

اثر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران

دکتر علی حسن‌زاده^۱

دکتر رافیک نظریان^۲

مهران کیانوند^۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۵/۱۶

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۵/۵

چکیده

هدف این مقاله، بررسی اثر شوک سیاست پولی بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران می‌باشد. برای رسیدن به این هدف از نسبت سپرده قانونی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها، به عنوان ملاک سنجش سیاست پولی

* دانشیار پژوهشکده پولی و بانکی، نویسنده مسئول، Ali.hasanzadeh@mbri.ac.ir

** استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز
Raf.Nazaryan@iauctb.ac.ir

*** کارشناسی ارشد اقتصاد و عضو باشگاه پژوهشگران جوان دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران
مرکز: kian.mehran@gmail.com

استفاده شده است. همچنین، شاخص کل بازار بورس نیز به عنوان شاخصی از تغییرات بازار سهام مورد استفاده قرار گرفت.

کانال قیمت دارایی‌ها و تئوری پورتفولیو دیدگاه نظری به موضوع را شکل می‌دهد. بنابراین شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز، به دلیل نقش و اهمیت آنها در سبد دارایی افراد، به مدل اضافه شده است. داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۰ تا فصل سوم سال ۱۳۸۹ و روش‌های آماری بخصوص مفهوم هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری برای استنباط آماری به کار گرفته شده‌اند. برای بررسی اثرات شوک‌ها، از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس استفاده گردید. نتایج نشان داد، سیاست پولی اثر مثبت اما کمی در تغییرات شاخص قیمت سهام دارد. در میان متغیرهای پولی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی ازدو متغیر دیگر در تأثیرگذاری بر شاخص قیمتی سهام قوی‌تر است.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، شاخص قیمتی سهام، نقدینگی، نظریه سبد

دارایی‌ها، کانال قیمت دارایی‌ها

طبقه‌بندی JEL: E52، G10، G11، C13

۱. مقدمه

وضعیت بازار سرمایه در هر کشور نمادی از وضعیت اقتصادی حاکم بر آن کشور می‌باشد، زیرا بازارهای سرمایه تحولات اقتصادی را به سرعت رصد می‌کنند و نسبت به آنها عکس‌العمل نشان می‌دهند. بازار بورس اوراق بهادار که خود بخش بزرگی از بازار سرمایه را تشکیل می‌دهد، به شدت از این تحولات اثر می‌پذیرد و می‌توان از تغییرات آن، به تحولات بازار سرمایه پی برد. برای پی‌بردن به تحولات بازار بورس از شاخص کل بازار سهام استفاده می‌شود. طبق نظریه‌های اقتصادی، کاهش شاخص سهام به معنای رکود اقتصادی و افزایش آن به مفهوم رونق اقتصادی است. به طور کلی عوامل مؤثر بر شاخص قیمتی سهام در دو دسته طبقه‌بندی می‌شوند:

- عوامل خرد: عواملی که در ارتباط با عملیات شرکت و تصمیمات اتخاذشده در شرکت است. مانند سود تقسیمی هر سهم (DPS)^۱، نسبت قیمت بر درآمد (P/E)^۲ و ...

- عوامل کلان: عواملی که خارج از اختیار مدیریت شرکت بوده و کل بازار بورس را در سطح کلان تحت تأثیر قرار می‌دهد و در کل به دو بخش تقسیم می‌شود:

۱- عوامل سیاسی: عواملی نظیر جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها و ...

۲- عوامل اقتصادی: عواملی که باعث رکود و رونق اقتصادی می‌شوند. به طور کلی عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر شاخص قیمتی سهام به دو دسته تقسیم می‌شود:

۱-۲. متغیرهای حقیقی (GNP، پس‌انداز، نرخ مالیات و غیره)

1- Dividend Per Share

2- Price to Earning

۲-۲. متغیرهای پولی (حجم نقدینگی، نرخ ارز، نرخ بهره و غیره)

در این مقاله ارتباط تغییرات متغیرهای پولی بر تغییرات بازار سهام را بررسی خواهیم کرد. مسأله دیگری که در این بین مطرح است، شناخت نحوه کنترل متغیرهای پولی می‌باشد. بانک‌های مرکزی معمولاً از ابزارهایی که در دسترس دارند برای اثرگذاری بر متغیرهای پولی استفاده می‌کنند. عمده ابزارهای پولی مورد استفاده بانک‌های مرکزی، نسبت سپرده‌های قانونی، نرخ تنزیل مجدد، عملیات بازار باز و تغییر در نسبت‌های مالی بانک‌ها هستند که باعث تغییر در نرخ‌های بهره و حجم پول می‌شوند. اما مشکلی که در کشور ما وجود دارد، نبود نرخ بهره است که به دلیل اجرای عملیات بانکداری بدون ربا قابلیت استفاده از آن در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و بالاصح پولی وجود ندارد. بنابراین عمده ابزار اجرای سیاست پولی در ایران بر پایه تغییر در حجم پول و نقدینگی استوار است. بنابراین هدف دیگر ما در این پژوهش آن است که با معرفی متغیرهایی که به نوعی رویکرد بانک مرکزی را در اجرای سیاست پولی (انبساطی و انقباضی) نشان می‌دهند، آثار شوک ناشی از کاربرد سیاست‌های پولی بر شاخص سهام را مورد ارزیابی قرار دهیم.

در ادامه این مقاله به بررسی مبانی نظری مرتبط با موضوع خواهیم پرداخت. در بخش ۳ ادبیات تجربی داخلی و خارجی را بررسی می‌نماییم و در بخش ۴ به معرفی مدل و متغیرهای تحقیق می‌پردازیم. معرفی روش‌های آماری به کاررفته و تجزیه و تحلیل داده‌ها، موضوع بخش ۵ می‌باشد و قسمت پایانی مقاله به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. سیاست‌های پولی و بازار سرمایه

برای شناخت نحوه اثرگذاری سیاست پولی بر سهام لازم است که کانال‌های مختلف انتقال سیاست پولی در اقتصاد به درستی شناخته شود. در بین کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال قیمت دارایی‌ها نقش مهمی ایفا می‌کند، زیرا علاوه بر آنکه از

این طریق، اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تغییر در قیمت دارایی‌ها، تصمیمات افراد و اقشار مختلف جامعه را نیز، در زمینه سرمایه‌گذاری و انتخاب سبد دارایی، متأثر می‌سازد. سهام به عنوان یکی از دارایی‌های موجود در سبد خانوار، می‌تواند تحت تأثیر این‌گونه سیاست‌ها قرار گیرد. در کشورهای غربی که از بازارهای سهام با کارایی زیاد برخوردار هستند، واکنش سریع و حتی لحظه‌ای نسبت به تغییرات سیاست‌های اقتصادی از جمله سیاست پولی در شاخص‌های بازار دارایی وجود دارد. در این پژوهش برای بررسی نحوه اثرگذاری سیاست پولی بر شاخص قیمتی سهام از کانال قیمت دارایی‌های سازوکار انتقال سیاست پولی و همچنین تئوری سبد دارایی^۱ استفاده می‌گردد. در ادامه به توضیح هر یک می‌پردازیم:

۱-۲. سازوکارهای انتقال سیاست پولی

سیاست پولی، فعالیت‌های اقتصادی را از چند طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد که از آنها به عنوان کانال‌های انتقال سیاست پولی^۲ (MTM) یاد می‌شود. سیاست پولی از طریق کانال‌های مختلف به اقتصاد واقعی منتقل می‌شود که به طور خلاصه عبارت‌اند از: کانال سنتی نرخ بهره، کانال اعتباری و کانال قیمت دارایی. در این بین، اثرات سیاست پولی بر دارایی‌های مالی، از طریق کانال قیمت دارایی‌ها و تغییر در قیمت آنها، به اقتصاد منتقل می‌شود. در نتیجه، قیمت سهام که خود بخشی از دارایی‌های مالی است، تحت تأثیر سیاست پولی قرار خواهد گرفت. در اینجا کانال قیمت دارایی با دقت بیشتری بررسی می‌شود:

– کانال قیمت دارایی

در ادبیات اقتصاد دلیلی روشنی برای چگونگی تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی ذکر نشده است. با این حال، تحقیقات ثابت کرده است که سیاست پولی خنثی

1- Portfolio

2- Monetary Transmission Mechanism

نیست و می‌تواند با تغییر بازده دارایی‌ها، قیمت آنها را تغییر دهد. (king, 2000). سه دسته از دارایی‌های مالی وجود دارند که سیاست پولی از طریق آنها بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد:

۱. قیمت سهام: دو کانال مهم برای انتقال اثرات سیاست پولی بر قیمت‌های

سهام وجود دارد (Mishkin, 1996).

۱-۱. تئوری q توبین: طبق این نظریه، تئوری سرمایه‌گذاری توبین سازوکارهای را فراهم می‌آورد که طبق آن سیاست پولی، ارزش‌گذاری سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. توبین، q را به عنوان قیمت بازاری بنگاه‌ها تقسیم بر هزینه جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند. وقتی یک سیاست پولی انبساطی اجرا می‌شود، افزایش نقدینگی باعث افزایش تقاضا برای دارایی‌ها از جمله سهام می‌گردد و قیمت سهام بالاتر رفته، موجب افزایش q خواهد شد. اگر q بالا باشد، قیمت بازاری بنگاه‌ها نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه بالاتر است و ارزش تجهیزات سرمایه‌ای نسبت به ارزش بنگاه‌های تجاری پایین است. در نتیجه بنگاه‌ها می‌توانند سهام جدید منتشر کرده و قیمت بالاتری را نسبت به تجهیزاتی که می‌خرند، به دست آورند. بنابراین مخارج سرمایه‌گذاری، به دلیل آنکه بنگاه‌ها می‌توانند تعداد کالاهای سرمایه‌ای جدید را با انتشار مقدار کمی از سهام به دست آورند، افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، بنگاه‌ها کالاهای سرمایه‌ای جدید را زمانی که q پایین است خریداری نمی‌کنند، به این دلیل که ارزش بازاری بنگاه‌ها نسبت به هزینه سرمایه نسبتاً پایین است.

۲-۱. اثر ثروت: یک کانال دیگر، اثر ثروت است که با تغییر ترانزنامه مصرف‌کنندگان، تصمیمات مصرفی آنها را تغییر می‌دهد. این کانال، از طریق نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی و مدل MPS توجیه می‌شود (Kuttner, 2002). طبق این نظریه منابع مصرفی در دوران زندگی از سه منبع سرچشمه می‌گیرد: سرمایه انسانی، سرمایه واقعی و ثروت مالی. یکی از اجزای مهم ثروت مالی، سهام می‌باشد. زمانی که قیمت‌های سهام افزایش می‌یابد، ثروت مالی و به تبع آن مصرف، افزایش می‌یابد. پس همانند حالت قبل که افزایش حجم پول، باعث افزایش قیمت سهام

شد، در اینجا نیز افزایش حجم پول با افزایش قیمت انتظاری سهام و در نتیجه افزایش ثروت منجر به افزایش مصرف و تولید کل می‌گردد.

