

نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران

دکتر محسن مهرآرا*

دکتر قهرمان عبدلی*

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۱۰/۶

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۱۲/۲۱

چکیده

در طول دهه‌های گذشته پژوهشگران شواهدی قوی مبنی بر نامتقارن بودن نوسانات قیمت در بازارهای بورس ارائه کرده‌اند، به این مفهوم که اخبار بد (تکانه‌های منفی) منجر به نوسانات آتی بیشتری در قیمت و بازدهی سهام نسبت به اخبار خوب می‌شود. در این مقاله رابطه میان تکانه‌های بازدهی یا قیمت سهام (اخبار) و نوسانات شرطی با استفاده از الگوهای: $GARCH$ ، $TARCH$ ، $EGARCH$ و $CARCH$ متقارن و غیرمتقارن در بازار بورس اوراق تهران بررسی و فرضیه عدم تقارن نوسانات آزمون می‌شود.

شواهد تجربی حاصل از به‌کارگیری مدل‌های نوسان برای بورس اوراق بهادار تهران حاکی از آن است که، تأثیر تکانه‌های قیمتی منفی و مثبت بر نوسانات آتی قیمت به لحاظ آماری متفاوت نیست. مهم‌ترین دلایل احتمالی نتیجه مذکور را می‌توان به جوان بودن بورس اوراق بهادار تهران، کند بودن جریان اطلاعات و محدودیتهایی نهادی و سازمانی نسبت داد که منجر به تأثیرات متقارن اخبار خوب و بد شده‌اند.

طبقه‌بندی JEL : C52 ، G12

واژگان کلیدی: نوسانات، منحنی اثر اخبار، بازار سهام

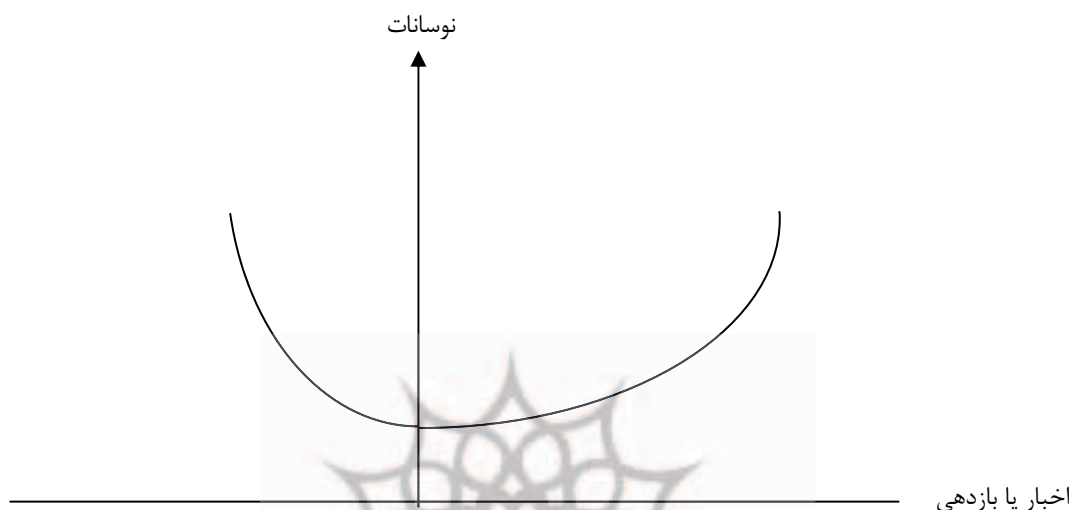
* استادیاران دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

