تحقیقات مالی، دوره ۱۱، شماره ۲۷، بهار و تابستان ۱۳۸۸، از صفحه ۹۷ تا ۱۱۰

مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران

شاپور محمدی[۱]، رضا راعی[۲]، رضا تهرانی[۳]، آرش فیض‌آباد[۴*]

۱. . استادیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۲. دانشیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۳. دانشیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۴. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی داتشگاه تهران، ایران

(تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۱۰/۱۴، تاریخ تصویب: ۱۳۸۸/۶/۱۶)

چکیده

مسئله مورد بررسی در این تحقیق مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران و تحلیل رابطه میان ریسک و بازده در آن با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH می‌باشد. نتایج این تحقیق که از نوع پیمایشی و کاربردی می‌باشد نشان می‌دهند که اولاً، مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی به خوبی می‌توانند ویژگی‌های داده‌های مالی از قبیل نوسانات خوشه‌ای، حافظه بلندمدت و اثرات اهرمی را مدل‌سازی نمایند. ثانیاً، در هر دو پرتفوی مورد بررسی یعنی پرتفوی متشکل از تمامی شرکت‌ها و پرتفوی متشکل از پنجاه شرکت با نقد شوندگی بالا، همبستگی مثبتی میان ریسک و بازده وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: GARCH، بورس اوراق بهادار تهران، ریسک و بازده، نوسانات خوشه‌ای، حافظه بلندمدت، اثرات اهرمی

* نویسنده مسئول
Email: afaizabad@gmail.com

۱. مقدمه

در طول سال‌های اخیر بازارهای مالی جهان همواره با نوسانات و نااطمینانی‌های قابل توجهی مواجه بوده اند. به نحوی که عدم اطمینان موجود در ارتباط با بازده دارایی‌های سرمایه‌گذاری شده، بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی را نگران ساخته است [۲]. به این ترتیب نیاز به مدیریت ریسک ناشی از نوسانات بازده برای معامله‌گران بازار امری اساسی به شمار می‌رود. پیشرفت‌های اخیر صورت گرفته در زمینه اقتصادسنجی مالی منجر به ارایه مدل‌هایی کمی گردیده است که با استفاده از آنها می‌توان خط‌مشی سرمایه‌گذاران را در ارتباط با ریسک و بازده مورد انتظار آنها وهم‌چنین نوسان موجود در بازار تشریح نمود. امروزه تحلیلگران مالی با استفاده از مدل‌های سری زمانی اقتصادسنجی به مدل‌سازی و تبیین رفتار بازده نوسان در بازار سهام می‌پردازند. دو ویژگی اساسی سری‌های زمانی مالی یعنی وجود دنباله‌های پهن توزیع داده‌ها و نوسانات خوشه‌ای در آنها را می‌توان با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH مدل‌سازی نمود. انگل (۱۹۸۲) برای اولین بار مدلی را ارایه نمود که بر اساس آن توانست ناهمسانی واریانس شرطی را مدل-سازی نماید[۶]. بولرسلو (۱۹۸۶) با بسط مدل انگل، مدل ناهمسانی واریانس شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) را معرفی کرد [۴]. پس از آن مدل‌های گوناگونی بر پایه مدل اولیه انگل (مدل ARCH) توسط محققین مختلف ارایه گردیدند که به طور گسترده‌ای در زمینه تحلیل سری‌های زمانی مالی مورد استفاده قرار گرفتند.

هدف از این تحقیق مدل‌سازی نوسان بازده‌های روزانه شرکت‌ها در پرتفویی متشکل از تمامی شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران در یک مقطع زمانی پنج ساله و پرتفویی متشکل از پنجاه شرکت با نقد شوندگی بالا در یک دوره زمانی ده ساله وهم‌چنین بررسی و تحلیل رابطه میان ریسک و بازده پرتفوی‌های مورد بررسی می‌باشد. مطالعات زیادی درخصوص ارزیابی عملکرد مدل‌های GARCH در مدل‌سازی و تشریح رفتار نوسان بازارهای سهام انجام شده است ((سنتانا و وادوانی (۱۹۹۲) [۱۸] ، کیم و کن (۱۹۹۴) [۱۳] ، کارنی و دالی (۱۹۹۸) [۱۲]، فلوروس (۲۰۰۷) [۸]، فلوروس و همکاران (۲۰۰۷) [۹]). ولی تعداد کمی از آنها در ارتباط با بازارهای خاورمیانه می‌باشد. مکاگنی و سوریال (۱۹۹۹) با استفاده از مدل‌های GARCH به بررسی رفتار بازده سهام، کارایی بازار و اثرات نوسان در بازار سهام مصر پرداختند. نتایج این تحقیق به وجود نوسان خوشه‌ای در بازارها اشاره دارد