۲. قیمت مسکن: هر دو اثر بالا را در این مورد نیز می‌توان به کار برد. اگر خانه را یک دارایی در نظر بگیریم، سیاست پولی انبساطی با افزایش نقدینگی و تقاضا و در نتیجه افزایش در قیمت خانه، باعث افزایش نسبت قیمت خانه به هزینه (افزایش q) و رونق این بخش می‌گردد (Mishkin, 1999). مسکن، خود جزئی مهم از ثروت خانوار، و افزایش در قیمت آن به معنای افزایش ثروت است و موجب افزایش مصرف می‌شود (Bank of England, 1999).

۳. نرخ ارز: اگر در کشوری سیستم نرخ ارز شناور برقرار باشد، اجرای سیاست پولی انبساطی با کاهش نرخ‌های بهره واقعی، باعث کاهش تقاضا برای پول آن کشور خواهد شد. نتیجه این سیاست، کاهش ارزش پول ملی آن کشور و افزایش نرخ ارز خواهد بود. افزایش نرخ ارز به این معنا خواهد بود که کالاهای خارجی در یک کشور گران‌تر خواهد شد در حالی که کالاهای آن کشور برای خارجیان ارزان‌تر تمام می‌شود. طی این فعل و انفعالات، صادرات، افزایش و واردات، کاهش می‌یابد و در نهایت، تولید ناخالص کشور مفروض، افزایش خواهد یافت.

۲-۲. تأثیر بر سبد دارایی‌ها

یکی از تئوری‌هایی که برای بنانهادن اساس نظری مدل مورد استفاده قرار گرفته است، تئوری پورتفولیو است که این کانال به نوعی با کانال قیمت دارایی‌ها در سازوکار انتقال سیاست پولی بر کل اقتصاد در ارتباط می‌باشد. یعنی علاوه بر اینکه سیاست پولی به طور مستقیم هر یک از دارایی‌های کانال قیمت دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌تواند با تغییر در حجم پول و یا تغییری که در هر یک از این دارایی‌ها ایجاد می‌نماید، ترکیبات این دارایی‌ها را در سبدهای سرمایه‌گذاری نیز تغییر داده و اثرات غیرمستقیمی بر آنها داشته باشد. بنابراین در اینجا، با دید وسیع‌تری اثر دارایی‌ها بر یکدیگر را بررسی خواهیم کرد.

در ابتدا لازم است در مورد مفهوم سبد دارایی یا پورتفولیو توضیحی را ارائه کنیم. پورتفولیو به معنی سبد سرمایه‌گذاری ترجمه شده است. سبد سرمایه‌گذاری مفهومی فراتر از سبد سهام است و شامل سایر سرمایه‌گذاری‌ها (غیرسهام) نیز می‌شود. به لحاظ فنی یک سبد سرمایه‌گذاری مجموعه کامل دارایی‌های حقیقی و مالی سرمایه‌گذاری را دربرمی‌گیرد.

نظریه سبد دارایی اولین بار توسط مارکویتز^۱ (۱۹۵۲) ارائه شد و بیان می‌دارد که سرمایه‌گذاران به دنبال سبدهای از مجموعه دارایی‌های مختلف هستند. بر اساس نظریه تنوع دارایی‌ها که توسط وی ارائه می‌شود، یک سرمایه‌گذار برای گریز از ریسک باید مجموعه و سبدهای از دارایی‌های مختلف را نگهداری کند و لزومی ندارد که دارایی‌های مختلف فقط همبستگی منفی و یا همبستگی مثبت با یکدیگر داشته باشند.

آنچه در این نظریه مهم است، متنوع‌بودن دارایی‌ها در سبد دارایی و متفاوت‌بودن تغییرات دارایی‌ها از یکدیگر می‌باشد. به عبارت دیگر، بر اساس این نظریه، چون دارایی‌های مختلف به طور یکسان از جریان‌های اقتصادی تأثیر نمی‌پذیرند، همواره در یک جهت حرکت نمی‌کنند و می‌توان با تنوع‌بخشیدن و ترکیب آنها در یک سبد دارایی، ریسک را به گونه‌ای کاهش داد که بازده کم نشود و یا حتی ریسک کاهش یابد. در این صورت تغییر قیمت یک دارایی رقیب می‌تواند سهم نسبی دارایی مورد نظر را در سبد دارایی متاثر سازد. بنابراین ترکیب دارایی‌های جایگزین و مؤثر بر سهام در تبیین رفتار شاخص قیمت سهام، مهم است. به همین منظور ما با استفاده از کانال قیمت دارایی‌ها، تعدادی از دارایی‌ها را که می‌توانند با سهام در یک سبد قرار بگیرند، در نظر می‌گیریم. این سبد شامل پول، سهام، ارز و مسکن می‌باشد. تغییر در بازده هر یک از این دارایی‌ها می‌تواند بازده سبد دارایی را دچار تغییر کند و سهم نسبی هر یک از دارایی‌ها را تغییر دهد.

1- Markowitz

حال به بررسی اثر تک تک دارایی‌های سبد روی شاخص قیمت سهام، هم از دیدگاه سبد دارایی‌ها و هم از طریق سازوکارهای دیگر موجود، می‌پردازیم:

۲-۲-۱. پول

پول، هم به عنوان یک متغیر سیاستی در سطح کلان و هم به عنوان بخشی از سبد دارایی فرد می‌تواند شاخص سهام را تحت تأثیر قرار دهد.

از یک طرف، وقتی عرضه پول افزایش می‌یابد، افراد متوجه می‌شوند که بیش از نیازشان وجه در اختیار دارند و مخارج مصرفی خود را افزایش می‌دهند و یکی از جاهایی که پول خود را در آن خرج می‌کنند، بازار سهام است که در نتیجه افزایش تقاضا برای سهام، قیمت آن افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر، نقدینگی مازاد در سبد خانوار برای کسب سود بیشتر و حتی صیانت از ارزش پول در مقابل تورم، جذب بازار سرمایه می‌شود که سهام جزئی از آن است.

از دیدگاه سبد دارایی نیز می‌توان رابطه بین قیمت سهام و پول را توضیح داد. با فرض تعادل بازار پول و نگهداری بخشی از پول به عنوان یک دارایی در سبد دارایی‌ها، می‌توان وجود ارتباط منفی بین شاخص قیمت سهام و حجم پول را این‌گونه توضیح داد که فرد یا بنگاه با ایجاد تنوع در ترکیب نگهداری دارایی‌ها، سعی در حداکثرکردن بازدهی دارایی‌های خود دارد و لذا با توجه به اثر جانشینی دو دارایی پول و سهام در سبد دارایی‌های اشخاص، اگر حجم پول در این سبد افزایش یابد، سهم سهام کاهش می‌یابد. با کم‌شدن تقاضای سهام و در صورت تغییر نکردن عرضه آن، قیمت سهام کاهش خواهد یافت.

در مورد اول رابطه بین قیمت سهام و عرضه پول مثبت است، در حالی که در مورد آخر این رابطه منفی و معکوس است. پس به طور کلی نمی‌توان در مورد اثر نهایی تغییرات در حجم پول بر قیمت سهام اظهار نظر قطعی نمود.

۲-۲-۲. نرخ ارز

نرخ ارز نیز همانند پول در اثرگذاری بر بازار سهام نقش دوگانه‌ای دارد. تأثیر نرخ ارز

بر سهام از دو منظر قابل بررسی است:

- تأثیرگذاری تغییرات نرخ ارز بر عملکرد شرکت‌ها و در نتیجه تغییر در قیمت سهام آنها

- نگهداری نرخ ارز به عنوان یک دارایی در سبد دارایی‌ها

به توضیح هر یک از موارد فوق می‌پردازیم:

بسیاری از بنگاه‌های اقتصادی در کشورهای توسعه‌نیافته برای تأمین مواد اولیه، خرید ماشین‌آلات و انتقال تکنولوژی، نیازمند واردات از کشورهای صنعتی هستند و در نتیجه تقاضاکنندگان ارز خارجی می‌باشند. بر این اساس، تغییرات نرخ ارز باعث تحت تأثیر قرارگرفتن برنامه‌های تولیدی شرکت‌ها می‌شود. بدین ترتیب که افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث افزایش حجم سرمایه در گردش بنگاه‌ها گردد. زیرا بنگاه‌های تولیدی به منابع مالی بیشتری نیاز دارند تا بتوانند همان مقدار قبلی را از خارج خریداری نمایند. بنابراین، یا باید فعالیت خود را کاهش دهند و یا اقدام به تأمین مالی از واسطه‌های مالی نمایند. در این صورت، علاوه بر افزایش قیمت مواد اولیه، مواد واسطه‌ای و یا خدمات مورد نیاز وارداتی بنگاه‌ها از خارج، هزینه تسهیلات اعطایی و یا بهره‌های بانکی نیز برای آنها افزایش یافته و در نتیجه سودشان کاهش می‌یابد. بنابراین تغییرات نرخ ارز باعث تغییر هزینه‌های بنگاه شده و بر جریان‌ات نقدی فعلی و آتی مورد انتظار و بازده سهام بنگاه‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد. این امر می‌تواند باعث کاهش قیمت سهام گردد.

تغییر نرخ ارز از جهت اعتباری نیز می‌تواند بر ارزش سهام بنگاه تأثیر داشته باشد. افزایش نرخ ارز باعث ارزشمندشدن دارایی‌های ارزی بنگاه می‌شود. بالطبع دارایی‌های مؤسسه‌ای که دارایی‌های ارزی دارند با افزایش نرخ ارز، ارزشمند می‌شود. در مقابل، بدهی بنگاه‌هایی که بدهی ارزی دارند با افزایش نرخ ارز سنگین می‌شود و ارزش بنگاه برای صاحبان سهام کاهش می‌یابد (جلالی نائینی، ۸۲). در نتیجه کاهش سود و جریان درآمدی بنگاه، کاهش قیمت سهام را به دنبال خواهد داشت.

از طرف دیگر، تغییر در نرخ ارز می‌تواند باعث تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی شود. بدین صورت که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای خارجی برحسب پول ملی افزایش و تقاضا برای کالاهای خارجی کاهش می‌یابد. افزون بر این، کالاهای داخلی در خارج به طور نسبی ارزان‌تر می‌شود، در نتیجه حجم واردات، کاهش و در عوض صادرات، افزایش می‌یابد. در چنین سناریویی، در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی، سود آنها افزایش و به همین دلیل شاخص قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد (Kim, 2003).

علاوه بر این، نگهداری بخشی از دارایی به صورت ارز برای سرمایه‌گذاران این امکان را فراهم می‌آورد که از نوسانات در بازار ارز، برای تعدیل نوسانات سایر بخش‌ها سود ببرند. بازار ارز به صورت بالقوه می‌تواند مکمل بازار سایر دارایی‌ها باشد. بدین معنی که تبدیل آزاد دارایی‌ها به یکدیگر و نقل و انتقال بین بازارهای اقلام سرمایه‌ای می‌تواند عامل تخصیص بهینه منابع یک سرمایه‌گذار بین دارایی‌هایش شود.