مقدمه

مطابق تئوری اقتصادی (الگوی قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای یا CAPM)^۱، قیمت یک دارایی تابعی از ریسک یا نوسانات شرطی^۲ آن است. لذا، پیش‌بینی نوسانات قیمت یا بازدهی سهام اهمیت زیادی در انتخاب پرتفوی (سبد سهام)، مدیریت داراییها و حتی قیمت‌گذاری سهام شرکت‌هایی که تازه وارد بازار بورس می‌شوند دارد، (مارکویتز، ۱۹۵۲ و مرتن، ۱۹۸۰)^۳. تحقیقات تجربی در طول دو دهه گذشته حکایت از آن دارد که نوسانات (شرطی) بازدهی وابسته به زمان بوده و تغییر در نوسانات در بسیاری از بازارهای دارایی تا اندازه‌های قابل پیش‌بینی است (فریدمن و سندرف، ۲۰۰۲)^۴. با وجود اینکه بسیاری از محققان دربارهٔ قابل پیش‌بینی بودن نوسانات (شرطی) قیمت و بازدهی در اغلب بازارهای دارایی اتفاق نظر دارند، ولی دربارهٔ چگونگی الگوسازی این نوسانات، رویکردهای متفاوتی استفاده شده است. یکی از مهمترین رویکردها در این خصوص، الگوهای اثر اهرمی^۵ یا "عدم تقارن"^۶ در نوسانات است. در این الگوها، تکانها به دو دسته تکانه مثبت یا "اخبار خوب"^۷ و تکانه منفی یا "اخبار بد"^۸ تفکیک می‌شوند، به طوری که اخبار خوب و بد با اندازه (قدرمطلق) یکسان ممکن است تأثیر متفاوتی در نوسانات شرطی داشته باشند (برای اطلاع بیشتر پیرامون تعریف و تشریح اخبار خوب و بد به مقاله میلگرم، ۱۹۸۱ مراجعه شود)^۹. به لحاظ نظری این‌طور استدلال می‌شود که با کاهش قیمت سهام، سهم بدهی در ساختار مالی بنگاه (نسبت اهرمی) افزایش پیدا می‌کند؛ بدین ترتیب سهام داران ریسک بیشتری را متقبل شده و انتظار دارند نوسانات آتی بازدهی سهام افزایش یابد. در تحقیقات تجربی، بلاک (۱۹۷۶)^{۱۰}، کریستی (۱۹۸۲)^{۱۱}، نلسون (۱۹۹۰)^{۱۲} و پاگان و شورت (۱۹۹۰)^{۱۳}، انگل و انجی (۱۹۹۳)^{۱۴}، هنری (۱۹۹۸)^{۱۵}، فریدمن و همکاران (۲۰۰۲)^{۱۶} و بسیاری از مطالعات دیگر نشان دادند که تکانه‌های منفی (اخبار بد) اثر بیشتری بر نوسانات بازدهی نسبت به تکانه‌های مثبت (اخبار خوب) - با اندازه یکسان - دارند، به طوری که نوسانات در بازارهای سهام نامتقارن هستند (نمودار ۱). در این مقاله قصد داریم فرضیه مذکور مبنی بر متقارن بودن آثار اخبار خوب و بد را بر نوسانات قیمت سهام در بازار اوراق بهادار تهران، آزمون کنیم. در بخش دوم مقاله، الگوهای مختلف در خصوص نوسانات بازدهی سهام مرور می‌شوند. بخش سوم به تشریح داده‌ها اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، نتایج تجربی تخمین و آزمون فرضیه آورده می‌شود. در بخش پنجم از مباحث مذکور نتیجه‌گیری می‌کنیم.

- | | |
|--|--|
| 1. Capital Asset Pricing Model | 2. conditional volatility |
| 3. Markowitz & Merton | 4. Friedmann and. Sanddorf-Köhle |
| 5. Leverage | 6. asymmetry |
| 7. good news | 8. bad news |
| 9. Milgrom | 10. Black, Christie, Nelson, Pagan and |
| Schwert, Engle and NG, Henry & Friedmann | |

نمودار ۱- رابطه نامتقارن میان بازدهی و نوسانات



۱. مدل‌سازی نوسانات

فرض کنید R_t نرخ بازدهی سهام یک شرکت یا یک پرتفوی سهام در فاصله زمانی $t-1$ تا t و Ω_{t-1} شامل مجموعه اطلاعات در دسترس از متغیرهای تأثیرگذار بر این نرخ تا زمان $t-1$ باشند. بنابراین، می‌توان میانگین و واریانس شرطی R_t را مشروط بر اطلاعات Ω_{t-1} به ترتیب به صورت $y_t = E(R_t | \Omega_{t-1})$ و $h_t = \text{var}(R_t | \Omega_{t-1})$ نشان داد. با این تعریف، بازده پیش‌بینی نشده (غیرقابل انتظار) برابر با: $\varepsilon_t = R_t - y_t$ است. به پیروی از انگل و آنجی (۱۹۹۳)، ε_t را به عنوان معیار و اندازه اخبار در نظر می‌گیریم و آن را در حالت $\varepsilon_t < 0$ (کاهش پیش‌بینی نشده در بازده) اخبار بد و در حالت $\varepsilon_t > 0$ (افزایش پیش‌بینی نشده در بازده) اخبار خوب تلقی می‌کنیم. به علاوه، $|\varepsilon_t|$ اندازه اخبار را نشان می‌دهد، به طوری که هر اندازه $|\varepsilon_t|$ بزرگتر باشد، نشانگر بااهمیت بودن اخبار است و لذا، ممکن است منجر به نوسانات بیشتر در قیمت شود.

به منظور بررسی اثر ε_t بر بازدهی، در ادامه الگوهای ARCH^۱ را معرفی می‌کنیم. الگوهای ARCH را برای اولین بار انگل (۱۹۸۲) ارائه داد و سپس، بولرسلو (۱۹۸۶) آن را تحت

1. Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

عنوان GARCH^۱ (یا ARCH تعمیم یافته) بسط داد. معادلات میانگین و واریانس برای یک الگوی GARCH(p,q) به صورت زیر تصریح می شود:

$$R_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$

که در آن: ω ، α ، β و γ پارامترهای ثابت و x_t متغیرهای مستقل (برونزا و درونزای تأخیری) هستند. از آنجایی که واریانس h_t غیرمنفی است، بایستی داشته باشیم: $\alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0$ و $\beta_1, \dots, \beta_q \geq 0$. الگوی ARCH(p) حالت خاصی از الگوی GARCH(p,q) زمانی که $q = 0$ است محسوب می شود. واریانس شرطی برای الگوی ARCH(p) تنها اطلاعات زمانهای $t-p$ تا $t-1$ را مورد استفاده قرار می دهد و اهمیت بیشتری برای اطلاعات جدید (دوره های نزدیکتر) قائل می شود؛ به طوری که $\alpha_j < \alpha_i$ برای $i > j$ است. برای اجتناب از وقفه های زیاد ε_t در الگوی ARCH(p)، مشکلات مربوط به تعیین وقفه بهینه^۲ p و تضمین غیرمنفی بودن h_t (در معادله واریانس)، بولرسلو (۱۹۸۶) استفاده از فرایندهای GARCH(p,q) را پیشنهاد کرد. در بسیاری از مطالعات تجربی تصریح GARCH(۱,۱) را محققان به کار برده اند که براساس آن، اثر یک تکانه بر واریانس به طور هندسی طی زمان کاهش می یابد (هنری، ۱۹۹۸).

یکی از اشکالات اساسی ARCH(p) و GARCH(p,q) آن است که در این الگوها اخبار خوب و بد با اندازه برابر ($|\varepsilon_t|$ برابر) اثر یکسانی بر h_t دارند. این ویژگی همان اثر تقارن است، ولی ممکن است بازار به اخبار خوب و بد با قدر مطلق برابر واکنش متفاوت نشان دهد. لذا، آزمون عدم تقارن و لحاظ کردن آن در الگوهای از نوع ARCH بسیار با اهمیت است. برای کنترل اثرات غیرممتقارن ابتدا نلسون (۱۹۹۱)، الگوی GARCH نمایی (EGARCH)^۳ را پیشنهاد نمود. معادله واریانس در حالت EGARCH(۱,۱) به صورت زیر تصریح می شود:

$$\log(h_t) = \omega + \alpha \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \beta \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (3)$$

اثر اخبار در تصریح EGARCH چهار تفاوت اساسی با تصریح GARCH دارد:

۱. اثر اخبار در EGARCH نامتقارن است.
۲. اثر اخبار بزرگ ($|\varepsilon_t|$ بزرگ) در الگوی EGARCH نسبت به GARCH بیشتر است.

۳. تصریح لگاریتمی EGARCH متضمن مثبت بودن h_t است. در حالی که به هنگام استفاده از الگوی ARCH و GARCH بایستی محدودیتهایی را روی ضرایب قائل شد.
 ۴. از آنجایی که γ در معادله (۳) با علامت منفی ظاهر می‌شود لذا، اخبار بد منجر به نوسان آتی بیشتری نسبت به اخبار خوب می‌شود.
 الگوی مربع ARCH تعمیم یافته^۱ یا GQARCH(۱,۱) را سنتنا^۲ (۱۹۹۲) به صورت زیر ارائه کرد:

$$h_t = \omega + \alpha(\varepsilon_{t-1} + \delta)^2 + \beta h_{t-1} \quad (۴)$$

که در آن $\omega > 0$ و $\alpha, \beta \geq 0$ است. عموماً پارامتر تخمین زده شده δ منفی است، لذا الگوی مذکور به تکانه‌های مثبت و منفی به صورت غیرمتمقارن واکنش نشان می‌دهد (هنری، ۱۹۹۸ و سنتنا، ۱۹۹۲).

گلاستن، جاگانانان و رانکل (۱۹۹۳) الگوی عدم تقارن مشهور به GJR^۳ را به صورت زیر ارائه دادند:

$$h_t = \omega + a\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (۵)$$

که در آن، اگر $\varepsilon_t < 0$ باشد، $S_t = 1$ و در غیر این صورت، $S_t = 0$ است.
 الگوی GJR ارتباط تنگاتنگی با الگوی آستانه‌ای ARCH (TARCH)^۴ ارائه شده رابمانانجارا و ذاکویان^۵ (۱۹۹۳) و ذاکویان (۱۹۹۴) دارد. در الگوی GJR اگر $\gamma > 0$ باشد، واریانس h_t در حالت $\varepsilon_{t-1} < 0$ بیشتر از $\varepsilon_{t-1} > 0$ (با قدرمطلق برابر) است.

الگوی مؤلفه‌ای GARCH (CGARCH)^۶ که انگل و لی (۱۹۹۳) به صورت زیر ارائه داده‌اند، نااطمینانی در بازدهی را به دو مؤلفه (جزء) کوتاه‌مدت و بلندمدت تفکیک می‌کند:

$$h_t - q_t = a(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) \quad (۶)$$

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} + \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \quad (۷)$$

که در آن، q_t نوسان (واریانس شرطی) بلندمدت است. معادله (۶) مؤلفه کوتاه‌مدت (موقتی) در نااطمینانی، $h_t - q_t$ را نشان می‌دهد که با توان $\alpha + \beta$ به سمت صفر همگرا می‌شود. معادله (۷) مؤلفه بلندمدت در نااطمینانی، q_t را تبیین می‌کند که با توان ρ به سمت ω همگرا است. از تلفیق دو معادله مذکور می‌توان معادله زیر را به دست آورد:

$$h_t = (1 - \alpha - \beta)(1 - \rho)\omega + (\alpha + \phi)\varepsilon_{t-1}^2 - (\alpha\rho + (\alpha + \beta)\phi)\varepsilon_{t-1}^2 + (\beta - \phi)h_{t-1} - (\beta\rho - (\alpha + \beta)\phi)h_{t-2} \quad (۸)$$