ضمن آن‌که نشان می‌دهد همبستگی مثبت معنی‌داری میان ریسک و بازده وجود دارد [۱۴]. توما (۲۰۰۳) با استفاده از چندین مدل GARCH و چهار توزیع متفاوت نرمال، t- استیودنت، توزیع خطای تعمیم یافته و t- استیودنت چوله، تاثیر اعمال محدودیت قیمت‌ها بر روی پویایی نوسان در بازار سهام مصر را در فاصله ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۱ بررسی کرد. نتایج این تحقیق وجود تغییرات معنی‌دار در فرایند نوسان شرطی را نشان می‌دهند [۲۰]. آلبرگ و همکاران (۲۰۰۶) مدل‌های GARCH نامتقارن را در مورد شاخص‌های بازار سهام تل آویو در فاصله سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵ تخمین زدند. آنها نشان دادند که از میان مدل‌های مورد بررسی، مدل EGARCH بهترین مدل پیش‌بینی کننده شاخص‌های بازار سهام تل آویو می‌باشد [۱]. مریک و همکاران (۲۰۰۷) هم حرکتی نوسان در بازارهای سهام آمریکا، انگلیس و خاورمیانه (مصر، اسرائیل و ترکیه) را در فاصله زمانی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ بررسی نمودند و نشان دادند که همبستگی بسیار ضعیفی میان این بازارها با یکدیگر وجود دارد [۱۵]. فلوروس (۲۰۰۸) با استفاده از مدل‌های GARCH(1,1)، PGARCH(1,1)، EGARCH(1,1)، AGARCH(1,1)، CGARCH(1,1) و GARCH(1,1)-M واریانس بازده روزانه شاخص‌های CMA و TASE-100 را که به ترتیب متعلق به مصر و اسرائیل می‌باشند مدل‌سازی نمود. نتایج این تحقیق نشان داد که نوسان در این بازارها با ویژگی‌های مدل‌های مورد بررسی مطابقت دارد. ضمن آن‌که رابطه معنی‌داری میان ریسک و بازده در این بازارها مشاهده نگردید [۱۰].

در ادامه، بخش دوم به معرفی مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی می‌پردازد. در بخش سوم، داده‌ها و تحلیل آماری مقدماتی آنها ارایه می‌گردد. بخش چهارم به ارایه و تحلیل نتایج عملی می‌پردازد و نهایتاً نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارایه می‌گردد.

۲. مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی

۲-۱. مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته (GARCH)

این مدل که توسط بولرسلو (۱۹۸۶) ارایه گردید بیان می‌کند که واریانس شرطی نه تنها با خطاهای پیش‌بینی یا مقادیر شوک‌های گذشته بلکه با وقفه‌های خود نیز همبستگی نشان می‌دهد. ساختار یک مدل GARCH(p,q) به شکل زیر می‌باشد [۴]:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱)$$

p و q به ترتیب مرتبه‌های فرایندهای GARCH و ARCH می‌باشند. r_t بازده دارایی و ε_t جزء اخلال می‌باشد. در این مدل فرض بر این است که اجزای اخلال از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_t^2 برخوردار می‌باشند. تمامی پارامترهای این مدل مثبت و شرط $\alpha + \beta < 1$ در آنها برقرار است.

۲-۲. مدل نا همسانی واریانس شرطی نمایی (EGARCH)

با استفاده از این مدل می‌توان اثرات اهرمی را مدل‌سازی کرد. مفهوم اثرات اهرمی که توسط بلک (۱۹۷۶) و فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) مطرح گردید بیان می‌کند که تغییرات قیمت یک دارایی با تغییرات نوسان آن دارایی همبستگی منفی نشان می‌دهد [۳] و [۷]. ساختار مدل EGARCH(1,1) ارایه شده توسط نلسون (۱۹۹۱) به صورت زیر می‌باشد [۱۶]:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \qquad (۲)$$

وجود اثرات اهرمی را می‌توان با فرض $\gamma < 0$ آزمون کرد. اگر $\gamma \neq 0$ باشدآنگاه اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی به صورت نامتقارن خواهد بود.

