

تجزیه و تحلیل بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران

اسمعیل ابونوری*
مانی مؤتمنی**

بازخورد نوسانات^۱ با استفاده از اطلاعات سری زمانی روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۱ مورد آزمون قرار گرفته است. طبق فرضیه بازخورد نوسانات، نوسانات بازدهی قابل پیش‌بینی، تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارد، در حالیکه نوسانات بازدهی پیش‌بینی نشده، موجب کاهش بازده سهام می‌شود. برای آزمون این فرضیه از مدل

*. دکتر اسمعیل ابونوری؛ عضو هیأت علمی بخش اقتصاد - دانشگاه مازندران.

E.mail: abounoories@yahoo.com

** مانی مؤتمنی؛ دانشجوی دکتری علوم اقتصادی - دانشگاه مازندران.

E. mail: motamenies@gmail.com

^۱. Volatility Feedback

گارج‌نمایی در میانگین^۱ استفاده شده است. نتایج آزمون حاکی از آن است که رابطه معناداری بین نوسانات بازدهی پیش‌بینی شده و بازده بازار سهام تهران وجود ندارد؛ درحالی‌که بین نوسانات بازدهی پیش‌بینی نشده و بازده بازار رابطه منفی معنادار وجود داشته است.

کلید واژه‌ها:

بازار بورس تهران، سهام، بازخورد نوسانات، مدل گارج، بازار سهام

^۱. Exponential GARCH in Mean

مقدمه

ایجاد سهولت در تأمین مالی سرمایه‌گذاران، عامل ایجاد بازارهای مالی به عنوان بخشی از بازار عوامل تولید بوده است. بازار مالی، بازاری است که داراییهای مالی در آن مبادله می‌شوند. هرچند وجود بازار مالی شرط ضروری برای ایجاد و مبادله دارایی مالی نیست، در بیشتر اقتصادها ایجاد و مبادله داراییهای مالی در نوعی بازار مالی صورت می‌پذیرد. بر اساس نظرات «فبوزی، مودیلیانی و فری»^۱ (۱۹۹۴) جابجایی وجوه و انتقال خطر بازده داراییهای مالی از مهمترین کارکردهای بازارهای مالی است. قیمت هر دارایی مالی با ارزش فعلی جریان نقدی آتی آن برابر است؛ هرچند که این جریان نقدی کاملاً مشخص نباشد. خطرهای موجود در کسب بازده مطلوب از دارایی مالی که در تصور ما از ارزش فعلی جریان نقدی آینده دارایی مالی مؤثرند، ریسک دارایی مالی را مشخص می‌کند. ریسک دارایی مالی بر قیمت آن و در نتیجه بازده آن تأثیرگذار است. اما چگونگی رابطه بازده و ریسک داراییهای مالی در بازارهای مختلف یکسان نیست و به همین علت بررسی چگونگی رابطه بازده و ریسک داراییهای مالی به یکی از موضوعات اصلی پژوهشهای مربوط به بازارهای مالی تبدیل شده است. از جمله مهمترین و پرطرفدارترین بازارهای مالی در اغلب کشورها، بازارهای سهام هستند. در این بازارها، سهام شرکتها به عنوان دارایی مالی داد و ستد می‌شود. همانطور که در مورد همه داراییهای مالی گفته شد، بازده سهام و ریسک آن با هم ارتباط دارند، ولی چگونگی و میزان این ارتباط در بازارهای مختلف متفاوت است. ریسک سهام با نوسانات قیمت سهام یا نوسانات بازده آن شناخته می‌شود؛ چرا که میزان تغییرات بازده می‌تواند معرف میزان عدم اطمینان از کسب بازده باشد. در بررسی رابطه بازده و نوسانات آن، دو حالت کلی قابل تشخیص است:

۱. تأثیر بازده سهام بر نوسانات سهام ۲. تأثیر نوسانات سهام بر بازده سهام. حالت اول از طریق تئوری اثر اهرمی^۲ قابل تحلیل است که پیش از این در مطالعه ابونوری و مؤتمنی (در جریان چاپ) مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان داده است که بازده بازار سهام تهران بر نوسانات آن، تأثیر معنی‌داری دارد. بررسی حالت دوم که موضوع این مقاله

1. Fabozzi, Modigliani and Ferri

2. Leverage Effect

است به تئوری بازخورد نوسانات معروف شده است. طبق تئوری بازخورد نوسانات، افزایش نوسانات بازدهی سهام موجب کاهش بازده سهام خواهد شد. هدف اساسی در این مقاله آزمون وجود «بازخورد نوسانات» در بازار سهام تهران بوده است.

