

مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۶ / صفحات ۱۱۷-۱۰۱

## بررسی همزمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران

اسماعیل ابونوری

دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران [abounoories@yahoo.com](mailto:abounoories@yahoo.com)

مانی موتمنی

دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران [motamenies@gmail.com](mailto:motamenies@gmail.com)

تاریخ دریافت: ۸۵/۵/۹ تاریخ پذیرش: ۸۵/۸/۱۶

### چکیده

در بررسی همزمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR)، وجود اثر اهرمی بر اساس داده‌های شاخص کل بازار سهام تهران، رد نشده است. به عبارت دیگر، کاهش بازده موجب افزایش نوسانات شده است. نتایج بررسی بازخورد نوسانات نشان می‌دهد که نوسانات پیش‌بینی نشده اثر منفی بر بازده سهام داشته، در حالی که برخلاف نظریه بازخورد نوسانات، نوسانات پیش‌بینی شده با بازده سهام ارتباط مستقیم نداشته است.

طبقه بندی JEL: G10, C32, C13.

کلید واژه: بازده، نوسانات، اثر اهرمی، بازخورد نوسانات، بورس اوراق بهادار تهران.

### ۱- مقدمه

چگونگی ارتباط بازده سهام و ریسک آن، یکی از معیارهای مهم برای سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام است. ریسک سهام، میزان ناطمینانی از کسب مقدار بازده سهام را نشان می‌دهد. بنابراین، نوسانات بازده سهام شاخص مناسبی برای درک ریسک سهام

است. از یک سو، تغییرات بازده سهام موجب تغییر نوسانات می‌شود و از سوی دیگر، دگرگونی در نوسانات سهام، به معنی تغییرات بازده سهام نیز است. کیفیت ارتباط بازده و نوسانات سهام در بازارهای مختلف یکسان نیست. به این دلیل، پژوهش‌های فراوانی در زمینه چگونگی تأثیر متقابل بازده و نوسانات سهام بر یکدیگر انجام شده است. در بررسی ارتباط بازده و نوسانات سه حالت علت و معلولی قابل تشخیص است: ۱. تأثیر بازده بر نوسانات ۲. تأثیر نوسانات بر بازده ۳. تأثیر هم‌زمان بازده و نوسانات. حالت نخست از طریق «اثر اهرمی<sup>۱</sup>» قابل بررسی است. این اثر، نشان می‌دهد که بازده سهام بر نوسانات آن اثر منفی دارد. یکی از تئوری‌های قابل استفاده برای مطالعه حالت دوم، به «بازخورد نوسانات<sup>۲</sup>» معروف است. این تئوری نشان می‌دهد که نوسانات شرطی سهام اثر مستقیم بر بازده سهام دارد. حالت سوم را نیز می‌توان با بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات مورد مطالعه قرار داد.

بررسی حالت‌های اول و دوم، به کمک تئوری‌های اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، در مطالعات ابونوری و موتمنی (در دست چاپ)، هر یک به صورت جداگانه انجام شده است. بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، هدف اساسی در این مقاله است. بنابراین، فرضیه اصلی در این مطالعه عبارتست از: «اثر اهرمی و بازخورد نوسانات به‌صورت هم‌زمان در بازار اوراق بهادار تهران وجود دارد». برای آزمون این فرضیه، از اطلاعات سری زمانی شاخص روزانه بازار سهام تهران در دوره زمانی ۸ دی ماه ۱۳۷۱ تا ۱۰ تیر ۱۳۸۵ و مدل خودتوضیح برداری<sup>۳</sup> و گارچ نمایی<sup>۴</sup> استفاده شده است.

پس از مقدمه، در بخش دوم این مقاله، ضمن توضیح اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، مروری بر تحقیقات انجام شده درباره اثر هم‌زمان آن‌ها صورت می‌گیرد. در بخش سوم، داده‌های تحقیق شرح داده خواهند شد. الگوی مورد استفاده در آزمون فرضیه، در بخش چهارم ارائه می‌شود. نتایج آزمون نیز در جداول همین بخش نشان داده خواهد شد. در بخش پنجم، نتایج تحقیق آورده شده است. مقاله با کتاب‌نامه به پایان می‌رسد.

1- Leverage Effect.  
2- Volatility Feedback.  
3- Vector Autoregressive.  
4- EGARCH.

## ۲- مرور ادبیات

### ۲-۱- اثر اهرمی

طبق تئوری اثر اهرمی، تغییرات بازده سهام بر نوسانات تأثیر منفی دارد. بنابراین، کاهش بازده در بازار سهام، موجب افزایش نوسانات در این بازار می‌شود. اثر اهرمی، ابتدا توسط بلک<sup>۱</sup> (۱۹۷۶)، مطرح شد. این اثر نشان می‌دهد که تغییرات ساختار سرمایه بنگاه یا به عبارتی تغییر نسبت بدهی به دارایی (نسبت اهرم)، در میزان نوسانات سهام بنگاه مؤثر است. بلک، نشان داد که تغییر ارزش ناشی از کاهش قیمت سهام بنگاه، در حالی که موجب کاهش ارزش دارایی‌ها می‌شود، اثر چندانی بر ارزش بدهی‌های بنگاه ندارد. به عبارت دیگر، بدهی‌های بنگاه، در مقایسه با تغییرات دارایی‌ها (قیمت یا بازده)، نوسانات (ریسک) بسیار کم‌تری دارند. در نتیجه، تغییر ارزش بنگاه، موجب تغییر ارزش دارایی و سهام بنگاه می‌شود. بنابراین، نسبت اهرم و نوسانات بازده بنگاه تغییر خواهد کرد.