۲-۳. مدل ناهمسانی واریانس شرطی آستانه‌ای (TGARCH)

مدل دیگری که اثرات نامتقارن شوک‌ها بر واریانس شرطی را بررسی می‌کند مدل TGARCH ارایه شده توسط زاکوئیان (۱۹۹۴) و گلوستن، جاگاناتان و رانکل (۱۹۹۳) می‌باشد[۲۱] و [۱۱]. ساختار یک مدل TGARCH(1,1) را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \qquad (۳)$$

d_{t-1} به ازاء مقادیر $\varepsilon_t < 0$ مقدار یک و به ازاء سایر مقادیر ε_t، مقدار صفر را اختیار می‌کند. در این مدل تأثیر اخبار خوب به میزان α_1 و تأثیر اخبار بد به میزان $\alpha_1 + \gamma$ می‌باشد. اگر $\gamma > 0$ باشد در این صورت می‌توان گفت که اثر اهرمی وجود دارد.

۲-۴. مدل ناهمسانی واریانس شرطی توانی (PGARCH)

تیلور(۱۹۸۶) و شوارت (۱۹۸۹) مدل GARCH انحراف معیار را ارایه نمودند که در آن، انحراف معیار به جای واریانس مدل‌سازی می‌گردید [۱۹] و [۱۷]. دینگ و همکاران

(۱۹۹۳) با بسط این مدل، مدل GARCH توانی را ارایه نمودند. در این مدل به جای استفاده از مقداری ثابت برای پارامتر توان انحراف معیار، مقدار آن تخمین زده می‌شود. به منظور بررسی اثرات نامتقارن شوک‌ها بر روی واریانس شرطی تا مرتبه r، از پارامتر γ به صورت اختیاری در مدل استفاده شده است. ساختار یک مدل PGARCH(1,1) به صورت زیر می‌باشد [۵]:

$$\sigma_t^{\delta} = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \left(|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i} \right)^{\delta} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^{\delta} \qquad (۴)$$

که در آن $\delta > 0$، به ازای مقادیر $i = 1,\ldots,r$، $|\gamma_i| \le 1$، به ازاء تمامی مقادیر $i > r$، $\gamma_i = 0$ و $r \le p$ می‌باشد. در مدل متقارن به ازاء تمامی مقادیر i، γ_i برابر با صفر می‌باشد.

۵-۲. مدل اثر ناهمسانی واریانس شرطی در معادله میانگین (GARCH-M)

وجود همبستگی مثبت میان ریسک و بازده یکی از تئوری‌های مطرح در مباحث مالی را تشکیل می‌دهد. بر این اساس صرف ریسک بیشتر، بازدهی بیشتری را به همراه خواهد داشت. مدل GARCH-M این ویژگی را مدل‌سازی می‌کند (کیم و کن، ۱۹۹۴) [۱۳]. ساختار یک مدل GARCH-M استاندارد را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \theta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N\left(0, \sigma_t^2\right) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \qquad (۵)$$

مثبت و معنی‌دار بودن θ نشان می‌دهد که افزایش در ریسک به افزایش در بازده منجر خواهد گردید. عبارت $\theta\sigma_t^2$ را می‌توان به عنوان صرف ریسک تفسیر نمود.

۶-۲. مدل ناهمسانی واریانس شرطی ترکیبی (CGARCH)

این مدل پدیده بازگشت به میانگین را مدل‌سازی می‌کند. ساختار یک مدل CGARCH(1,1) در رابطه (۶) نشان داده شده است:

$$\sigma_t^2 = \varpi + \alpha_1 \left(\varepsilon_{t-1}^2 - \varpi \right) + \beta_1 \left(\sigma_{t-1}^2 - \varpi \right) \qquad (۶)$$

$$\sigma_t^2 - q_t = \alpha_1 \left(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1} \right) + \beta_1 \left(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1} \right) \qquad (۷)$$

$$q_t = \omega + \rho \left(q_{t-1} - \omega \right) + \varphi \left(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2 \right) \qquad (۸)$$

در این مدل، بازگشت به میانگین به یک مقدار ثابت در طول زمان (ϖ)و همچنین بازگشت به میانگین به یک سطح متغیر q_t نشان داده شده است. σ_t و q_t در روابط (۷) و

(۸) به ترتیب بیانگر نوسان شرطی و نوسان شرطی بلندمدت می‌باشند. روابط (۷) و (۸) به ترتیب جزء ناپایدار $\sigma_t^2 - q_t$ و جزء بلند مدت (q_t) را نشان می‌دهند.

