرکت ها و عدم تأمین راحت منابع مالی شرکت ها باعث کاهش بازدهی کل بورس اوراق بهادار می شود؛ بنابراین این دو بازار حکم بازار رقیب را برای هم دارند که این تأثیر منفی در مطالعه مشایخ و حاجی مرادخانی (پیشین) نیز تأیید شده است.

از این رو، با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می شود:

- ۱) بانک مرکزی به منزله مهم ترین مرجع تصمیم گیری های سیاست پولی، مانع از نوسانات حجم نقدینگی شود تا موجبات نااطمینانی سرمایه گذاران 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 کشیده شدن 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 به صورت 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 به-عنوان 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 عرضه 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 پول‌جانشین 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 زمینه رقابتی بین شرکت‌های تولیدی فعال در بازار سرمایه را فراهم می‌آورد.

## منابع و مآخذ

۱. آل عمران، رؤیا؛ آل عمران، سیدعلی. (۱۳۹۳). «بررسی اثر اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران». فصلنامه دانش حسابرسی، شماره ۵۶، صص ۱۰۳-۱۲۰.
۲. \_\_\_\_\_ (۱۳۹۲). «اثرپذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدینگی». فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۲، صص ۵-۲۴.
۳. \_\_\_\_\_ (۱۳۹۱). «ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران». فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۵، صص ۱-۱۱.
۴. آل عمران، سید علی؛ آل عمران، رؤیا. (۱۳۹۱). «بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران». فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۴، صص ۱۱۹-۱۳۲.
۵. پدرام، مهدی؛ حبیبی فر، مریم. (۱۳۸۷). «بررسی رابطه بلندمدت تقاضای نیروی کار و عوامل مؤثر بر آن در بخش صنعت ایران از طریق آزمون هم‌جمعی جوهانسون». پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳، صص ۱۴۱-۱۶۱.
۶. پورزمانی، زهرا؛ جهانشاد، آزیتا؛ کمالی رضایی، هاشم. (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر نوسانات شاخص‌های کلان اقتصادی بر بازده سهام». پژوهش‌های مدیریت، شماره ۸۹، صص ۳۷-۴۷.
۷. ترابی، تقی؛ هومن، تقی. (۱۳۸۹). «اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران». مدل‌سازی اقتصادی، شماره 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». پژوهشنامه اقتصادی، شماره 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». فصلنامه مدیریت صنعتی، شماره ۱۱، صص ۱۰۱-۱۱۴.
۱۱. کشاورز حداد، غلام‌رضا؛ مهدوی، امید. (۱۳۸۴). «آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟». مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۱، صص ۱۴۷-۱۷۰.
۱۲. محرابیان، آزاده. (۱۳۸۳). «حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی». پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۲، صص ۱۶۹-۱۸۶.

۱۳. مشایخ، شهنواز؛ حاجی مرادخانی، حدیثه. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه نرخ تورم، نرخ سود تضمین شده و بازده طلا با بازار سهام ایران». *تحقیقات حسابداری*، شماره ۴، صص ۱۳۰-۱۴۷.
۱۴. نصراللهی، خدیجه؛ ترکی، لایلا؛ عطایی اعظم، معصومه. (۱۳۹۲). «ارتباط پول پر قدرت و حباب قیمت دارایی در بورس اوراق بهادار». *پژوهش های پولی-بانکی*، شماره ۱۷، صص ۴۷-۶۲.
۱۵. نصراللهی، زهرا؛ نصراللهی، خدیجه؛ میرزابابایی، سید مرتضی. (۱۳۹۰). «بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران (رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری)». *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، شماره 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 Accounting*, 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 Archive at Wustl.
31. Sourial, Maged Shawky,(2001), “ Monetary Conditions and Stock Market Return ”, *Available at: <http://econwpa.wustl.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.