1. Generalized quadratic ARCH
3. Glosten, Jagannathan and Runkle
5. Rabemananjara and Zakoian
7. Engle and Lee

2. Sentena
4. Threshold ARCH
6. Component GARCH

معادله (۸) نشان می‌دهد که الگوی مؤلفه‌ای یک الگوی مقید غیرخطی $GARCH(2,2)$ است. به‌علاوه، $GARCH(1,1)$ حالت خاصی از $CARCH$ محسوب می‌شود که در آن $\alpha = \beta = 0$ است.

می‌توان متغیرهای برون‌زا را نیز در معادلات واریانس شرطی الگوی مؤلفه‌ای ۸ (در معادله دائمی یا موقتی و یا هر دو) لحاظ کرد. متغیرهای مذکور در معادله موقتی، بر نوسانات کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارند، در حالی که در معادله دائمی، سطح بلندمدت واریانس شرطی را متأثر می‌سازند. الگوی مؤلفه‌ای نامتقارن، ترکیبی از الگوی عدم تقارن $TARCH$ و الگوی مؤلفه‌ای است. این الگو که اثرات نامتقارن را در معادله موقتی وارد می‌کند به‌صورت زیر تصریح و برآورد می‌شود:

$$R_t = x_t' \pi + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) + \theta_1 z_t \quad (10)$$

$$h_t - q_{t-1} = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})S_{t-1} + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) + \theta_2 z_t \quad (11)$$

در معادله مذکور z متغیرهای برون‌زا و S متغیر مجازی برای تکانه‌های منفی است. $\gamma > 0$ نشان‌دهنده حضور اثرات نامتقارن موقتی در واریانس شرطی است. کلیه الگوهای مذکور در جدول (۱) خلاصه شده است.

اگر اطلاعات موجود برای دوره $t-2$ و قبل از آن ثابت نگه داشته شود، انگل و انجی (۱۹۹۳)، رابطه بین ε_{t-1} و h_t را به عنوان منحنی اثر اخبار^۱ تعریف کرده‌اند. منحنی اثر اخبار برای الگوهای $GARCH$ و $CGARCH$ نسبت به مبدأ $\varepsilon_{t-1} = 0$ متقارن است، اما منحنیهای آثار اخبار در مورد الگوهای $TARCH$ و $EGARCH$ نامتقارن با شیبهای متفاوت است.

۲. داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل ۱۳۲۷ مشاهده (داده‌های ۱۳۲۷ روز) از یازدهم فروردین ۱۳۷۸ (سی ام مارچ ۱۹۹۸) تا شانزدهم اردیبهشت ۱۳۸۲ (پنجم می ۲۰۰۳) مربوط به شاخص قیمت

بورس تهران (TEPIX)^۲ است. بازدهی به‌صورت $R_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ تعریف شده که در آن P_t

1. news impact curve
2. Tehran Exchange Price Index

شاخص قیمت در زمان t است. باقی‌مانده‌های رگرسیون R_t روی R_{t-1} ، R_{t-2} ، R_{t-3} که با r_t نشان داده می‌شود، جزء غیرقابل پیش‌بینی بازدهی است. جدول (۲) برخی آماره‌های مربوط به r_t را نشان می‌دهد.

جدول ۱- مدل‌های نوسان در واریانس شرطی

نام الگو	الگو
ARCH(p)	$h_t = \omega + \sum_i^p \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2$
Nonlinear ARCH	$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1} ^\gamma + \beta h_{t-1}$
Multiplicative ARCH	$\log(h_t) = \omega + \sum_i^p \alpha_i \log(\varepsilon_{t-1}^2)$
EGARCH	$\log(h_t) = \omega + \beta \log(h_{t-1}) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$
GJR	$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$
GQARCH	$S_t = \gamma \text{ if } \varepsilon_t < 0, S_t = 0 \text{ otherwise}$ $h_t = \omega + \alpha (\varepsilon_{t-1} + \gamma)^2 + \beta h_{t-1}$
CGARCH	$\begin{cases} h_t - q_{t-1} = \alpha (\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta (h_{t-1} - q_{t-1}) \\ q_t = \omega + \rho (q_{t-1} - \omega) + \phi (\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \end{cases}$