۳. داده‌ها و تحلیل آماری مقدماتی

داده‌های این تحقیق مشتمل بر بازده‌های روزانه دو پرتفوی متشکل از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. یک پرتفوی، قیمت‌های روزانه سهام تمامی شرکت‌هایی که سهام آنها بدون توجه به میزان نقدشوندگی و تعداد معاملات انجام شده بر روی آنها در یک دوره ۱۰ ساله مورد معامله قرار گرفته اند را شامل می‌شود. بازه زمانی مورد بررسی در رابطه با این پرتفوی که از این پس "پرتفوی بازار" نامیده می‌شود از تاریخ ۱۳۷۶/۱/۱ تا ۱۳۸۵/۱۲/۳۰ می‌باشد که تعداد ۲۱۴۲ مشاهده را در بر دارد. بازده‌های روزانه با استفاده از رابطه $r_t = \ln(p_t / p_{t-1})$ محاسبه گردیده‌اند که r_t و p_t به ترتیب در آن معرف بازده و قیمت در روز t می‌باشند. پس از محاسبه مقادیر بازده، شرکتی که از بیشترین تعداد بازده برخوردار بود به عنوان شرکت مبنا انتخاب گردید و بازده‌های سایر شرکت‌ها با آن منطبق گردید. در مرحله بعد، داده‌های مربوط به شاخص بازده نقدی و قیمت در بازه زمانی مورد بررسی استخراج و بازده تک تک شرکت‌ها با بازده این شاخص منطبق گردید. با برازش بازده‌های مربوط به هر سهم بر روی بازده شاخص بازده نقدی و قیمت، مقادیر β مربوط به بازده‌های سهام شرکت‌ها محاسبه گردیدند. نهایتاً، با ضرب مقادیر β که به صورت یک ماتریس $1\times m$ می‌باشد (m برابر است با تعداد شرکت‌ها) در مقادیر بازده روزانه که به صورت یک ماتریس $m\times n$ می‌باشد (n برابر است با تعداد بازده روزانه مربوط به شرکتی که حداکثر بازده روزانه را دارد) و جمع تک تک مقادیر به‌دست آمده در هر ردیف (رابطه (۹))، سری بازده مربوط به پرتفوی بازار به‌دست آمد.

$$r_P = \sum(\beta_i r_i) \qquad (۹)$$

پرتفوی دیگر که از این پس "پرتفوی ۵۰ شرکت" نامیده می‌شود مشتمل بر قیمت‌های روزانه سهام شرکت‌هایی است که سهام آنها در یک دوره ۵ ساله در ٪۷۵ از روزهای معاملاتی سال، مورد معامله قرار گرفته‌اند. داده‌های این پرتفوی، بازه زمانی ۱۳۸۱/۱/۱ تا ۱۳۸۵/۱۲/۳۰ را شامل می‌شود و مشتمل بر ۱۰۷۳ مشاهده می‌باشند. مراحل تشکیل بازده پرتفوی همانند پرتفوی بازار می‌باشد با این تفاوت که در این حالت به جای مقادیر β از

وزنهای مساوی (w_i) برای بازده‌های شرکت‌های مورد بررسی استفاده شده است. به این ترتیب، سری بازده پرتفوی از رابطه زیر به‌دست آمد:

$$r_P = \sum(w_i r_i) \qquad (۱۰)$$

نگاره (۱) خلاصه‌ای از ویژگی‌های آماری بازده‌های روزانه پرتفوی‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد. نمودارهای توزیع احتمال، نوسان بازده‌ها، کوانتیل‌های توزیع بازده‌ها در مقایسه با کوانتیل‌های توزیع نرمال و چگالی بازده‌های روزانه مربوط به پر تفوی بازار و پرتفوی پنجاه شرکت به ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده‌اند. براساس اطلاعات نگاره (۱)، چولگی منفی بازده‌ها نشان می‌دهد که توزیع بازده‌های مورد بررسی به صورت لپتوکورتیک و دنباله‌های سمت چپ آنها پهن می‌باشد. مقادیر احتمال- که معرف حداکثر سطح معنی‌داری می‌باشند- مربوط به آزمون‌های جارک- برا و لیلیفورز که نرمال بودن توزیع داده‌ها را آزمون می‌کنند نشان می‌دهند که توزیع بازده‌ها نرمال نمی باشد.