کریستی<sup>۲</sup> (۱۹۸۲)، برای نخستین بار، اثر اهرمی را در بازار سهام نیویورک مورد آزمون قرار داد. او ارتباط بازده دوره قبل و تغییرات لگاریتمی نوسانات دوره جاری را مورد توجه قرار داد. نتایج این آزمون، وجود ارتباط منفی بین بازده و نوسانات را تأیید کرد.

پس از معرفی الگوی خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته<sup>۳</sup>، موسوم به گارچ<sup>۴</sup>، توسط بلسلو<sup>۵</sup> (۱۹۸۶)، پیشرفت قابل ملاحظه‌ای در بررسی بازده و نوسانات سهام ایجاد شد. از آن پس، از الگوهای گارچ نمایی و آرچ آستانه‌ای<sup>۶</sup>، که از مدل‌های نامتقارن خانواده گارچ‌اند، استفاده بیشتری در آزمون وجود اثر اهرمی شده است. در این مدل‌ها، احتمال وجود ناتقارنی در رابطه بازده سهام و نوسانات سهام مورد توجه قرار

1- Black.

2- Christie.

۳- به ابونوری (۱۳۸۰) مراجعه شود.

4- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic (GARCH).

5- Bollerslev.

6- Threshold ARCH.

گرفته است. مدل گارچ نمایی، برای نخستین بار توسط نلسون<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) ارزیاب شد. گلوستن، جاگاناتان و رانکل<sup>۲</sup> (۱۹۹۳)، نیز از نخستین پژوهش‌گرانی بودند که از مدل آرچ آستانه‌ای در بررسی ارتباط بازده و نوسانات سهام استفاده کردند. در مطالعه ابونوری و موتمنی (در جریان چاپ)، وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران، با استفاده از مدل گارچ نمایی مورد آزمون قرار گرفت. در این آزمون، از اطلاعات روزانه شاخص کل سهام در دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۵ استفاده شده است. نتیجه این مطالعه، وجود اثر اهرمی را در بازار سهام تهران تایید می‌کند.

## ۲-۲ - بازخورد نوسانات

بازخورد نوسانات، ابتدا توسط پیندیک<sup>۳</sup> (۱۹۸۴) معرفی شد. طبق بازخورد نوسانات، افزایش نوسانات بازده، موجب افزایش بازده انتظاری سهام می‌شود. فرنچ، شورت و استامباگ<sup>۴</sup> (۱۹۸۷)، در بررسی بازخورد نوسانات، نوسانات قابل پیش‌بینی و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی را از هم جدا کردند. آن‌ها نشان دادند که بین بازده سهام و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی سهام، ارتباط منفی وجود دارد. ولی این موضوع تنها در صورتی امکان پذیر است، که بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات قابل پیش‌بینی، ارتباط مثبت وجود داشته باشد. بدین ترتیب، اگر نوسانات پیش‌بینی شده سهام، ارتباط مستقیمی با بازده سهام در دوره جاری داشته باشد، افزایش نوسانات پیش‌بینی نشده سهام، میزان نوسانات قابل پیش‌بینی دوره‌های آتی را افزایش و قیمت سهام دوره جاری را به سرعت کاهش خواهد داد. در مطالعه کمپل و هنچل<sup>۵</sup> (۱۹۹۲)، از الگوی گارچ نمایی برای آزمون بازخورد نوسانات استفاده شده است. در این مطالعه نشان داده شد که خبرهای خوب و بد، هر دو نوسانات بازار سهام را تشدید می‌کنند، ولی تأثیر خبرهای بد بر نوسانات بیشتر است. آن‌ها به همین دلیل، آزمون خود را به کمک الگوی نامتقارن (گارچ نمایی) انجام دادند. در آزمون‌هایی که از الگوهای خانواده گارچ برای تعیین بازخورد نوسانات استفاده می‌شود، ارتباط نوسانات شرطی با بازده سهام مورد

1- Nelson.

2- Glosten, Jagannathan and Runkle.

3- Pindyck.

4- French, Schwert and Stambaugh.

5- Campbell and Hentschel.

سنجش قرار می‌گیرد. اگر نوسانات شرطی، به عنوان نوسانات قابل پیش‌بینی، با بازده سهام ارتباط مثبت داشته باشند، بازخورد نوسانات مورد تایید قرار می‌گیرد. ابونوری و موتمنی (در جریان چاپ)، بازخورد نوسانات را در بازار سهام تهران مورد مطالعه قرار دادند و وجود بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران را تأیید کردند: داده‌های مورد استفاده در تحقیق مذکور، شاخص ماهانه بازار سهام در سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۴ و الگوی استفاده شده در آزمون، گارچ نمایی در میانگین<sup>۱</sup> بوده است.