تفکر نگهداری بخشی از ثروت به صورت ارز، امروزه جایگاه ویژه‌ای نزد صاحبان ثروت پیدا کرده است و بازار ارز با وجود تمام ریسک‌ها و مخاطراتش یکی از سودآورترین بازارها محسوب می‌شود. لذا نگهداری ارز به عنوان یک دارایی در کنار سایر دارایی‌ها دارای اهمیت است. به نحوی که با تغییر در قیمت هر یک از دارایی‌ها، سرمایه‌گذار ترکیب این سبد را طوری تغییر خواهد داد که بازده کل دارایی‌ها افزایش یابد و یا حداقل ثابت بماند. لذا با توجه به در نظر گرفتن اثر جانشینی دو دارایی ارز و سهام در سبد دارایی‌ها، انتظار این است که در صورت افزایش نرخ ارز، تقاضای ارز کاهش یابد و در نتیجه تقاضا برای سهام و به تبع آن قیمت سهام افزایش یابد. با توجه به این مباحث، ملاحظه می‌گردد که تأثیر نوسانات نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

۲-۲-۳. مسکن

مسکن برخلاف دو دارایی دیگر که از کانال‌های مختلفی بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دادند، اثرات محدودتری بر بازار سهام خواهد داشت. در بخش مسکن انتظار بر آن است که یک سیاست پولی انبساطی با افزایش حجم پول در سبب دارایی باعث افزایش تقاضا برای مسکن گردد. البته این امر به مسائل مختلفی همچون ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی هر جامعه، سلیقه افراد و غیره بستگی دارد. به عنوان مثال فرض کنید، حجم پول در اثر یک سیاست پولی انبساطی افزایش داشته باشد. افراد برای اینکه از این مقدار پول استفاده بیشتری ببرند، سعی در خرید دارایی‌های دیگر همچون مسکن، ارز و سهام خواهند داشت. حال فرض کنید که در آن اقتصاد بازده بخش مسکن از سایر دارایی‌ها بیشتر باشد و یا اینکه افراد در آن جامعه بیشتر تمایل به سرمایه‌گذاری بلندمدت داشته باشند. در آن صورت تقاضا برای مسکن بیشتر خواهد شد و سرمایه‌گذاران، مسکن را جایگزین دارایی‌های دیگر از جمله سهام خواهند کرد.

به طور کلی به دلیل اینکه سهام و مسکن در یک سبب دارایی قرار دارند، انتظار بر آن است که خلاف جهت یکدیگر عمل نمایند. یعنی اگر بازده مسکن افزایش یابد، مردم، در سبب دارایی خود مسکن را جایگزین سهام کرده و ارزش و شاخص سهام کاهش یابد.

۳. مروری بر مطالعات انجام‌شده

بررسی اثر متغیرها و سیاست‌های پولی بر بازار سهام، موضوع مطالعه بسیاری از مطالعات آکادمیک در داخل و خارج از کشور بوده است. البته حجم مطالعات خارجی در این زمینه با مطالعات مشابه و یا مرتبط داخلی قابل مقایسه نیست و نیاز به مطالعات داخلی بیشتر در این زمینه احساس می‌شود. البته دلیل این تفاوت در حجم مطالعات به عمیق بودن و مؤثر بودن بازارهای سرمایه در کشورهای توسعه‌یافته

برمی‌گردد که همواره سیاستگذاران پولی این کشورها را بر آن داشته تا اثر سیاست‌های پولی بر شاخص سهام را دقیق‌تر و بهتر ارزیابی کنند و بنابراین مطالعات زیادی در این زمینه صورت داده‌اند. از جمله مطالعات انجام‌شده در کشورهای توسعه‌یافته مطالعه کران^۱ (۱۹۷۱)، هرمان و فراتزشر^۲ (۲۰۰۴)، بی‌جورنلاند و لیتمو^۳ (۲۰۰۵)، بردین و همکاران^۴ (۲۰۰۷)، باسیستا و کروف^۵ (۲۰۰۸) می‌باشند.

مایکل (۱۹۷۱)، به بررسی رابطه بین پول و قیمت‌های سهام پرداخت. او بررسی خود را با بیان فرمولی رابطه بین نرخ بهره و قیمت سهام آغاز کرد و به این منظور از ملاک ارزش فعلی درآمدهای آتی استفاده کرد. نتایج او حاکی از یک رابطه مستقیم بین رشد پول و افزایش قیمت‌های سهام است. هرمان و فراتزشر (۲۰۰۴) در مقاله‌ای به بررسی اثر شوک تصمیمات سیاست پولی بر بازده سهام بازار و شرکت‌های بورس پرداختند. شوک‌ها به عنوان تفاوت بین اظهاریه نرخ وجوه فدرال FOMC^۶ و انتظارات بازار در نظر گرفته می‌شوند. اطلاعات مربوط به انتظارات نیز از رأی‌گیری رویترز از بازار که هر جمعه قبل از جلسات FOMC صورت می‌گیرد، به دست می‌آید. نتایج حاکی از کاهش شاخص قیمت سهام S&P 500 در اثر یک سیاست پولی انقباضی می‌باشد. بی‌جورنلاند و لیتمو (۲۰۰۵) وابستگی متقابل سیاست پولی ایالات متحده و شاخص قیمت S&P را با استفاده از الگوی VAR ساختاری مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج آنها، شوک‌های سیاست پولی مهم‌ترین متغیرهای توضیح‌دهنده تغییرات قیمت سهام و نرخ وجوه فدرال هستند. بردین و همکاران (۲۰۰۷) اثر تغییرات در سیاست پولی انگلستان بر بازده سهام در این کشور را بررسی کردند و نتایج، حاکی از تأثیر سیاست‌های غیر قابل پیش‌بینی در تغییرات

1- Keran

2- Ehrman and Fratzscher

3- Bjornland and Leitmo

4- Berdin et al.

5- Basistha and Krov

6- Federal Open Market Committee

شاخص سهام است و این در حالی است که تغییرات پیش‌بینی‌شده اثر معنادار بر بازده سهام ندارد. باسیستا و کروف (۲۰۰۸) طی مقاله‌ای اثر سیاست پولی فدرال رزرو^۱ بر بازار سهام در طول چرخه‌های تجاری را ارزیابی کردند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد پاسخ سهام به سیاست پولی در دوره‌های رکود و در شرایط اعتباری دشوار و محدود، به طور مشخص قوی‌تر است.

مطالعاتی نیز در کشورهای در حال توسعه صورت گرفته که می‌توان به مقالات حسین و محمود^۲ (۱۹۹۹)، هوسن و بونگا بونگا^۳ (۲۰۰۵)، احمد و همکاران^۴ (۲۰۰۶) و اوکپارا^۵ (۲۰۱۰) اشاره کرد.

حسین و محمود (۱۹۹۹)، رابطه علی بین حجم پول و شاخص سهام در اقتصاد پاکستان را بررسی کردند. نتایج نهایی آنها حاکی از آن بود که عرضه پول، قیمت سهام در این کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هوسن و بونگا بونگا (۲۰۰۵)، به دنبال محاسبه مقداری اثر شوک‌های سیاست پولی از طریق نرخ بهره روی بازده‌های سهام در بازار ژوهانسبورگ می‌باشند. آنها برای بررسی اثر سیاست پولی سه بخش را به طور مجزا در نظر می‌گیرند: بخش مالی، بخش صنعتی و بخش منابع. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که اثر تغییر نرخ بهره در هر سه بخش کوچک و زودگذر است. احمد و همکاران (۲۰۰۶) طی مقاله‌ای در بانک مرکزی بنگلادش، با استفاده از نرخ اوراق خزانه ۲۸ روزه و در قالب مدل VAR ساختاری، اثرات شوک‌های سیاست پولی انقباضی بر شاخص قیمتی سهام در این کشور را بررسی کردند. طبق یافته‌های تجربی، با اجرای سیاست پولی انقباضی و به تبع آن افزایش نرخ بهره، شاخص قیمتی سهام کاهش می‌یابد ولی اثر شوک سیاست پولی در کشور بنگلادش برای مدت طولانی دوام نمی‌آورد. اوکپارا (۲۰۱۰)، در مقاله خود به بررسی رابطه بین سیاست پولی و بازده سهام در کشور نیجریه پرداخته است. نتیجه آنکه سیاست پولی

1- Federal Reserve

2- Husain and Mahmood

3- Hewson and Bonga-Bonga

4- Ahmed et al.

5- Okpara

یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده بازده سهام در نیجریه می‌باشد. با تغییر نرخ تنزیل مجدد، نرخ‌های بهره، در بازار تغییر کرده و بازده سهام تغییر می‌کند. یافته‌های تحقیق وجود رابطه منفی بین نرخ بهره و بازده سهام را بیان می‌نماید. در داخل کشور نیز مطالعاتی در زمینه اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص سهام صورت گرفته است که برخی از آنها عبارت‌اند از:

محمد برزنده (۱۳۷۶) در پایان‌نامه خود، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام را بررسی کرده است. برزنده در این مطالعه با تأکید بر سبب‌داری و نظریه پورتفولیو نتیجه می‌گیرد که برخلاف نرخ ارز و قیمت وسائط نقلیه، شاخص قیمت مسکن علت گرنجری سهام نیست و سهم شاخص قیمت وسائط نقلیه و نرخ ارز در تغییرات شاخص سهام اندک است. مصطفی کریم‌زاده (۱۳۸۵)، وجود رابطه بلندمدت بین شاخص قیمتی سهام با متغیرهای کلان پولی را با استفاده از نظریه پورتفولیو و مدل قیمت‌گذاری دارایی (CAPM)^۱ و تئوری اساسی فیشر و کاربرد مدل ARDL^۲ آزمون کرده است. طبق یافته‌های وی، رابطه حجم نقدینگی با شاخص سهام مثبت و رابطه نرخ ارز و نرخ سود بانکی منفی می‌باشد.

اسلاموئیان و زارع (۱۳۸۵)، با استفاده از مدل ARDL و بهره‌گیری از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای لوکاس^۳ اثر متغیرهای کلان (تولیدات صنعتی، قیمت داخل به خارج، حجم پول و قیمت نفت) و دارایی‌های جایگزین (نرخ ارز، قیمت سکه طلا و شاخص قیمت مسکن) اثرگذار بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران را بررسی کردند. نتایج تحقیقات آنها نشان می‌دهد، متغیرهای نسبت شاخص قیمت داخل به خارج، قیمت نفت، شاخص قیمت مسکن و نیز بهای سکه، دارای تأثیر مثبت و دو متغیر نرخ ارز و حجم پول دارای تأثیر منفی بر متغیر شاخص قیمت سهام می‌باشند. پیرایی و شهسوار (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه در ایران پرداختند. نتایج مدل

1- Capital Asset Pricing Model

2- Autoregressive Distributed Lag Modelling

3- Lucas

اقتصادسنجی آنها که از روش ARDL و مدل تصحیح خطا به دست آمده حاکی از آن است که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح قیمت‌ها به صورت مستقیم بوده و قیمت سهام ارتباط معکوس با حجم پول و نرخ ارز دارد. با توجه به موضوع این پژوهش (اثر شوک‌های سیاست پولی) لازم است به طور خلاصه در مورد ادبیات استخراج شوک‌های پولی توضیح مختصری ارائه کنیم. به طور کلی در مورد بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی بر شاخص سهام، در ادبیات اقتصادی دو رویکرد متفاوت وجود دارد:

- بررسی اثر تغییر تصمیمات مسئولین پولی بر شاخص قیمت سهام: این مطالعات عموماً بر اساس، «مطالعه رویداد»^۱ هستند. این نوع مطالعه آماری به دنبال بررسی اثرات اطلاعات جدید بر قیمت در یک زمان خاص می‌باشد. در این روش، دوره زمانی را خیلی کوچک در نظر می‌گیرند تا از تأثیر عوامل دیگر جلوگیری نمایند. مثال بارز این نوع مطالعات، بررسی تصمیمات FOMC بر بازار سهام است، بخصوص زمانی که تصمیم به تغییر نرخ‌های بهره می‌گیرد. از جمله این نوع مطالعات می‌توان به مطالعه بردین و همکاران (۲۰۰۷) و هرمان و فراترشر (۲۰۰۴) اشاره کرد. این نوع مطالعه به دلیل ماهیتش که بیشتر مناسب بازارهای کاراست، قابلیت انجام در ایران را ندارد.

