

آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟

غلامرضا کشاورز حداد*

امید مهدوی**

تاریخ دریافت: ۸۳/۱۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱/۳۰

چکیده

تحقیقات انجام شده در کشورهای توسعه یافته به ویژه آمریکا نشان می‌دهد که بازار سهام نقش مهمی را در سازوکار سرایت سیاست پولی ایفا می‌کند موضوع مقاله حاضر نیز بررسی امکان ایفای این نقش توسط بازار سهام به عنوان کانالی مناسب برای سازوکار سرایت سیاست پولی در اقتصاد ایران است. با توجه به به کارگیری ابزارهای مستقیم سیاست پولی، متغیر شاخصی که نشان‌دهنده تغییرات سیاست پولی باشد، در اقتصاد ایران وجود ندارد. در نتیجه ارتباط بین تلاطم شرطی، واریانس شرطی بازده بازار سهام و تلاطم شرطی متغیرهای پولی (عرضه پول، M_1) در این مقاله مورد توجه قرار گرفته است. تلاطم شرطی با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی (ARCH) و واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته (GARCH) برآورد می‌شوند. همچنین ارتباط بین تلاطم شرطی متغیرها با استفاده از یک مدل VAR دو متغیره بررسی ani است. نتایج نشان می‌دهند که بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای سازوکار سرایت سیاست پولی نیست.

طبقه‌بندی JEL: E44، C22.

کلید واژه: بازده سهام، عرضه پول (M_1)، مدل‌های ARCH و GARCH، تلاطم شرطی (واریانس شرطی).

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.
** کارشناس ارشد اقتصاد.

۱- مقدمه

اقتصاددانان کلان تمایل دارند که تأثیر پول و سیاست‌های پولی را بر قیمت‌های واقعی سهام بررسی کنند. این امر باعث شده که تحقیق‌های زیادی در بازارهای مالی توسعه یافته صورت پذیرد. در تحقیق‌هایی که اثر سیاست پولی بر بازده بازار سهام را بررسی کرده‌اند، چند متغیر که نشان‌دهنده سیاست پولی باشند، استفاده شده‌اند، که می‌توان به متغیرهای عرضه پول (M_1)، نرخ تنزیل، تغییر در نرخ وجوه فدرال و عملیات بازار باز اشاره کرد.

پیرس و رولی^۱ (۱۹۸۳) واکنش قیمت‌های سهام به اعلام‌های^۲ پیش‌بینی نشده عرضه پول را با استفاده از داده‌های هفتگی برای اقتصاد آمریکا طی دوره (۱۹۸۲-۱۹۷۷) آزمون کردند و وجود رابطه منفی در تفاضل تغییرات اعلام شده در موجودی پول و تغییرات انتظاری در موجودی پول و درصد تغییرات قیمت سهام را تأیید کردند. در مقاله‌ای دیگر پیرس و رولی (۱۹۸۵) اثر تغییرات تولید، تورم، پول پیش‌بینی نشده و تغییرات در نرخ تنزیل را بر قیمت سهام برای دوره (۱۹۸۲-۱۹۷۷) بررسی کردند. آنها دریافتند که شوک‌های تولید و تورم اثر جزئی بر قیمت‌های سهام داشته و شوک‌های پولی و تغییرات در نرخ تنزیل^۳ یک اثر منفی معنادار بر قیمت‌های سهام دارد. ترهان^۴ (۱۹۹۵) اثر عملیات بازار باز فدرال رزرو را بر قیمت دارایی‌های مالی برای دوره (۱۹۸۴-۱۹۷۹) در اقتصاد آمریکا بررسی کرد (این مطالعه به‌طور اساسی به نرخ‌های بهره توجه دارد) و شواهدی پیدا کرد که فدرال رزرو می‌تواند بر قیمت‌های سهام تأثیر بگذارد. نکته مهمی که در این تحقیق مشاهده می‌شود اینست که استفاده از عرضه پول (M_1) به عنوان نماینده سیاست پولی نتایج کاملاً متفاوتی را در مقایسه با حالتی که از ابزار نرخ بهره استفاده می‌شود، ایجاد می‌کند. به‌طوری‌که نتایج به‌دست

1- Pearce & Roley.

2- Announcements.

3- Discount Rate.

4- Tarhan.

آمده از تحقیق ترهان کاملاً متفاوت از تحقیقات پیرس و رولی و دیگران است. این تحقیق اثر منفی سیاست پولی انبساطی را بر قیمت سهام تأیید نمی‌کند. ”مشکل استفاده از M_1 اینست که احتمال دارد، تغییرات در آن به‌جای این‌که نشان‌دهنده تغییرات در عرضه پول باشد، نشان‌دهنده تغییرات در تقاضای پول باشد. در این صورت همچنان‌که کنینزین‌ها پیشنهاد می‌کنند یک شوک مثبت در تقاضای پول باعث می‌شود که عاملان؛ انتظار یک سیاست پولی انقباضی را داشته باشند که این امر منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود.“^۱

در اواخر دهه ۹۰ میلادی تعدادی از محققان از تحلیل خود رگرسیون برداری^۲ (VAR) برای بررسی ارتباط بین سیاست پولی و بازده بازار سهام استفاده کردند. چنانچه توربیک^۳ (۱۹۹۷) یک مدل (۶) VAR را برای دوره (۱۲: ۱۹۹۰ - ۱): (۱۹۶۷) اقتصاد آمریکا برآورد کرد و از متغیرهای نرخ وجوه فدرال^۴، ذخایر غیراستقراضی^۵ و شاخص B&M^۶ به‌عنوان متغیر سیاست پولی استفاده کرد. او دریافت که سیاست پولی انبساطی (اندازه‌گیری شده به‌وسیله هر یک از این متغیرها) اثری مثبت بر بازده بازار سهام دارد. پاتلیس^۷ (۱۹۹۷) پیش‌بینی بازده سهام را با استفاده از شاخص‌های سیاست پولی برای اقتصاد آمریکا مطالعه کرد و از متغیرهای پولی شامل نرخ وجوه فدرال، تفاوت بین نرخ وجوه فدرال و اوراق قرضه ده ساله، تفاوت بین بازده بر روی اسناد تجاری^۸ شش ماهه و اسناد خزانه^۹ شش ماهه، میزان ذخایر غیراستقراضی و شاخص استرونگین (سهام رشد ذخایر غیراستقراضی از کل ذخایر) برای دوره (۱۱: ۱۹۹۴ - ۳: ۱۹۶۲) استفاده کرد. این تحقیق نیز رابطه مثبت بین بازده بازار سهام و سیاست پولی انبساطی را تأیید

1- [26], 500.

2- Vector Auto Regression.

3- Thorbecke.

4- Federal Fund Rate.

5- Non Borrowed Reserves.

6- Bochen and Mill's, 1995.

7- Patelis.

8- Commercial Paper.

9- Treasury Bills.