جدول-۲. آماره‌های مربوط به r_t

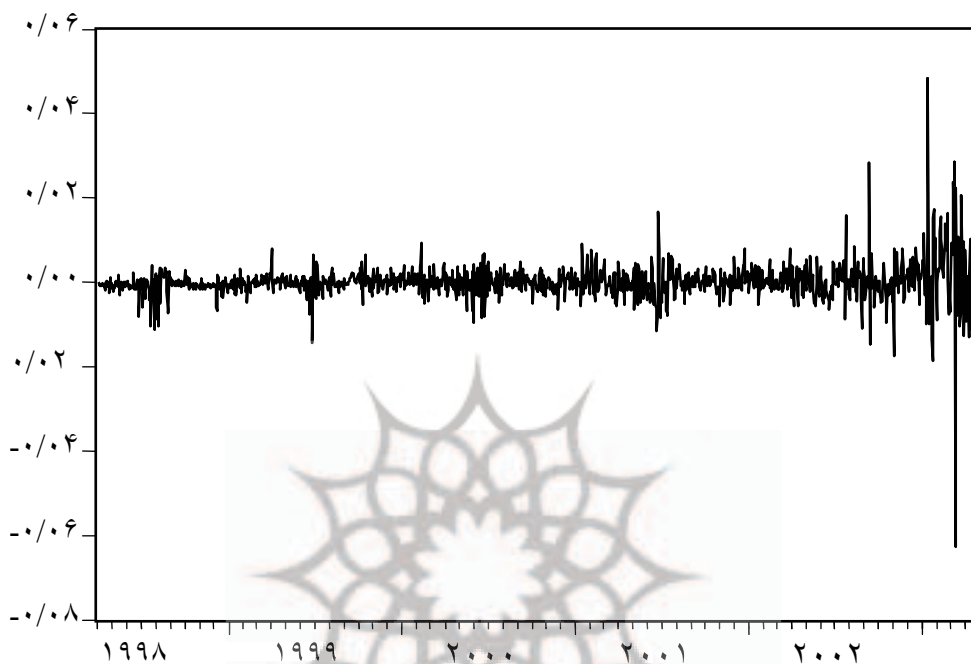
r_t	$\text{var}(r_t)$	Sk	Ku	$B - J$	$Q(\gamma)$	$Q^\gamma(\gamma)$	$R(\gamma)$	$A(\gamma)$
۰/۰۰۰	۰/۱۸۶E-۴	-۰/۴۹۸	۵۴/۰۷۳	۱۳۸۶۸۸/۸	۸/۹۷۳۷	۱۳۹/۴۶	۱۲۴/۰۳۰	۱۰۸/۴۴
		[۰/۰۰۰]	[۰/۰۰۰]	[۰/۰۰۰]	[۰/۲۵۵]	[۰/۰۰۰]	[۰/۰۰۰]	[۰/۰۰۰]

توضیحات: در جدول مذکور سطوح اهمیت نهایی در کروشه [] نشان داده شده است. sk و ku به ترتیب آماره‌های آزمون چولگی (صفر) و کشیدگی (مازاد) است. $B - J$ (Bera - Jarque) آماره آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌های r_t است. $Q(\gamma)$ و $Q^\gamma(\gamma)$ آماره‌های آزمون Ljung-Box برای خودهمبستگی به ترتیب باقی‌مانده‌ها و مجذور آنها است. این آماره‌ها دارای توزیع $\chi^2(\gamma)$ هستند. $A(\gamma)$ آماره آزمون ARCH از مرتبه ۷ است (آزمون ۱۹۸۲ انگل). $R(\gamma)$ آماره آزمون Ramsey برای وابستگی غیرخطی در میانگین شرطی است که توزیع $\chi^2(1)$ دارد.

میانگین غیرشرطی r_t برابر صفر است (توجه کنید که متغیر مذکور باقی‌مانده‌های معادله رگرسیون میانگین است)؛ واریانس غیرشرطی r_t نیز برابر ۰/۱۸۶ است. ولی بررسی نمودار r_t (نمودار ۲) نشان‌دهنده پدیده خوشه‌ای^۱ (تراکم) که متضمن فرایندهای ARCH است، می‌باشد. تکانه‌ها (اخبار) بزرگ با هر علامتی تکانه‌های بزرگی را در دوره‌های بعد همراهی می‌کند و تکانه‌های کوچک نیز با تکانه‌های کوچک در دوره‌های بعد همراه می‌شوند.

آماره آزمون ARCH (از مرتبه هفتم) یعنی $A(\gamma)$ و همچنین، آماره Ljung-Box برای مجذور باقی‌مانده‌ها (بازدهی غیرقابل پیش‌بینی r_t) دلالت بر معنی‌دار بودن اثرات ARCH دارد. اما شواهدی مبنی بر وجود خود همبستگی در داده‌های فیلتر شده r_t بر اساس آماره Ljung-Box مشاهده نمی‌شود. افزون بر این، عدم وابستگی غیرخطی در r_t (یعنی وابستگی بین u_t و u_t^2) با استفاده از آزمون RESET رمزی (۱۹۶۹) در سطح احتمال ۰/۰۵ رد می‌شود. مطابق آماره sk تابع چگالی غیرشرطی r_t ، چولگی به سمت چپ دارد و به‌طور قابل ملاحظه‌ای نسبت به توزیع نرمال کشیده‌تر است، که به وسیله آزمون B-J نیز تأیید می‌شود.