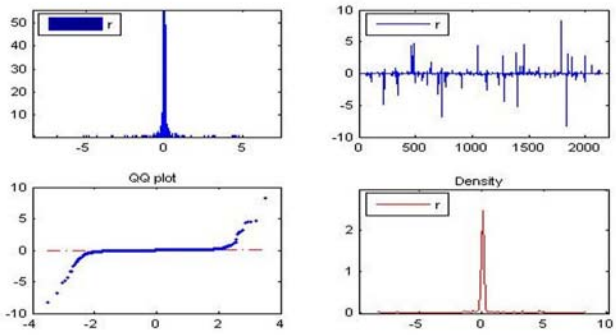
نگاره ۱. ویژگی‌های آماری بازده‌های روزانه پرتفوی‌های بازار و ۵۰ شرکت

پرتفوی ۵۰ شرکت	
Mean	-4.13E-09
Median	-1.34E-09
Maximum	2.01E-07
Minimum	-3.57E-07
Std. Dev.	5.12E-08
Skewness	-1.414
Kurtosis	10.5261
J-B	2889.99**
	(0.0000)
Lilliefors	0.1229**
	(0.0000)
ADF	-13.3935**
	(0.0000)
LM	10.726**
	(0.0010)
Q(7)	248.18**
	(0.0000)
$Q^2(7)$	54.962**
	(0.0000)

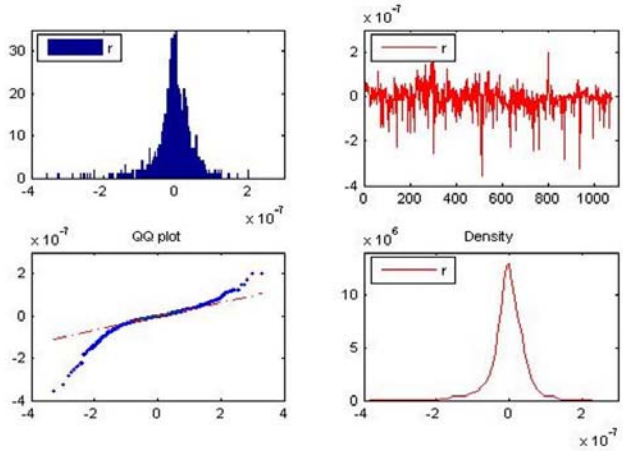
پرتفوی بازار	
Mean	-0.0034
Median	0.0008
Maximum	8.2334
Minimum	-8.2867
Std. Dev.	0.4649
Skewness	-1.313
Kurtosis	155.328
J-B	20715**
	(0.0000)
Lilliefors	0.3606**
	(0.0000)
ADF	-45.319**
	(0.0001)
LM	0.0032
	(0.9548)
Q(8)	6.3662
	(0.6060)
$Q^2(8)$	0.3857
	(1.0000)

توضیحات: ۱- اعداد داخل پرانتزها مقادیر احتمال آزمون‌های مربوطه را نشان می‌دهند. ۲- آماره جارک- برا (J-B) از توزیع کای- اسکوئر با دو درجه آزادی برخوردار می‌باشند. ۳- آماره‌های ADF و LM مربوط به آزمون‌های دیکی- فولر افزوده و ضریب لاگرانژ می‌باشند که به ترتیب، مانایی سری زمانی و اثرات ARCH را مورد آزمون قرار می‌دهند. ۴- $Q(\ )$ و $Q^2(\ )$ آماره‌های آزمون لیونگ- باکس می‌باشند که به ترتیب وجود همبستگی پیاپی در بازده‌ها و مجذور بازده‌های معادله میانگین شرطی را تا ۷ و ۸ وقفه آزمون می‌کنند. ۵- علامت ** معنی‌داری آزمونها در سطح احتمال ۱٪ را نشان می‌دهد. ۶- به منظور تعیین تعداد وقفه‌ها در آزمون لیونگ- باکس از رابطه $m = \ln(T)$ استفاده شده است که m و T در آن به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌ها و تعداد مشاهدات می‌باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر افزوده که معیاری جهت تشخیص مانایی یک سری زمانی به شمار می‌رود، مانایی بازده‌های روزانه پرتفوی مورد بررسی را به اثبات می‌رساند. آماره‌های $Q(8)$ و $Q^2(8)$ در آزمون لیونگ- باکس که به ترتیب وجود همبستگی پیاپی در بازده‌ها و مجذور بازده‌های معادله میانگین شرطی را تا ۸ وقفه آزمون می‌کنند نشان می‌دهند که هیچ همبستگی پیاپی در بازده‌ها و مجذور بازده‌ها وجود ندارد. آزمون ضریب لاگرانژ (LM) نیز نشان می‌دهد که اثرات ARCH وجود ندارد. به عبارتی، هیچ نوع همبستگی پیاپی میان مجذور پسماندهای معادله میانگین شرطی وجود ندارد. بالعکس، نتایج آماره‌های آزمون لیونگ- باکس برای بازده‌ها و مجذور بازده‌ها تا ۷ وقفه و همچنین نتیجه حاصل از آزمون LM برای مجذور پسماندها در مورد پرتفوی ۵۰ شرکت، وجود همبستگی پیاپی میان بازده‌ها و مجذور آنها و همچنین اثرات شدید ARCH در مجذور پسماندهای معادله میانگین شرطی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. نمودارهای توصیف آماری بازده‌های روزانه پرتفوی بازار (هیستوگرام توزیع احتمال، نوسان بازده‌های روزانه، کوانتیل‌های توزیع بازده‌ها در مقایسه با کوانتیل‌های توزیع نرمال و چگالی بازده‌های روزانه)