کرد. همچنین لسترپس^۱ (۱۹۹۸) واکنش کوتاه‌مدت نرخ‌های بهره و قیمت‌های سهام به شوک‌های عرضه پول در کشورهای عضو G7 و هلند را بررسی کرد و از یک مدل VAR شامل متغیرهای نرخ بهره بلندمدت، تولید واقعی، شاخص قیمت‌های واقعی سهام، مانده واقعی پول و موجودی اسمی پول برای دوره (۱۲): ۱۹۹۳ - ۱: ۱۹۶۰) استفاده کرد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که شوک‌های عرضه پول اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت‌های واقعی سهام برای همه کشورها به جز انگلستان و فرانسه دارد. بنابراین او نتایج قبلی توربیک و پاتلیس را با استفاده از روشی متفاوت برای شوک‌های سیاست پولی تأیید کرد.

به‌طور کلی نتایج حاصل از تحقیقات در کشورهای توسعه یافته، رابطه مثبت بین بازده بازار سهام و سیاست پولی انبساطی را تأیید کرده است. اگر سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق بازار سهام در اقتصاد وجود داشته باشد، دو مزیت عمده در اقتصاد به‌وجود می‌آید. نخست آن‌که نوسان در قیمت‌های سهام، مصرف و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این امر باعث می‌شود که بهره‌وری بنگاه‌ها و رشد اقتصادی تحت تأثیر قرار گیرند. دوم؛ از آنجاکه بازارهای سهام مستعد به‌وجود آمدن حباب^۲ هستند، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند نوسان در قیمت‌های سهام را بررسی کنند و در صورت وجود حباب برای جلوگیری از آشفستگی در بازارهای مالی که باعث به‌وجود آمدن شکاف بین فعالیت‌های بخش واقعی و بخش مالی می‌شوند، در اقتصاد دخالت کنند. بنابراین سیاست پولی می‌تواند به‌عنوان یک اقدام احتیاطی که نوسانات شدید در قیمت دارایی‌ها را کاهش می‌دهد، ملاحظه شود.

واکنش بازارهای مالی به سیاست پولی به‌کارایی بازار و درجه توسعه یافتگی مؤسسات مالی بستگی دارد. در این تحقیق، با توجه به نوپا بودن بازار سهام در

1- Lastrapes.

۲- در ادبیات اقتصادی انحراف قیمت دارایی‌ها از قیمت تعادلی بلندمدت آنها را حباب گویند. در واقع هنگامی که قیمت یک دارایی با قیمت انتظاری آن در آینده تفاوت داشته باشد، بحث حباب در بازار مطرح می‌شود، ص ۴.

اقتصاد ایران کوشش می‌شود تا توانایی پیش‌بینی تلاطم شرطی^۱ موجود در بازده بازار سهام با استفاده از تلاطم شرطی موجود در متغیرهای پولی (عرضه پول) بررسی شود. تلاطم شرطی (واریانس شرطی) با استفاده از مدل‌های مشهور ARCH و GARCH برآورد می‌شوند. مزیت استفاده از واریانس شرطی (که به‌عنوان سنجشی از نوسان از آنها استفاده می‌شود) این است که در خلال زمان تغییر می‌کنند، در حالی که واریانس‌های غیرشرطی ثابت هستند. دلیل نظری برای چنین ارتباطی این است که قیمت سهام در زمان t به‌صورت مقدار جاری تنزیل شده، جریان نقدی آتی انتظاری^۲ بیان می‌شود، به‌عبارت دیگر:

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1} \sum_{k=1}^{\infty} D_{t+k} / (1 + R_{t+k})^k \quad (1)$$

که D_{t+k} سود سرمایه‌ای^۳ به‌اضافه سود نقدی^۴ پرداخت شده به‌سهام‌داران در دوره $t+k$ ، $\frac{1}{R_{t+k}}$ نرخ تنزیل برای دوره (بر اساس اطلاعات موجود در زمان $t-1$) و E_{t-1} انتظارات شرطی را نشان می‌دهد. در معادله فوق واریانس P_t در دوره $t-1$ به واریانس شرطی جریان نقدی آتی انتظاری و نرخ‌های تنزیل آتی و کواریانس شرطی بین آنها بستگی دارد. اگر فرض را بر ثابت بودن نرخ‌های تنزیل قرار دهیم، آنگاه واریانس شرطی قیمت سهام و جریان نقدی آتی انتظاری باید با هم متناسب باشند. از آنجا که سطح فعالیت بازار سهام، خود به‌فعالیت سالم اقتصاد وابسته است، عدم اطمینان درباره شرایط آتی متغیرهای اقتصاد کلان ممکن است، تغییرات متناسبی را در نوسان بازده بازار سهام سبب شود.

قسمت‌های مختلف این مقاله به‌صورت زیر تنظیم شده است. پس از ارائه مقدمه، ادبیات نظری موجود در خصوص سازوکار سرایت سیاست پولی از طریق بازار سهام ارائه می‌شود. در بخش سوم داده‌های استفاده شده و چارچوب تحلیل

1- Conditional Volatility.

2- Expected Future Cash Flow.

3- Capital Gain.

4- Dividend.

مورد بررسی قرار خواهند گرفت. قسمت چهارم به بررسی روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد. در قسمت پنجم تصریح مدل و نتایج تجربی، و سرانجام در قسمت ششم نتایج حاصل از مقاله ارائه می‌شود.

۲- بررسی قیمت دارایی‌ها در سازوکار انتقال پول

در ادبیات موجود سازوکار سرایت سیاست پولی، علاوه بر سازوکار سنتی سرایت سیاست پولی از طریق نرخ بهره، سه طبقه سازوکار سرایت از طریق قیمت دارایی‌ها وجود دارد که عبارتند از: ۱- قیمت‌های بازار سهام ۲- قیمت‌های دارایی‌های واقعی ۳- نرخ ارز. با توجه به موضوع این مقاله، نظریه‌های موجود در مورد بازار سهام در این قسمت بیان می‌شود.

۲-۱- اثر بازار سهام بر سرمایه‌گذاری^۱ (نظریه Q توبین)

نظریه Q توبین بیان می‌کند که چگونه سیاست پولی می‌تواند، از طریق ارزش‌گذاری سهام بر اقتصاد اثر بگذارد. توبین، Q را به‌عنوان ارزش بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند. اگر Q بالا باشد، قیمت بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه^۲ بیشتر می‌شود. بنابراین ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه‌ها ارزان 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 هزینه سرمایه‌گذاری بنگاه افزایش پیدا می‌کند؛ زیرا بنگاه می‌تواند مقدار زیادی کالاهای سرمایه‌ای جدید را با صرف مقدار کمی از سهام خریداری کند. در حالت عکس، زمانی که Q پایین باشد، بنگاه نمی‌تواند بر روی کالاهای سرمایه‌ای جدید هزینه کند؛ زیرا ارزش بازاری سهام نسبت به هزینه استفاده از سرمایه پایین است. حال این سؤال قابل طرح هست که چه ارتباطی بین Q

1- Stock Market Effects on Investment.

2- Replacement of Capital.

