

Đo lường sự dao động của chỉ số chứng khoán Vn-Index thông qua mô hình Garch

ThS. TRẦN SỸ MẠNH

Vietcombank

THS. ĐỖ KHẮC HƯỜNG

Học viện Tài chính

Phương pháp định lượng đo lường sự biến động của chỉ số chứng khoán VNIndex nhận được sự quan tâm cao vì vai trò của nó trong việc xác định giá chứng khoán và quản trị rủi ro. Thông thường, một dãy chỉ số tài chính biến động khác nhau theo khoảng thời gian nhất định. Điều này có nghĩa là phương sai của dãy chỉ số tài chính thay đổi theo thời gian.

Đo lường mức độ biến động của chỉ số chứng khoán VNIndex có thể tiếp cận thông qua nhiều mô hình khác nhau. Mô hình phương sai sai số thay đổi tự hồi quy tổng quát (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity- GARCH), được Bollerslev(1986) tổng quát từ mô hình phương sai có điều kiện thay đổi theo thời gian của Engle(1982), là một trong những lớp mô hình quan trọng được áp dụng rộng rãi để đo lường sự biến động của chuỗi dữ liệu tài chính theo thời gian.

Trong bài viết này chúng tôi sẽ sử dụng mô hình GARCH để đo lường sự biến đổi của chỉ số chứng khoán VNIndex. Để xem xét các tính chất của dãy lợi suất, ước lượng mô hình GARCH sẽ được xem xét dưới 4 quy luật phân phối khác nhau: Quy luật phân phối chuẩn, quy luật phân phối Student-t, quy luật phân phối sai số tổng quát

(Generalized Error Distribution-GED), và quy luật phát phối Student-t lệch (skewed Student-t)¹. Theo đó, bài báo được cấu trúc thành 5 phần. Phần 1 trình bày thống kê mô tả của dãy lợi suất chứng khoán VNIndex và những

¹ Định nghĩa rõ về tính chất của 4 quy luật này có thể tham khảo từ Bao, et al. (2007) và các tham khảo trong đó.



đặc tính chủ yếu của nó. Phần 2 nêu phương pháp ước lượng mô hình GARCH theo 4 quy luật phân phối ở trên. Phần 3 giải thích kết quả ước lượng mô hình cho toàn bộ mẫu số liệu. Phần 4 đánh giá hiệu quả dự báo ngoài mẫu của các mô hình và lựa chọn mô hình dự báo tốt nhất. Cuối cùng một số kết luận đáng chú ý sẽ được tóm tắt.

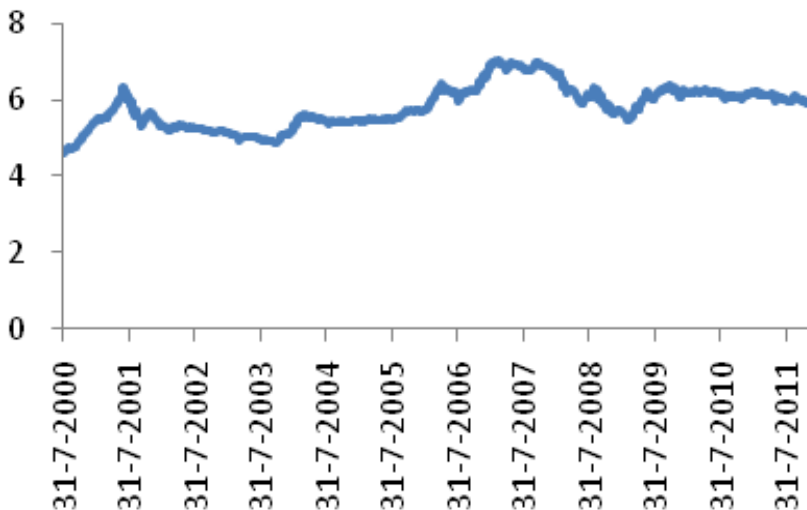
Bảng 1. Phân tích thống kê sơ bộ của dãy lợi tức r_t

Giá trị trung bình	0.05
Độ lệch chuẩn	1.74
Độ lệch (Skewness)	-0.21
Độ nhọn (Kurtosis)	5.14
Max	6.66
Min	-7.66
Kiểm định Jarque-Bera	532 (0.001) ^a
Kiểm định Ljung-Box ($Q_{(20)}$) ²	9621 (0.000) ^b