در ادامه، مروری بر تحقیقات انجام شده صورت می‌گیرد. سپس داده‌های الگو در بخش سوم معرفی می‌شود. بخش چهارم به برآورد الگوها و آزمون فرضیه اختصاص یافته است. در بخش پنجم نتیجه تحقیق ارائه شده است.

مروری بر ادبیات موضوع

بازخورد نوسانات، ابتدا توسط پیندیک^۱ (۱۹۸۴) معرفی شد. طبق بازخورد نوسانات، اگر نوسانات بازده سهام به عنوان شاخص ریسک سهام صاحب ارزش باشد؛ افزایش نوسانات بازده سهام موجب افزایش بازده مورد انتظار سهام خواهد شد. افزایش بازده مورد انتظار سهام موجب کاهش قیمت سهام می‌شود. به عبارتی سرمایه‌گذاران تنها در ازای بازده بیشتر ریسک بیشتر را قبول می‌کنند. بدین ترتیب بازده سهام از تغییرات نوسانات آن تأثیر می‌پذیرد به شکلی که افزایش نوسانات بازده موجب کاهش قیمت سهام و در نتیجه کاهش بازده سهام خواهد شد.

«فرنچ، شورت و استامباگ»^۲ (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 آن رابطه منفی وجود دارد. این موضوع در صورتی امکان پذیر است که بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات قابل پیش‌بینی رابطه مثبتی وجود داشته باشد. اگر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام رابطه مستقیمی با بازده سهام در دوره جاری داشته باشد، افزایش پیش‌بینی نشده نوسانات سهام، قیمت سهام دوره جاری را بلافاصله کاهش خواهد داد و میزان نوسانات قابل پیش‌بینی دوره‌های آتی را نیز افزایش می‌دهد. فرنچ، شورت و استامباگ کوشش کردند تا رابطه نوسانات قابل پیش‌بینی و بازده مورد انتظار را مورد

^۱. Pindyck

^۲. French, Schwert and Stambaugh

آزمون قرار دهند. آنها با استفاده از مقادیر روزانه شاخص بازار نیویورک در دوره زمانی ۱۹۸۴-۱۹۲۴ رابطه نوسانات پیش‌بینی شده و بازده سهام را آزمون کردند. نتیجه این تحقیق رابطه مثبت بین آنها را تأیید کرد. بدین ترتیب، استنباط شده است که افزایش نوسانات پیش‌بینی شده سهام موجب افزایش بازده سهام می‌شود. در نتیجه، انتشار یک خبر بد ناگهانی در بازار سهام ضمن افزایش نوسانات پیش‌بینی نشده و افزایش بازده مورد انتظار سهام، قیمت آن را کاهش خواهد داد.

«کمپل و هنچل»^۱ (۱۹۹۲) نیز وجود بازخورد نوسانات را در بازار سهام نیویورک مورد آزمون قرار دادند. آنها به این نکته توجه کردند که بازده سهام نسبت به افزایش و کاهش نوسانات سهام، واکنش یکسانی نشان نمی‌دهد. به همین علت آنها از مدل گارچ‌نمایی که از جمله مدل‌های غیر متقارن خانواده گارچ است، استفاده کردند. داده‌های این آزمون، ترکیبی از ارزش وزنی شاخص سهام بازار و اسناد خزانه کوتاه مدت در دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۲۶ بوده است. نتایج این آزمون وجود بازخورد نوسانات را در بازار تأیید نموده است؛ ولی تأثیر نوسانات بر بازده زیاد نبوده است. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که در زمانهایی که سطح نوسانات بازار سهام زیاد است، بازخورد نوسانات تأثیر بیشتری دارد یا به عبارتی، تأثیر تغییرات نوسانات بر بازده، بیشتر است.