توبین و هزینه سرمایه‌گذاری وجود دارد. به عبارت دیگر چگونه سیاست پولی قیمت‌های سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ پاسخ آن به این صورت است؛ زمانی که عرضه پول افزایش پیدا می‌کند، عموم مردم در می‌یابند که پول بیشتری نسبت به آنچه که 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.^۱

۲-۲- اثر ثروت خانوار^۲

محققان در تحقیقات جدید بر روی سازوکار انتقال پول این حالت را بررسی کردند که چگونه ترازنامه خانوارها بر تصمیمات هزینه‌ای آنها اثر می‌گذارد. فرانکومودیلیانی نخستین اقتصاددانی بود که با استفاده از فرضیه سیکل زندگی مصرف، این مسأله را مورد بررسی قرار داد. همچنان که می‌دانیم مصرف هزینه انجام شده بر روی کالاهای بی‌دوام و خدمات است و شامل هزینه بر روی کالاهای با دوام 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. زمانی که قیمت سهام در نتیجه سیاست پولی انبساطی افزایش پیدا می‌کند، حجم ثروت مالی افزایش و این به نوبه خود منابع طول دوره زندگی مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد.^۳

1- [18], 647.

2- Household Wealth Effect.

3- [19], 4-5.

۳-۲- اثرات ترازنامه بنگاه‌ها^۱

کانال ترازنامه از وجود مشکلات اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی ناشی می‌شود. هر اندازه ثروت خالص بنگاه‌های تجاری کمتر باشد، مسأله مخاطرات اخلاقی^۲ و انتخاب معکوس^۳ در مورد وام‌دهی به بنگاه‌ها افزایش پیدا می‌کند. کاهش ثروت خالص نیز سبب می‌شود که 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 کمتری وجود دارد که بتوانند وام‌های خود را باز پس گیرند، کاهش ثروت خالص بنگاه‌ها منجر به کاهش وام دادن و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها می‌شود.^۴ 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 وام دادن، سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش تولید می‌شود؛ از این طریق فرایند انتخاب معکوس مخاطرات اخلاقی کاهش پیدا می‌کند.^۵

۴-۲- اثرات نقدینگی خانوار^۶

این دیدگاه از طریق اثر بر روی تمایلات مصرف‌کننده برای هزینه کردن نسبت به تمایل وام‌دهندگان برای وام دادن عمل می‌کند. هنگامی که یک شوک درآمدی منفی ایجاد شود، مصرف‌کنندگان مجبور خواهند شد که خانه و کالاهای با

1- Firm Balance-Sheet Effect.

2- Moral Hazard.

3- Adverse Selection.

۴- انتخاب بد در بازارهای مالی قبل از مبادله ظاهر می‌شود و آن زمانی بوجود می‌آید که قرض‌گیرندگان بالقوه‌ای که احتمال زیاد دارد به نتیجه نامطلوب برسند و وام جستجو می‌کنند، انتخاب شوند (افراد با ریسک اعتباری بالا) در این صورت قرض‌دهندگان ممکن است تصمیم بگیرند وام پرداخت نکنند، حتی اگر افراد با ریسک اعتباری پایین در بازار داشته باشند. اما مخاطرات اخلاقی در بازارهای مالی بعد از مبادله به وجود می‌آیند. به این صورت که قرض‌گیرندگان ممکن است وام‌ها را در فعالیتهایی به کار گیرند که از نظر قرض‌دهندگان نامطلوب است (از ابتدا تصمیم بر آن بوده که وام‌ها در فعالیتهای مطلوب به کار گرفته شود). بنا بر این احتمال زیاد دارد که وام پرداخت نشود. این امر نیز باعث می‌شود که قرض‌دهندگان وام پرداخت نکنند ([18], 35-36).

5- [12], 27-28.

6- Household Liquidity Effect.

دوامشان را بفروشند، تا میزان پول خود را افزایش دهند. در این حالت مصرف‌کنندگان انتظار یک زیان بزرگ را دارند، زیرا نمی‌توانند ارزش کامل دارایی‌هایشان را در فروش اضطراری به‌دست آورند. در مقابل، اگر مصرف‌کنندگان دارایی‌های مالی همچون پول در بانک، سهام و اوراق قرضه را نگهداری کنند، آنها می‌توانند آن را به‌سرعت به‌قیمت بازاری آن فروخته و نقدینگی خود را افزایش دهند. بنابراین اگر مصرف‌کنندگان با احتمال بالاتری انتظار دارند که دارایی‌هایشان دچار زیان مالی شود، نگهداری دارایی‌های با نقدینگی بالاتر (دارایی‌های مالی) را به‌دارایی‌های با نقدینگی کمتر (کالاهای با دوام و خانه) ترجیح می‌دهند. نکته قابل توجه در این دیدگاه اینست که ترازنامه مصرف‌کنندگان اثر مهمی بر روی برآورد احتمال زیان مالی^۱ دارد. به‌ویژه زمانی که نسبت دارایی‌های مالی به‌بدهی‌هایشان بالا باشد، برآورد احتمال زیان مالی پایین است. بنابراین مصرف‌کنندگان تمایل خواهند داشت که بیشتر بر روی کالاهای بادوام و خانه هزینه کنند. همچنین زمانی که به‌قیمت سهام افزوده می‌شود، ارزش دارایی‌های مالی افزایش پیدا می‌کند. به‌همین نحو هزینه بر روی کالاهای با دوام تولیدی افزایش پیدا می‌کند، زیرا مصرف‌کنندگان به‌دلیل برآورد احتمال کم زیان مالی از موقعیت مالی خود مطمئن هستند.^۲

۳- داده‌ها و چارچوب تحلیل

بررسی تغییرات، متغیرهای پولی و اعتباری در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که ابزارهای عمده بانک مرکزی برای اجرای سیاست پولی تغییر نرخ ذخیره قانونی (با روند صعودی)، ملزم کردن بانک‌های تجاری به‌خرید اوراق قرضه دولتی، تعیین سقف مجاز برای رشد اعتبارات بخش غیردولتی و تخصیص اعتبارات سیستم بانکی بین فعالیت‌های مختلف اقتصادی است.^۳ در نتیجه به‌دلیل عدم استفاده از

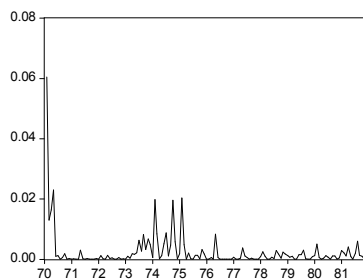
1- Likelihood of Financial Distress.

2- [19], 3-4.