### ۲-۳- ترکیب اثر اهرمی و بازخورد نوسانات

بکرت و وو<sup>۲</sup> (۲۰۰۰)، از نخستین افرادی بودند که بازخورد نوسانات و اثر اهرمی را به صورت هم‌زمان مورد مطالعه قرار دادند. به باور آن‌ها تفاوت عمده اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، در جهت علّیت آن‌ها است: در اثر اهرمی، بازده، دلیل تغییرات نوسانات و در بازخورد نوسانات، نوسانات علّت تغییرات بازده است. طبق استدلال آن‌ها، بازخورد نوسانات، نشان دهنده تأثیر عوامل برون‌زا بر ارتباط بازده و ریسک است، به این صورت که خبرهای مؤثر بر بازار سهام، از طریق بازخورد نوسانات عمل می‌کنند. این درحالی است که اثر اهرمی، نشان دهنده واکنش درونی بنگاه‌ها نسبت به ارتباط بازده و ریسک است. آن‌ها تعامل هم‌زمان هر دو اثر را در بازار مورد توجه قرار دادند. این تعامل، به صورت تأثیر اخبار بر بازار سهام در شکل ۱، نشان داده شده است. اخبار خوب و بد بر بازار سهام آثار متفاوتی دارند. انتشار یک خبر بد، موجب افزایش نوسانات بازار سهام می‌شود. افزایش نوسانات جاری در بازار سهام، موجب افزایش نوسانات شرطی بازار می‌شود. طبق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)<sup>۳</sup>، افزایش نوسانات

1- Exponential GARCH in Mean.

2- Bekeart and Wu.

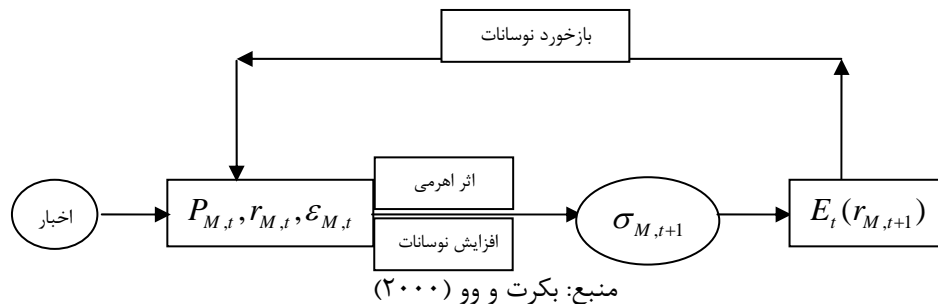
۳- در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (Capital Assets Pricing Model)، زمانی که ریسک وجود نداشته باشد، تعادل بازار سهام ایجاب می‌کند که بازده دارایی‌های مختلف یکسان باشد. زیرا، در غیر این صورت، آربیتراژ، بازده آن‌ها را یکسان خواهد کرد. ولی بازده دارایی‌های ریسک دار، به شکل زیر به دست خواهد آمد:

$$E(R_i) = R_f + \text{premium}$$

که در آن  $R_f$ ، نرخ بازده بدون ریسک است؛ با اضافه شدن مزاد ریسک، نرخ انتظاری بازده سهام به دست خواهد آمد. با استفاده از همین استدلال، در روش CAPM، بازده مورد انتظار از یک دارایی یا سهام، عبارت است از:

$$E(R_i) = R_0 + \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} [E(R_M) - R_0]$$

شرطی در سطح بازار، موجب افزایش بازده انتظاری در سطح بنگاه‌ها می‌شود و در نتیجه، ارزش سهام به سرعت کاهش می‌یابد. کاهش قیمت‌ها و در نتیجه کاهش بازده، خود یک خبر بد در بازار تلقی می‌شود. بنابراین، باز هم نوسانات شرطی افزایش می‌یابند و روند کاهش قیمت‌ها ادامه خواهد یافت. تا این‌جا خبر بد وارد شده در بازار، تحت تاثیر بازخورد نوسانات سبب کاهش قیمت‌ها می‌شود. از سوی دیگر، خبر بد می‌تواند به صورت مستقیم موجب کاهش قیمت برخی از بنگاه‌ها شود.



شکل ۱- ساختار تأثیر اخبار بر بازار سهام

در این شکل،  $(\varepsilon_{M,t})$  نشان‌دهنده تأثیر اخبار بر بازار سهام است که بر نوسانات شرطی بازار  $(\sigma_{M,t+1})$  اثر می‌گذارد.  $E_t(r_{M,t+1})$  بازده انتظاری بازار،  $P_{M,t}$  و  $r_{M,t}$  به ترتیب قیمت و بازده جاری بازار را نشان می‌دهند.

کاهش بازده بنگاه‌ها طبق اثر اهرمی، موجب افزایش مجدد نوسانات بازار سهام می‌شود. با افزایش مجدد نوسانات سهام، روند افزایش نوسانات شرطی، افزایش بازده انتظاری و کاهش قیمت‌ها تکرار خواهد شد. بنابراین، در حالتی که خبر بدی در بازار وارد شود، اثر اهرمی و بازخورد نوسانات یکدیگر را تشدید کرده و کاهش شدید قیمت‌ها اتفاق می‌افتد. در زمانی که خبر خوبی در بازار منتشر شود، اثر اهرمی و بازخورد

که در آن  $\sigma_{iM}$ ، کواریانس بازده سهام  $i$  و  $\sigma_M^2$ ، واریانس بازده کل در بازار است.  $[E(R_M) - R_0]$ ، نشان‌دهنده مازاد بازده مورد انتظار است. بنابراین، بازده مورد انتظار از سهام یک بنگاه، تابعی از بازده حتمی (بدون ریسک) سهام و مازاد بازده مورد انتظار آن سهام است که می‌توان آن را به صورت زیر نشان داد:

$$E(R_i) = R_0 + \beta[E(R_M) - R_0]$$

نوسانات یکدیگر را تضعیف می‌کنند. انتشار خبر خوب، مانند خبر بد موجب افزایش نوسانات بازار می‌شود. افزایش نوسانات، طبق بازخورد نوسانات، روند افزایش نوسانات شرطی، افزایش بازده انتظاری و کاهش قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. بنابراین، انتشار یک خبر (خوب یا بد)، در اثر بازخورد نوسانات، کاهش قیمت‌ها را به دنبال دارد. اما یک خبر خوب، می‌تواند به صورت مستقیم موجب افزایش ارزش برخی از بنگاه‌ها و سهام آن‌ها شود. افزایش قیمت سهام، موجب افزایش بازده سهام و کاهش نوسانات سهام می‌شود. زیرا، در زمانی که بازده دلیل تغییرات نوسانات سهام باشد، طبق اثر اهرمی، بازده و نوسانات رابطه منفی دارند. بنابراین، در صورت انتشار خبر خوب، اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در مقابل یکدیگر عمل می‌کنند. بکرت و وو، تلاش کردند تا به این وسیله، ارتباط نامتقارن بازده و نوسانات سهام را تحت تأثیر خبرهای خوب و بد تشریح کنند. آن‌ها برای آزمون ناتقارنی ارتباط نوسانات و بازده سهام در بازار سهام توکیو، وجود بازخورد نوسانات و اثر اهرمی را به صورت هم‌زمان مورد بررسی قرار دادند. این آزمون، وجود اثر اهرمی را رد و وجود بازخورد نوسانات را در سطح بازار سهام توکیو تأیید کرد.

برندت و کانگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، با بررسی ارتباط میانگین و نوسانات شرطی بازده سهام، تأثیر متقابل بازده و ریسک را به صورت هم‌زمان مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه، به اثر اهرمی و بازخورد نوسانات نیز توجه شده است و وجود هم‌زمان این آثار آزمون شده است. الگوی استفاده شده در این پژوهش، مدل خود توضیح دهنده برداری است. آن‌ها در این مدل، ضریب هم‌بستگی بین میانگین شرطی و نوسانات شرطی بازده سهام را تخمین زدند. اگر ضریب هم‌بستگی نوسانات ایجاد شده و نوسانات شرطی ایجاد شده صفر باشد، وجود هر دو اثر اهرمی و بازخورد نوسانات رد می‌شود. اگر این ضریب منفی و معنی‌دار باشد، وجود اثر اهرمی تأیید می‌شود. ضریب هم‌بستگی منفی، می‌تواند حضور بازخورد نوسانات را نیز تأیید کند، اما تنها در صورتی که هم‌بستگی هم‌زمان نوسانات شرطی و میانگین شرطی بازده، منفی و معنی‌دار باشد و هم‌بستگی این متغیرها با وقفه زمانی مثبت باشد. آن‌ها با استفاده از داده‌های مرکز تحقیقات در قیمت‌های اوراق بهادار

1- Brandt and Kang.

در دوره زمانی ۱۹۴۶-۱۹۹۸، الگوی خود را آزمون کردند. نتایج این آزمون، وجود اثر اهرمی را تأیید کرد، ولی بازخورد نوسانات به صورت کامل تأیید نشد.

### ۳- شرح داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، بازده و نوسانات ماهانه در بازار اوراق بهادار تهران‌اند. برای به‌دست آوردن این داده‌ها، از شاخص روزانه بازار سهام تهران (TEPIX) در دوره زمانی ۸ دی ماه ۱۳۷۱ تا ۱۰ تیر ۱۳۸۵ استفاده شده است. از شاخص روزانه بازار سهام، برای به‌دست آوردن بازده روزانه بازار استفاده شده است. بازده عملکرداند و تغییر ثروت سرمایه‌گذاران را منعکس می‌سازد که ناشی از دو عامل اصلی است: یکی افزایش قیمت سهام (تحت تاثیر عواملی مانند تورم، شرایط سیاسی، سرمایه‌گذاری‌های جدید و مدیریت بنگاه) و دیگری سود سهام (ناشی از مدیریت شرکت، تقاضای بازار و جو اقتصادی کشور)<sup>۱</sup>. در نتیجه، بازده یک سهم طی یک دوره مالی را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$R_i = \ln\left(\frac{P_i + D_i}{P_{i-1}}\right) \times 100$$

که در آن  $R_i$  لگاریتم بازدهی سهم است،  $P_i$  و  $P_{i-1}$  قیمت سهم در پایان دوره و شروع دوره را نشان می‌دهد؛  $D_i$  نیز نشان‌دهنده سود نقدی پرداخت شده برای سهم طی آن دوره است.

طبق اسچاتزبرگ و داتا<sup>۲</sup> (۱۹۹۲) و فیشه، گسنل و لاسر<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) در نظر نگرفتن سود نقدی پرداخت شده سهام، در بلندمدت اثر معناداری بر بازده ندارد. بنابراین، بازده را می‌توان به‌صورت زیر نیز به‌دست آورد:

$$R_i = \ln\left(\frac{P_i}{P_{i-1}}\right) \times 100$$

بر این اساس، بازده روزانه بازار سهام تهران با استفاده از شاخص کل روزانه (TEPIX) محاسبه شده است:

۱- ممکن است مجمع صاحبان سهام بخشی از سود حاصله را به‌صورت اندوخته نگهدارد. در این صورت، سود سهام توزیع شده کم‌تر خواهد بود، ولی افزایش ارزش سهام ناشی از نگهداری اندوخته، جریان کاهش سود توزیع شده را خواهد نمود.

2- Schatzberg and Datta.