«چودهری»^۲ (۱۹۹۶) وجود بازخورد نوسانات را در بازارهای سهام چین مورد مطالعه قرار داد. طبق این مطالعه بین بازده سهام و نوسانات قابل پیش‌بینی رابطه مثبت وجود دارد، ولی این رابطه از نظر آماری معنی‌دار نبوده است. همچنین لی، چن و روی^۳ (۲۰۰۱) با مطالعه تعدادی از بازارهای سهام نوظهور، رابطه مثبت ولی بی‌معنی بین بازده سهام و نوسانات شرطی آن پیدا کردند. در این مطالعات نیز نوسانات شرطی سهام که در الگوهای گارچ بدست می‌آید، جایگزین ریسک پیش‌بینی شده سهام شده است.

¹. Campbell and Hentschel, (1992).

². Choudhry, (1996).

³. Lee, Chen and Rui, (2001).

«بکرت و وو»^۱ (۲۰۰۰) در بررسی ناتقارنی بازده و نوسانات بازده در بازار سهام توکیو، اثر اهرمی و بازخورد نوسانات را به صورت همزمان مورد بررسی قرار دادند. آنها معتقدند اثر اهرمی نشان‌دهنده عوامل درونزای اثر گذار بر رابطه بازده و نوسانات است، در حالیکه بازخورد نوسانات، تأثیر عوامل برونزا بر این رابطه را نشان می‌دهد که اخبار تأثیرگذار بر بازار سهام از جمله این عوامل هستند. در مدل همزمان آنها وجود بازخورد نوسانات در بازار سهام توکیو تأیید شد، ولی وجود اثر اهرمی رد شده است.

«ورچنکو»^۲ (۲۰۰۲) رابطه بازده سهام و نوسانات بازده سهام را با استفاده از داده‌های شاخص کل بازارهای مختلف مورد بررسی قرار داد. او با توجه به حالت‌های غیرمتمقارن نوسانات سهام و جداکردن نوسانات قابل پیش‌بینی و غیر قابل پیش‌بینی، آزمون‌های خود را با استفاده از الگوی گارچ نمایی انجام داد. در این مطالعه ابتدا رابطه بازده سهام و نوسانات، شرطی سهام مورد بررسی قرار گرفت. تنها در نیمی از آنها رابطه مثبت نوسانات، پیش‌بینی شده و بازده تأیید گردیده است. در حالیکه در همه بازارهای مورد آزمون، نوسانات، پیش‌بینی نشده سهام تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان بازده سهام داشته‌است.

«کیم، مورلی و نلسون»^۳ (۲۰۰۴) وجود بازخورد نوسانات را در بازار سهام نیویورک با توجه به داده‌های شاخص قیمت بازار سهام نیویورک و سودهای تقسیم شده در فاصله زمانی ۲۰۰۰-۱۹۲۶ مورد تأیید قرار دادند. روش آنها در بررسی وجود بازخورد نوسانات، کشف رابطه مثبت بین نوسانات بازده و مازاد بازده انتظاری بوده‌است. آنها با اشاره به اطلاعات متفاوت واحدهای اقتصادی، کوشش کردند تا تفاوت اثرات این اطلاعات را در بررسی بازخورد نوسانات نشان دهند.

«لی، یانگ و هسایو»^۴ (۲۰۰۵) نیز در مطالعه خود رابطه بازده انتظاری و نوسانات آن را در دوازده بازار بزرگ سهام بین‌المللی مورد بررسی قرار دادند. آزمون آنها با استفاده از الگوی گارچ نمایی در میانگین و با توجه به شاخص بازار در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۰ انجام

^۱. Bekaert and Wu, (2000).

^۲. Verchenco, (2002).

^۳. Kim, Morley and Nelson, (2004).