نرخ تنزیل مجدد و عملیات بازار باز و استفاده از نرخ ذخیره قانونی و ابزارهای مستقیم سیاست پولی همانند سقف‌های اعتباری در ایران متغیر ویژه‌ای که نشان‌دهنده تغییرات سیاست پولی باشد، در اقتصاد ایران وجود ندارد. با عنایت به این محدودیت‌ها از متغیر حجم پول (M_1) به‌عنوان یکی از متغیرهای هدف پولی استفاده شده است.^۱ در ارتباط با بازده بازار سهام، با خرید اوراق سهام عادی (با هدف سرمایه‌گذاری)، درآمد سهامداران از دویخس سود نقدی (سود توزیع شده بین سهامداران) و سود سرمایه‌ای (حاصل از تقویت احتمالی قیمت سهام در بازار) به‌دست می‌آید. از آنجاکه در تحقیقات اقتصادی که ارتباط بین بازده سهام و متغیرهای اقتصادی را بررسی می‌کنند، نرخ رشد شاخص قیمت سهام به‌عنوان بازده مورد استفاده قرار می‌گیرد، در این مقاله نیز از نرخ رشد شاخص قیمت سهام (TEPIX) به‌عنوان متغیر نشان‌دهنده بازده سهام استفاده می‌شود. علاوه بر متغیرهای یاد شده، با توجه به نبود یک بازار سرمایه وسیع در اقتصاد ایران، شبکه بانکی کانال اصلی جذب پس‌انداز و تخصیص اعتبارات بانکی برای تأمین مالی هزینه‌های سرمایه‌گذاری است. همان‌طور که در قسمت قبل ذکر شد بر اساس نظریه کانال ترانزنامه، تغییرات قیمت سهام میزان اعتبارات پرداختی به‌بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه میزان اعتبارات پرداختی به‌بخش خصوصی (CPS) در مدل وارد شده است. همچنین در ایران ارز، به‌ویژه دلار، به‌عنوان یک دارایی مطرح است و نوسان بازار ارز بر ترکیب عاملان اقتصادی تأثیر می‌گذارد، به‌همین دلیل نرخ برابری دلار و ریال به‌عنوان یک دارایی جایگزین در مقابل دارایی‌های مالی و واقعی مطرح است. بنابراین ارتباط بین نرخ دلار در بازار آزاد (ER) و بازده بازار سهام نیز بررسی می‌شود. متغیرهای مورد مطالعه به‌صورت نرخ رشد استفاده می‌شوند و کلیه داده‌ها به‌صورت ماهیانه برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۰ جمع‌آوری شده است. با بررسی مربع نرخ رشد متغیرهای مورد مطالعه در نمودارهای (۱-۱) الی (۴-۱) مشاهده می‌شود که مربع نرخ رشد هر یک از

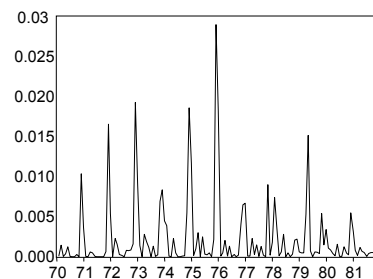
1- Hardouvelis, 1987, Hafer, 1986, Cornell, 1983, Lynge, 1981 and Berkman, 1978.

متغیرها تجمع شدن تلاطم^۱ را در طول زمان نشان می‌دهند که این امر حاکی از نوسان زیاد این متغیرها در طول دوره مورد مطالعه است. با توجه به این ویژگی‌ها تأثیر تلاطم شرطی (واریانس شرطی) موجود در متغیرهای نرخ رشد عرضه پول، نرخ رشد میزان اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی و نرخ رشد ارز بر تلاطم شرطی موجود در بازده بازار سهام (نرخ رشد شاخص قیمت سهام (TEPIX) بررسی می‌شود.



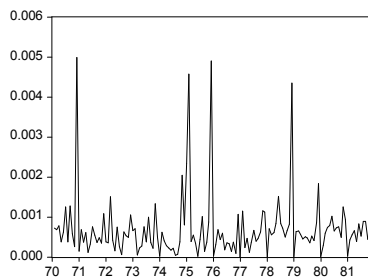
GTEPIX2

(۱-۱)



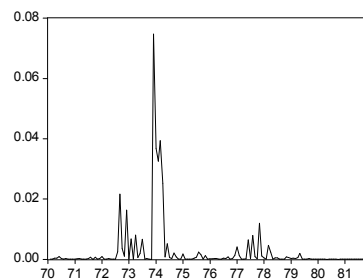
GM1

(۱-۲)



GCPS2

(۱-۳)



GER2

(۱-۴)

نمودار ۱- روند تغییرات مربع نرخ رشد متغیرهای مورد مطالعه در طول دوره

۱- منظور از تجمع شدن تلاطم یا خوشه ای شدن نوسان (Volatility Clustering) این است که تغییرات بزرگ (کوچک) در متغیرهای غیرقابل پیش‌بینی تمایل دارند که بوسیله تغییرات بزرگ (کوچک) از همان نوع دنبال شوند.

۴- چارچوب تحلیل

در مدل‌های اقتصادسنجی سنتی واریانس جمله خطا به صورت ثابت فرض می‌شوند. در حالی که بسیاری از سری‌های زمانی همچون بازارهای مالی دوره‌هایی را نشان می‌دهند که تلاطم‌های بزرگ غیرمعمول به وسیله دوره‌هایی از ثبات نسبی دنبال می‌شوند. در این صورت فرض واریانس ثابت برای چنین حالت‌هایی مناسب نخواهد بود. انگل^۱ (۱۹۸۲) نشان داد که برای چنین حالت‌هایی می‌توانیم مدل‌هایی را مورد بررسی قرار دهیم که به طور همزمان شامل میانگین و واریانس شرطی باشند.

با فرض این که یک مدل ARMA به صورت زیر وجود دارد:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

اگر واریانس دنباله $\{\varepsilon_t\}$ ثابت نباشد، یک راه حل این است که واریانس شرطی به عنوان یک فرایند AR(q) از مربع باقیمانده‌ها به صورت زیر برآورد شود:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (۳)$$

که v_t یک فرایند نوفه سفید است. در حالت کلی به جای تصریح (۳) بهتر است که v_t به صورت یک جزء اخلاص حاصل ضربی^۲ در نظر گرفته شود. بنابراین این نوع معادلات را واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیون^۳ یا ARCH(q) می‌نامند که توسط انگل به صورت زیر بیان شده است:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (۴)$$

که برای معادله فوق واریانس غیرشرطی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma_u^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i} \quad (۵)$$

و برای آن که فرایند ARCH(q) مانا باشد، باید:

1- Angle.

2- Multiplicative Disturbance.

3- Autoregressive Conditional Heteroskedastic.

$$\alpha_0 \geq 0, \quad \alpha_i \geq 0, \quad 0 \leq \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$$

بولرسلویو^۱ (۱۹۸۶) کار اصلی انگل را به نحوی گسترش داد که واریانس شرطی به صورت یک فرایند ARMA بیان شود. در این حالت فرایند خطا به صورت زیر بیان می شود:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}, \quad \sigma_v^2 = 1 \quad (۶)$$

بنابراین حالت تعمیم یافته یک مدل ARCH(p,q)، مدل GARCH(p,q)^۲ نامیده می شوند که در این نوع مدل هر دو جزء خود رگرسیو و میانگین متحرک در معادله واریانس شرطی وارد می شوند. مزیت استفاده از مدل های GARCH این است که از ورود وقفه های زیاد در معادله واریانس شرطی جلوگیری می کند؛ زیرا عبارت h_{t-i} به طور ضمنی وقفه های ε_{t-i}^2 را شامل می شود. برای مدل های GARCH همانند فرایند ARCH واریانس غیرشرطی به صورت زیر بیان می شود:

$$\sigma_u^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{i=1}^p \beta_i} \quad (۷)$$

شرط لازم و کافی برای مانایی در مدل های فوق اینست که:

$$\alpha_0 \geq 0, \quad \alpha_i \geq 0, \quad \beta_i \geq 0, \quad 0 \leq \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1$$

با تصریح مدل های ARCH و GARCH ارتباط بین تلاطم شرطی بازده بازار سهام و متغیرهای دیگر با استفاده از روش خود رگرسیون برداری برآورد می شود. یک فرایند خود رگرسیون برداری از درجه p ، [VAR(p)]، برای یک سیستم شامل دو متغیر به صورت زیر تعریف می شود:

1- Bollerslev.

2- Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedastic.

$$h_{1t} = \omega_0 + \sum_{i=1}^P \varphi_i h_{it-i} + \sum_{i=1}^P \theta_i h_{2t-i} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

$$h_{2t} = \omega_0 + \sum_{i=1}^P \theta_i h_{2t-i} + \sum_{i=1}^P \varphi_i h_{1t-i} + \varepsilon_t$$

در این سیستم توانایی پیش‌بینی تلاطم شرطی موجود در بازده بازار سهام با استفاده از متغیرهای دیگر و بالعکس به وسیله آزمون^۱F بررسی می‌شود.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	بدون روند ADF آماره	مقدار بحرانی	نتیجه آزمون
GTEPIX	-۲/۹۷	-۲/۸۸	مانا
GM1	-۷/۴۷	-۲/۸۸	مانا
GCPS	-۴/۹۳	-۲/۸۸	مانا
GER	-۸/۴۹	-۲/۸۸	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

سطح معناداری آزمون ۵٪ در نظر گرفته شده است.

۵- تصریح مدل و نتایج تجربی

برای جلوگیری از مسئله رگرسیون کاذب از آزمون دیکی و فولر تعمیم یافته، برای وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی مورد مطالعه، استفاده شده است. از آنجا که متغیرها براساس جدول (۵-۱) مانا هستند، برای به‌دست آوردن تلاطم شرطی ابتدا متغیرهای مورد مطالعه به وسیله مدل‌های سری زمانی تک معادله ARMA برآورد می‌شوند. در نتیجه با استفاده از تابع خود همبستگی^۲ (ACF) و خود همبستگی جزئی^۳ (PACF) مقادیر q,p برای هر یک از مدل‌ها تعیین و نوع

۱- همچنان که می‌دانیم سه کاربرد مهم مدل‌های VAR عبارتند از: ۱- پیش‌بینی ۲- علیت گرنجر ۳- حساب شوک‌ها و واریانس خطای پیش‌بینی. آزمون F در اینجا بیانی از آزمون علیت گرنجر است اما از آنجایی که هدف از طراحی مدل‌های ARCH و GARCH پیش‌بینی در بازارهای پرتلاطم بوده است، بنابراین در این قسمت از واژه قدرت پیش‌بینی استفاده شده است.

2- Auto Correlation Function.

3- Partial Autocorrelation Function.

مدل انتخابی در جدول (۲) خلاصه شده است. در مرحله کنترل تشخیصی، به دنبال شناسایی مدلی هستیم که داده‌ها را به خوبی برازش کند. برای یک آزمون ساده باید باقیمانده‌های حاصل از هر یک از مدل‌های فوق نوفه سفید باشند. همچنین برای وجود همبستگی پی در پی در باقیمانده‌ها از آزمون Q یانگ-باکس^۱ استفاده شده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \approx \chi^2_m \quad \text{م} \equiv \text{طول وقفه}, \quad \text{ن} \equiv \text{حجم نمونه} \quad (9)$$

اگر آماره Q محاسبه شده از مقدار بحرانی Q به دست آمده از جدول چی-دو در سطح احتمال معین بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر دال بر عدم همبستگی در باقیمانده‌ها رد می‌شود. نتایج آماره LB برای مدل‌های به دست آمده در جدول (۲-۵) خلاصه شده است. از آنجا که مقادیر آماره Q(۱۲)، Q(۲۴)، Q(۳۶) برای تمام مدل‌ها از $\chi^2(12)$ ، $\chi^2(24)$ ، $\chi^2(36)$ به دست آمده از جدول χ^2 در سطح معناداری ۰/۰۵ کوچک‌تر است. بنابراین فرضیه صفر مبتنی بر عدم همبستگی در باقیمانده‌ها رد نمی‌شود. پس با توجه به نتایج به دست آمده از جدول (۲) می‌توانیم مدل‌های انتخابی را به عنوان برازش‌های مناسب بپذیریم.

جدول ۲- نتایج آزمون (LB) برای مدل‌های انتخابی

آماره یانگ باکس			مدل انتخابی	متغیر
Q(36)	Q(24)	Q(12)		
۳۰	۱۶/۰۸	۵/۱۵	ARMA (4,2)	GTEPIX
۳۸/۳	۱۸	۴/۱۴	ARMA(3,2)	GM ₁
۳۸/۲۴	۱۵/۱۲	۷/۲۹	AR(2)	GCPS
۱۹/۹۴	۱۶/۱۷	۹/۱۶	AR (3)	GER
۵۹/۹۹	۳۶/۴۱	۲۱/۰۲	مقادیر توزیع چی دو جدول در سطح معناداری ۰/۰۵	

مأخذ یافته‌های تحقیق

با تصریح معادلات ARMA برای هر یک از متغیرها در این مرحله از آزمون F

1- Liung Box(LB).

LM برای اثبات وجود واریانس ناهمسانی و فرایند ARCH/GARCH استفاده می‌شود. در ارتباط با تعیین مرتبه فرایند از روش‌های متفاوتی استفاده می‌شود که در این مطالعه از روش لگاریتم تابع درست‌نمایی استفاده شده است.^۱ نتایج به‌دست آمده از این آزمون‌ها در جدول (۳-۵) نشان می‌دهد که تمامی معادلات وجود فرایند ARCH/GARCH را تأیید می‌کنند (ویژگی واریانس ناهمسانی برای بازده بازار سهام و نرخ ارز به‌ترتیب در سطح ۱۰٪ و ۸٪ و برای بقیه متغیرها در سطح ۱٪ رد نمی‌شود). همچنین با استفاده از لگاریتم تابع درست‌نمایی تصریح مناسب از فرایند ARCH/GARCH برای هر یک از معادلات انتخابی در جدول (۳-۵) نشان داده شده است.

جدول ۳- آزمون وجود فرایند ARCH و تصریح معادلات ARCH/GARCH برای معادلات به‌دست آمده در جدول (۲)

آزمون F		آزمون LM		مقدار Log-likelihood	نوع مدل	متغیر
سطح اعتماد	F	سطح اعتماد	χ^2			
۰/۰۹	۱/۵۴	۰/۱۰	۲۶/۸	۲۶۴/۷	GARCH(1,1)	GTEPIX
۰/۰۰۴	۸/۱۶	۰/۰۰۵	۷/۷	۳۰۷/۲	ARCH(1)	GM1
۰/۰۰۲	۹/۷	۰/۰۰۲	۹/۲۲	۳۹۶/۲	GARCH(1,1)	GCPS
۰/۰۷	۳/۱۴	۰/۰۷	۳/۱۱	۳۰۱/۳	GARCH(1,1)	GER

مأخذ یافته‌های تحقیق

آماره آزمون LM و F برای تمام مدل‌ها به‌استثنای GTEPIX در سطح وقفه یک در جدول نشان داده شده است.^۲

از آنجا که با تصریح معادلات ARCH/GARCH، ضرایب معادلات اصلی در جدول (۲-۵) نیز دچار تغییر می‌شوند، بنابراین نتایج به‌دست آمده از معادلات ARCH/GARCH و ARMA برای هر یک از متغیرها در جدول (۴-۵) نشان داده شده است. نکته مهم در جدول (۴-۵) این است که مجموع ضرایب به‌دست

۱- برای مطالعه بیشتر در این زمینه به منابع [13]، [20]، [22] رجوع شود.