- بررسی آثار اخلاص در متغیرهای پولی بر شاخص قیمتی سهام: در این روش، متغیرهای اقتصادی را در سیستم‌های پویا مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و شوک‌های ناشی از تغییرات متغیرهای پولی را به عنوان شوک‌های پولی در نظر می‌گیرند که در واقع همان توابع عکس‌العمل آنی (IRF)^۲ می‌باشد. از این روش به طور متدوال در بررسی‌های اقتصادی استفاده می‌شود. مقاله برنانک و میهوف^۳ (۱۹۹۸) در این زمینه از شهرت بالایی برخوردار است. از

1- Event Study

2- Impulse Response Function

3- Bernanke and Mihov

کارهایی که با استفاده از این متدولوژی، اثر شوک‌های سیاست پولی را بررسی کرده‌اند، می‌توان به بی‌جورلاند و لیتمو (۲۰۰۵)، هوسن و بونگا (۲۰۰۵)، احمد و دیگران (۲۰۰۶) و اوکپارا (۲۰۱۰) اشاره کرد. ما نیز از این رویکرد در بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی استفاده خواهیم نمود.

۴. معرفی مدل و متغیرها

برای بررسی اثرات سیاست پولی^۱ بر شاخص سهام، نیازمند متغیرهایی هستیم که بتوانند رفتار مقامات پولی را به خوبی نشان دهند. بررسی پیشینه موضوع نشان می‌دهد که در کشورهای غربی از نرخ بهره، به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده می‌شود و این در حالی است که در کشور ما، به دلیل حرام بودن فعالیت‌های ربوی، استفاده از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی مقدور نمی‌باشد. البته بانک مرکزی طبق قوانین اسلام هر ساله نرخ را به عنوان نرخ سود بانکی اعلام می‌کند که بر اساس آن طبق یکی از عقود اسلامی از طرف بانک‌ها سود به سرمایه‌گذاران پرداخت می‌شود، ولی قابلیت اثرگذاری به صورت آنی (شوگ) در آن وجود ندارد و همچنین به دلیل تفاوت نرخ‌های سود برای بخش‌های مختلف اقتصادی از کارایی لازم نیز برخوردار نیست. از این جهت بیشتر تغییرات سیاست پولی در ایران از طریق تغییر در حجم نقدینگی یا همان عرضه پول صورت می‌گیرد. به همین منظور سه متغیر نسبت

۱- اثرات شوگ پولی بر متغیرهای اقتصادی می‌تواند ریشه در تقاضا یا عرضه پول داشته باشد. طبق تئوری‌های اقتصاد کلان، تقاضای پول تابعی از نرخ بهره است. بنابراین هرگونه تغییر در سیاست پولی رایج در ادبیات اقتصادی (تغییر نرخ بهره) باعث تغییر در تقاضای پول می‌گردد. از طرف دیگر هرگونه تغییری در عرضه پول که ناشی از سیاست‌های پولی انبساطی یا انقباضی باشد، می‌تواند بر متغیرهای اقتصادی اثرگذار باشد. اما از آنجا که قانون بانکداری بدون ربا از کارایی سیاست‌های پولی مبتنی بر نرخ بهره (یا نرخ سود در بانکداری اسلامی) کاسته است، عمده ابزار سیاستی بانک مرکزی بر تغییر اجزای پایه پولی و حجم نقدینگی استوار خواهد بود. بنابراین در این مقاله از دیدگاه عرضه پول به بررسی اثرات سیاست‌های پولی خواهیم پرداخت.

سپرده قانونی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان بخشی از پایه پولی که امکان کنترل و نظارت بر آن توسط بانک مرکزی وجود دارد (به پیروی از نوفرستی (۱۳۸۴) و شریفی رنانی و همکاران (۱۳۸۸)) و بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها را به عنوان متغیرهای سیاست پولی در نظر می‌گیریم و در سه مدل متفاوت، اثر هر یک از این متغیرها بر شاخص قیمتی سهام را مورد بررسی قرار خواهیم داد. متغیر حجم نقدینگی به عنوان متغیر کل پولی و متغیرهای نرخ ارز و مسکن نیز به عنوان نماد تغییرات در دارایی‌های جایگزین سهام (ارز و مسکن) وارد مدل خواهند شد. داده‌ها به صورت فصلی و از سال ۱۳۷۰ تا فصل سوم سال ۱۳۸۹ در نظر گرفته می‌شود.

فرم ریاضی این سه مدل به شکل زیر است:

$$LS = (RR, LM, LHOME, LE)$$

$$LS = (LBDCB, LM, LHOME, LE)$$

$$LS = (PSDCB, LM, LHOME, LE)$$

LS: لگاریتم شاخص قیمتی سهام. شاخص قیمتی سهام، شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد.

LM: لگاریتم نقدینگی. نقدینگی به عنوان متغیر کنترلی برای حجم پول در نظر گرفته شده است.

RR: نسبت سپرده قانونی، عبارت است از مجموع سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی تقسیم بر مجموع سپرده‌های دیداری و شبه‌پول.

LBDCB: لگاریتم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی. بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی عبارت است از وام و اعتبار اعطایی بانک مرکزی به بانک‌ها.

LPSDCB: لگاریتم بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها. بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها ناشی از وام‌ها و تسهیلاتی است که توسط بانک‌ها به افراد و شرکت‌های غیردولتی پرداخت شده است.

LHOME: لگاریتم شاخص قیمت مسکن. شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای به عنوان نمادی از شاخص قیمت مسکن استفاده شده است.
 LE: لگاریتم نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی (آزاد).
 سه متغیر مجازی در مدل وارد می‌شوند که به توضیح دلایل هر یک می‌پردازیم:
 D72: اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران که از اردیبهشت سال ۱۳۷۲ به اجرا در آمد.
 D74: اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز باعث گسترش بحران ارزی در آبان ماه سال ۱۳۷۲ شد و بحران ارزی در دی ماه ۱۳۷۳ شدت یافت. به همین منظور دولت اقدام به اجرای سیاست تثبیت اقتصادی در سال ۱۳۷۴ نمود. (دامی برای سیاست تثبیت)
 DS: برای سال ۱۳۸۱ و شاخص قیمتی سهام در نظر گرفته می‌شود. دلایل آن عبارت است از تغییر ضوابط پذیرش شرکت‌ها در بورس، تفکیک تابلوهای بورس به تابلوهای اول و دوم و ایجاد تالار فرعی از شهریور ماه سال ۱۳۸۱.

۵. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و مدل اقتصادی

روش اصلی به کار گرفته شده برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) می‌باشد. از آنجا که برای تصریح درست روابط متغیرها در مدل‌های خودرگرسیون برداری، آگاهی از وجود روابط بلندمدت ضروری است، از دو روش جوهانسن - جوسلیوس^۱ و سایکانن - لوتکپول^۲ وجود یا عدم روابط بلندمدت را بررسی نمودیم. به دلیل وجود روابط بلندمدت بین متغیرها، برای یافتن روابط پویای کوتاه‌مدت ضروری است تا مدل تصحیح خطای برداری اجرا گردد. برای بررسی شوک‌ها و روابط کوتاه‌مدت از تابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس که به حسابداری اختلالات شهرت دارند، استفاده می‌گردد. علاوه بر آزمون سایکانن -

1- Johansen-Juselius

2- Saikkonen-Lutkepohl

لوتکپول، روش نوین دیگری نیز در این پژوهش استفاده خواهیم کرد. یکی از ویژگی‌های مدل‌های خودرگرسیون برداری و مدل‌های تصحیح خطا، تخمین متغیرهای بی‌معنا در معادلات مختلف است که باعث می‌شود شوک‌ها دقت بالایی نداشته نباشند. برای رفع این مشکل، با استفاده از روش‌های آماری به اعمال قید بر متغیرهای کوتاه‌مدت و بی‌معنا در مدل خواهیم پرداخت. به این روش‌ها، مدل‌های جزئی یا زیرمجموعه‌ای گفته می‌شود. در واقع مدل‌های ما، مدل تصحیح خطای برداری جزئی^۱ خواهد بود.

۵-۱. آزمون مانایی^۲

مانایی فرایندهای تولید داده^۳ها یکی از فروض اساسی اقتصادسنجی سری‌های زمانی می‌باشد. اگر این شرط برقرار نباشد، تخمین‌های صورت‌گرفته معمولاً R^2 و مقادیر t بالایی خواهند داشت که به ظاهر تخمین‌های مناسبی را نشان خواهند داد، که عملاً خلاف واقع است. به این نوع رگرسیون‌ها «رگرسیون ساختگی یا جعلی» گفته می‌شود. این مشکل عمدتاً به دلیل وجود روند زمانی در سری‌های زمانی است که باعث می‌شود همبستگی بالایی بین این سری‌ها، به دلیل وجود روند زمانی و نه به دلیل ارتباط واقعی بین متغیرها، ایجاد گردد. در این مقاله، از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها^۴ در سطح مانا نبوده ولی تمامی آنها در تفاضل اول خود مانا هستند. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۴ ارائه گردیده است.

1- SUBSET VECM

2- Stationary

3- Data Generation Process (DGP)

۴- تمامی متغیرها به جهت اینکه داده‌ها به صورت فصلی هستند، به روش X-12 فصل‌زدایی شده‌اند.

۲-۵. تعیین تعداد وقفه بهینه

قبل از آزمون تعداد بردارهای هم‌انباشتگی لازم است تا تعداد وقفه بهینه مدل تعیین گردد. به همین منظور از معیارهای خطای پیش‌بینی نهایی، آکائیک^۱، حنان - کوئین^۲ و شوآرتز^۳ استفاده می‌کنیم. در هر سه مدل، وقفه دوم به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. نتایج در جداول ۵، ۶ و ۷ برای هر سه مدل، ارائه گردیده است.

۳-۵. آزمون‌های هم‌انباشتگی

برای انجام آزمون هم‌انباشتگی از دو روش جوهانسن - جوسلیوس و سائکانن - لوتکیپول استفاده می‌کنیم. آزمون هم‌انباشتگی برای تعیین وجود روابط هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق در شکل کلی زیر انجام می‌گیرد:

$$Y_t = D_t + x_t$$

y_t برداری K بعدی از متغیرهای تحقیق و D_t جزء مشخصه در مدل می‌باشد که در فرم خطی به صورت $D_t = \mu_0 + \mu_1 t$ است. x_t فرایند $\text{VAR}(p)$ با فرم کلی VECM به شکل رابطه ۱ می‌باشد.