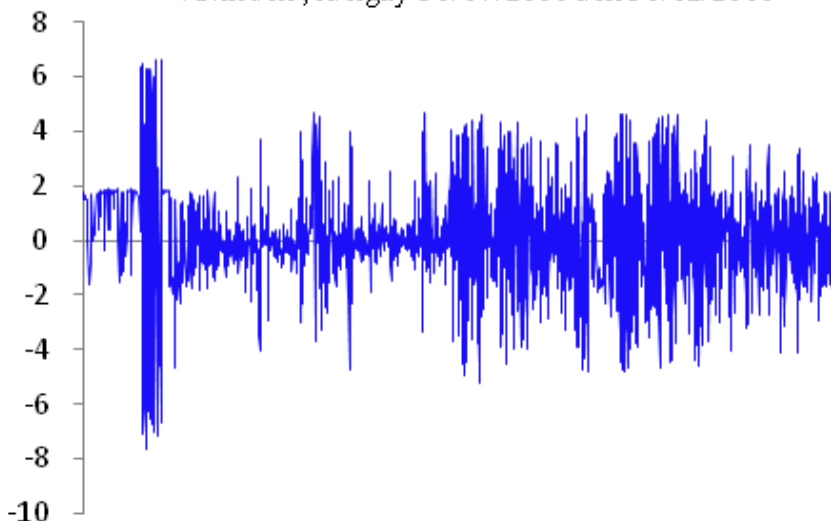
1. Thống kê mô tả số liệu

Chỉ số chứng khoán VNIndex

Biểu đồ 1a: Chỉ số chứng khoán Vnindex (lô-ga-rit), từ ngày 30/07/2000 đến 30/12/2011



Biểu đồ 1b: Chuỗi lợi suất của chỉ số chứng khoán VNIndex, từ ngày 30/07/2000 đến 30/12/2011



hàng ngày từ 28/07/2000 đến 30/12/2011 được sử dụng để đo lường sự biến động. P_t được định nghĩa là giá của chứng khoán chuyển đổi theo lô-garit, $P_t = \log(VNIndex_t)$, nhằm xoá đi sự khác biệt về giá trị thực của chỉ số hay nói cách khác là tạo ra chuỗi dữ liệu có tính dừng qua thời gian. Lợi suất của giá chứng khoán sẽ được xác định bởi $r_t = \log(P_t / P_{t-1})$. Sự biến động của dãy lợi suất được đánh giá thông qua bình phương giá trị của nó, $(r_t)^2$. Biểu đồ 1a và 1b giới thiệu giá chứng khoán và dãy lợi suất của nó.

Bảng 1 kiểm tra các tính chất thống kê cơ bản của dãy lợi suất VNIndex. Giá trị trung bình (0.05) của dãy lợi tức rất nhỏ so với độ lệch chuẩn (1.74). Độ lệch âm (-0.21) và độ nhọn (5.14) phản ánh dãy lợi tức không tuân theo quy luật phân phối chuẩn. Thống kê Jarque-Bera bác bỏ giả thuyết dãy lợi tức tuân theo quy luật phân phối chuẩn tại mức ý nghĩa 1%. Kiểm định Ljung-Box về tương quan chuỗi đã bác bỏ giả thiết rằng chuỗi không tồn tại tự tương quan. Như vậy, phân tích thống kê sơ bộ gợi ý rằng áp dụng mô hình phương sai



sai số thay đổi có điều kiện tổng quát để xem xét sự biến động theo thời gian và sự lệch trái của dãy lợi tức là hợp lý.

2. Phương pháp ước lượng mô hình GARCH

Để đánh giá sự biến động của dãy lợi tức với những đặc tính nêu trên, mô hình phương sai sai số thay đổi tự tương quan tổng quát được định nghĩa như sau:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t, z_t \sim iid F(0,1)$$

trong đó μ_t là kỳ vọng có điều kiện của tỉ lệ lợi suất và được định nghĩa bởi $E(r_t | I_{t-1})$, I_{t-1} là tập thông tin có sẵn ở thời điểm $t-1$. z_t là một chuỗi các biến ngẫu nhiên phân phối đồng nhất độc lập với kỳ vọng bằng 0 và phương sai bằng 1. $(\sigma_t)^2$ là phương sai sai số thay đổi có điều kiện của tỉ lệ lợi suất r_t và được tính thông qua quá trình ngẫu nhiên với phương sai sai số thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát GARCH(p,q) như sau: $(\sigma_t)^2 = \omega + \sum \alpha_i (\varepsilon_{t-i})^2 + \sum \beta_j (\sigma_{t-j})^2$

Để phương sai $(\sigma_t)^2$ dương thì điều kiện cho các tham số phải là: $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$ và $\beta_j \geq 0$ với $i = 1, \dots, p$ và $j = 1, \dots, q$. Quá trình ngẫu nhiên ε_t có tính dừng (covariance stationary) thì $\sum \alpha_i + \sum \beta_j < 1$. ω là thừa số độ chia của phương sai có điều kiện. Hệ số α đóng vai trò trong việc xác định động lực biến động của $(\sigma_t)^2$, trong khi hệ số β đo tác động cú sốc lên $(\sigma_t)^2$.