۲- آزمون‌های فوق برای وقفه‌های بالاتر نیز وجود فرایند ARCH را در سطح معناداری ۱٪ تأیید کرده است. نکته قابل‌ذکر در این جا این است که با افزایش وقفه برای مدل GER سطح اعتماد آن به ۱٪ کاهش پیدا کرده است.

آمده برای معادله GARCH در متغیر GER بزرگ‌تر از یک است. در این حالت "انگل و بولرسلیو بیان می‌کنند که اثر شوک‌ها بر روی واریانس شرطی دائمی است و فرایند واریانس شرطی همانند یک مدل گام تصادفی با رانش عمل می‌کند و گفته می‌شود که مدل GARCH(p,q) انباشته^۱ است و به IGARCH(p,q) با رانش^۲ تبدیل می‌شود (اگر $\alpha_0 > 0$ باشد). اما نلسون (۱۹۹۰) اشاره می‌کند که در این حالت شباهت مدل GARCH با فرایند گام تصادفی دقیق نیست. به‌عنوان مثال برای یک فرایند GARCH (1,1) زمانی که $\alpha_0 = 0$ و $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ باشد، اثر شوک‌ها به‌روی واریانس شرطی در بلندمدت به‌سمت صفر میل می‌کند و هنگامی که $\alpha_0 > 0$ باشد، اثر شوک‌ها باعث می‌شود که واریانس شرطی به‌سمت واریانس بلندمدت (غیر شرطی) میل کند"^۳.

برای به‌دست آوردن ارتباط بین واریانس شرطی بازده بازار سهام و واریانس شرطی متغیرهای نرخ رشد عرضه پول، نرخ رشد میزان اعتبارات پرداختی به‌بخش خصوصی و نرخ رشد ارز، از یک مدل VAR دو متغیره استفاده می‌شود. جدول (۵) نتایج حاصل از وقفه بهینه و آزمون F برای تعیین قدرت پیش‌بینی تلاطم شرطی موجود در بازده بازار سهام و متغیرهای دیگر را نشان می‌دهد. همچنین نمودارهای (۱-۲) الی (۴-۲) روند تلاطم‌های شرطی (واریانس‌های شرطی) به‌دست آمده است معادلات ARCH/GARCH را نشان می‌دهد. با مراجعه به این جدول و نمودارها می‌توان نتیجه گرفت که:

۱- یک ارتباط معنادار بین تلاطم شرطی متغیر GM_1 و تلاطم شرطی بازده سهام وجود دارد (علیت از سمت GM_1 به‌سمت GTEPIX وجود دارد). همچنین با مراجعه به نمودارهای (۱-۲) و (۲-۲)، مشاهده می‌شود که افزایش تلاطم در نرخ رشد عرضه پول باعث کاهش تلاطم در بازده بازار سهام می‌شود. این امر به‌آن علت است که با افزایش عرضه پول و نقدینگی این سرمایه‌ها به‌سمت بازار

1- Integrated.

2- Integrated GARCH (p,q).

3- [22], 717-718.

دارایی‌های واقعی از قبیل طلا، ارز، مسکن و غیره و نگهداری آنها برای کسب سود مجدد، جریان پیدا می‌کند. این تغییر باعث کاهش تقاضای سهام و در نتیجه کاهش نوسان در بازار سهام می‌شود.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد معادلات ARCH/GARCH برای هر یک از معادلات مدل ARMA

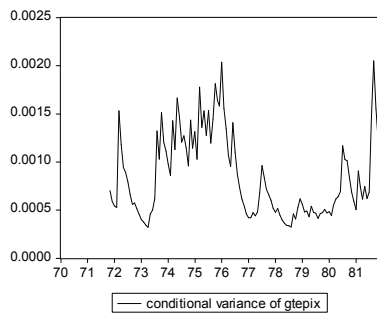
متغیر	معادله تصریح شده							
	GTEPIX _t	C	GTEPIX _{t-1}	GTEPIX _{t-7}	GTEPIX _{t-9}	GTEPIX _{t-12}	ε_{t-1}	ε_{t-12}
		۰/۰۲	۰/۷۹	۰/۲۵	-۰/۱۷	۰/۸۴	-۰/۴۴	-۰/۸۱
		(۱/۲۴)	(۹/۱۷)	(۳/۲۶)	(-۳/۳۹)	(۱۶/۷)	(-۳/۶۰)	(-۱۵/۵)
h _t	C	ε_{t-1}^2	h _{t-1}					
		۰/۰۰۰۰۷	۰/۲۰	۰/۷۲				
		(۰/۸۸)	(۱/۶۸)	(۴/۳۵)				
GM _t	C	GM _{t-1}	GM _{t-2}	GM _{t-12}	ε_{t-4}	ε_{t-12}		
		۰/۰۱	-۰/۳۶	-۰/۲۷	۰/۹۴	۰/۱۲	-۰/۸۸	
		(۲/۱۲)	(-۴/۱۹)	(-۲/۵)	(۴/۸)	(۱/۶۵)	(-۲۵/۱۲)	
h _t	C	ε_{t-1}^2						
		۰/۰۰۰۰۴	۰/۱۹					
		(۷/۸۷)	(۱/۸۹)					
GCPS _t	C	GCPS _{t-1}	GCPS _{t-12}					
		۰/۰۲	-۰/۱۹	۰/۳۵				
		(۱۵/۵)	(-۳/۴)	(۴/۳)				
h _t	C	ε_{t-1}^2	h _{t-1}					
		۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۳	۰/۸۸				
		(۱/۹۲)	(۱/۶۳)	(۱۵/۸۴)				
GER _t	C	GER _{t-1}	GER _{t-2}	GER _{t-3}				
		۰/۰۰۱	۰/۳۲	۰/۰۰۵	۰/۰۲۴			
		(۰/۴۸)	(۲/۳۶)	(۰/۰۴)	(۰/۲۱)			
h _t	C	ε_{t-1}^2	h _{t-1}					
		۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۳۳	۰/۷۶				
		۰/۴۵	(۶/۴۸)	(۳۷/۲)				

مأخذ یافته‌های تحقیق

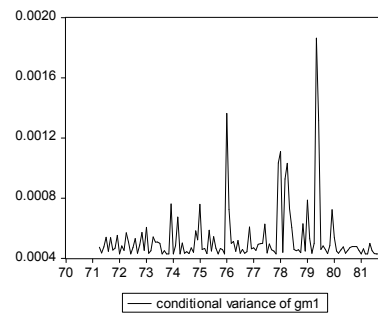
اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره z می‌باشند.

