

## بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

سعید صمدی<sup>۱</sup>

عذرا بیانی<sup>۲</sup>

دریافت: ۱۳۹۰/۴/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۰/۶/۱۲

### چکیده

رابطه‌ی بین بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته، اما تاکنون در مورد این ارتباط نتیجه‌ی قطعی حاصل نشده است. این رابطه به علت وجود ساختار اقتصادی متفاوت از کشوری به کشور دیگر نتایج متفاوتی را ایجاد می‌کند. در این پژوهش تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز، قیمت جهانی طلا، نرخ تورم، حجم نقدینگی و قیمت نفت بر شاخص بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۸۹ و مدل اقتصادسنجی گارچ<sup>۳</sup> ارزیابی شده است. نتایج پژوهش نشان داد که قیمت طلا، نرخ تورم و نرخ ارز متغیرهای تاثیر گذار بر بازده سهام است و نقدینگی و قیمت نفت تاثیری بر بازده سهام نداشتند. همچنین نتایج نشان‌دهنده‌ی این است که در بازار سهام تهران اثر اهرمی وجود دارد.

**واژگان کلیدی:** شاخص بازده سهام، نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل خودتوضیح ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته،

اثر اهرمی، بورس اوراق بهادار

طبقه بندی JEL: E44, G12, C22

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه اصفهان. Samadi\_sa@yahoo.com

۲. کارشناس علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان، مسئول مکاتبات. ozrabayaniob@yahoo.com

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

## ۱- مقدمه

امروزه، با توجه به اهمیت و گسترش روزافزون بازارهای سرمایه در تجهیز و گردآوری سرمایه‌های کوچک فردی به سمت فعالیت‌های تولیدی، شناسایی رفتار سرمایه‌گذاران و متغیرهای تاثیرگذار بر بازده سهام در این بازارها اهمیت زیادی پیدا کرده است. بدون تردید سرمایه‌گذاری در بورس، بخش مهمی از اقتصاد کل کشور را تشکیل می‌دهد و بدون شک بیش‌ترین میزان سرمایه از طریق بازارهای سهام در سرتاسر جهان مبادله می‌شود و اقتصاد ملی به شدت متأثر از عملکرد بازار سهام است. هم‌چنین این بازار هم برای سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و هم برای عموم مردم به عنوان یک ابزار سرمایه‌گذاری در دسترس می‌باشد.

از آنجا که سرمایه‌گذاران بالقوه‌ی بازار اوراق بهادار را طیف وسیعی در جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم نمودن بستری مناسب برای حضور گسترده‌ی این طیف و جلب اعتماد آن‌ها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار، یکی از اساسی‌ترین ابزارهای توسعه‌ی اقتصادی را به ارمغان خواهد آورد. در این راستا، انجام تحقیقات مختلف می‌تواند نقش به‌سزایی در جلب اعتماد سرمایه‌گذاران ایفا نماید. هدف از سرمایه‌گذاری در سهام کسب بازده مناسب از سرمایه‌گذاری است. سرمایه‌گذاران هنگام تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری در سهام، مجموعه‌ای از متغیرها و عوامل مالی و غیرمالی را هم‌زمان در نظر می‌گیرند. تصمیم‌گیرندگان با آگاهی از عوامل موثر بر بازدهی سهام می‌توانند رفتار قیمت سهام را با دقت بیشتری تعیین کنند و در نتیجه تصمیمات صحیح‌تری اتخاذ نمایند. بازده سهام متأثر از بازده انواع دارایی‌ها، تغییرات شرایط اقتصادی و سیاسی، واکنش رفتار طیف گسترده‌ای از تصمیم‌گیرندگان، ریسک و بسیاری عوامل شناخته و ناشناخته می‌باشد (جعفری، ۱۳۸۹، ۱۹۰).

آگاهی از اینکه آیا متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام موثر می‌باشند یا خیر، استفاده‌کنندگان و در راس آن سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی را امیدوار می‌سازد تا جهت دستیابی به قیمت منصفانه و به دنبال آن بازدهی معقول از سرمایه‌گذاری، الگوریتمی را تدوین نمایند. بنابراین باید در تلاش برای جست‌وجو روش‌هایی بود که بتوان متغیرهای کلان اقتصادی را بدان وسیله ارزیابی کرد و از نقش آن‌ها آگاهی‌یافت. در این تحقیق سعی می‌شود با بهره‌گیری از روش‌ها و الگوهای مختلف به ارزیابی میزان اثر گذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام پرداخته شود و حاصل آن در یافته‌ها و نتایج تحقیق خلاصه شود.

این پژوهش در شش بخش تنظیم شده است. پس از بررسی مهم‌تری عوامل موثر بر بازده سهام، مطالعات گذشته در بخش دوم بررسی شده است. بخش سوم شامل تشریح مدل مورد استفاده است. بررسی تاثیر هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی در بخش چهارم بررسی شده است. بخش پنجم به ارزیابی مدل تخمینی، اختصاص داده شده است. بخش آخر شامل نتیجه‌گیری و پیشنهادها است.

## ۲- مبانی نظری

اعتقاد بر این است که بازده سهام توسط برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ‌های بهره، ارز و تورم تعیین می‌شود. چندین تحقیق انجام شد تا اثر نیروهای اقتصادی را بر بازده‌های سهام در کشورهای مختلف نشان دهند. برای مثال، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ<sup>۱</sup> توسط راس<sup>۲</sup> (۱۹۷۶) چن و همکاران<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) برای تشریح تاثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده سهام در بازارهای سرمایه کشور آمریکا، مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های آنان نشان داد که تولیدات صنعتی، تغییرات در صرف ریسک و تغییرات در ساختار دوره‌ای<sup>۴</sup> رابطه‌ی مثبتی با بازده‌های مورد انتظار سهام، داشتند. این در حالی بود که رابطه‌ی نرخ تورم پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده، با بازده‌های سهام مورد انتظار، به طور معنی‌داری منفی است (راعی و پویان‌فر، ۱۳۸۹: ۳۶۷).