3- Fishe, Gosnell and Lasser .



$$r_d = \ln\left(\frac{TI_d}{TI_{d-1}}\right) \times 100$$

در معادله فوق  $r_d$  نشان‌دهنده بازده روز  $d$  است و  $TI_d$  شاخص کل بازار سهام تهران را در روز  $d$  نشان می‌دهد. بازده ماهانه نیز از جمع بازده‌های روزانه یک ماه محاسبه شده است.

$$R_t = \sum_{d=1}^{N_d} r_{d,t}$$

بازده ماهانه، با  $R_t$  نشان داده شده است.  $N_d$  نمایان‌گر تعداد روزهای کاری بازار سهام در طول یک‌ماه است. که معمولاً با توجه به تعطیلی دو روز در هفته بازار سهام (پنجشنبه و جمعه در ایران)، تعداد روزهای کاری ۲۲ روز در نظر گرفته شده است. بدین ترتیب، در ازای هر ۲۲ بازده روزانه، یک بازده ماهانه به‌دست آمده است. نوسانات واقعی بازده سهام نیز، از طریق واریانس بازده سهام در طول یک‌ماه محاسبه می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{20} \left( \sum_{j=1}^{22} (r_{d,t} - r_{m,t})^2 \right)$$

در این فرمول،  $r_{d,t}$  مقدار بازده در روز  $d$  و ماه  $t$  است.  $r_{m,t}$  میانگین بازده‌های روزانه در طول ماه  $t$  است. در نهایت،  $\sigma_t^2$  مقدار واریانس بازده‌های روزانه در ماه  $t$  است، که نشان‌دهنده مقدار نوسانات واقعی در این ماه است.

#### ۴- برآورد الگو و آزمون فرضیه

در این مقاله، از الگوی براندت و کانگ (۲۰۰۴)، برای آزمون اثرات هم‌زمان اهرمی و بازخورد نوسانات استفاده شده است. شکل نخستین این الگو، بر اساس مدل خود توضیح برداری بالقوه (Latent VAR)، به صورت زیر است:

$$R_t = \mu_t + \sigma_t \perp \varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} \ln \mu_t \\ \ln \sigma_t \end{bmatrix} = d + A \begin{bmatrix} \ln \mu_{t-1} \\ \ln \sigma_{t-1} \end{bmatrix} + \eta_t \quad (1)$$

در این معادلات،  $R_t$ ،  $\mu_t$  و  $\sigma_t$ ، به ترتیب نشان‌دهنده بازده حقیقی، میانگین شرطی و نوسانات بازده در دوره زمانی  $t$  است. بردار  $d$ ، میانگین دراز مدت معادلات شرطی،  $A$  ماتریس ضرایب و  $\eta_t$ ، پسماند معادلات است:

$$d = \begin{bmatrix} d_1 \\ d_2 \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}, \quad (2)$$

ماتریس واریانس-کواریانس پسماندها عبارت است از:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \rightarrow b_{21} = b_{12} = \rho \sqrt{b_{11} \cdot b_{22}}$$

دستگاه معادلات ساختاری (۱) را می‌توان به صورت دستگاه معادلات کاهش یافته (۳) نوشت. در معادله نخست، میانگین و در معادله دوم، واریانس بر حسب متغیرهای از پیش معلوم به دست آمده است.

$$\ln \mu_t = d_1 + \alpha_{11} \ln \mu_{t-1} + \alpha_{12} \ln \sigma_{t-1} + \eta_{1t}, \quad \eta_{1t} \sim N [0, b_{11}] \quad (3)$$

$$\ln \sigma_t = d_2 + \alpha_{21} \ln \sigma_{t-1} + \alpha_{22} \ln \mu_{t-1} + \eta_{2t}, \quad \eta_{2t} \sim N [0, b_{22}]$$

براندت و کانگ، برای برقراری ارتباط بین این دو معادله، رابطه زیر را بین پسماند معادلات تعریف کرده‌اند:

$$\eta_{1t} = \beta_1 \eta_{2t} + \xi_{1t} \rightarrow \xi_{1t} \sim N [0, (1 - \rho^2) b_{11}] \quad (4)$$

با فرض غیر همبسته بودن  $\xi_{1t}$  و  $\eta_{2t}$ ، ضریب  $\beta_1$  را می‌توان به شکل زیر تعریف کرد:

$$\beta_1 = \frac{Cov [\eta_{1t}, \eta_{2t}]}{Var [\eta_{2t}]} = \rho \sqrt{\frac{b_{11}}{b_{22}}} \quad (5)$$

$$\eta_{2t} = \ln \sigma_t - d_2 - \alpha_{21} \ln \mu_{t-1} - \alpha_{22} \ln \sigma_{t-1} \quad (6)$$

با قرار دادن معادله (۶)، در معادله نخست مدل (۳)، می‌توان نوشت:

(۷)

به  $\ln \mu_t = (d_1 - \beta_1 d_2) + (\alpha_{11} - \beta_1 \alpha_{21}) \ln \mu_{t-1} + (\alpha_{12} - \beta_1 \alpha_{22}) \ln \sigma_{t-1} + \beta_1 \ln \sigma_t + \xi_{1t}$  همین ترتیب، با فرض تقارن، معادله دوم مدل (۳) را می‌توان به کمک معادله‌های (۸) و (۹)، به صورت معادله (۱۰) نوشت:

$$\beta_2 = \frac{Cov [\eta_{1t}, \eta_{2t}]}{Var [\eta_{1t}]} = \rho \sqrt{\frac{b_{22}}{b_{11}}} \rightarrow \xi_{2t} \approx N [0, (1 - \rho^2) b_{22}] \quad (8)$$