نمودار ۲. نمودارهای توصیف آماری بازده‌های روزانه پرتفوی ۵۰ شرکت (هیستوگرام توزیع احتمال، نوسان بازده‌های روزانه، کوانتیل‌های توزیع بازده‌ها در مقایسه با کوانتیل‌های توزیع نرمال و چگالی بازده‌های روزانه)

نمودارهای هیستوگرام توزیع احتمال و کوانتیل‌های توزیع بازده‌ها در مقایسه با کوانتیل‌های توزیع نرمال نشان می‌دهند که توزیع بازده‌ها از دنباله‌های پهن نامتقارن برخوردار می‌باشند. به علاوه، وجود پدیده نوسانات خوشه‌ای در بازده‌ها به وضوح در نمودارهای نوسان آنها قابل مشاهده است.

۴. ارایه و تحلیل نتایج تحقیق

نتایج تخمین حداکثر درستنمایی مدل‌های مورد بررسی در نگاره‌های (۲) و (۳) نشان داده شده‌اند. با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز (SBC) مرتبه‌های مدل‌های AR(P) و MA(q) تا پنج وقفه مورد بررسی قرار گرفتند. بر این اساس از مدل ARMA(1,1) که از پایین‌ترین مقادیر AIC و SBC برخوردار بود در معادله میانگین شرطی بازده‌های روزانه پرتفوی ۵۰ شرکت استفاده گردید و نتایج آزمون‌های لیونگ- باکس وضریب لاگرانژ پس از تخمین مدل‌ها نشان داد که هیچ همبستگی پیاپی میان بازده‌ها و پسماندهای معادله میانگین شرطی وجود ندارد. به طور کلی پارامترهای شکل توزیع‌های t- استیودنت و خطای تعمیم یافته (υ و ν) در تمامی مدل‌ها معنی‌دار می‌باشند که لپتوکورتیک بودن توزیع بازده‌ها در هر دو پرتفوی مورد بررسی را نشان می‌دهند. نتایج تخمین مدل‌ها در مورد داده‌های پرتفوی بازار به شرح زیر می‌باشند:

به طور کلی مثبت و معنی‌دار بودن مقادیر α_1، β_1، α_2 و β_2 در هر مدل بیانگر آن است که مقدار واریانس شرطی در آن مدل به ترتیب با مقادیر شوک‌ها و واریانس یک و دو دوره گذشته همبستگی نشان می‌دهد. مقادیر α_1 و β_1 در مدل‌های GARCH(1,1)-N، GARCH(2,2)-N، PGARCH(1,1)-N، PGARCH(1,1)-T، PGARCH(1,1)-G، EGARCH(1,1)-N، EGARCH(1,1)-G، TGARCH(1,1)-N، TGARCH(1,1)-T، GARCH(1,1)-M-N، GARCH(1,1)-M-T و GARCH(1,1)-M-G مثبت و معنی‌دار می‌باشند. در مدل‌های GARCH(1,1)-T، GARCH(2,2)-T، GARCH(2,2)-G و TGARCH(1,1)-G پارامتر α_1 و در مدل‌های GARCH(1,1)-G، EGARCH(1,1)-T و CGARCH(1,1)-G پارامتر β_1 مثبت و معنی‌دار می‌باشند. مقدار منفی α_2 در مدل GARCH(2,2)-N که به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد نشان می‌دهد که واریانس شرطی با مقادیر شوکهای دو دوره گذشته همبستگی منفی دارد. مقادیر بالای β_1 که در مدل‌های GARCH(1,1)-G، PGARCH(1,1)-T، PGARCH(1,1)-G، EGARCH(1,1)-T و EGARCH(1,1)-G نزدیک به یک می‌باشند تاثیر بلندمدت شوک‌ها بر روی واریانس شرطی را نشان می‌دهند که این پدیده به وجود حافظه بلندمدت در بازده‌های بازار اشاره دارد. نتایج تخمین مدل GARCH(1,1)-M نشان می‌دهند که در تمامی توزیع‌های مورد بررسی، θها معنی‌دار می‌باشند که وجود همبستگی مثبت میان ریسک و بازده را به اثبات می‌رساند. معنی‌داری پارامتر γ در مدل‌های PGARCH(1,1)-N و PGARCH(1,1)-Tوجود اثرات اهرمی در بازده‌ها را نشان می‌دهد و مقدار مثبت آن بیانگر آن است که تأثیر شوکهای منفی بر روی واریانس شرطی بیشتر از تأثیر شوکهای مثبت می‌باشد. معنی‌داری پارامتر δ در مدل PGARCH(1,1)-N نشان می‌دهد که بر اساس فرض صفر، مقدار δ با هیچ یک از مقادیر یک و دو که به ترتیب بیانگر مدل‌های انحراف معیار و واریاس شرطی می‌باشند برابر نمی باشد. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و مدل مناسب مدلی است که مقدار δ در آن تخمین زده شود. مثبت و معنی‌دار بودن پارامتر γ در مدل‌های EGARCH(1,1)-N، TGARCH(1,1)-N، TGARCH(1,1)-T و TGARCH(1,1)-G به همین مفهوم یعنی تاثیر نامتقارن شوک‌ها بر واریانس شرطی اشاره دارد. نتایج تخمین مدل CGARCH(1,1) نشان می‌دهند که در توزیع‌های t– استیودنت و خطای تعمیم یافته، ρها معنی‌دار و مقادیر آنها نزدیک به یک می‌باشند. به این معنا که واریانس شرطی به