استیفن راس (۱۹۷۶)، نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ را به عنوان جانشینی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه کرد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پردازش خود را با این نکته آغاز می‌کند که چگونه سرمایه‌گذاران می‌توانند یک "سبد سرمایه‌گذاری کارا" به وجود آورند. اما، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژی از منظری کاملاً متفاوت به موضوع ریسک و اندازه‌گیری آن نگاه می‌کند و به دنبال سبدهای کارای سرمایه‌گذاری نیست، بلکه بر این مبنای استوار است که قیمت‌های سهام هم‌چنان که سهامداران در جستجوی سودهای آربیتراژی هستند، تعدیل می‌شوند. زمانی که سودهای آربیتراژی از بین می‌رود، می‌گویند قیمت‌های سهام در حالت تعادل قرار دارد. تعریف کارایی در این نظریه به معنی نبود موقعیت آربیتراژی است.

مفهوم اساسی در نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ، "قانون وجود یک قیمت"<sup>۵</sup> است؛ یعنی دو دارایی که در ریسک و بازده مشابه هستند، نمی‌توانند به قیمت‌های متفاوت فروخته شوند. وقتی که مدل

- 
1. Arbitrage pricing theory
  2. Ross
  3. Chen et al
  4. Term Structure
  5. Law of one Price

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تحلیل می‌شد، در واقع نسخه‌ی ساده شده‌ای از نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ بود که فرض می‌کرد تنها یک عامل سیستماتیک، بازدهی اوراق را تحت تاثیر قرار می‌دهد (بادی، کانه و مارکوس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۶، ۲۹۲-۲۸۹).

حامیان نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ بیان می‌کنند که این مدل دو مزیت عمده نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارد. اول این که نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ مفروضاتی را درباره‌ی ترجیحات سرمایه‌گذار نسبت به ریسک و بازدهی مطرح می‌سازد که برخی ادعا می‌کنند دارای محدودیت کمتری است. دوم، معتقدند که این مدل می‌تواند به صورت تجربی، معتبر باشد. مسئله‌ی اصلی در نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ تشخیص عوامل‌گذار و تمایز تغییرات پیش‌بینی‌شده از تغییرات پیش‌بینی‌نشده در اندازه‌گیری حساسیت‌هاست. به بیان دیگر، از مفروضات مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، تنها سه مورد زیر برای نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ ضروری هستند:

۱- سرمایه‌گذاران به دنبال بازدهی با ریسک متعادل هستند و ریسک‌گریزند و به دنبال بیشینه کردن ثروت نهایی خود هستند.

۲- سرمایه‌گذاران می‌توانند در نرخ بدون ریسک، وام بگیرند و وام بدهند.

۳- هیچ محدودیت بازاری، مانند هزینه‌های مبادلاتی، مالیات یا محدودیت فروش و استقراض وجود ندارد.

سه فرضیه‌ی مزبور رفتار سرمایه‌گذاران را به طور کلی بیان می‌کند، اما در توصیف عواملی که تصمیمات بر اساس آن‌ها گرفته می‌شوند، شکست می‌خورند، و این نکته اختلاف مهم بین دو مدل است (هارینگتون<sup>۲</sup>، ۱۹۸۷، ۹۵-۲۶).

نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده واقعی اوراق بهادار را، تابعی از متغیرهای اقتصادی می‌داند. مدل مزبور بر خلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، امکان استفاده بیش از یک عامل ریسک سیستماتیک را فراهم می‌کند. در سبد سرمایه‌گذاری سهام، ریسک خاص یک سهم مهم نیست. عامل خطای سهام انفرادی به هم وابسته نیستند، و ضریب همبستگی آنان صفر است. در این شرایط، تنها ریسک متغیرها دارای اهمیت است و نشان دهنده‌ی این است که ریسک سیستماتیک قابل حذف نیست، اما ریسک غیرسیستماتیک با گوناگونی و تنوع در سرمایه‌گذاری قابل حذف است. رول<sup>۳</sup> و

1. Bodie, Kane & Marcus

2. Harrington

3. Roll

راس (۱۹۸۴-۱۹۸۰)، و چن و همکاران (۱۹۸۶)، معتقد بودند که واقعیت در پنجمان اقتصادی نهفته است و سهام مختلف دارای حساسیت های متفاوت به این پنجمان سیستماتیک هستند و این عوامل بخش عمده ایاز سرمنشا ریسک سبد سهام را تشکیل می دهند. از نظر آنان، این پنج عامل عبارتند از:

- ۱- تغییرات در نرخ تورم پیش بینی شده
- ۲- تغییرات غیرمنتظره در تورم
- ۳- تغییرات غیرمنتظره در تولیدات صنعتی
- ۴- تغییرات غیرمنتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه اوراق بئجل و اوراق ممتاز، (صرف ریسک اوراق قرضه).

۵- تغییرات غیرمنتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه بلند مدت و کوتاه مدت. سه عامل اول بر جریان های نقدینگاه اقتصادی، و در نهایت، بر سود سهام و رشد آن، تاثیر می گذارند و دو عامل بعدی نیز بر نرخ تنزیل، و ارزشیابی سهام تاثیر می گذارند. بر اساس مدل مزبور، سرمایه گذاران سبد سهام را با توجه به انگیزه و تمایل خود در مواجهه با ریسک هر یک از عامل های پنج گانه تنظیم می کنند. زیرا، سرمایه گذاران مختلف دارای سلیقه های متفاوت در رابطه با ریسک هستند.

رول و راس معتقدند که بتای مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای دارای محدودیت بسیاری در ارزیابی ریسک است. ممکن است چندین سهام دارای بتای یکسان باشند اما، عامل های ریسک گوناگونی داشته باشند. بنابراین، در صورتی که سرمایه گذاران به عامل های ریسک توجه داشته باشند، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، مدل مناسبی برای برآورد نرخ بازده مورد انتظار آنان نخواهد بود.

آزمون های انجام شده در مورد الگوی قیمت گذاری آربیتراژ نشان داد که این تئوری در رقابت با مدل قیمت گذاری سرمایه ای، گوی سبقت را می رباید (چن ۱۹۸۳). حال با چنین درکی از نظریه قیمت گذاری آربیتراژی می توان با مدل سازی بر اساس عوامل اقتصادی و با فرض این که بازار سهام به نحو معقول عمل می کند، رابطه ی بازده سهم و عوامل چنین مدلی را بر آورد کرد به طوریکه توانایی پیش بینی آینده را نیز داشته باشد.