$$\eta_{2t} = \beta_2 \eta_{1t} + \xi_{2t} \quad (9)$$

$$\ln \sigma_t = (d_2 - \beta_2 d_1) + (\alpha_{22} - \beta_2 \alpha_{12}) \ln \sigma_{t-1} + (\alpha_{21} - \beta_2 \alpha_{11}) \ln \mu_{t-1} + \beta_2 \ln \mu_t + \xi_{2t} \quad (10)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، دستگاه معادلات (۷) و (۱۰)، تأثیر میانگین و نوسانات بازده سهام را به صورت همزمان برآورد می‌کند. از این مدل، می‌توان برای آزمون همزمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات استفاده کرد. اگر از این معادلات تنها برای بررسی وجود این آثار استفاده شود، طبق تعریف اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، دیگر نیازی به استفاده از میانگین شرطی در معادلات نیست و همان‌طور که ورچنکو (۲۰۰۲)، نشان داده‌است، می‌توان از مقدار واقعی بازده، به جای میانگین شرطی آن استفاده کرد. نکته دیگری که در بررسی بازخورد نوسانات باید به آن توجه کرد، حضور نوسانات قابل پیش‌بینی و غیرقابل پیش‌بینی در معادلات است. طبق تئوری بازخورد نوسانات، بازده سهام، در اثر ایجاد نوسانات غیرقابل پیش‌بینی کاهش می‌یابد، در حالی که نوسانات قابل پیش‌بینی یا به نوعی نوسانات شرطی، با بازده سهام ارتباط مستقیم دارند. در مدل برنندت و کانگ، تنها مقادیر نوسانات واقعی در مدل ثبت می‌شوند. برای رفع این مشکل، متغیر نوسانات قابل پیش‌بینی، به معادلات اضافه می‌شود:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \ln \sigma_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_1 \\ d_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \ln \sigma_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} \ln \psi_t + \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

در این مدل،  $\psi_t$  نوسانات قابل پیش‌بینی (سیستماتیک) در زمان  $t$  است. مدل (۱۱) را می‌توان مانند معادلات (۳) به یکدیگر مربوط کرد:

$$\eta_{2t} = \beta_1 \eta_{1t} + \xi_{2t} \quad (12)$$

$$\beta_1 = \frac{Cov[\eta_{1t}, \eta_{2t}]}{Var[\eta_{2t}]}$$

با توجه به معادله نخست دستگاه (۱۱)، می‌توان نوشت:

$$\eta_{1t} = R_t - d_1 - \alpha_{11} R_{t-1} - \alpha_{12} \ln \sigma_{t-1} - \gamma_1 \ln \psi_t$$

با اعمال معادله (۱۲) و سپس جای‌گذاری  $\eta_{2t}$  در معادله دوم دستگاه (۱۱)، می‌توان

معادله (۱۳) را نوشت:

$$\ln \sigma_t = (d_2 - \beta_1 d_1) + (\alpha_{21} - \beta_1 \alpha_{11}) R_{t-1} + (\alpha_{22} - \beta_1 \alpha_{12}) \ln \sigma_{t-1} + \beta_1 R_t + (\gamma_2 - \beta_1 \gamma_1) \ln \psi_t + \xi_{2t} \quad (13)$$

در معادله (۱۳)، اثر بازده بر نوسانات به وسیله  $\beta_1$  مشاهده می‌شود. چنان‌چه این ضریب منفی و معنی دار باشد، وجود اثر اهرمی تأیید می‌شود. در غیر این صورت، وجود اثر اهرمی تأیید نمی‌شود. با روش مشابه، می‌توان تأثیر نوسانات بر بازده را در معادله (۱۵) به دست آورد:

$$\eta_{1t} = \beta_2 \eta_{2t} + \xi_{1t} \quad (14)$$

$$\beta_2 = \frac{Cov[\eta_{1t}, \eta_{2t}]}{Var[\eta_{1t}]}$$

با توجه به معادله دوم در دستگاه (۱۱)، می‌توان نوشت:

$$\eta_{2t} = \ln \sigma_t - d_2 - \alpha_{21} R_{t-1} - \alpha_{22} \ln \sigma_{t-1} - \gamma_2 \ln \psi_t$$

با جای‌گذاری در معادله (۱۴) و سپس قرار دادن  $\eta_{1t}$  در معادله نخست دستگاه (۱۱) و فاکتورگیری، خواهیم داشت:

$$R_t = (d_1 - \beta_2 d_2) + (\alpha_{11} - \beta_2 \alpha_{21}) R_{t-1} + (\alpha_{12} - \beta_2 \alpha_{22}) \ln \sigma_{t-1} + \beta_2 \ln \sigma_t + (\gamma_1 - \beta_2 \gamma_2) \ln \psi_t + \xi_{1t} \quad (15)$$

برای به دست آوردن نوسانات غیر قابل پیش‌بینی، معادله (۱۵) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$R_t = (d_1 - \beta d_2) + (\alpha_{11} - \beta_2 \alpha_{21}) R_{t-1} + (\alpha_{12} - \beta_2 \alpha_{22}) \ln \sigma_{t-1} + \beta_2 (\ln \sigma_t - \ln \psi_t) + (\beta_2 + \gamma_1 - \beta_2 \gamma_2) \ln \psi_t + \xi_{1t} \quad (16)$$

در این معادله،  $\sigma_t$  واریانس واقعی،  $\psi_t$ ، واریانس پیش‌بینی شده (سیستماتیک) و  $\ln \sigma_t - \ln \psi_t$ ، نشان دهنده نوسانات پیش‌بینی نشده جاری است. معادله (۱۶)، با ایجاد امکان بررسی نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده بر بازده سهام، برای آزمون وجود بازخورد نوسانات به کار می‌رود. طبق فرضیه بازخورد نوسانات، نوسانات پیش‌بینی نشده، تأثیری منفی بر بازده دارند. بنابراین،  $\beta_2$  باید منفی و معنی دار باشد. از سوی دیگر، نوسانات پیش‌بینی شده ( $\psi_t$ )، ارتباط مستقیمی با بازده دارند. یعنی،  $\beta_2 + \gamma_1 - \beta_2 \gamma_2$  باید مثبت و معنی دار باشد. در صورت برقراری این شرایط، وجود بازخورد نوسانات تأیید می‌شود.