۲- براساس نظریه ترازنامه شرکت‌ها که در قسمت سوم بیان شد، افزایش

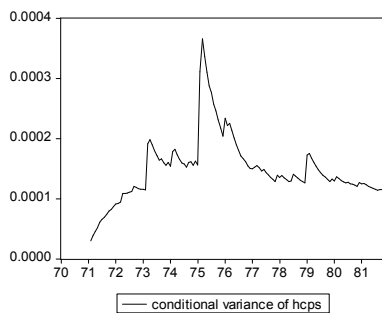
قیمت سهام در بازارهای مالی توسعه یافته، باعث افزایش خالص ثروت بنگاه‌ها، کاهش انتخاب بد و مخاطرات اخلاقی و در نتیجه افزایش وام دهی به این بنگاه‌ها می‌شود. در حالی که نتایج به دست آمده از جدول (۵-۵) نشان می‌دهد که علیت از سمت GCPS به سمت GTEPIX وجود دارد.



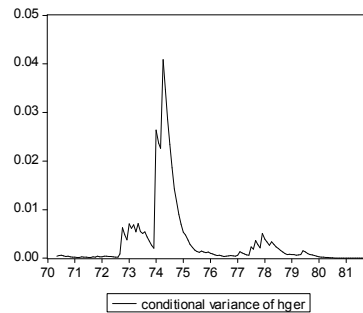
(۲-۱)



(۲-۲)



(۲-۳)



(۲-۴)

نمودار ۲- روند تغییرات واریانس‌های شرطی برآورد شده برای هر یک از معادلات ARMA

همچنین با مراجعه به نمودارهای (۱-۲) و (۳-۲) مشاهده می‌شود که افزایش تلاطم در میزان نرخ رشد میزان اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی، باعث افزایش تلاطم در بازده بازار سهام می‌شود. این امر به آن علت است که ساختار بخش مالی در اقتصاد ایران، متکی به بانک‌ها است. همچنین سهولت استفاده از اعتبارات بانکی و نرخ پایین سود در مقایسه با تورم، این شرکت‌ها را به استفاده از منابع بانکی ترغیب می‌کند. بنابراین افزایش میزان وام دهی و بهبود وضعیت این

شرکت‌ها باعث افزایش قیمت سهام و بازده آنها می‌شود.

۳- یک علیت دو سویه و معنادار بین تلاطم شرطی موجود در بازده بازار سهام و نرخ ارز وجود دارد. از نمودار (۲-۱) و (۲-۴) مشاهده می‌شود، با افزایش تلاطم شرطی در بازده بازار سهام، تلاطم شرطی در بازار آزاد ارز کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر می‌توان گفت دو متغیر فوق توانایی قدرت پیش‌بینی همدیگر را داشته‌اند. همچنین در چند سال اخیر با اجرای یکسان‌سازی نرخ ارز و نظام ارزی شناور مدیریت شده، نوسان در بازار آزاد ارز و در نتیجه تقاضای سفته‌بازی در این بازار کاهش پیدا کرده است. بنابر این یکی از دلایل افزایش قیمت سهام در این دوره را می‌توان انتقال سرمایه تعدادی از فعالان در بازار آزاد ارز، به بازار سهام و افزایش تقاضا برای سهام عنوان کرد.

جدول ۵- نتایج آزمون F برای مدل‌های VAR

سطح اعتماد	آزمون F	وقفه بهینه	مدل VAR
۰/۰۳ ۰/۳۷	۴/۳۵ ۰/۷۸	۱	HGTEPIX-HGM ₁ HGM ₁ -HGTEPIX
۰/۰۵ ۰/۵۸	۳۸۳ ۰/۲۹	۱	HGTEPIX- HGCPs HGCPs- HGTEPIX
۰/۰۸ ۰/۰۴	۱/۸۷ ۲/۱۸	۷	HGTEPIX- HGER HGER-HGTEPIX

مأخذ یافته‌های تحقیق

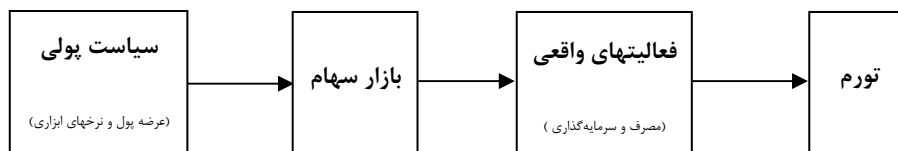
وقفه بهینه بر اساس معیار LR انتخاب شده است.

۶- نتیجه‌گیری

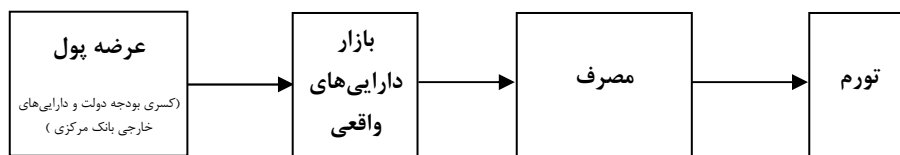
نتایج به دست آمده از مدل‌های اقتصادسنجی نشان می‌دهد که علیت از سمت میزان نرخ رشد اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی به سمت بازده بازار سهام وجود دارد و افزایش تلاطم در میزان اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی باعث افزایش تلاطم در بازده بازار سهام می‌شود. همچنین علیت از سمت نرخ رشد عرضه پول به سمت بازده بازار سهام وجود دارد و افزایش تلاطم در میزان نرخ

رشد عرضه پول باعث کاهش بازده بازار سهام می‌شود. وجود این رابطه را به‌این صورت می‌توان بیان کرد که با افزایش حجم پول، نقدینگی این سرمایه‌ها به سمت بازار دارایی‌های واقعی سرازیر می‌شوند و با این وضعیت سرمایه‌گذاران اندک موجود در بازار دارایی‌های مالی نیز تشویق به خروج از این بازار می‌شوند. در نتیجه تقاضا برای سهام کاهش و بازده در بازار سهام کم می‌شود. چنانچه اگر نرخ ارز را به‌عنوان یک جایگزین برای بازار دارایی‌های واقعی در نظر بگیریم، وجود علیت دوسویه بین نرخ رشد نرخ ارز و بازده بازار سهام این ارتباط را تأیید می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که بازار سهام کانالی برای سازوکار سرایت سیاست پولی در اقتصاد ایران نیست که عوامل آن را به‌این صورت می‌توان بیان کرد که:

الف- در ایران بانک مرکزی بیشتر به‌عنوان بازوی خزانه داری عمل می‌کند، تا این که یک سیاست پولی مشخص را دنبال کند. چنانچه بعد از انقلاب دولت برای تأمین کسری بودجه به‌اعتبارات بانک مرکزی متوسل شده و به‌این ترتیب موجب افزایش حجم پول و نقدینگی شده است و از آنجا که این نقدینگی‌ها در بخش‌های مولد جامعه به‌کار گرفته نمی‌شود، موجب افزایش تورم در جامعه خواهد شد. در کشورهای توسعه یافته سیاست پولی علاوه بر کانال نرخ بهره، از طریق بازار سهام به‌صورت زیر عمل می‌کند.