پون و تیلور<sup>۱</sup> (۱۹۹۱)، مشابه تحقیق چن و همکاران (۱۹۸۶) را در بازار سهام انگلستان انجام دادند.

1. Poon & Taylor

نتایج تحقیق آنان نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده‌های سهام در انگلستان اثر ندارند. این نتیجه‌گیری بر خلاف یافته‌های چن در بازار سهام آمریکا بود. پون و تیلور معتقدند دلیل نتیجه‌گیری متفاوت آنان این است که یا عامل‌های کلان اقتصادی دیگری بر بازده‌های سهام انگلستان اثرگذار بوده‌اند و یا این که روش تحقیق استفاده شده توسط چن و همکاران ناکارآمد بوده است.

در دهه‌ی گذشته کوشش‌هایی برای بررسی تاثیر نیروهای اقتصادی به شکل نظری و سنجش اثرات آن به صورت تجربی، انجام شده است. رابطه‌ی پویای بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام به شکل گسترده‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای تحقیقات مزبور بر این تئوری استوار استقیمت‌های سهام منعکس کننده‌ی ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده‌ی آن سهم است (مدل ارزش فعلی). به همین دلیل، هم به جریان‌های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار (نرخ تنزیل) نیاز است. از این رو، متغیرهای اقتصادی هم بر جریان‌های نقدی آینده و هم بر نرخ بازده‌های مورد انتظار اثرگذار هستند (التن و گرابر<sup>۱</sup>، ۱۹۹۱، ۱۲۰-۱۰۰).

درچارچوب هدف گزارش حاضر و نیز با توجه به مدل مورد استفاده به منظور انجام آزمون تجربی، متغیرهای زیرمورد استفاده قرار گرفته‌اند:

شاخص بازده کل: در این تحقیق بازده سهام نماینده‌ی بازار سرمایه خواهد بود که با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t = \frac{D_t + p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \quad (1)$$

$R_t$  بازده سهام در دوره‌ی t

$p_t$  قیمت سهم در پایان دوره‌ی t

$D_t$  سود نقدی تعلق گرفته به هر سهم در دوره‌ی t

نرخ تورم: در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی، به دلیل کاهش ارزش پول، افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش نرخ تورم، سود تقسیمی و به تبع آن شاخص بازده سهامرا افزایش می‌دهد. از این رو بین افزایش نرخ تورم، و شاخص بازده کل سهام، یک رابطه‌ی مثبت، مورد انتظار است.

نرخ ارز: نقش ارز در نظام‌های اقتصادی، به خصوص در کشورهای توسعه نیافته انکارناپذیر است. علت آن نیز روشن است، کشورهای توسعه نیافته در اغلب بخش‌های اقتصادی خود به کشورهای

1. Elton & Gruber

صنعتی وابسته هستند و برای واردات نیازمند ارز بیشتری هستند. بیشتر بنگاه‌های تولیدی برای خرید مواد اولیه، فن‌آوری و ماشین‌آلات اقدام به واردات می‌کنند. اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی و عوامل متعدد دیگر تاثیرگذار، نرخ ارز افزایش یابد، بنگاه‌های اقتصادی مجبور به پرداخت مبالغ بیشتری وجه بابت واردات می‌شوند. افزایش نرخ ارز از یک سو باعث افزایش میزان بدهی، و از سوی دیگر باعث افزایش بهای تمام شده‌ی تولیدات و خدمات ارائه شده توسط این شرکت‌ها می‌شود. افزایش بدهی کمبود نقدینگی را به همراه دارد و کمبود نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی اثر منفی بر توزیع سود و شاخص بازده نقدی سهام دارد.

نرخ رشد حجم نقدینگی: بر اساس نظریه‌ی پولی تورم، افزایش مستمر حجم نقدینگی با نرخ‌ی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. بنابراین، به طور عمده افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری می‌شود. تحقیقات انجام شده در زمینه‌ی نظریه‌ی پولی تورم در ایران نشان داده است که افزایش نقدینگی در جامعه همراه و همگام با افزایش تولید ناخالص داخلی نیست و عامل تشدید کننده‌ی تورم به شمار می‌آید. بنابراین، انتظار می‌رود که رابطه‌ی بین لگاریتم نقدینگی و شاخص بازده سهام یک رابطه‌ی مثبت باشد.

قیمت نفت: اگر چه افزایش قیمت نفت باعث افزایش تولید ناخالص ملی برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت می‌شود اما، باید در نظر داشت که مصرف کننده‌ی نهایی محصولات و مشتقات نفتی، به طور عمده کشورهای درحالت وسعه هستند. به دلیل این که کشورهای صادرکننده‌ی نفت اغلب خودبه دلیل عدم توانایی و نداشتن فن‌آوری لازم برای فرآوری نفت خام، واردکننده‌ی محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده‌ی محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی می‌شود که این خود منجر به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای درحالت وسعه می‌شود. باتوجه به اینکه ایران نیز از جمله این کشورها به شمار می‌آید، بنابراین، این انتظار وجود دارد که رابطه‌ی بین افزایش درآمد نفتی با افزایش شاخص بازده سهامیک رابطه‌ی عکس باشد.

قیمت طلا: طلا یک ابزار سرمایه‌گذاری جایگزین برای سرمایه‌گذاران است. وقتی قیمت طلا افزایش می‌یابد، تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام کاهش می‌یابد و در نتیجه بازدهی سهام افت می‌کند. بنابراین، انتظار داریم یک رابطه‌ی منفی بین قیمت طلا و بازدهی سهام وجود داشته باشد.

### ۳- پیشینه پژوهش

#### ۳-۱- مطالعات خارجی

بایکسالوارسی<sup>۱</sup> (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ی خود به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام ترکیه می‌پردازد. وی بدین منظور از مدل رگرسیون چندمتغیره و داده‌های ماهانه‌ی متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره، قیمت طلا، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت، نرخ ارز و عرضه‌ی پول در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۳ استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ بهره، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت و نرخ ارز تاثیر منفی و عرضه‌ی پول تاثیر مثبت بر بازدهی سهام ترکیه دارند. و تورم و قیمت طلا تاثیر معناداری بر بازدهی سهام این کشور ندارند.