برای برآورد اثر اهرمی و بازخورد نوسانات، از داده‌های سری زمانی بازده سهام ( $R_t$ ) و نوسانات سهام ( $\sigma_t$ ) استفاده شده است. برای حصول به داده‌های نوسانات پیش‌بینی شده، از الگوی گارچ استفاده شده است:

$$R_t = \lambda + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\psi_t^2 = \omega + \delta \varepsilon_{t-1}^2 + \tau \psi_{t-1}^2$$

در الگوی ساده گارچ (۱۷)، معادله واریانس شرطی، شامل میانگین نوسانات ( $\omega$ )، شاخص خبرهای دوره قبل ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) و پیش‌بینی نوسانات ( $\psi_{t-1}^2$ ) است. بنابراین، با در اختیار داشتن سری زمانی بازده سهام، می‌توان سری زمانی نوسانات پیش‌بینی شده را از طریق الگوی گارچ به دست آورد. با توجه به احتمال وجود ناتقارنی در رابطه بازده و نوسانات، براساس انگل<sup>۱</sup> (۱۹۹۳)، مقدار نوسانات پیش‌بینی شده از طریق الگوی گارچ نمایی به دست آورده شد. الگوی گارچ نمایی که توسط نلسون (۱۹۹۱)، معرفی شده است، معادله نوسانات شرطی گارچ را به شکل لگاریتمی ارائه می‌دهد. از این طریق، خبرهای خوب و بد تأثیر یکسانی بر رابطه بازده و نوسانات ندارند. درحالی‌که در مدل ساده گارچ، متغیر  $\varepsilon_{t-1}$ ، به توان دوم می‌رسد و مثبت یا منفی بودن آن، تأثیری در بزرگی آن نخواهد داشت. الگوی گارچ نمایی به شکل زیر است:

$$Y_t = c + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\log(\psi_t^2) = \omega + v \log(\psi_{t-1}^2) + \delta \left[ \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\psi_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \tau \frac{\varepsilon_{t-1}}{\psi_{t-1}}$$

سری زمانی نوسانات پیش‌بینی شده، با روش گارچ نمایی محاسبه شده و بدین ترتیب، مقادیر متغیر  $\psi_t$  در معادلات (۱۳) و (۱۶)، به دست آمده است. در این مقاله، دو فرضیه آزمون شده‌اند. در فرضیه نخست، احتمال وجود اثر اهرمی مطرح می‌شود. تأثیر بازده بر نوسانات، در معادله (۱۳) با ضریب  $\beta_1$  نشان داده می‌شود. اگر این ضریب منفی باشد، وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران تأیید می‌شود. چنانچه  $\beta_1$  بزرگ‌تر یا مساوی صفر باشد، فرض وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران رد می‌شود.

در فرضیه دوم، وجود بازخورد نوسانات آزمون می‌شود: اگر  $\beta_2 < 0$  و  $\beta_2 + \gamma_1 - \beta_2 \gamma_2 > 0$  باشد، احتمال وجود بازخورد نوسانات را نمی‌توان رد کرد. در

این صورت، نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده سهام تأثیر منفی و نوسانات پیش‌بینی شده بر بازده سهام تأثیر مثبت خواهند داشت. برای به‌دست آوردن مقادیر ضرایب  $\beta_1$ ،  $\beta_2$  و  $\beta_2\gamma_1 - \beta_2\gamma_2$ ، ابتدا معادلات (۱۱) برآورد شده‌اند.

برای برآورد پارامترهای مدل، ابتدا نوسانات سیستماتیک ( $\psi$ ) با معادله (۱۸)، پیش‌بینی شده است. نتایج حاصل از برآورد این معادله، در جدول (۱) خلاصه شده است.

جدول ۱- برآورد مدل (۱۸)، با استفاده از روش گارچ نمایی، برای به‌دست آوردن سری زمانی  $\psi_t$ .

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای معیار	آماره Z	سطح معنا
$c$	1.683	0.237	7.086	0.000
$\omega$	6.666	0.162	40.988	0.000
$\delta$	-0.701	0.116	-6.002	0.000
$\tau$	-0.371	0.097	-3.812	0.000
$\nu$	-1.016	0.024	-42.116	0.000

منبع: با استفاده از بسته نرم افزاری Eviews برآورد شده است.

سپس، با استفاده از داده‌های سری زمانی  $R_t$ ،  $\sigma_t$  و  $\psi_t$ ، پارامترهای مدل‌ها به صورت هم‌زمان برآورد شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد این مدل، در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲- برآورد ضرایب معادلات (۱۱) با استفاده از روش VAR

ضرایب	$d_1$	$d_2$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{21}$	$\alpha_{22}$	$\gamma_1$	$\gamma_2$
مقدار ضرایب	1.125	-1.850	0.051	0.146	0.039	0.695	-0.036	0.478
خطای معیار	1.456	0.250	0.085	0.372	0.014	0.064	0.452	0.077
آماره $t$	0.772	-7.396	0.606	0.394	2.671	10.851	-0.080	6.154

منبع: با استفاده از بسته نرم افزاری Eviews برآورد شده است.