1. clustering

نمودار-۲. سری زمانی r_t 

۳. تخمین و آزمون فرضیه

نتایج تخمین و آماره‌های آزمون برای الگوهای معرفی شده در بخش دوم در جدول (۳) نشان داده می‌شود. در معادله واریانس یک متغیر مجازی برای روزهای شنبه (SAT) لحاظ شده است که بتواند اثرات احتمالی روزهای تعطیل (پنجشنبه و جمعه) را بر شاخص قیمت در روز شنبه کنترل کند.

نتایج به دست آمده فرض نرمال بودن توزیع جملات اخلال استاندارد شده یعنی $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}}$ را

رد می‌کند. لذا، باقی‌مانده‌های شرطی توزیع نرمال ندارند. هنگامی که فرض نرمال بودن شرطی خطاها نقض شود، چنانچه معادله میانگین و واریانس به درستی تصریح شده باشد، پارامترهای تخمین زده شده ARCH هنوز سازگار خواهند بود، اما خطاهای معیار بایستی اصلاح شوند. لذا، تخمینهای به دست

آمده در این مطالعه، شبه حداکثر راست‌نمایی (QML)^۱ محسوب شده و خطاهای معیار با روش بولرسلو ولدردیدی^۲ (۱۹۹۲) برآورد می‌شوند.

تخمینها و نتایج حاصل نشان می‌دهند که ضریب اثر اهرمی یا عدم تقارن، یعنی γ ، در هیچ یک از الگوها معنی‌دار نیست (حتی با آزمون یکطرفه). لذا، به نظر نمی‌رسد که اخبار بد نوسانات بیشتری

نسبت به اخبار خوب ایجاد کند. در الگوی EGARCH ضریب جمله عدم تقارن یعنی $\frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sqrt{\hat{h}_{t-1}}}$ برابر

-0.363 و آماره t مربوط به آن -0.84 است که معنی‌دار نیست. اما نتیجه مذکور به این مفهوم نیست که هیچ مزیتی در استفاده از تصریح ARCH نمایی وجود ندارد؛ هنوز الگوی EGARCH عملکرد بهتری رانسبت به الگوهای رقیب (با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی ارائه شده در جدول ۳) نشان می‌دهد. لذا بر اساس الگوی EGARCH، اثر تکانه‌ها در این بازار به اندازه نسبی آنها بستگی دارد. افزون بر این، نتایج تخمین الگوی مؤلفه‌ای ARCH نشان می‌دهد که ضرایب α و β معنی‌دار نبوده و لذا، الگوی مذکور به GARCH منتهی می‌شود.

چنانچه در معادله (۲)، $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i = 1$ باشد، به تعبیر انگل و بولرسلو (۱۹۸۶)^۳ الگو را

انباشته^۴ در واریانس خوانند و به صورت IGARCH(p,q) نشان می‌دهند. نتایج آزمون مذکور (نامانا بودن در واریانس) برای الگوهای ۲-۴ در جدول (۳) ارائه شده است. از آنجایی که مجموع ضرایب $\hat{\varepsilon}_{t-1}^2$ و \hat{h}_{t-1} در معادلات (۲) تا (۴) مثبت و به‌طور معنی‌داری کمتر از یک هستند، لذا فرایند GARCH را می‌توان ساکن در کوواریانس تلقی نمود.

نتیجه اساسی این مطالعه که اخبار خوب و بد، اثرات متقارن و یکسانی بر نوسانات شاخص قیمت در بازار بورس اوراق بهادار تهران دارند، برخلاف یافته‌هایی است که در بازارهای بورس سایر کشورها (به ویژه ممالک توسعه یافته) مشاهده شده است. چند دلیل برای این نتیجه غیر متعارف می‌توان ذکر کرد: اولاً نوسان قیمت در بورس تهران با توجه به تنظیم و مداخلات دولتی نمی‌تواند از یک حدود مشخصی فراتر رود.

ثانیاً) بورس تهران در مقایسه با سایر بورسها جوان و نو پا محسوب می‌شود.

ثالثاً) جریان اطلاعات در بورس تهران در مقایسه با بورسهای تکامل یافته در سایر کشورها، آرام و کند است.