آرامی در بلندمدت به سطحی پایدار میل خواهد کرد. به علاوه، معنی‌داری φ در توزیع خطای تعمیم یافته تأثیر شوک‌های کوتاه مدت بر واریانس شرطی بلند مدت را نشان می‌دهد. نتایج تخمین مدل‌ها در مورد سری بازده‌های پرتفوی پنجاه شرکت به شرح زیر می‌باشند:

مثبت و معنی‌دار بودن مقادیر α_1 و β_1 در مدل‌های GARCH(1,1)-N، GARCH(1,1)-T، GARCH(1,1)-G، GARCH(2,2)-T، PGARCH(1,1)-N، PGARCH(1,1)-G، EGARCH(1,1)-N، EGARCH(1,1)-G، TGARCH(1,1)-N، TGARCH(1,1)-T، CGARCH(1,1)-N، GARCH(1,1)-M-N، GARCH(1,1)-M-T و GARCH(1,1)-M-G بیانگر آن است که در این مدل‌ها مقادیر واریانس شرطی با مقادیر شوک‌ها و واریانس یک دوره گذشته همبستگی مثبت دارند. در مدل‌های GARCH(2,2)-N و GARCH(2,2)-G مقادیر α_1 و در مدل‌های TGARCH(1,1)-G، PGARCH(1,1)-T، EGARCH(1,1)-T و CGARCH(1,1)-Gمقادیر β_1 مثبت و معنی‌دار می‌باشند. منفی و معنی‌دار بودن پارامترهای α_2 و β_2در مدل GARCH(2,2)-T نشان می‌دهند که واریانس شرطی با مقادیر شوک‌ها و واریانس دو دوره گذشته همبستگی منفی دارد. مقدار ۷۶ /۰ برای β_1 در مدل EGARCH(1,1)-N به ماندگاری نسبی اثر شوک‌ها بر روی واریانس شرطی در بلندمدت اشاره دارد. نتایج تخمین مدل GARCH(1,1)-M نشان می‌دهند که در تمامی توزیع‌های مورد بررسی، θها معنی‌دار می‌باشند که وجود همبستگی مثبت میان ریسک و بازده را به اثبات می‌رساند. معنی‌داری پارامتر δ در مورد تمامی توزیع‌ها در مدل PGARCH(1,1) نشان می‌دهد که مدل مناسب مدلی است که مقدار δ در آن تخمین زده شود. مثبت و معنی‌دار بودن γ در مدل‌های PGARCH(1,1)-N و EGARCH(1,1)-N وجود اثرات اهرمی و تاثیر نامتقارن شوک‌ها بر روی واریانس شرطی را نشان می‌دهد. به این معنی که تاثیر شوک‌های منفی بر واریانس شرطی بیشتر از تاثیر شوک‌های مثبت می‌باشد. نتایج تخمین مدل CGARCH(1,1) نشان می‌دهند که در توزیع‌های نرمال و خطای تعمیم یافته، ρها معنی‌دار و مقادیر آنها نزدیک به یک می‌باشند. به این معنا که واریانس شرطی به آرامی در بلندمدت به سطحی پایدار میل خواهد کرد. به علاوه، معنی‌داری φ در توزیع نرمال تأثیر شوک‌های کوتاه‌مدت بر واریانس شرطی بلندمدت را نشان می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری

در پاسخ به این پرسش که آیا مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی به خوبی می‌توانند ویژگی‌های داده‌های مالی را مدل‌سازی کنند، نتایج تخمین مدل‌های مورد بررسی در این تحقیق قابلیت بالای این مدل‌ها در مدل‌سازی برخی ویژگی‌ها از قبیل نوسانات خوشه‌ای، حافظه بلندمدت و اثرات اهرمی را نشان می‌دهند. ضمن آن‌که معنی‌داری پارامترهای شکل توزیع‌های t- استیودنت و خطای تعمیم یافته در تمامی مدل‌ها، لپتوکورتیک بودن توزیع داده‌های مالی مورد استفاده را به اثبات می‌رساند. نهایتاً این‌که مثبت و معنی‌دار بودن پارامتر θ در مدل GARCH(1,1)-M وجود رابطه مثبت میان ریسک و بازده در هر دو پرتفوی را نشان می‌دهد که بیان می‌کند صرف ریسک بیشتر بازدهی بیشتری را به همراه خواهد داشت.

منابع

1. Alberg D., Shalit H., and Yosef R. (2006). "Estimating Stock Market Volatility using Asymmetric GARCH Models", Discussion Paper No. 06-10, Monaster Center for Economic Research, Ben-Gurion University of the Negev, Israel.
2. Alexander C., (1999). Risk Management and Analysis, Volume 1: Measuring and Modelling Financial Risk, John Wiley and Sons, New York, NY.
3. Black F., (1976). "Studies of Stock Price volatility Changes", in Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, PP. 177-181.
4. Bollerslev T., (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, Vol. 31, No. 3, pp. 307-327.
5. Ding Z., Granger C. W. J., and Engle R. E., (1993). "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model", Journal of Empirical Finance, Vol. 1, pp. 83-106.
6. Engle Robert F., (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, Vol. 50, No. 4, pp. 987-1007.

7. French K. R., Schwert G. W., and Staumbaugh R. F., (1987). "Expected Stock Returns and Volatility", Journal of Financial Economics, Vol. 19, pp. 3-29.

8. Floros C., (2007). "The Use of GARCH Models for the Calculation of Minimum Capital Risk Requirements: International Evidence", International Journal of Managerial Finance, Vol. 3, No. 4, pp. 360-371.

9. Floros C., Jaffry S., and Lima G. V., (2007). "Long Memory in the Portuguese Stock Market", Studies in Economics and Finance, Vol. 24, No. 3, pp. 220-232.

10. Floros C., (2008). Modelling Volatility using GARCH Models: Evidence from Egypt and Israel, Middle Eastern Finance and Economics, Vol. 2, pp. 31-41.

11. Glosten L., Jaganathan R., and Runkle D., (1993). "Relationship between the Expected Value and Volatility of the Normal Excess Returns on Stocks", Journal of Finance, Vol. 48, pp. 1779-1802.

12. Kearney C. and Daly K., (1998). "The Causes of Stock Market Volatility in Australia", Applied Financial Economics, Vol. 8, PP. 597-605.

13. Kim, D., and Kon, S. I., (1994), "Alternative Models for Conditional Heteroscedasticity of Stock Returns", Journal of Business, Vol. 67, pp. 563-598.

14. Mecagni M. and Sourial M. S., (1999). "The Egyptian Stock Market: Efficiency Tests and Volatility Effects", IMF Working Paper, No. 99/48.

15. Meric G., Ranter M., and Meric I., (2007). "Co-movements of the U.S., U.K., and Middle East Stock Markets", Middle Eastern Finance and Economics, Issue 1, pp. 60-73.

16. Nelson D., (1991). "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A new Approach", Econometrica, 59, 347-370.

17. Schwert G. W., (1989). "Why does Stock Market Volatility Change over Time?", Journal of Finance, Vol. 54, pp. 1115-1151.

18. Sentana E. and Wadhwani S., (1992). "Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations: Evidence from a Century of Daily Data", Economic Journal, Vol. 102, pp. 415-425.

19. Taylor S., (1986). Modelling Financial Time Series, John Wiley & Sons, New York.

20. Tooma E. A., (2003). "Modeling and Forecasting Egyptian Stock Market Volatility before and after Price Limits", Working Paper, No. 0310, Economic Research Forum, Cairo, Egypt.

21. Zakoian J. M., (1994). "Threshold Heteroscedastic Models", Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 18, PP. 931-955.