در حالی که در اقتصاد ایران از آنجا که کانال نرخ بهره فعال نیست، تغییر در عرضه پول به‌صورت زیر عمل می‌کند.



ب - اتکای ساختار بخش مالی به بانک: در ایران بانک‌ها تنها نهاد مالی معتبر در بازار سرمایه و بازار سهام تنها ابزار غیربانکی بازار سرمایه است. همچنین بخش‌های تولیدی و صنعتی برای تأمین نیازهای خود کمتر به بازار سرمایه روی می‌آورند. در واقع بازار سرمایه آخرین بخشی خواهد بود که نیاز مالی بخش‌های تولیدی و صنعتی را تأمین می‌کند.

پ - عدم آگاهی مردم از بازار سرمایه و تنوع نداشتن اوراق بهادار: به دلیل سود زیاد و اطمینان از نپرداختن مالیات در بازار دارایی‌های واقعی، درصد زیادی از افراد جامعه کوچک‌ترین اطلاعاتی از نحوه عملکرد بورس اوراق بهادار و دارایی‌های مالی ندارند. همچنین در بازار سرمایه ایران امکانات لازم برای انتخاب اوراق بهادار توسط سرمایه‌گذاران با سلیقه و ریسک‌های متفاوت وجود ندارد در حالی که در اکثر بورس‌های فعال و موفق جهان علاوه بر سهام عادی، سهام ممتاز، اوراق قرضه، اختیار معامله، اوراق قابل تبدیل به سهام، قراردادهای آتی و غیره، معامله می‌شوند. این امر باعث می‌شود که فقط گروه‌های خاصی، تمایل به سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار داشته باشند و عموم مردم از این بازار حمایت نکنند.

فهرست منابع

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۷۸)، *سازوکار عرضه پول در اقتصاد ایران*، مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، اداره بررسی اقتصادی، شماره ۱۲.
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ (۱۳۷۸)، *بررسی وجود حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های اخیر*، مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، اداره بررسی اقتصادی، شماره ۲۰.
- ۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ *گزارش اقتصادی و ترانزنامه*، سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۸۱.

- ۴- دستگیر، محسن؛ (۱۳۸۳)، *راهکارهای توسعه بازار سرمایه در ایران*، مجله بورس، شماره ۴۱، ص ۳۴-۳۶.
- ۵- رحیمی، زهرا؛ (۱۳۸۱)، *بررسی آثار اقتصادی انتشار اوراق مشارکت و روش‌های گسترش و کاربرد آن در تأمین مالی*، چاپ اول، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- ۶- رحیمی فر، مهتری؛ (۱۳۸۲)، *بررسی عملکرد اقتصادی اوراق مشارکت در ایران*، چاپ اول، تهران، وزارت امور اقتصادی و دارایی (معاونت امور اقتصادی).
- ۷- شیوا، رضا؛ (۱۳۸۱)، *مجموعه مقالات یازدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی (بررسی تحولات بخش مالی اقتصاد ایران در دهه هفتاد و تحلیل ارتباط آن با بخش واقعی)*، چاپ اول، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، ص ۱۸۱-۲۳۱.
- ۸- عنایت، سید ابراهیم؛ (۱۳۸۰)، *مشکلات و تنگناهای بازار سرمایه در ایران*، پژوهشنامه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، ص ۱۳۹-۱۶۳.
- ۹- کمیجانی، اکبر و همکاران؛ (۱۳۷۴)، *سیاست پولی برای تثبیت فعالیت‌های اقتصادی*، چاپ اول، تهران، وزارت امور اقتصادی و دارایی (معاونت امور اقتصادی)، جلد دوم.
- ۱۰- مهرزاد، صادق؛ (۱۳۸۱)، *گسترش بازارهای مالی و نقش آن بر روی بخش صنعت کشور*، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.
- ۱۱- نمازی، محمد؛ (۱۳۸۲)، *بررسی عملکرد اقتصادی بازار بورس اوراق بهادار در ایران*، وزارت امور اقتصادی و دارایی، (معاونت امور اقتصادی).
- ۱۲- نیلی، مسعود؛ (۱۳۷۶)، *اقتصاد ایران*، چاپ اول، تهران، سازمان برنامه و بودجه، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، ص ۱۲۹-۱۵۵.
- 13- Bernanke, Ben S., and Mark Gertler. (1995). "Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". *Journal of Economic Perspective*, 9, 27-48.
- 14- Enders Walter. (1995). "Applied Econometric Time Series". John Wiley & Sons, 135-353.
- 15- Enders Walter. (2003). "RATS Programming Manual". (www.Estima.com/Enders).
- 16- Judge, George G., Carter Hill, R. Griffiths, William E., Lee Cho, Tsoung. (1988). "Introduction to the Theory and Practice of Econometrics". (2nd ed). John Wiley & Sons. 751-781.
- 17- Lastrapes, W.D. (1998). "International Evidence on Equity Prices,

- Interest Rates and Money". *Journal Of International Money and Finance*, 17, 377-406.
- 18- Maged, S. Sourail. (2002). "The Future of Stock Market Channel in Egypt". *Economic Working Paper Archive at WUSTL*. Site
- 19- Mishkin, Frederic S. (1997). "The Economics of Money , Banking and Financial Markets". (5nd ed). ADDISON – WESLEY.
- 20- Mishkin, Frederic S.(2001). "The Transmission Mechanism and The Role of Asset Price in Monetary Policy". *NBER Working Paper*, December, No.8617.
- 21- Morelli, David. (2002). "The Relationship Between Conditional Stock Market Volatility and Conditional Macroeconomic Volatility Empirical Evidence Based on Uk Data". *International Review of Financial Analysis*, 11, 101-110.
- 22- Patelis. A.D. (1997). "Stock Return Predictability: The Role of Monetary Policy". *Journal of Finance*, 52, 1951-1972.
- 23- Patterson, Kerry .(2000). "An Introductory to Applied Econometrics (A Time Series Approach)". Macmillan Press. 708-750.
- 24- Pearce, D.K. and Roley, V.V. (1983). "The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money". *Journal of Finance*, 38, 1323-1333.
- 25- Pearce, D.K. and Roley, V.V. (1985). "Stock Prices and Economic News". *Journal of Business*, 58, 49-67.
- 26- Pindyck, Robert S. & Rubinfeld , D.L. (1991). "Econometric Models & Economic Forecasts". (3rd ed). Mc Graw-Hill . 493-573.
- 27- Sellin, Peter, (2001). "Monetary Policy and The Stock Market : Theory and Empirical Evidence". *Journal of Economic Surveys*, 15, 491-541.
- 28- Tarhan, V. (1995). "Does The Federal Reserve Affect Asset Prices?". *Journal of Dynamics and Control*, 19, 1199-1222.
- 29- Taylor, John. (1995). "The Monetary Transmission of Mechanism: An Empirical Framework". *Journal of Economic Perspective*, 9, 11-27.
- 30- Thorbecke, W. (1997). "On Stock Market Returns and Monetary Policy". *Journal of Finance*, 52, 635-654.