تحقیق لئن<sup>۲</sup> (۲۰۰۸)، به بررسی اثرات نوسان‌پذیری نرخ بهره بر نوسان‌پذیری بازده سهام در کره پرداخته است. وی در این تحقیق از مدل GARCH(1,1) استفاده نموده است و داده‌های پژوهش به صورت هفتگی و مربوط به دوره‌ی زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۲ می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین نرخ بهره و بازده سهام رابطه‌ی معنی دار منفی وجود دارد.

روبرتگی<sup>۳</sup> (۲۰۰۸)، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده بازار سهام را برای چهار اقتصاد نوظهور شامل برزیل، روسیه، هند، و چین بررسی کرد. و به این نتیجه رسید که هیچ رابطه‌ی قابل ملاحظه‌ای بین نرخ ارز نسبی و قیمت نفت بر قیمت‌های شاخص بازار سهام وجود ندارد و عنوان کرد که این موضوع ممکن است به دلیل نفوذ سایر عوامل کلان اقتصادی داخلی و بین‌المللی (مانند تولید، تورم، نرخ‌های بهره، تراز تجاری) بر بازده بازار سهام، باشد که نیازمند تحقیق بیشتر است. همچنین نتایج پژوهش وی نشان داد که هیچ رابطه‌ی قابل ملاحظه‌ای بین بازده‌های فعلی و گذشته بازار سهام وجود ندارد که این نشان می‌دهد که بازارهای این کشورها در سطح ضعیف کارایی هستند.

تحقیق برهمسون و دیگران<sup>۴</sup> (۲۰۰۷)، به بررسی رابطه‌ی بین بازده بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی (تولیدات صنعتی، عرضه‌ی پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره، نرخ معاوضه و قیمت نفت) در بازار سهام تایلند پرداخته است. دوره‌ی مورد بررسی تحقیق سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۲ می‌باشد. آن‌ها در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از آزمون هم‌جمعی و علیت گرنجر استفاده نموده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه‌ی معنی‌دار بین متغیرهای کلان اقتصادی و

1. Buyuksalvarci
2. Leon
3. Gay
4. Brahmasrene et al



بازده بازار سهام می‌باشد. از طرف دیگر نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از آن است که عرضه پول تنها متغیر تاثیرگذار مثبت بر بازده سهام است.

### ۳-۲- مطالعات داخلی

سعیدی و کوهسیاران (۱۳۸۸)، به بررسی ارتباط شاخص‌های تورم (CPI, PPI) و بازده سهام در بورس اوراق بهادار از تیر ۱۳۷۱ تا خرداد ۱۳۸۷ می‌پردازند. آن‌ها بدین منظور از الگوی گارچ نمایی (EGARCH)<sup>۱</sup> استفاده می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که این دو متغیر اقتصاد کلان به عنوان دو شاخص تعیین‌کننده تورم، قدرت توضیح‌دهندگی بازده سهام را ندارند و در توضیح بازدهی سهام مناسب به نظر نمی‌رسند یا به عبارت دیگر، هیچ‌کدام از این دو متغیر، تغییرات بازده سهام را توصیف نمی‌کنند.

کمال رضایی (۱۳۸۷)، به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام پرداخت. متغیرهای کلان اقتصادی ایشان، تورم، رشد شاخص سهام، رشد نرخ اشتغال، و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده و اثر آن‌ها را در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از الگوی ساده‌ی رگرسیون بررسی کرده است. اگر چه نتایج نشان می‌دهد که تورم و رشد نرخ اشتغال بر بازده سهام تاثیری ندارد، اما تولید ناخالص داخلی (تاثیر محدود) و رشد شاخص قیمت سهام (تاثیر قابل ملاحظه) بر بازده موثر هستند.

بیاتی (۱۳۸۴)، در تحقیقی رابطه‌ی تورم با شاخص قیمت سهام و بازدهی نقدی سهام بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داد. وی برای این منظور داده‌های ماهانه‌ی ۱۳۸۳-۱۳۶۹ را استفاده کرد و به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار نمی‌تواند سپر مناسبی در برابر تورم باشد. به عبارت ساده‌تر در این تحقیق وجود یک رابطه‌ی مثبت قویا یک رابطه‌ی منفی بین تورم و بازده سهام تایید نمی‌شود.

قالیباف اصل (۱۳۸۲)، رابطه‌ی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز را بررسی کرده است. در این تحقیق از متغیرهای بازدهی سهام، درصد تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام شاخص بازار، به صورت شش ماهه، طی دوره‌ی ۱۳۸۰-۱۳۷۵ استفاده شده است. براساس نتایج این پژوهش، درصد تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سهام دارای اثر منفی بوده است. همچنین، درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه‌ی زمانی بر بازدهی سهام شرکت‌ها دارای اثر مثبت بود هاست.

1. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

#### ۴- معرفی مدل

در این پژوهش میزان و درجهی اثرپذیری شاخص کل بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران از تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل اقتصادسنجی GARCH(۱,۱) مورد سنجش قرار گرفته است.

#### ۴-۱- روش‌شناسی مدل GARCH

کاربرد اغلب ابزارهای اقتصادسنجی سری‌های زمانی برای مدل‌سازی میانگین شرطی متغیرهای تصادفی است؛ در حالی که اغلب نظریه‌های اقتصادی برای کار با واریانس شرطی نوسانات یک فرآیند طراحی شده‌اند. نوسانات بازارهای مالی، محققان را به مدل‌های کاربردی برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی نوسانات بازدهی سهام و شاخص قیمت بازار سهام متمایل کرده است. تاکنون مدل‌های زیادی در مورد تحلیل نوسانات بازدهی سهام و شاخص قیمت سهام پیشنهاد شده است. برای اولین بار، مدل خود توضیحی ناهمسانی شرطی (ARCH) توسط انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲)، برای مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات و توصیف واریانس شرطی به عنوان فرآیند خود توضیحی مطرح شد. بیشتر سری‌های زمانی تحلیلی با استفاده از مدل ARCH به وقفه‌های طولانی و تعداد زیاد پارامترهای تخمینی نیاز دارند. راه‌حل این مشکل استفاده از مدل تعمیم‌یافته ARCH یا مدل (q,p)GARCH به صورت روابط زیر است. این مدل توسط بولرسلو<sup>۲</sup> در سال ۱۹۸۶ مطرح شده است.

$$y_t = x_{kt} \alpha_k + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (۳)$$

در رابطه‌ی فوق  $h_t$  نشانگر تابع واریانس‌های شرطی و به صورت زیر است.

$$h_t = \gamma + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \phi_j h_{t-j} \quad (۴)$$

$$= \gamma + \gamma(l) \varepsilon_t^2 + \phi(l) h_t^2$$

در رابطه‌ی فوق، عبارت  $\gamma(l) \varepsilon_t^2$  با مرتبه‌ی p و عبارت  $\phi(l) h_t^2$  با مرتبه‌ی q است.