^۴. Li, Yang and Hsiao, (2005).

گرفته است. نتایج این آزمون حاکی از وجود رابطه مثبت ولی بی‌معنی در بیشتر این بازارها بوده است. این در حالی است که کوشش لی و دیگران برای تعیین همبستگی بازده و نوسانات بازدهی سهام، وجود همبستگی منفی و معنی‌دار را تأیید نموده است.

در میان تحقیقات جدید می‌توان به مطالعه «توماکوس و کوبوروس»^۱ (۲۰۰۶) اشاره کرد. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه وجود اثر اهرمی و بازخورد نوسانات را در بازار سهام آتن مورد آزمون قرار دادند. طبق نتایج این مطالعه هر دو اثر در این بازار معنی‌دار هستند. آنها همچنین نشان دادند که نوسانات بازار آتن نسبت به بازده، نامتقارن است. در این مطالعه برای آزمون رابطه بازده و نوسانات، از نوسانات واقعی هر ماه استفاده شده است.

شرح داده‌ها

متغیرهای مورد نیاز در این پژوهش، بازده و نوسانات ماهانه بازار تهران بوده است. برای بدست آوردن این داده‌ها از شاخص روزانه بازار سهام تهران در دوره زمانی هشتم دی ۱۳۷۱ تا دهم تیر ۱۳۸۵ استفاده شده است:

$$Y_j = \ln\left(\frac{TI_j}{TI_{j-1}}\right) \times 100 \quad (1)$$

که در آن Y_j بازده روز j و TI_j شاخص کل بازار سهام تهران در روز j است. بازده ماهانه از جمع بازده‌های روزانه یک ماه بدست آمده است:

$$Y_t = \sum_{j=1}^{N_j} y_{j,t} \quad (2)$$

^۱. Thomakos and Koubouros

که در آن بازده ماهانه با Y_t نشان داده شده و N_j نمایانگر تعداد روزهای کاری بازار سهام در طول یک ماه است. با توجه به تعطیل بودن بازار سهام ایران در روزهای پنجشنبه و جمعه، تعداد روزهای کاری هر ماه ۲۲ روز در نظر گرفته شده است. بدین ترتیب، در ازای هر ۲۲ بازده روزانه، یک بازده ماهانه بدست آمده است. برای بدست آوردن نوسانات بازده، از واریانس بازده، در هر ماه استفاده شده است:

$$\sigma_M^2 = \frac{1}{20} \left(\sum_{j=1}^{22} (Y_{j,t} - Y_t^m)^2 \right) \quad (3)$$

که در آن $Y_{j,t}$ مقدار بازده در روز j و ماه t است. میانگین بازده‌های روزانه در طول ماه t است. در نهایت σ_t^2 مقدار واریانس بازده‌های روزانه در ماه t است که مقدار نوسانات واقعی در این ماه تلقی می‌گردد.

معرفی الگو

تغییر نوسانات در بازارهای مالی، به نوعی نشان دهنده ناهمسانی واریانس در یک دوره زمانی است. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس در سری زمانی که از خصوصیات ذاتی بازارهای مالی می‌باشد، از مدل‌های مختلف استفاده شده است. در این میان گارچ بیشترین کاربرد را داشته است. مدل گارچ که تعمیم مدل آرچ است، ابتدا توسط بولرسلو^۱ (۱۹۸۶) معرفی شد. مدل گارچ با تخمین نوسانات شرطی، می‌تواند مشکل ناهمسانی واریانس را رفع نماید. معادلات عمومی و ساده گارچ عبارتند از:

$$\begin{aligned} y_t &= \lambda x_t + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (4)$$

^۱. Bollerslev, (1986).

این مدل دارای دو معادله اساسی است؛ معادله نخست ضابطه‌ای برای تعیین میانگین شرطی و تعیین میزان خطا است که شامل متغیر برونزا، x_t نیز می‌باشد. در این معادله میانگین واقعی از جمع میانگین بازده و بازده‌های پیش‌بینی نشده بدست می‌آید. خطای معادله نخست یا مازاد بازده انتظاری این معادله که با علامت ε نشان داده می‌شود؛ خبر نامیده می‌شود. اگر ε مثبت باشد، خبر خوب اتفاق افتاده است و اگر ε منفی باشد؛ خبر بد اتفاق افتاده است.