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (1)$$

در اینجا u_t بردار فرایند نوفه سفید است به طوری که $(0, \Sigma_u)$ u_t رتبه Π ، در جه هم‌انباشتگی x_t و بنابراین y_t است. برای بررسی وجود روابط هم‌انباشتگی از تابع حداکثر درست‌نمایی و آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) استفاده می‌گردد. مقدار آماره مورد نظر عبارت است:

1- Akaike
2- Hannan-Quinn
3- Schwartz

$$LR(r_0) = -T \sum_{j=r_0+1}^K \log(1 - \beta_j) \quad (2)$$

در اینجا β_j ، مقادیر ویژه‌ای است که در تخمین فرم VECM به روش جوهانسن به دست می‌آید. آزمون LR برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی توان پایینی دارد. بخصوص در مدل‌های بزرگ که ابعاد مدل یا تعداد وقفه زیاد باشد. بنابراین برای مقابله با چنین ایراداتی آزمون‌های متفاوتی ارائه شده است. یکی از این نوع آزمون‌ها، آزمون سایکانن و لوتکپول می‌باشد.

روش سایکانن - لوتکپول در واقع یک روش دو مرحله‌ای است. در مرحله اول جزء مشخصه به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته شدنی، تخمین زده می‌شود و در مرحله بعد پس از کسر جزء مشخصه از مقادیر سری، روش به کار رفته توسط جوهانسن برای مقادیر سری تعدیل‌شده مورد آزمون قرار می‌گیرد. در واقع ما روش جوهانسن را برای معادله ۳ به کار می‌گیریم:

$$\Delta x_t = \prod x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (3)$$

که در آن $x = y_t - D_t$ و D_t جزء مشخصه تخمین زده شده است. البته توزیع LR در این روش دچار تغییر شده و آزمون بر اساس آماره GLS-LR صورت خواهد گرفت و β ها به صورت β^{GLS} خواهند بود.

جدول ۱. نتایج آزمون جوهانسن - جوسلیوس

%۹۹	%۹۵	%۹۰	Pval	LR	r ₀	
۹۶/۹	۸۸/۵	۸۴/۲	۰/۰۱	۹۴/۸	۰	مدل اول
۷۰/۹	۶۳/۶	۶۰	۰/۲۱	۵۵/۲	۱	
۹۶/۹	۸۸/۵	۸۴/۲	۰/۰۰	۱۰۷/۶	۰	مدل دوم
۷۰/۹	۶۳/۶	۶۰	۰/۰۵	۶۲/۸	۱	
۴۸/۸	۴۲/۷	۳۹/۷	۰/۲۹	۳۳/۹	۲	
۹۶/۹	۸۸/۵	۸۴/۲	۰/۰۰	۹۷/۱	۰	مدل سوم
۷۰/۹	۶۳/۶	۶۰	۰/۰۹	۶۰/۵	۱	

جدول ۲. نتایج آزمون سایکانن - لوتکیپول

%۹۹	%۹۵	%۹۰	Pval	LR	r ₀	
۶۱/۵	۵۴/۶	۵۱/۱	۰/۰۰	۷۰/۸	۰	مدل اول
۴۱/۶	۳۵/۷	۳۲/۹	۰/۰۹	۳۲/۹	۱	
۶۱/۵	۵۴/۶	۵۱/۱	۰/۰۰	۸۳/۳	۰	مدل دوم
۴۱/۶	۳۵/۷	۳۲/۹	۰/۰۱	۴۰	۱	
۲۵/۷	۲۰/۹	۱۸/۶	۰/۲۲	۱۵/۶	۲	
۶۱/۵	۵۴/۶	۵۱/۱	۰/۰۵	۵۴/۲	۰	مدل سوم
۴۱/۶	۳۵/۷	۳۲/۹	۰/۶۲	۲۲/۰	۱	

نتایج حاکی از وجود یک بردار هم‌انباشتگی در مدل اول و سوم و دو رابطه هم‌انباشتگی در مدل دوم می‌باشد.

۴-۵. تخمین مدل تصحیح خطای برداری

به دلیل وجود روابط هم‌انباشتگی بین متغیرها از مدل تصحیح خطای برداری استفاده می‌کنیم. شکل کلی مدل تصحیح خطای برداری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \epsilon_0 + \epsilon_t + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \\ \Gamma_i &= -(A_{i+1} + \dots + A_p), \quad \Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p), \\ i &= 1, \dots, p-1 \end{aligned} \quad (۴)$$

در فرم تصحیح خطای برداری، Δy_t فاقد روند تصادفی است و با تفاضل‌گیری مانا شده است و Πy_{t-1} شامل روابط همگرایی است. Γ_i ها پارامترهای کوتاه‌مدت و Πy_{t-1} بخش بلندمدت مدل می‌باشد.

۵-۵. مدل تصحیح خطای برداری جزئی

یکی از ایرادهای اصلی مدل‌های VAR و VECM زیادبودن ضرایب تخمین زده شده است. زیادبودن ضرایب تخمین زده شده، موجب می‌شود بیشتر ضرایب تخمین زده شده در این مدل‌ها، از نظر آماری تفاوتی با صفر نداشته باشند و در نتیجه پیش‌بینی‌های ضعیف‌تر (فاصله اطمینان بزرگ‌تر برای پیش‌بینی‌ها) و تخمین‌های غیردقیق برای شوک‌های آنی و اجزای واریانس خطای پیش‌بینی داشته باشیم. اگر این ضرایب بی‌معنا از لحاظ آماری را از مدل‌هایمان حذف کنیم، تخمین‌های به مراتب بهتر و دقیق‌تری به دست خواهیم آورد. بدین منظور بر پارامترهای کوتاه‌مدت قید وارد می‌کنیم. به مدل‌های حاصل، تصحیح خطای برداری جزئی گفته می‌شود. روش‌های مختلفی در ادبیات اقتصادسنجی برای اجرای این مدل‌ها بیان شده است که مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از:

- حذف کامل ماتریسی^۱ (Penm and Terrell, 1982)

1- Elimination of Complete Matrices

- روش حذف رگرسورهای پی در پی^۱ (Brueggemann and Leutkepohl, 2000)
- استراتژی پایین به بالا^۲
- استراتژی بالا به پایین^۳

۵-۶. استراتژی بالا به پایین

ما در این مقاله از استراتژی بالا به پایین استفاده می‌نماییم. در این روش، از یک مدل با وقفه مشخص که از طریق روش‌های تشخیص وقفه مناسب مانند آکائیک به دست آمده استفاده می‌شود. فرض می‌کنیم K معادله به تعداد K متغیر درونزا داریم. در هر یک از این معادلات ضرایب به صورت مجزا در هر K معادله حذف می‌شوند. اگر آخرین معادله را به صورت زیر بنویسیم:

$$y_{kt} = \epsilon_k + \Gamma_{k,1,1} y_{1,t-1} + \dots + \Gamma_{k,K,1} y_{K,t-1} + \dots + \Gamma_{k,1,p} y_{1,t-p} + \dots + \Gamma_{k,K,p} y_{K,t-p} + u_{kt} \quad (5)$$

هدف ما یافتن محدودیت‌های صفر برای ضرایب این معادله است به طوری که معیار انتخاب مدل مانند آکائیک یا شوارتز را حداقل نماید.^۴ بدین منظور، معادله به

1- Sequential Elimination of Regressors

2- Bottom-Up Strategy

3- Top-Down Strategy

۴- برای توصیف مفهوم حداقل کردن معیارهای گفته شده، فرض کنید داشته باشیم

$$y_t = \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_n x_{nt} + u_t, \quad t = 1, \dots, T$$

برای سادگی، تمام متغیرهای سمت راست را با x_{kt} نمایش می‌دهیم که شامل روابط هم‌انباشتنگی، متغیرهای برونزا و اجزای مشخصه می‌باشد. مجموعه بهینه‌ای از رگرورها طوری انتخاب می‌شوند که معیار انتخاب مدل را با شکل کلی زیر، حداقل سازند.

$$CR(i_1, \dots, i_n) = \log(SSE(i_1, \dots, i_n)/T) + c_i n / T$$

در این رابطه $SSE(i_1, \dots, i_n)$ ، مجموع مربعات خطاهاست و c_i مقداری است که معیار موردنظر را مشخص می‌سازد و می‌تواند مقادیر زیر را اختیار کند. به ترتیب اولی برای آکائیک،

$$c_i = \begin{cases} 2 & \text{دومی حنان - کوئین و سومی معیار شوارتز} \\ 2 \log \log T \\ \log T \end{cases}$$

روش LS تخمین زده می‌شود و معیار مورد نظر محاسبه می‌شود. سپس آخرین ضریب ($\Gamma_{kK,p}$) مساوی صفر قرار می‌گیرد، یعنی $y_{K,t-p}$ از مدل حذف شده و مدل دوباره به همان روش قبلی تخمین زده می‌شود و بار دیگر معیار مورد نظر محاسبه می‌گردد و دو حالت خواهیم داشت:

- اگر معیار محاسبه شده در آخرین مرحله بزرگ‌تر از معیار محاسبه شده در مرحله اول باشد، تغییری را که حذف کرده‌ایم دوباره به مدل بازمی‌گردانیم و نباید آن را حذف کرد.

اگر معیار محاسبه شده در آخرین مرحله کوچک‌تر از معیار محاسبه شده در مرحله اول باشد، آنگاه آن متغیر باید از مدل حذف گردد، تا مدل بهتری داشته باشیم.

سپس متغیر دومین از آخر را مورد بررسی قرار می‌دهیم یعنی $\Gamma_{k,K-1,p}$ را مساوی صفر قرار داده و امکان حذف $y_{K-1,t-p}$ را بررسی کرده و دوباره همان مراحل بالا را تکرار می‌کنیم. در واقع این روش به طور الگوریتمی از کل به جزء برای تمام عناصر موجود در مدل تکرار می‌شود. نکته فقط در آن است که در مورد مدل تصحیح خطای برداری تنها مضارب رابطه هم‌انباشتگی است که مورد بررسی قرار می‌گیرد (Lutkepohl, 2005,206).

۷-۵. آزمون برقراری قیود

جهت کسب اطمینان از اینکه قیود به درستی وارد مدل شده‌اند، از آماره LR استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، برقراری قیود و فرضیه مقابل عدم برقراری قیود وارد شده بر مدل می‌باشد. این آزمون دارای توزیع کای - دو با درجه آزادی برابر با تعداد قیود می‌باشد. نتایج، حاکی از برقراری قیود کوتاه‌مدت در هر سه مدل می‌باشد. قیود وارد شده در پیوست آخر مقاله گزارش شده است.