شروط زیر برای پایایی واریانس و کوواریانس این مدل لازم است.

$$\gamma > 0, \gamma_i \geq 0 \quad i = 0, \dots, p \quad \phi_j \geq 0 \quad j = 0, \dots, q \quad (۵)$$

1. Engle
2. Bollerslev

در اغلب موارد، مدل ساده‌ی  $GARCH(1,1)$  توضیح‌دهنده‌ی خوبی از انواع نوسانات است (کایادو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴، ۴۵-۳۰). در این مطالعه از مدل‌سازی  $GARCH(1,1)$  استفاده شده است. این مدل رایج‌ترین مدل‌ها در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی با تناوب بالاست. در مدل  $GARCH(1,1)$  پیش‌بینی واریانس‌های تغییر زمانی<sup>۲</sup> به واریانس وقفه‌دار<sup>۳</sup> دارایی وابسته است. هر افزایش یا کاهش غیرمنتظره‌ی بازده، در زمان  $t$  باعث افزایش تغییرپذیری مورد انتظار در دوره‌ی آینده می‌شود. مطابق با رابطه‌ی (۳) در مدل  $GARCH(1,1)$ ، مقدار  $h_t$  به صورت رابطه‌ی زیر نشان داده می‌شود.

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_1 h_{t-1} \quad (۶)$$

$$\gamma_0 > 0, \gamma_1 > 0 \quad (۷)$$

که در آن  $\varepsilon_{t-1}^2$  نشان‌دهنده‌ی عبارت ARCH و  $h_{t-1}$  نشان‌دهنده‌ی عبارت GARCH است. در حالت  $\gamma_1 > \phi_1$  واریانس غیرشرطی  $\varepsilon_t$  به صورت زیر قابل محاسبه است.

$$Var(\varepsilon_t) = \frac{\gamma_0}{1 - \gamma_1 - \phi_1} \quad (۸)$$

در این حالت، ضرایب مدل به آسانی قابل تفسیر است. با تخمین  $\gamma_1$ ، اثر اتفاقات جاری بر واریانس شرطی در نظر گرفته می‌شود و با تخمین  $\phi_1$  دائمی بودن نوسانات در شوک یا اثر اتفاقات قبل بر نوسانات قابل محاسبه است. حاصل جمع  $\gamma_1$  و  $\phi_1$  نرخ پاسخ به نوسانات است. هر چه این نرخ به عدد یک نزدیک‌تر باشد، اثر پاسخ به شوک‌ها و نوسانات دیرتر از بین می‌رود. به عبارت دیگر، با وارد شدن شوک جدید به بازار، شاخص بازدهی کل برای مدت طولانی‌تری تحت‌تاثیر قرار می‌گیرد. در این بازارها اطلاعات قدیمی‌تر مهم‌تر از اطلاعات اخیر بوده و اثر این گونه اطلاعات دیرتر از بین می‌رود (مگنوس و فوسو<sup>۴</sup>، ۲۰۰۶، ۶۲۰-۵۹۳). در مدل انتخابی این بررسی از مطالعه‌ی هسینگ<sup>۵</sup> (۲۰۱۱) و بایکسالواریسی (۲۰۱۰) استفاده شده است.

$$R = F(M2, \pi, EX, OIL, GOLD)$$

شاخص بازده کل: R

1. Caiado
2. Time Varying Variance
3. Lagged Variance
4. Magnus and Fosu
5. Hsing

حجم نقدینگی: M2

نرخ تورم:  $\pi$

قیمت نفت سنگین ایران: OIL

قیمت جهانی طلا: GOLD

نرخ ارز: EX

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 M2_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 OIL_t + \beta_4 GOLD_t + \beta_5 EX_t \quad (9)$$

### ۵- اهداف پژوهش

۱- تعیین رابطه‌ی میان شاخص کل بازدهی سهام با متغیرهای کلان اقتصادی، نظیر تورم، حجم نقدینگی، نرخ ارز، قیمت طلا و قیمت نفت.

۲- مشخص کردن میزان تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران.

۳- کمک به تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی به ویژه سیاست‌های پولی و مالی و سیاست‌های مربوط به بورس اوراق بهادار تهران.

### ۶- فرضیه‌های پژوهش

۱- متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام موثرند.

۲- تکانه یا شوک‌های وارد شده از سوی متغیرهای تعریف شده بر بازدهی سهام دیرپا (بادوام) است.

۳- اثر اهرمی در بازار سهام تهران وجود دارد.

### ۷- قلمرو زمانی و مکانی تحقیق

با توجه به این که داده‌های مربوط به شاخص بازده کل از فروردین ماه ۱۳۷۷ در بورس تهران محاسبه و منتشر شده است، لذا قلمرو زمانی مربوط به بررسی رابطه‌ی متغیرهای اقتصادی با شاخص بازده سهام، سه ماهه‌ی دوم سال ۱۳۷۹ تا پایان سال ۱۳۸۹ (که در آن اطلاعات به صورت ماهانه در نظر گرفته شده است) را در بر می‌گیرد. قلمرو مکانی در این تحقیق، شامل تمامی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی مورد آزمون است. شرکت‌های فعال در بورس شرکت‌هایی هستند که قیمت آنها در شاخص بازده نقدی سهام محاسبه شده توسط بورس

اثرگذار بوده‌اند. چنانچه در طی سال‌های مورد آزمون، شرکت‌هایی از تابلوی بورس خارج شده باشند، شاخص‌های محاسبه شده توسط بورس از این بابت تعدیل شده است.