معادله دوم، واریانس شرطی را تعریف می‌کند. در بررسی رابطه بازده و نوسانات سهام، معادله نخست نشان‌دهنده بازده سهام و معادله دوم بیانگر نوسانات سهام است. نوسانات در معادله دوم از سه جزء تشکیل شده است:

۱. میانگین نوسانات (ω)

۲. شاخص خبرهای دوره قبل (ε_{t-1}^2)

۳. پیش‌بینی دوره قبل نوسانات بازدهی (σ_{t-1}^2)

بنابراین با استفاده از معادلات (۴) می‌توان تأثیر بازده سهام را بر نوسانات سهام، از طریق تأثیر ε_{t-1}^2 مشاهده کرد. اما این معادلات تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده بر بازده سهام را نشان نمی‌دهند. برای رفع این مشکل از مدل گارچ در میانگین استفاده می‌شود. در این مدل از نوسانات شرطی حاصل به عنوان متغیر برونزا در معادله میانگین شرطی استفاده می‌شود. بدین ترتیب معادله نخست به این شکل تغییر می‌کند:

$$y_t = \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (5)$$

در معادله (۵)، ضریب δ شدت و جهت اثر نوسانات شرطی سهام بر بازده سهام را نشان می‌دهد. تعیین علامت این ضریب یکی از اهداف این مقاله است. در صورتی که ضریب δ مثبت و معنی‌دار باشد، وجود رابطه مثبت بین نوسانات شرطی و بازده سهام تأیید می‌گردد؛ بدین ترتیب وجود بازخورد نوسانات را نمی‌توان رد کرد.

یکی دیگر از مشکلاتی که این آزمون با آن مواجه است، نامتقارن بودن نوسانات سهام است. همانطور که «انگل و ان جی»^۱ (۱۹۹۳) نشان داده‌اند، نوسانات سهام نسبت به خبرهای خوب و بد واکنش یکسانی نشان نمی‌دهند؛ خبرهای بد نوسانات را بشدت تغییر می‌دهند در حالیکه خبرهای خوب؛ نوسانات را به کندی تغییر می‌دهند. بدین ترتیب، برای تحلیل رفتار نوسانات سهام لازم است تا از یک مدل نامتقارن استفاده گردد. مدل ساده گارچ، متقارن است. در این مدل واریانس‌های شرطی با مربع خطای میانگین شرطی ارتباط داشته، و مثبت یا منفی بودن این متغیر تأثیری در اندازه آن ندارد. برای رفع این مشکل از مدل‌های نامتقارن گارچ استفاده می‌شود. یکی از این مدل‌ها آرچ آستانه‌ای^۲ است که ابتدا توسط «زاکویان»^۳ (۱۹۹۴) پیشنهاد شد. در این مدل خبرهای خوب و بد با متغیر مجازی از هم جدا می‌شوند. مدل دیگری که در حالت ناتقارنی نوسانات کاربرد دارد مدل گارچ نمایی است. «نلسون»^۴ (۱۹۹۱) در این مدل واریانس‌های شرطی را به صورت لگاریتمی محاسبه می‌کند. محاسبه لگاریتمی واریانس‌های شرطی موجب می‌شود تا دیگر نیازی به استفاده از مربع جملات خطا نباشد و بنابراین مدل از حالت تقارن خارج می‌شود. جمله واریانس‌های شرطی مدل گارچ نمایی به صورت معادله (۶) محاسبه می‌شود:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \tau \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (6)$$

برای سهولت در محاسبات، توزیع خطای معادله میانگین شرطی $(\varepsilon_t \approx N(0,1))$ نرمال فرض می‌شود، که در این صورت معادله (۶) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

^۱ Engle and Ng, (1993).

^۲ Threshold ARCH

^۳ Zakoian, (1994).