1. Quasi-maximum likelihood
3. Engle & Bollerslev

2. Bollerslev and Woldridy
4. integrated

جدول-۳. نتایج تخمین الگوهای نوسان

GARCH	TARCH	EGARCH	CARCH	Asym.CARCH	
4.81e-6 (94/81)	4.84e-06 (16/040)	-0.535 (-2/203)	1.61e-5 (24/47)	1/52e-06 (0/23)	ω
0/173 (1/89)	0/161 (0/931)	0/363 (4/295)	0/0282 (0/276)	0/155 (0/493)	α
0/615 (19/42)	0/610 (4/516)	0/974 (66/61)	0/009 (0/003)	0/143 (0/37)	β
- -	0/054 (0/44)	-0/0363 (-0/84)	- -	0/120 (1/31)	γ
-	-	-	0/815 (19/04)	0/439 (2/4)	ρ
-	-	-	0/0980 (1/115)	0/127 (0/304)	ϕ
-9/77e-6 (-241/58)	-9/09e-06 (-5/252)	-0/131 (-0/505)	-6/61e-06 (-12/089)	0/003 (15/52)	SAT
5755/802	5757/784	5896/036	5779/239	4497/883	Log likelihood
31/014 (0/000)	34/061 (0/000)	12/98 (0/073)	10/203 (0/177)	29/716 (0/000)	Q(7)
18/497 (0/000)	19/445 (0/007)	3/695 (0/814)	28/092 (0/000)	0/867 (0/997)	Q2(7)
15/842 (0/027)	16/643 (0/02)	3/702 (0/813)	23/727 (0/0013)	0/868 (0/447)	A(7)
1/035 (0/000)	1/062 (0/000)	0/380 (0/000)	0/954 (0/000)	1/406 (0/000)	SK
16/886 (0/000)	17/060 (0/000)	11/245 (0/000)	17/921 (0/000)	28/73 (0/000)	KU
10899/07 (0/000)	11179/75 (0/000)	3741/085 (0/000)	12511/14 (0/000)	37038/64 (0/000)	B-J
9/929 (0/0016)	5/722 (0/017)	18/078 (0/000)	- -	- -	IGARCH

توضیحات: اعداد داخل پرانتز نسبت‌های t هستند. IGARCH آماره آزمون با ثبات برای فرضیه صفر

$$H_0: \alpha + \beta = 1 \text{ است.}$$

جدول (۴) منحنیهای آثار اخبار را برای الگوهای به کار برده شده در این مطالعه به ازای مقادیر مختلف ε_t با فرض $\sigma^2 = h_t = 0/186 E-4$ (که همان واریانس غیر شرطی است) نشان می‌دهد. برای الگوی TARCH(1,1) منحنی اثر اخبار مطابق انتظار نسبتاً متقارن است. اما برای مقادیر (به ویژه منفی و با قدر مطلق) بزرگ ε_t ، تخمینهای h_t برای الگوهای GARCH و TARCH به‌طور غیر معقولی بزرگ به دست می‌آید. به‌طور مثال، به ازای $\varepsilon_{t-1} = -0/1$ ، تخمین واریانس شرطی برای الگوی TARCH برابر $0/02164$ است که حدود ۱۱۶ برابر اندازه واریانس غیرشرطی $\sigma^2 = h_t = 0/186 E-4$ است. منحنیهای آثار اخبار نشان می‌دهند که الگوی TARCH دنباله‌های بیش از حد کشیده دارد و قادر نیست نوسانات در شاخص قیمت بازار بورس تهران را به شیوه رضایت بخشی تبیین کند. به نظرمی‌رسد EGARCH مناسب‌ترین الگو برای نمایش تولید داده‌ها باشد.

جدول-۴. تخمین منحنیهای آثار اخبار

GARCH	TARCH	EGARCH	ε_t
0/001748	0/002164	4/36861e-05	-0/10
0/001419	0/001756	4/35119e-05	-0/09
0/001124	0/001391	4/33384e-05	-0/08
0/000865	0/001068	4/31656e-05	-0/07
0/000639	0/000789	4/29934e-05	-0/06
0/000449	0/000553	4/28220e-05	-0/05
0/000293	0/000359	4/26512e-05	-0/04
0/000172	0/000209	4/24812e-05	-0/03
8/55668e-05	0/000102	4/23118e-05	-0/02
3/35997e-05	3/76874e-05	4/21430e-05	-0/01
1/62773e-05	1/62045e-05	4/19750e-05	0/00
3/35997e-05	3/22722e-05	4/21124e-05	0/01
8/55668e-05	8/04752e-05	4/22504e-05	0/02
0/000178	0/000162	4/23887e-05	0/03
0/000293	0/000273	4/25275e-05	0/04
0/000449	0/000417	4/26668e-05	0/05
0/000639	0/000594	4/28065e-05	0/06
0/000865	0/0008035	4/29467e-05	0/07
0/001124	0/0010445	4/30873e-05	0/08
0/001419	0/0013176	4/32284e-05	0/09
0/001748	0/0016229	4/33699e-05	0/10

۴. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله، الگوهای (مقارن و غیرمقارن) نوسان و همچنین، منحنیهای آثار اخبار انگل و انجی (۱۹۹۳)، برای تبیین نوسانات بازدهی در بازار بورس تهران بررسی شد. الگوهای مورد استفاده شامل GARCH، TARCH، EGARCH، و CARCH مقارن و غیرمقارن هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر وجود اثرات نامقارن قوی و معنی‌دار نشان نمی‌دهند، به این مفهوم که اخبار خوب و بد با اندازه یکسان، تأثیر مشابهی بر نوسانات شرطی بازدهی دارد. این نتیجه در تقابل با یافته‌هایی است که برای سایر بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته به دست آمده است. از میان الگوهای مذکور فرایند EGARCH مناسب‌ترین الگو برای تبیین رضایت‌بخش داده‌های استفاده شده است.