### ۸- آزمون فرضیه‌ها و ارائه مدل

به کارگیری روش‌های سنتی و معمولی اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو، با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض است که متغیرهای الگوماناً<sup>۱</sup> (پایا) باشند. برای بررسی مانایی و نامانایی از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)<sup>۲</sup> استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، حاکی از مانایی تمامی متغیرهای پژوهش است. نتایج این آزمون برای متغیرهای پژوهش در زیر ارائه شده است:

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی فولر

متغیر	آماره دیکی فولر	مقادیر بحرانی		احتمال
		%۱	%۵	
نرخ ارز	-۴/۶۲۴۲	-۴/۰۳۱۳	-۳/۴۴۵۳	۰/۰۳۱۶
قیمت طلا	-۱۰/۰۶۰۸	-۳/۴۸۲۸	-۲/۸۸۴۴	۰/۰۰۰۰
حجم نقدینگی	-۱۳/۵۲۸۶	-۳/۴۸۲۸	-۲/۸۸۴۴	۰/۰۰۰۰
قیمت نفت	-۱۵/۴۶۰۶	-۳/۴۸۲۴	-۲/۸۸۴۲	۰/۰۰۰۰
نرخ تورم	-۱۲/۸۹۴۳	-۳/۴۸۲۸	-۲/۸۸۴۴	۰/۰۰۰۰
شاخص بازده کل سهام	-۴/۶۷۹۶	-۴/۰۳۱۳	-۳/۴۴۵۳	۰/۰۲۷۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

### ۸-۱- آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس

برای تشخیص ناهمسانی واریانس فرضیه‌های صفر و مقابل به شرح زیر بیان می‌شوند:

$H_0$ : بین جملات پسماند همسانی واریانس وجود دارد.

$H_1$ : بین جملات پسماند همسانی واریانس وجود ندارد.

وجود چنین مشکلی (ناهمسانی واریانس جملات خطا) سبب خواهد شد که نتایج OLS دیگر کارا نباشد. از این رو از مدل‌های خانواده‌ی گارچ استفاده می‌شود.

1. Stationary
2. Augmented Dicky- Fuller

جدول ۲- نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

آماره F	۹۴۸/۴۴۰۶	احتمال	۰/۰۰۰۰
$R^2 \times$ مشاهدات	۱۱۲/۲۱۱۱	احتمال	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آزمون وجود ناهمسانی را تایید می‌کند.

**۸-۲- نتایج برازش مدل گارچ**

در بررسی نوسانات بازده سهام، الگوی گارچ به صورت زیر بیان می‌شود:

$$+\varepsilon_t = cR_t \quad (10)$$

$$\sigma_{t-1}^2 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 = \omega \sigma^2 \quad (11)$$

معادله‌ی نخست نشان دهنده‌ی بازده سهام است و معادله‌ی دوم نوسانات بازده را نشان می‌دهد. نتایج برآوردی مدل گارچ به شرح جدول زیر است:

جدول ۳- نتایج آزمون فرضیه‌ی اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی Z	احتمال
عرض‌ازمبدا	۰/۰۱۱۲	۰/۰۸۳۸	۰/۱۳۳۸	۰/۷۲۰۱
نرخ تورم	۱/۶۶۴۲	۰/۵۱۶۲	۳/۲۲۴۰	۰/۰۰۰۹
قیمت نفت	-۰/۰۴۷۸	۰/۰۲۳۹	-۱/۹۹۷۶	۰/۰۶۹۰
قیمت طلا	-۰/۲۴۸۳	۰/۰۹۶۶	-۲/۵۷۰۸	۰/۰۰۱۶
نرخ ارز	-۰/۱۹۵۱	۰/۰۲۲۶	-۸/۶۲۸۶	۰/۰۰۰۰
حجم نقدینگی	۰/۰۰۲۷	۰/۰۱۶۳	۰/۱۶۸۴	۰/۸۲۶۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

معادله‌ی زیر به عنوان معادله میانگین برآورد می‌شود:

$$R_t = ۰,۰۱۱ + ۱,۶۶۴ - ۰,۰۵۰ - ۰,۲۴۸ - ۰,۱۹۵ + ۰,۰۰۲ \quad (12)$$

ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ تورم، قیمت طلا و نرخ ارز معنی‌دار هستند ولی ضرایب نقدینگی و قیمت نفت هر چند که مطابق با تئوری به دست آمدند اما متغیرهای توضیحی معناداری برای بازده سهام نیستند.

جدول ۴- معادله‌ی واریانس

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی Z	احتمال
عرض‌ازمبدا	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۷۶	۱/۳۲۶۵	۰/۰۱۳۹
ضریب ARCH	۰/۶۱۶۹	۱/۴۷۲۱	۰/۹۰۸۲	۰/۰۰۸۹
ضریب GARCH	-۰/۶۱۶۲	۳/۶۲۷۲	-۰/۶۲۷۲	۰/۰۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر این اساس، معادله‌ی زیر برای استخراج ضرایب ARCH و GARCH برآورد شده است:

$$GARCH = ۰,۰۱۰۲۱ + ۰,۶۱۶۹۶ARCH(۱) - ۰,۶۱۲۶۸GARCH(۱) \quad (۱۳)$$

همان‌طور که از نتایج پیداست، ضرایب  $\gamma_1$  و  $\phi_1$  معنی‌دارند. این نتایج تاکید می‌کنند که مدل گارچ برای توضیح نوسانات، مدل مناسبی است. ضریب برآوردی ARCH نشان‌دهنده‌ی اثر اتفاقات جاری بر واریانس شرطی است. این ضریب (0.617) نشان‌گر این است که نوسان‌های زمانجاری نقش زیادی در نوسان و انحراف شاخص بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است.

هم چنین، ضریب برآوردی GARCH که برابر با -0.612 است، نشان‌دهنده‌ی دائمی بودن نوسانات در شوکیا اثرگذار یا برنوسان‌های متغیر وابسته است. مجموع ضرایب ARCH و GARCH یعنی ۰,۰۴۲۷ نشان‌دهنده‌ی زودگذر بودن پاسخ به شوک‌های احتمالی است. بدین ترتیب فرضیه‌ی دوم پژوهش تأیید نمی‌شود.

در شرایط نامتقارن بودن نوسانات، استفاده از مدل گارچ چندان مناسب نیست و از مدل گارچ نمایی استفاده می‌شود. در بخش پیش‌رو نتایج آزمون اثر اهرمی برای بازار سهام تهران که با استفاده از الگوی گارچ نمایی بیان می‌شود، ارئه می‌گردد.