جدول ۳. آزمون برقراری قیود

درجه آزادی	P-VAL	آماره LR	مدل
۲۷	۰/۹۶	۱۵/۶	مدل اول
۲۸	۰/۹۸	۱۴/۲	مدل دوم
۲۴	۰/۷۴	۱۹/۱	مدل سوم

۸-۵. تابع عکس‌العمل آنی

از تابع عکس‌العمل آنی برای بررسی روابط پویای بین متغیرهای موجود در سیستم استفاده می‌شود. هر سیستم دلخواه از مدل VAR یا VECM را پس از اینکه اجزای مشخصه آن را حذف کنیم، می‌توانیم به شکل زیر بنویسیم:

$$y_t = \Phi_0 u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots \quad (۶)$$

این شکل نمایش، که متغیرها به صورت تابعی از اجزای اخلاص مدل در نظر گرفته می‌شوند، تحت عنوان «نمایش میانگین متحرک والد»^۱ معروف است. در رابطه بالا داریم:

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, \quad s = 1, 2, \dots, \quad \Phi_0 = I_K \quad (۷)$$

ضرایب فرم نمایش والد به عنوان پاسخ سیستم به شوک‌های آنی در متغیرها تفسیر می‌شود. عامل (i, j) ماتریس Φ_s که تابعی از s می‌باشد، پاسخ مورد انتظار $y_{i,t+s}$ به تغییر در y_{jt} را نشان می‌دهد، البته با فرض اینکه تمامی مقادیر گذشته y_t ثابت باشد. از آنجا که تغییر در y_t با فرض $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$ به وسیله اختلالات u_{it} اندازه‌گیری می‌شود، عناصر ماتریس Φ_s پاسخ‌های آنی اجزای y_t نسبت به u_t را نشان می‌دهد.

1- Wold Moving Average (MA) Representation

۹-۵. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی^۱

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی یکی از ابزارهای متداول در تفسیر مدل‌های VAR یا VECM می‌باشد. خطای پیش‌بینی برای h دوره به جلو در این مدل‌ها عبارت است از:

$$y_{T+h} - y_{T+h|T} = u_{T+h} + \Phi_1 u_{T+h-1} + \dots + \Phi_{h-1} u_{T+1} \quad (۸)$$

حال اگر این عبارت را بر حسب v بنویسیم خواهیم داشت:

$$y_{T+h} - y_{T+h|T} = \Psi_0 v_{T+h} + \Psi_1 v_{T+h-1} + \dots + \Psi_{h-1} v_{T+1} \quad (۹)$$

در اینجا $\Psi_i = \Phi_i B$ ، حال اگر ij عنصر Ψ_n را با $\mathbb{E}_{ij,n}$ نشان دهیم، k آمین عامل بردار خطای پیش‌بینی عبارت است از:

$$y_{T+h} - y_{T+h|T} = \sum_{n=0}^{h-1} (\mathbb{E}_{k1,n} v_{1,T+h-n} + \dots + \mathbb{E}_{kK,n} v_{K,T+h-n}) \quad (۱۰)$$

با فرض آنکه v_{kt} ها به طور همزمان و به صورت سریالی ناهمبسته باشند، واریانس خطای پیش‌بینی به صورت زیر خواهد بود.

$$\dagger^2(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\mathbb{E}_{k1,n}^2 + \dots + \mathbb{E}_{kK,n}^2) = \sum_{j=0}^K (\mathbb{E}_{kj,0}^2 + \dots + \mathbb{E}_{kj,h-1}^2) \quad (۱۱)$$

عبارت $(\mathbb{E}_{kj,0}^2 + \dots + \mathbb{E}_{kj,h-1}^2)$ به عنوان مشارکت متغیر j در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی h دوره به جلو متغیر k تفسیر می‌شود. اگر طرفین معادله بالا را بر $\dagger^2(h)$ تقسیم کنیم، مشارکت متغیر j در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی h دوره به جلو متغیر k ام را به صورت درصد به ما خواهد داد.

$$\check{S}_{kj}(h) = (\mathbb{E}_{kj,0}^2 + \dots + \mathbb{E}_{kj,h-1}^2) / \dagger_k^2(h) \quad (۱۲)$$

در واقع یکی از کاربردهای اصلی تجزیه خطای پیش‌بینی، یافتن میزان تغییرات توضیح داده شده هر متغیر است که توسط تغییرات سایر متغیرها صورت گرفته است.

۵-۱۰. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس

بین سه متغیری که به عنوان ابزار سیاست پولی مورد بررسی قرار گرفتند، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی نسبت به دو متغیر دیگر یعنی بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها و نسبت سپرده قانونی، توانایی ایجاد تغییر بیشتری در کوتاه‌مدت (شوگ) بر شاخص سهام دارد. شوکی به اندازه یک انحراف معیار در لگاریتم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، لگاریتم بدهی بخش خصوصی به سیستم بانک‌ها و نسبت سپرده قانونی به ترتیب باعث ۰/۰۴، ۰/۰۳ و ۰/۰۲۲ انحراف معیار شوگ در لگاریتم شاخص قیمتی سهام می‌گردد.

از نظر مدت زمان اثرگذاری، شوگ وارده به بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها، به مدت کمتری (۱۶ دوره) نسبت به سپرده قانونی و متغیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (۲۰ دوره)، شاخص سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از نظر شدت اثرگذاری، پس از ۸ دوره، از شدت اثرات تغییر در نسبت سپرده قانونی و بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها کاسته می‌شود، ولی شدت اثرات بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی تا ۱۲ دوره، همچنان بالا خواهد بود.

شوگ‌های ایجادشده از جانب نسبت سپرده قانونی، اثرات معکوس بر شاخص قیمتی سهام دارد. این اثرات، معقول هستند از آنجا که انتظار بر آن است که با افزایش نسبت سپرده قانونی و افزایش حجم پول، باعث افزایش تقاضا برای سهام شده و قیمت‌های سهام بالا رود، شوک‌های ایجادشده از طرف دو متغیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها اثر مثبت بر شاخص سهام دارد. زیرا با افزایش این متغیرها، نقدینگی در جامعه زیاد شده و در نتیجه، تقاضا و قیمت‌های سهام بالا خواهد رفت.

اثرات افزایش حجم نقدینگی بر شاخص سهام مثبت است. این رفتار مؤید انتظارات تئوریک مطرح شده در مبانی نظری، مبنی بر اثرات مثبت افزایش در حجم نقدینگی در افزایش شاخص قیمت سهام است. در هر سه مدل، شاخص قیمت مسکن، اثرات منفی بر شاخص قیمت سهام دارد که بر نقش جانشینی مسکن با سهام و تأیید نظریه جانشین بودن این دو طبق انتظارات تئوریک دلالت می‌کند. در مورد اثرات نرخ ارز بر شاخص سهام نمی‌توان اظهار نظر قطعی کرد، زیرا تغییرات آن، در مدل اول اثرات نوسانی در جهات مختلف بر شاخص سهام دارد؛ در حالی که در مدل دوم اثر منفی و در مدل سوم اثر مثبت بر شاخص قیمت سهام مشاهده می‌شود.

اثرات تغییر در شاخص قیمتی سهام باعث تغییرات مثبت در آن در دوره‌های آتی خواهد شد. این مسأله مبین آن است که افزایش در شاخص سهام، افراد را به سرمایه‌گذاری در این بخش متقاعد می‌کند و با جاری شدن سرمایه‌ها به بازار بورس، تقاضا برای خرید سهام افزایش یافته و در نتیجه قیمت‌ها افزایش می‌یابد.

در ادامه به بررسی نتایج تجزیه واریانس می‌پردازیم. طبق نتایج تجزیه واریانس در کوتاه‌مدت، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی بیشتر از دو متغیر دیگر توانایی توضیح خطای پیش‌بینی شاخص سهام را دارد. به طوری که در ۴ دوره، ۴ درصد خطای پیش‌بینی شاخص سهام را توضیح می‌دهد. این در حالی است که دو متغیر نسبت سپرده قانونی و بدهی بخش غیردولتی به بانک مرکزی در ۴ دوره تنها می‌توانند یک درصد خطای پیش‌بینی شاخص سهام را توضیح دهند. در بلندمدت نیز، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی همچنان توانایی بالایی در توضیح‌دهندگی تغییرات شاخص قیمتی سهام دارد، به طوری که این متغیر می‌تواند ۷ درصد تغییرات شاخص سهام را توضیح دهد. از میان دو متغیر دیگر، بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها ۴ درصد و نسبت سپرده قانونی تنها ۲ درصد از تغییرات شاخص قیمتی سهام را در بلندمدت توضیح می‌دهند. در میان سایر متغیرها، شاخص قیمت مسکن، حجم نقدینگی و نرخ ارز به ترتیب بیشترین اثرگذاری را بر بازار سهام دارند. نرخ ارز با

توضیح‌دهندگی کمتر از یک درصد، کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. نقش خود تغییرات شاخص قیمت در توضیح‌دهندگی تغییرات خود، بسزا بوده و تقریباً در هر سه مدل، ۷۵ درصد تغییرات خود را در افق بلندمدت توضیح می‌دهد. این رفتار نشانگر آن است که این متغیر به شدت تحت تأثیر تغییرات خود و شرایط بازار بورس می‌باشد.

۶. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مقاله، تلاش گردید اثر تغییرات سیاست پولی بر تغییرات شاخص قیمتی سهام با داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۰ تا فصل سوم ۱۳۸۹ بررسی شود. از نسبت سپرده قانونی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها، به عنوان ملاک سنجش سیاست پولی استفاده شد. طبق تجزیه و تحلیل شوک‌های سیاست پولی، عکس‌العمل شاخص قیمتی سهام در مقابل تغییرات نسبت سپرده قانونی معکوس است، یعنی با کاهش نسبت سپرده قانونی، شاخص سهام با رشد مواجه می‌شود و با افزایش آن، کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، کاهش نسبت سپرده قانونی باعث افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها شده و با رشد عرضه پول، تقاضا برای سهام افزایش می‌یابد و شاخص قیمت بازار بیشتر خواهد شد.

افزایش در دو متغیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها، هر دو، نشانه‌ای از افزایش حجم نقدینگی در اقتصاد بود. افزایش در هر دو متغیر، که به منزله سیاست پولی انبساطی است، باعث افزایش شاخص قیمتی سهام می‌شود. بررسی شوک‌های ناشی از تغییر نقدینگی نیز، حاکی از اثرات مثبت آن بر شاخص سهام در هر سه مدل می‌باشد.

بررسی شوک‌های وارده از شاخص قیمت مسکن از نظر جهت تأثیرگذاری نیز به ما نشان می‌دهد که در هر سه مدل، اثر شوک‌های وارده از شاخص قیمت مسکن بر شاخص قیمت سهام منفی است. بنابراین تغییرات مسکن و رونق در این بخش باعث

ایجاد اثرات منفی و کاهشی بر سهام می‌شود و دلالت بر جانشین‌بودن این دو در سبد دارایی افراد در کوتاه‌مدت دارد. متغیر دیگر واردشده در مدل، نرخ ارز بود که با توجه به عکس‌العمل‌های شاخص قیمتی سهام نسبت به تغییرات نرخ ارز که در مدل‌های مختلف متفاوت بوده، نمی‌توان در مورد اثر تغییرات نرخ ارز بر تغییرات شاخص قیمتی سهام اظهارنظر قطعی نمود. شاخص قیمت سهام، خود بیشترین میزان از تغییرات خود را توضیح می‌دهد که نشان‌دهنده اثرپذیری سهام از تغییرات رخ داده در این بازار می‌باشد؛ هرچند که سایر متغیرها، از جمله متغیرهای سیاست پولی نیز بر آن اثرگذار می‌باشد.