^۴ Nelson, (1991).

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] - \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \tau \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (7)$$

با رفع مشکل عدم تقارن نوسانات، می‌توان مقدار واریانس شرطی را در معادله میانگین شرطی مدل گارچ نمایی قرار داد. وجود واریانس شرطی در معادله میانگین شرطی این مدل را به مدل گارچ نمایی در میانگین تبدیل می‌کند که در این مقاله از آن برای تعیین رابطه بازده و نوسانات شرطی استفاده شده‌است:

$$Y_t = c + \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] - \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \tau \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (8)$$

در صورتی که ضریب δ مثبت و معنی‌دار باشد، وجود بازخورد نوسانات قابل رد کردن نیست. در غیر این صورت، بازخورد نوسانات رد می‌گردد. همانطور که پیشتر گفته شد، طبق تئوری بازخورد نوسانات، وقوع نوسانات پیش‌بینی نشده، بازده سهام را بلافاصله کاهش می‌دهند، در حالی که نوسانات پیش‌بینی شده با بازده سهام رابطه مستقیم دارند. برای آزمون این فرضیه، لازم است تا نوسانات پیش‌بینی نشده بدست آورده شود. مقدار واریانس شرطی برآورد شده در معادله (۸) به جای نوسانات پیش‌بینی شده در بازار سهام بکار می‌رود. از سوی دیگر، با وجود مقدار نوسانات واقعی در هر ماه که از طریق معادله (۴) بدست می‌آید، می‌توان مقدار نوسانات پیش‌بینی نشده را در بازار سهام محاسبه کرد. به صورت منطقی مقدار نوسانات پیش‌بینی نشده از اختلاف نوسانات واقعی و نوسانات پیش‌بینی شده بدست خواهد آمد:

$$\sigma_u^2 = (\sigma_M^2 - \sigma_t^2) \quad (9)$$

در معادله (۹)، σ_u^2 ، نوسانات پیش‌بینی نشده را مشخص می‌کند. نوسانات واقعی ماهانه σ_M^2 از معادله (۳) محاسبه می‌شود و نوسانات پیش‌بینی شده نیز از معادله (۸) بدست می‌آید.

تأثیر همزمان نوسانات پیش‌بینی شده و نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده سهام را می‌توان از طریق رگرسیون (۱۰) مشاهده کرد. این معادله با روش حداقل مربعات برآورد می‌شود:

$$\log(y_t) = c + \psi \log(\sigma_t^2) + \phi \log(\sigma_u^2) + \xi_t \quad (10)$$

در معادله (۱۰) اگر ضریب ϕ منفی باشد، نوسانات پیش‌بینی نشده، اثر منفی بر بازده سهام داشته که این موضوع با بازخورد نوسانات همخوانی دارد. در صورتی که این ضریب منفی نباشد، افزایش نوسانات غیرقابل پیش‌بینی موجب کاهش بازده نمی‌شود که این موضوع با بازخورد نوسانات سازگار نیست. از سوی دیگر، طبق بازخورد نوسانات ضریب ψ ، نشان‌دهنده میزان تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده بر بازده سهام است که طبق بازخورد نوسانات باید مثبت و معنی‌دار باشد؛ چراکه تنها در صورت واکنش مثبت بازده به نوسانات قابل انتظار، نوسانات غیرقابل پیش‌بینی می‌تواند باعث افت بازده شود. نتایج حاصل از برآورد مدلها با استفاده از داده‌های بازار سهام تهران و کاربرد بسته نرم‌افزاری ایویوز دز جدولهای (۱ و ۲) خلاصه شده است:

جدول ۱. برآورد معادلات (۸) با استفاده از روش گارچ نمایی در میانگین

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای معیار	آماره z	سطح معنا
c	0.307	0.081	3.799	0.000
δ	0.001	0.008	0.199	0.841
ω	6.066	0.391	15.496	0.000
β	-0.609	0.120	-5.058	0.000
α	-1.202	0.161	-7.430	0.000
τ	0.050	0.180	0.280	0.779