### ۸-۳- نتایج اثر اهرمی

در اثر اهرمی میزان نوسانات در زمان کاهش بازده، به طور نسبی بیش‌تر از زمان افزایش بازده است، به عبارتی نوسانات بازده سهام در واکنش به خبرهای خوب و بد متقارن نیست.

مدل زیر برای آزمون اثر اهرمی برآورد شده است:

$$= c + \varepsilon_t R_t \quad (۱۴)$$

$$+ \gamma_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \phi_1 \left( \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} = \omega \log(\sigma_t^2) \quad (۱۵)$$

ضریب  $\lambda$  نامتقارن بودن نوسانات و اثر اهرمی را نشان می‌دهد.

در آزمون اثر اهرمی، فرضیه‌های  $H_0$  و  $H_1$  به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$H_0$ : اثر اهرمی در بازار سهام تهران وجود ندارد.

$H_1$ : اثر اهرمی در بازار سهام تهران وجود دارد.

برای پذیرفتن  $H_0$ ، باید ضریب  $\lambda$  غیر منفی باشد، در غیر این صورت  $H_1$  پذیرفته می‌شود:

$$H_0: \lambda \geq 0$$

$$H_1: \lambda < 0$$

جدول ۵- آزمون اثر اهرمی: نتایج برازش مدل

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی Z	احتمال
عرض‌ازمبدا	-۰/۰۳۵۹	۰/۳۷۲۶	-۰/۰۹۶۵	۰/۹۲۳۱
ضریب ARCH	۰/۷۲۰۳	۰/۳۱۹۵	۲/۲۵۴۲	۰/۰۰۰۰
ضریب اثر اهرمی	-۰/۰۵۱۴	۰/۰۲۰۴	-۲/۵۲۱۷	۰/۰۱۵۳
ضریب GARCH	۰/۷۸۳۶	۰/۰۸۶۴	۹/۰۶۶۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول بالا دیده می‌شود، ضریب  $\lambda$  منفی و معنی‌دار است، در نتیجه فرض مقابل مبنی بر وجود اثر اهرمی پذیرفته می‌شود.

## ۹- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش تاثیر متغیرهایی چون نرخ تورم، نقدینگی، قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. در این تحلیل از روش شناسی GARCH با کاربرد زیاد در توصیف پدیده‌ی مالی با تناوب بالا استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که نرخ ارز، نرخ تورم و قیمت طلا متغیرهای اثرگذار بر بازده سهام در دوره‌ی مورد بررسی (داده‌های ماهانه‌ی ۱۳۸۹-۱۳۷۹) هستند و قیمت نفت و نقدینگی تأثیری بر بازده سهام نداشتند.

به عبارت دیگر با وجود تاثیرات انکارناپذیر تغییرات قیمت جهانی نفت بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، به دلیل کوچک بودن بازار سرمایه ایران و تاخیر در اثر گذاری تغییرات قیمت نفت بر سود آوری و قیمت سهام شرکت‌ها، شاخص بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران واکنش محدودی درقبال تغییرات قیمت نفت داشته است.



اگر چه رابطه‌ی بین نرخ تورم و شاخص بازده سهام، مثبت است، اما به دلیل این که این افزایش به علت جبران کاهش سود واقعی است، بنابراین توصیه می‌شود که تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی، در هنگام تدوین سیاست‌های پولی و مالی در سطح کلان، آثار ناشی از تصمیمات مزبور را بر شاخص‌های بازار سهام و سایر بازارهای مالی دیگر، مد نظر قرار دهند. همچنین با توجه به وجود اثر اهرمی در این بازار، کنترل عوامل درون‌زای تاثیرگذار بر بازدهی بازار، می‌تواند به عنوان یک اقدام راهبردی در کنترل ریسک بازار سهام تهران تلقی شود.

نکته‌ی آخر این که بازار سهام به عنوان منبع مهم گردش سرمایه در اقتصاد هر کشوری نقش به‌سزایی دارد، لذا پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران در اعمال برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی توجه‌ی خاصی به این بازار داشته باشند، تا مبادا این بازار دچار بحران شود و در نهایت فرار سرمایه را به دنبال داشته باشد.



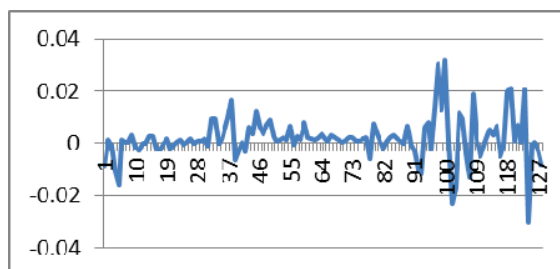
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع

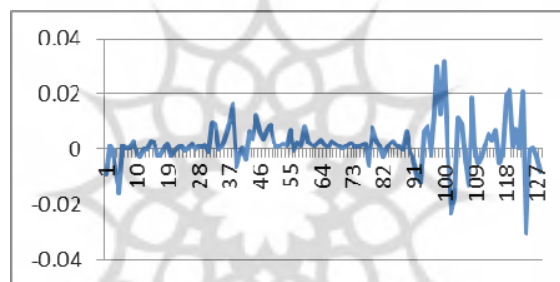
- بیاتی، مصطفی (۱۳۸۴)، "رابطه ی تورم با شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت و بازده نقدی بورس"، پایان نامه ی کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده حسابداری و مدیریت.
- جعفری، علی (۱۳۸۹)، "اصول و مبانی سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار"، تهران، کیومرث.
- راعی، رضا و پویان فر، احمد (۱۳۸۹)، "مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته"، تهران، سمت.
- سعیدی، پرویز و کوهسپاران، علی (۱۳۸۸)، "بررسی ارتباط شاخص های تورم (CPI, PPI) و بازده سهام"، مجله ی تحقیقات اقتصادی، شماره ی ۸۹، صص ۱۲۸-۱۰۹.
- کمالی رضایی، هاشم (۱۳۸۷)، "بررسی تاثیر نوسانات شاخص های کلان اقتصادی بر بازده سهام"، رساله ی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی، دانشکده اقتصاد و حسابداری.
- قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۲)، "بررسی اثر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران"، مجله ی دانشکده ی مدیریت دانشگاه تهران، شماره ی ۱۵، صص ۲۲-۳.
- گزارش های هفتگی و ماهانه ی بورس اوراق بهادار، سال های ۸۹-۱۳۷۹.
- نماگرهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال های ۸۹-۱۳۷۹.
- Bodie, Z. & Kane, A. & Marcus, A.J (1996), "Investment", 3d. ed., Irwin.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Economics, Vol. 31, pp. 307-327.
- Brahmasrene, T. & Jiranyakul, K. (2007), "Cointegration and Causality between Stock Index and Macroeconomic Variables in an Emerging Market", Academy of Accounting and Financial Studies Journal, Vol.11, No. 3.
- Buyuksalvarci, A. (2010), "The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey", European Journal of Social Sciences, Vol.14, No. 3, pp. 70-83.
- Caiado, J. (2004) "Modelling and Forecasting the Volatility of the Portuguese Stock Index PSI-20", Portuguese Journal of Management Studies, 2007.
- Chen, N. F. (1983), "Some Empirical Test of APT", Journal of Finance, Vol. 38, pp. 1393-1414.
- Chen, N.Fu & Roll, R. & Ross, A. S. (1986), "Economic Forces and the Stock Market", Journal of Business, Vol. 59, No. 3, pp. 383-403.
- Elton, E. & Gruber, M. (1991), "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", New York: John Wiley and Sons. 6th Edition.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation", Journal of Econometrica, Vol. 50, No. 4, pp. 987-1008.

- Harrington, D. R. (1987), "Modern Portfolio Theory, The Capital Asset Pricing Theory and Arbitrage Pricing Theory: A User's Guide", 2d. ed., Prentice-Hall.
- Hsing, Y. (2011), "Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index and Policy Implication: The Case of Central European Country", Eurasian Journal of Business and Economics, Vol. 4, No. 7, pp. 1-11.
- Leon, K. (2008), "The Effects of Interest Rates Volatility on Stock Returns and Volatility: Evidence from Korea", International Research Journal of Finance and Economics, Vol. 14, pp. 285-90.
- Magnus, J. & Fosu, E. (2006), "Modelling and Forecasting Volatility of Returns on the Ghana Stock Exchange Using GARCH Models", MPRA Paper, pp. 593-620.
- Markowitz, H. (1995), "Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment", New York: Wiley.
- Poon, S.H. & Taylor, S.J. (1992), "Stock returns and volatility: An empirical study of the UK stock market", Journal of Banking and Finance, Vol. 16, No. 1, pp. 37-59.
- Robert, G. (2008), "Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China", International Business & Economics Research Journal, Vol. 7, No. 3, pp. 42-56.
- Roll, R. & ROSS, A. S. (1980a), "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", The Journal of Finance, Vol. 35, No 5, pp. 1073-1103.
- Roll, R & Ross, A.S. (1984b), "The APT Approach to strategic portfolio planning", Financial Analysts Journal, Vol. 40, No. 24.
- Ross, S.A. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", Journal of Economic Theory, Vol. 13, No. 3, pp. 341-360.

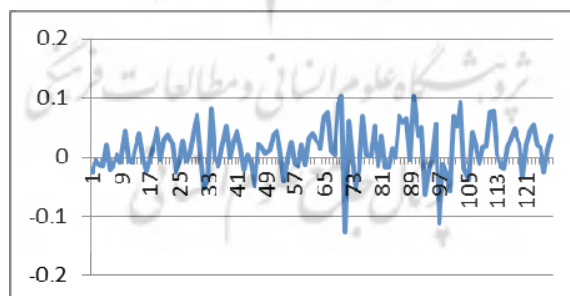
## ضمیمه



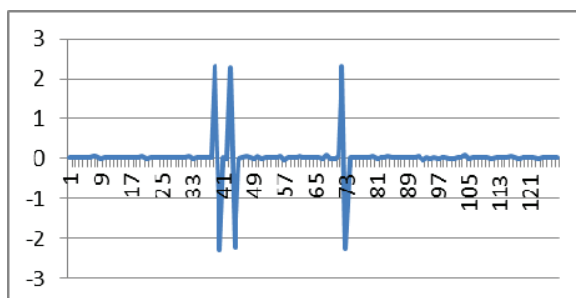
نمودار ۱- روند زمانی نرخ تورم طی سالهای ۸۹-۱۳۷۹



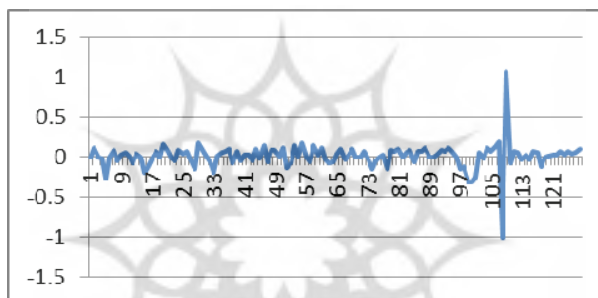
نمودار ۲- روند زمانی نرخ ارزش طی سالهای ۸۹-۱۳۷۹



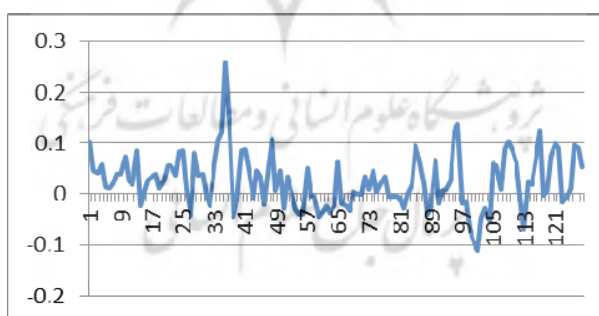
نمودار ۳- روند زمانی قیمت طلا طی سالهای ۸۹-۱۳۷۹



نمودار ۴- روند زمانی حجم نقدینگی طی سالهای ۸۹-۱۳۷۹



نمودار ۵- روند زمانی قیمت نفت طی سالهای ۸۹-۱۳۷۹



نمودار ۶- روند زمانی بازده سهام طی سالهای ۸۹-۱۳۷۹



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی  
پرتال جامع علوم انسانی