اهمیت کاربرد سیاست‌های پولی در زمینه بازار بورس بیشتر به مواجهه با حباب‌های بازار دارایی و جلوگیری از وقوع بحران‌های مالی مرتبط می‌باشد. همان‌طور که بیان شد، سیاست پولی با شاخص قیمت سهام در ایران رابطه مستقیم دارد به طوری که سیاست پولی انبساطی با رونقی که در فعالیت‌های اقتصادی و حجم پول در گردش ایجاد می‌نماید باعث افزایش تقاضا برای دارایی‌ها، از جمله سهام، و افزایش قیمت آن در بورس می‌گردد و به عکس. از این رابطه مستقیم برای اثرگذاری بر شاخص سهام استفاده می‌شود. بخصوص زمانی که قیمت دارایی‌ها به صورت حبابی بالا می‌رود و احتمال وقوع بحران مالی در بازار وجود دارد، می‌توان با به‌کارگیری سیاست پولی انقباضی و کاهش حجم پول در گردش از وقوع آن جلوگیری کرد.

بین سه ابزاری که از آنها برای بررسی اثرگذاری سیاست پولی استفاده شد، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی توانایی بالاتری در اثرگذاری بر فعالیت‌های اقتصادی، بخصوص بازار سهام دارد. بنابراین توصیه می‌شود که در مواقع بحران، بانک مرکزی با به‌کارگیری سیاست‌های پولی انقباضی، اعطای تسهیلات به بانک‌ها را محدود نماید تا با کاهش قدرت وام‌دهی و خلق پول بانک‌ها و در نتیجه کاهش عرضه پول، نقش مهمی را در مقابله با بحران‌های مالی ایفا نماید. علاوه بر این، کاهش بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها با محدود کردن اعطای تسهیلات به بخش خصوصی از

طریق قوانین و مقررات و بخشنامه‌ها و همچنین افزایش نسبت سپرده قانونی در اجرای سیاست پولی انقباضی مؤثر خواهد بود.

پیوست:

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای سطح و تفاضل متغیرها

نام متغیر	آماره ADF	سطح ۵٪	نام متغیر	آماره ADF	سطح ۵٪
LS	۲/۵۷	-۳/۴۶	D(LS)	-۴/۷۴	-۲/۸۹
LM	-۱/۸۹	-۳/۴۶	D(LM)	-۶/۶۵	-۲/۸۹
LHOME	-۱/۰۳	-۳/۴۶	D(LHOME)	-۳/۴۱	-۲/۸۹
LE	-۱/۱۵	-۳/۴۶	D(LE)	-۸/۶۵	-۲/۸۹
LBDCB	-۱/۸۵	-۳/۴۶	D(LBDCB)	-۱۰/۰۵	-۲/۸۹
RR	-۲/۲۵	-۳/۴۶	D(RR)	-۱۱/۰۱	-۲/۸۹
LPSDTB	-۱/۹۵	-۳/۴۶	D(LPSDTB)	-۴/۱۰	-۲/۸۹

آزمون ریشه واحد در مورد خود متغیرها در حالت وجود روند و عرض از مبدأ و در مورد تفاضل آنها در حالت وجود عرض از مبدأ صورت پذیرفته است.

جدول ۵. تعیین وقفه بهینه در مدل اول

تعداد وقفه	خطای پیش‌بینی نهایی	آکانیک	شوارتز	حنان - کوئین
۰	۵/۹۷e-۰/۸	-۲/۴۴۴۱۵۳	-۲/۲۸۹۶۵۴	-۲/۳۸۲۴۶۳
۱	۳/۱۵e-۱۶	-۲۱/۵۰۶۰۴	-۲۰/۵۷۹۰۴	-۲۱/۱۳۵۹
۲	۱/۱۲e-۱۶*	-۲۲/۵۴۹۷۹*	-۲۰/۸۵۰۳۰*	-۲۱/۸۷۱۲۰*
۳	۱/۴۶e-۱۶	-۲۲/۳۰۵۶۷	-۱۹/۸۳۳۶۸	-۲۱/۳۱۸۶۳

جدول ۶. تعیین وقفه بهینه در مدل دوم

تعداد وقفه	خطای پیش‌بینی نهایی	آکائیک	شوارتز	حنان - کوئین
۰	۱/۰۴e-۰/۶	۰/۴۱۰۹۲۷	۰/۵۶۵۴۲۷	۰/۴۷۲۶۱۷
۱	۵/۷۲e-۱۵	-۱۸/۶۰۷۴۴	-۱۷/۶۸۰۴۵*	-۱۸/۲۳۷۳۱
۲	۲/۷۷e-۱۵*	-۱۹/۳۴۲۲۲*	-۱۷/۶۴۲۷۳	-۱۸/۶۶۳۶۴*
۳	۳/۶۱e-۱۵	-۱۹/۰۹۹۱۶	-۱۶/۶۲۷۱۷	-۱۸/۱۱۲۱۲

جدول ۷. تعیین وقفه بهینه در مدل دوم

تعداد وقفه	خطای پیش‌بینی نهایی	آکائیک	شوارتز	حنان - کوئین
۰	۵/۱۳e-۰/۷	-۰/۲۹۳۶۸۷	-۰/۱۳۹۱۸۸	-۰/۲۳۱۹۹۷
۱	۱/۱۷e-۱۵	-۲۰/۱۹۸۲۹	-۱۹/۲۷۱۳۰	-۱۹/۸۲۸۱۵
۲	۳/۲۸e-۱۶*	-۲۱/۴۷۵۷۰*	-۱۹/۷۷۶۲۱*	-۲۰/۷۹۷۱۱*
۳	۳/۵۱e-۱۶	-۲۱/۴۳۰۶۶	-۱۸/۹۵۸۶۷	-۲۰/۴۴۳۶۲

جدول ۸. تجزیه واریانس مدل اول

دوره	RR	LM	LHOME	LE	LS
۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰	۰	۰/۹۷
۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰	۰/۰۱	۰/۹۶
۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۹۴
۴	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۹۲
۵	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۹۰
۱۰	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۸۲
۲۰	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۰۱	۰/۷۴
۳۰	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۲۰	۰/۰۱	۰/۷۳

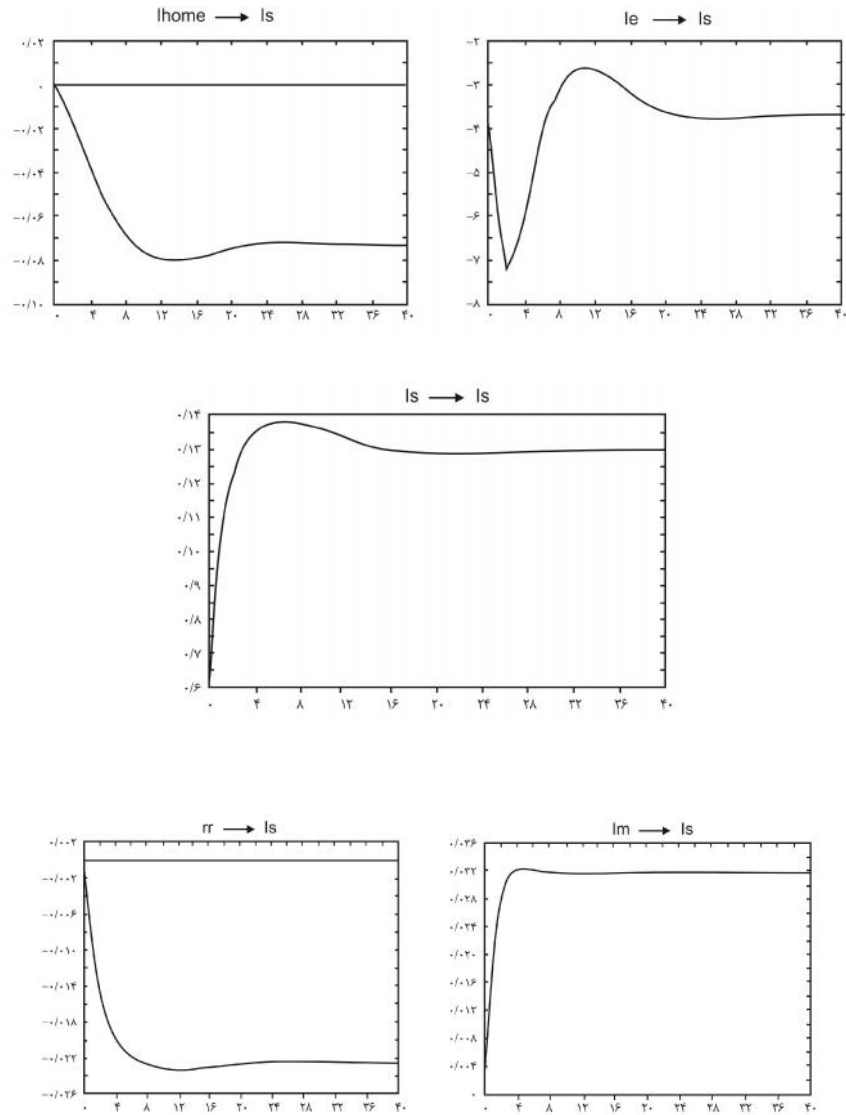
جدول ۹. تجزیه واریانس در مدل دوم

LS	LE	LHOME	LM	LBDTCB	دوره
۰/۹۸	۰	۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۱
۰/۹۶	۰/۰۱	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۲
۰/۹۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۳
۰/۹۰	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۴	۴
۰/۸۹	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۴	۵
۰/۸۲	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۰۵	۱۰
۰/۷۶	۰/۰۱	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۰۷	۲۰
۰/۷۶	۰/۰۱	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۰۷	۳۰

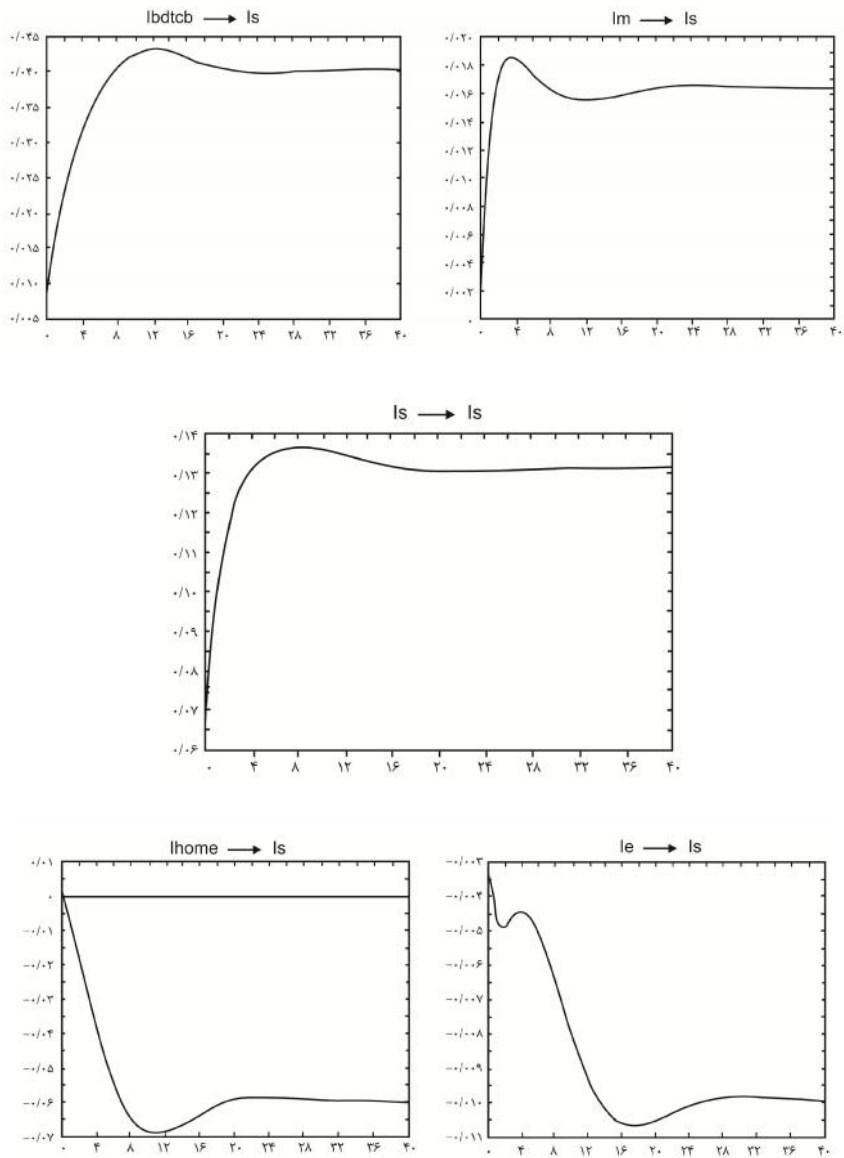
جدول ۱۰. تجزیه واریانس در مدل سوم

LS	LE	LHOME	LM	LPSDTB	دوره
۱	۰	۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱
۰/۹۷	۰/۰۱	۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۲
۰/۹۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۳
۰/۹۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۱	۴
۰/۸۸	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۲	۵
۰/۸۱	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۳	۱۰
۰/۷۵	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۴	۲۰
۰/۷۵	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۴	۳۰