منابع

- Amin, K. & Ng, V. (1994). A Comparison of Predictable Volatility Models Using Option Data. *Working Paper*, International Monetary Fund.
- Andersen, T. & Bollerslev, T. (1998). Answering the Skeptics: yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*, Vol. 39, PP.885– 905.
- Baba, Y., Engle, R., Kraft, D. & Kroner, K.F. (1989). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Discussion Paper*, 89-57, University of California, San Diego.
- Bakshi, G.S., Cao, C. & Chen, Z. (1997). Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models. *Journal of Finance*, Vol. 52, PP. 2003– 2049.
- Bates, D.S. (1997). Post-'87 Crash Fears in S&P 500 Futures Options. *Working Paper*, No. 5894, NBER.
- Beckers, S. (1981). Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Volatility. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 5, PP. 363– 381.
- Bekaert, G. & Wu, G. (2000). Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets. *Review of Financial Studies*, Vol. 13, PP. 1–42.
- Black, F. (1976). Studies of Stock Price Volatility Changes. *Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economical Statistics Section*, PP. 177– 181.
- Bollerslev, T. & Wooldridge, J. (1992). Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances. *Econometric Reviews*, Vol. 11, PP. 142–172.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, Vol. 31, PP. 307–327.
- Bollerslev, T., Chou, R.Y. & Kroner, K.F. (1992). ARCH Modeling in Finance. *Journal of Econometrics*, Vol. 52, PP. 5– 59.
- Box, G. & Pierce, D. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, PP. 1509– 1526.
- Breusch, T.S. & Pagan, A.R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and It's Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, Vol. 47, PP. 239–254.
- Campbell, J.Y. & Hentschel, L. (1992). No News is Good News: an Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, PP. 281– 318.

- Campbell, J.Y., Lo, A.W. & MacKinlay, A.C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton Univ. Press, Princeton, NJ.
- Chen, H. (1985). Data Smoothing in Analysis of Covariance. *Technical Report*, AMS-85-65, State University of New York, Stony Brook.
- Chen, J., Hong, H. & Stein, J.C. (2001). Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 3, PP. 345–381.
- Chiras, D.P. & Manaster, S. (1978). The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, PP. 213–234.
- Christie, A. A. (1982). The Stochastic Behavior of Common Stock Variances-value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, PP. 407–432.
- Cox, J.C. & Ross, S.A. (1976). The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes. *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, PP. 145–166.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, PP. 427–431.
- Duan, J. (1995). Fitting and Smile Family—A GARCH Approach. *Working Paper*, McGill University.
- Engle, R. (1982). Autoregression Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the UK Inflation. *Econometrica*, Vol. 50, PP. 987–1007.
- Engle, R.F. & Kroner, K. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, Vol. 11, PP. 122–150.
- Engle, R.F. & Ng, V.K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, Vol. 48, PP. 1749–1778.
- French, K.R., Schwert, G.W. & Stambaugh, R. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, No. 3–29.
- Friedmann, R. & Sanddorf-Köhle, W.G. (2002). Volatility Clustering and Nontrading Days in Chinese Stock Markets. *Journal of Economics and Business*, Vol. 54, PP. 193–217.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. & Runkle, D.E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, Vol. 48, PP. 1779–1801.
- Harvey, C. & Siddique, A. (1999). Autoregressive Conditional Skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 34, PP. 465–487.

- Henry, O. (1998). Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility. *Applied Financial Economics*, Vol. 8, PP. 145-153.
- Hentschel, L. (1995). All in the Family: Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models. *Journal of Financial Economics*, Vol. 39, PP. 71– 104.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How We are Sure that Economic Time Series have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, Vol. 54, PP. 159–178.
- Ljung, G. & Box, G. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, Vol. 66, PP. 67– 72.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of finance* (March), PP. 77-91.
- Merton. R. (1973). An Intertemporal CAPM. *Econometrica*, Vol. 45, PP. 867-887
- Milgrom, P. (1981). Good News and Bad News: Representation Theorems and Applications. *Bell Journal of Economics*, Vol. 12, No. 2, PP. 380-391
- Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach. *Econometrica*, Vol. 59, PP. 347–370.
- Pagan, A.R. & Schwert, G.W. (1990). Alternative Models for Conditional Stock Volatility. *Journal of Econometrics*, Vol. 45, PP. 267–290.
- Pindyck, R.S. (1984). Risk, Inflation, and the Stock Market. *American Economic Review*, Vol. 74, PP. 334– 351.
- Rabemananjara, R. & Zakoian, J.M. (1993). Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, PP. 31–49.
- Schwert, G.W. (1989). Why does Stock Market Volatility Change over Time? *Journal of Finance*, Vol. 44, PP. 1115–1153.
- White, H. (1982). Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models. *Econometrica*, Vol. 50, PP. 1– 26.
- Wu, G. & Xiao, Z. (2002). A Generalized Partially Linear Model of Asymmetric Volatility. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 9, PP. 287– 319.
- Wu, G. (2001). The Determinants of Asymmetric Volatility. *Review of Financial Studies*, Vol. 14, PP. 837– 859.
- Zakoian, J.M. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18, PP. 931–955.