منبع: با استفاده از نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

جدول ۲. برآورد معادله (۱۰) از طریق روش حداقل مربعات

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای معیار	آماره t	سطح معنا
c	8.807	4.049	2.174	0.034
ψ	0.894	0.089	.0904	0.370
φ	-1.798	0.707	-2.541	0.014

منبع: با استفاده از نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

نتیجه گیری

در این مقاله برای بررسی وجود بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، مدل گارچ نمایی در میانگین (۸) و الگوی حداقل مربعات (۱۰) برآورد شده است. نتایج آن در جدولهای (۱ و ۲) آمده است. طبق این نتایج ضریب δ در معادلات (۸) مثبت و از نظر آماری بی معنی برآورد شده است. بدین ترتیب نوسانات بازدهی مورد انتظار بازار سهام تهران بر بازده بازار تأثیر معناداری ندارند. بنابراین وجود بازخورد نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران قابل تأیید نیست. از سوی دیگر مقدار ضریب φ منفی و در سطح ۵ درصد، معنی دار برآورد شده است که نشان دهنده کاهش بازده در اثر وقوع پیش بینی نشده نوسانات بازدهی بازار تهران است. طبق جدول (۲)، نوسانات غیرقابل پیش بینی که حاصل خبرهای ناگهانی تأثیرگذار بر بازار سهام هستند؛ به صورت میانگین ۱/۷۹۸ بر بازده سهام تأثیر منفی می گذارند. این در حالی است که نوسانات قابل پیش بینی بازدهی در این معادله نیز اثر معناداری بر بازده ندارند. نتایج حاصل، حاکی از آن است که نوسانات مورد انتظار بازدهی بازار سهام تهران اثر معناداری بر بازده بازار ندارد؛ در حالی که نوسانات بازدهی غیرقابل پیش بینی (ناگهانی) به شکل معناداری موجب کاهش بازده در این بازار می شوند.

پی نوشتها:

1. Bekaert, Geert and Guojun Wu. "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets", *The Review of Financial Studies*, Vol. 13, No. 1, (2000): 1-42.
2. Campbell, John Y. and Ludger Hentschel. "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, No. 31, (1992): 281-318.
3. Choudhry, T. "Stock Market Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets", *Journal of International Money and Finance*, No. 15, (1996): 969-981.
4. Engle, Robert F. and Victor K. Ng., "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, No. 48, (1993): 1022-1082.
5. Fabozzi, Frank., Franco Modigliani and Michael Ferri., *Foundations of Financial Markets and Institutions*. Prentice-Hall, Inc, NJ., 1994.
6. French, Kenneth. William Schwert and Robert Stambagh., "Expected Stock Return and Volatility", *Journal of Financial Economics*, No. 19, (1987): 3-29.
7. Kim, C. J, James C. Morely and Charles R Nelson., "Is There a Significant Positive Relationship Between Stock Market Volatility and Equity Premium?", *Journal of Money, Credit and banking*, Vol. 36, No. 3, (2004): 339-360.
8. Lee. F, G. Chen and O. Rui. "Stock Returns and Volatility on China's Stock Markets", *Journal of Financial Research*, No. 26, (2001): 523-543.
9. Li. Qi, Jian. Yang and Cheng Hsiao. "The Relationship between Returns and Volatility in International Stock Markets", *Journal of Empirical Finance*, Vol 12, No. 5, (2005): 650-665.
10. Nelson, Daniel B. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, No. 59, (1991): 347-370.
11. Pindyck, Robert S. "Risk, Inflation and Stock Market", *American Economic Review*, No. 76, (1984): 1142-1151.
12. Thomakos. D. and M. Koubouros. "Realized Volatility, Asymmetric and Asset Pricing in the Athens Stock Exchange", *Economics Working Paper Archive EconWPA*, (January 2006).

13. Verchenko, Olesia. "Determinants of Stock Market Volatility Dynamics"., *Working paper, HEC University of Lausanne*, (February, 2002).
14. Zakoian, J. M. "Threshold Heteroskedastic Models"., *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 18, (1994): 931-955.