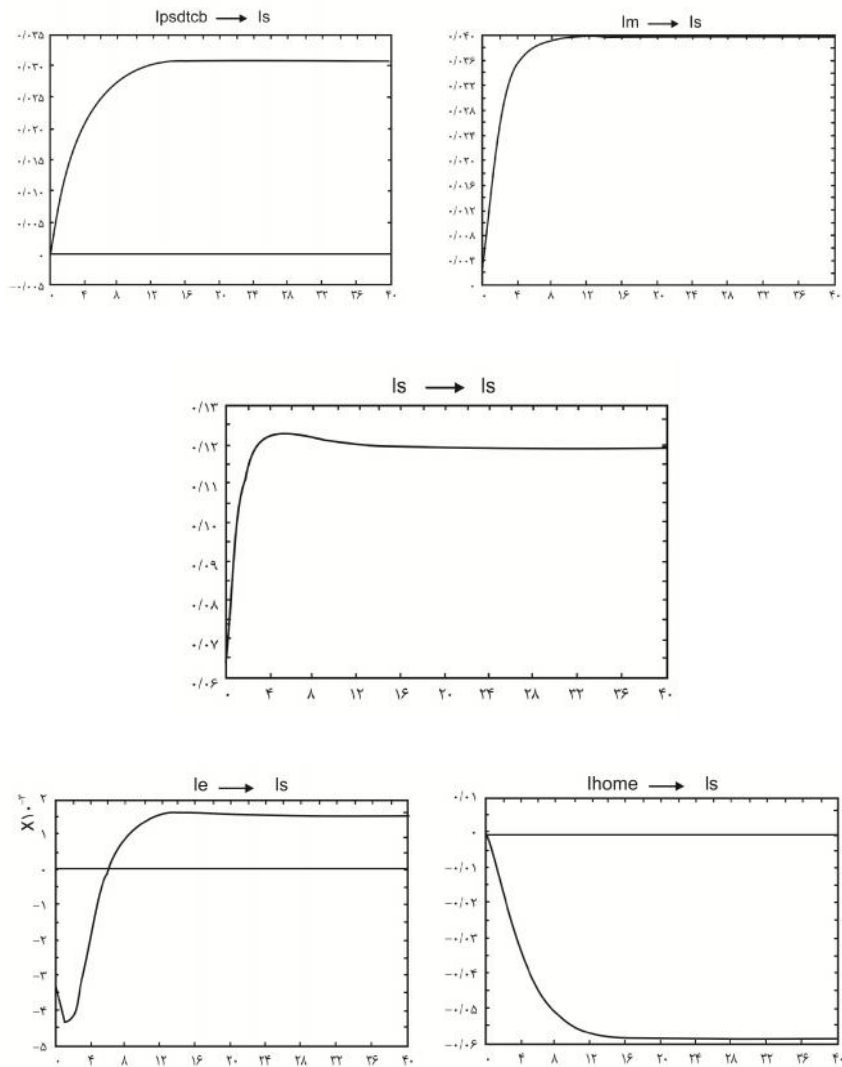
نمودار ۱. شوک‌های وارد شده بر شاخص قیمتی سهام در مدل اول



نمودار ۲. شوک‌های وارد شده بر شاخص قیمتی سهام در مدل دوم



نمودار ۳. شوک‌های وارد شده بر شاخص قیمتی سهام در مدل سوم



قیدهای واردشده بر مدل اول

$$\begin{pmatrix} d(ls)(t) \\ d(rr)(t) \\ d(lm)(t) \\ d(lhome)(t) \\ d(le)(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ * \\ * \\ * \\ 0 \end{pmatrix} (ec1(t-1)) + \begin{pmatrix} * & 0 & * & * & 0 \\ * & 0 & 0 & 0 & * \\ * & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d(ls)(t-1) \\ d(rr)(t-1) \\ d(lm)(t-1) \\ d(lhome)(t-1) \\ d(le)(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} * & * & * \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ds(t) \\ d74(t) \\ d72(t) \end{pmatrix}$$

قیدهای واردشده بر مدل دوم

$$\begin{pmatrix} d(ls)(t) \\ d(lbdtcb)(t) \\ d(lm)(t) \\ d(lhome)(t) \\ d(le)(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ * & * \\ * & 0 \\ * & * \\ * & * \end{pmatrix} (ec1(t-1)) + \begin{pmatrix} * & 0 & * & * & 0 \\ * & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d(ls)(t-1) \\ d(lbdtcb)(t-1) \\ d(lm)(t-1) \\ d(lhome)(t-1) \\ d(le)(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} * & * & * \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ds(t) \\ d74(t) \\ d72(t) \end{pmatrix}$$

قیدهای واردشده بر مدل سوم

$$\begin{pmatrix} d(ls)(t) \\ d(lpsdtcb)(t) \\ d(lm)(t) \\ d(lhome)(t) \\ d(le)(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ * \\ * \\ * \\ 0 \end{pmatrix} (ec1(t-1)) + \begin{pmatrix} * & 0 & * & * & 0 \\ * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d(ls)(t-1) \\ d(lpsdtcb)(t-1) \\ d(lm)(t-1) \\ d(lhome)(t-1) \\ d(le)(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} * & * & * \\ * & * & 0 \\ 0 & 0 & * \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ds(t) \\ d74(t) \\ d72(t) \end{pmatrix}$$

منابع و مأخذ

فارسی

- احمدپور، احمد؛ غلامی کیان، علیرضا و سلیم، فرشاد. (۱۳۸۶). *شاخص‌های بورس اوراق بهادار (با تأکید بر شاخص‌های قیمتی)*، انتشارات ترمه، تهران.
- اسلاملوئیان، کریم و زارع، هاشم. (۱۳۸۵). بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۹، ۱۷-۴۶.
- برزنده، محمد. (۱۳۷۶). *اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
- پیرایی، خسرو و شهسوار، محمدرضا. (۱۳۸۸). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران، *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۱، ۲۱-۳۸.
- جانستون، جک و دیناردو، جان. (۱۹۹۶). روش‌های اقتصادسنجی، ترجمه دکتر فریدون اهرابی و دکتر علی اکبر خسروی‌نژاد، انتشارات نور علم، ۱۳۸۸.
- جلالی نائینی، احمدرضا و قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۲). بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران، *تحقیقات مالی*، شماره ۵، ۳-۲۲.
- سازمان بورس اوراق بهادار، ماهنامه آماری سال‌های مختلف.
- شریفی رنایی، حسین؛ کمیجانی، اکبر و شهرستانی، حمید. (۱۳۸۸). بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری، *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۲، ۱۴۵-۱۷۶.

- کریمزاده، محمد. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی/ایران، شماره ۲۶، ۴۱-۵۴.
- نماگرهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۸۴). بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۰، ۱-۳۰.

انگلیسی

- Ahmed, K.; Barua, S. and Akhtaruzzaman. (2006). Effects of Monetary Policy on Price formation of Financial Assets: a Test for Bangladesh, Bangladesh bank, Research Department, Working Paper Series. *Working Paper* 0703.
- Bank of England. (1999). *The Transmission Mechanism of Monetary Policy*. London: Bank of England, The Monetary Policy Committee.
- Basistha, A. & Kurov, A. (2008). Macroeconomic Cycles and the Stock Market's Reaction to Monetary Policy. *Journal of Banking & Finance*. 32, (12) 2606-2616.
- Berdin, D., Hyde, S. & Reilly, G. (2005). UK Stock Returns & the Impact of Domestic Monetary Policy Shocks. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34, 872-888.
- Bernanke, B.S. & Mihov, I. (1998). Measuring Monetary Policy, *Quarterly Journal of Economics*. 113, 869-902.
- Bjornland, C. & Leitmo, H. (2005). Identifying the Interference between US Monetary Policy and the Stock Market, *Bank of Finland Research, Discussion Research*.

- Brueggemann R. & Leutkepohl, H. (2000). Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U.S. Monetary System, *Econometric Society World. Congress 2000 Contributed Papers* 0821.
- Crowder, J.W. (2006). the Interaction of Monetary Policy and Stock Returns, *Journal of Financial Research*, 29, (4), 523-535.
- Ehrmann, M. & Fratzscher, M. (2004). Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets. *European Central Bank, Working Paper Series*, 354.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill Companies.
- Hewson, M. & Bonga-Bonga, L. (2005). *The Effects of Monetary Policy Shocks on Stock Returns in South Africa: A Structural Vector Error Correlation Model*. University of Johannesburg, Department of Economics, June.
- Husain, F. & Mahmood, T. (1999). Monetary Expansion and Stock Returns in Pakistan, *The Pakistan Development Review*, 38, 769-776.
- Keran, M. (1971). Expectations, Money, and The Stock Market. *Federal Reserve Bank of Louis Review*.
- Kim, K. (2003). Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model, *Review of Financial Economics*, 12, 301-313.
- King, M. R. (2000). the Preferences of Institutional Investors for Macroeconomic Policy. *Working Paper Series of London School of Economics*.
- Kuttner, N. & Mosser, P.C. (2002). the Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions, *Economic Policy Review Federal Reserve Bank of New York*: 8,(1). 15-26.

-
- Lutkepohl, H. & Kratzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
 - Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
 - Mishkin, S.F. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *NBER Working Paper Series*, 5464.
 - Mishkin, S.F. (2001). The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. *NBER Working Paper Series*, 8617.
 - Okpara, G. (2010). Monetary Policy and Stock Market Returns: Evidence from Nigeria, *Journal of Economics*, 1,13-21.
 - Penm, J. H. W. & Terrell, R. D. (1982). On The Recursive Fitting of Subset Autoregressions. *Journal of Time Series Analysis*, 3, 43-59.
 - Sharp, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Considerations of Risk. *Journal of Finance*, 19,(3), 425-442.