پس از برازش الگوی (۱۱)، می‌توان میزان واریانس‌ها و کواریانس پسماند معادلات را تخمین زد. با در اختیار داشتن این مقادیر، و با استفاده از معادله‌های (۱۲) و (۱۴)،

مقدارهای ضرایب  $\beta_1$  و  $\beta_2$  قابل محاسبه شده‌اند. نتایج این محاسبات در جدول ۳، آمده است:

جدول ۳- برآورد واریانس‌ها و کواریانس پسماندهای معادلات (۱۱) و محاسبه ضرایب  $\beta_1$  و  $\beta_2$

$Var(\eta_{1t})$	$Var(\eta_{2t})$	$Cov(\eta_{1t}, \eta_{2t})$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_2 + \gamma_1 - \beta_2\gamma_2$
43.439	1.283	-0.892	-0.695	-0.020	-0.046

منبع: با استفاده از بسته نرم افزاری Eviews برآورد شده است.

با در اختیار داشتن اطلاعات جدول‌های ۲ و ۳، امکان آزمون فرضیه‌های تحقیق فراهم شده است.

علامت منفی کواریانس، موجب می‌شود تا علامت ضرایب‌های  $\beta_1$  و  $\beta_2$  منفی شود. بنابراین، طبق معادله (۱۳)، تغییرات بازده سهام بر نوسانات سهام ( $\beta_1$ ) تاثیر منفی دارد و فرض وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران رد نمی‌شود. مقدار  $\beta_2 + \gamma_1 - \beta_2\gamma_2$ ، که نشان‌دهنده تاثیر نوسانات شرطی بر بازده سهام است، منفی به‌دست آمده‌است، درحالی‌که طبق تئوری بازخورد نوسانات، این ضریب باید مثبت باشد: چون این ضریب منفی برآورد شده است، معنی‌دار بودن یا نبودن آن تغییری در نتایج ایجاد نمی‌کند. بنابراین، فرض وجود «بازخورد نوسانات»، در بازار سهام تهران رد می‌شود. از سوی دیگر، منفی بودن ضریب ( $\beta_2$ )، نشان می‌دهد که نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده سهام تأثیر منفی دارد.

## ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

برای بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، سری زمانی ماهانه، با استفاده از شاخص کل روزانه در دوره زمانی ۸ دی ماه ۱۳۷۱ تا ۱۰ تیر ۱۳۸۵، استخراج شده است. بر اساس این مشاهدات، وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران تایید شده است. به عبارت دیگر، کاهش بازده موجب افزایش نوسانات شده است. نتایج بررسی بازخورد نوسانات، نشان می‌دهد که نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده سهام اثر منفی داشته‌اند. یعنی، نوسانات غیر منتظره موجب کاهش قیمت شده‌اند. در حالی‌که، برخلاف نظریه بازخورد نوسانات، نوسانات پیش‌بینی شده، با بازده سهام ارتباط مستقیم نداشته‌اند.

چون بازار سهام تهران نسبت به شوک‌های پیش‌بینی نشده به‌طور معنادار حساس است، باید از بروز شوک‌های ناگهانی اجتناب شود. کنترل عوامل درون‌زای تاثیرگذار بر بازدهی بازار نیز، می‌تواند به عنوان یک اقدام راهبردی در کنترل ریسک بازار سهام تهران تلقی شود.

### منابع

- ۱- ابونوری، اسماعیل (۱۳۸۰)، مدل‌سازی تجربی در اقتصاد، انتشارات دانشگاه مازندران، بابل‌سر.
- ۲- ابونوری، اسماعیل و مانی موتمنی (در دست چاپ)، "بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران"، مجله علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه شیراز.
- ۳- ابونوری، اسماعیل و مانی موتمنی (در دست چاپ)، "تجزیه و تحلیل بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران"، مجله پژوهش‌نامه اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- 4- Black, F. (1976), "Studies of stock price volatility changes", In Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section, *American Statistical Association*, 177-181.
- 5- Brandt, Micheal and Qiang Kang, (2004), "On the Relationship between the Conditional Mean and Volatility of Stock Returns: A Latent VAR Approach", *Journal of Financial Economics*, 72(2), 217-257.
- 6- Bekaert, Geert and Guojun Wu, (2000), "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets", *The Review of Financial Studies*, 13, 1, 1-42.
- 7- Bollerslev, Tim, (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- 8- Campbell, John Y. and Ludger Hentschel, (1992), "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- 9- Christie, A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value Leverage and Interest Rate Effect", *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- 10- Engle, Robert F. and Victor K. Ng, (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1022-1082.



- 11- Fische, R., Gonsnell T. and Lasser, D. (1993), "Good News, Bad News, Volume and the Monday Effect", *Journal of Business Finance and Accounting*, 20, 881-892.
- 12- French, Kenneth. William Schwert and Robert Stambagh, (1987)," Expected Stock Return and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- 13- Glosten, L.R., R. Jagannathan, and D. Runkle, (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.
- 14- Pindyck, Robert S., (1984), "Risk, Inflation and Stock Market", *American Economic Review*, 76, 1142-1151.
- 15- Nelson, Daniel B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347–370.
- 16- Schatzberg, G. and P. Datta (1992), "The Weekend Effect and Corporate Dividend Announcement", *Journal of Financial Economics*, 17, 197-210.
- 17- Verchenko, Olesia (2002), "Determinants of Stock Market Volatility Dynamics", *Working Paper, HEC University of Lausann*.