Phương pháp thông dụng để ước lượng mô hình GARCH(p,q) là phương

pháp ước lượng hợp lý tối đa (Maximum Likelihood Estimation- MLE). Dưới giả định quy luật phân phối khác nhau của biến nhiễu ε_t thì hàm lô-ga-rít hợp lý của $\{r_t(\theta)\}$ cho mẫu quan sát T được xác định khác nhau².

Trường hợp z_t tuân theo quy luật phân phối chuẩn:

$$L_T(r_t | \omega, \alpha, \beta) = -\frac{1}{2} [T \ln(2\pi) + \sum (z_t)^2 + \sum \ln(\sigma_t)^2]$$

trong đó $t = 1, \dots, T$; $\theta = \{\omega, \alpha, \beta, \nu\}$ là véc tơ các tham số của mô hình GARCH - t cần ước lượng.

Trường hợp z_t tuân theo quy luật phân phối chuẩn Student với bậc tự do ν :

$$L_T(r_t | \theta) = T [\ln \Gamma((\nu+1)/2) - \ln \Gamma(\nu/2) - \ln[\pi(\nu - 2)]] - \frac{1}{2} \sum [\ln(\sigma_t)^2 + (1 + \nu) \ln(1 + (z_t)^2 \div (\nu - 2))]$$

trong đó $t = 1, \dots, T$; $\theta = \{\omega, \alpha, \beta, \nu\}$ là véc tơ các tham số của mô hình GARCH - t cần ước lượng; ν là bậc tự do với hàm mật độ xác suất được xác định bởi hàm số Gam-ma $\Gamma(\nu) = \int e^{-x} x^{\nu-1} dx$. Điều kiện để dãy lợi suất tuân theo quy luật Student thì độ lệch của nó (excess kurtosis), $3(\nu - 2)/(\nu - 4)$, tồn tại với $\nu > 4$. Giá trị ν càng lớn thì hàm mật độ của dãy lợi tức càng có hình dạng trùng với hình dạng của quy luật phân phối chuẩn.

Trường hợp z_t tuân theo quy luật phân phối sai số tổng quát (Generalized Error Distribution-GED) với bậc tự do ν : $L_T(r_t | \omega, \alpha, \beta, \nu) = \sum [\ln(\nu$

$$/ \lambda) - |z_t / \nu|^{\nu} - (1 + 1/\nu) \ln(2) - \ln \Gamma(1/\nu) - \frac{1}{2} \ln(\sigma_t)^2]$$

trong đó $\lambda = [2^{-2/k} \Gamma(1/k) \div \Gamma(3/k)]^{1/2}$; $\theta = \{\omega, \alpha, \beta, \nu\}$ véc tơ các tham số của mô hình GARCH - GED cần ước lượng; $\Gamma(\bullet)$ là hàm số Gamma, và ν là tham bậc tự do biểu thị hình dáng phân phối của tỉ lệ lợi suất. Cụ thể, $\nu = 2$ chỉ ra quy luật phân phối GED trở thành quy luật phân phối chuẩn; $\nu > 2$ hình dáng của tỉ lệ lợi suất thấp hơn hình dáng của quy luật phân phối chuẩn, trong khi $\nu < 2$ gợi ý hình dáng cao hơn.

Trường hợp z_t tuân theo quy luật phân phối Student lệch (skewed Student's t - distribution) với bậc tự do ν : $L_T(r_t | \theta) = T [\ln \Gamma((\nu+1)/2) - \ln \Gamma(\nu/2) - \frac{1}{2} \ln[\pi(\nu - 2)]] + \ln[2/(\xi + 1/\xi) + \ln(s)] - \frac{1}{2} \sum [\ln(\sigma_t)^2 + (1 + \nu) \ln(1 + [(sz_t + m)^2 \div (\nu - 2)] \xi^{-2\nu})]$

trong đó $\theta = \{\omega, \alpha, \beta, \nu\}$ véc tơ các tham số của mô hình GARCH - skewed Student - t cần ước lượng; ξ là tham số phi đối xứng (asymmetry), m và s^2 là kỳ vọng và phương sai của hàm phân phối Student lệch lần lượt được xác định bởi

$$m = \frac{\sqrt{\nu-2} \Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(\xi - \frac{1}{\xi} \right)$$

$$\text{và } s^2 = (\xi^2 + 1/\xi^2 - 1) - m^2.$$

3. Kết quả ước lượng cho mô hình Garch

Để phân tích sự biến động của chỉ số chứng khoán VNIndex và lựa chọn mô hình phù hợp, chúng tôi ước lượng cho toàn bộ 2.692 quan sát và tìm ra được 5 mô hình có

² Chi tiết lập luận để lấy được hàm lô-ga-rít hợp lý có thể tham khảo từ Tsay (2010).



Bảng 2. Hệ số ước lượng của toàn bộ mẫu, 28/7/2000 đến 30/12/2011

Hệ số	GARCH(1,1) Normal	GARCH(1,2) Normal	GARCH(1,1) Student	GARCH(1,2) Student	GARCH(1,1) GED
ω_0	0,036 (0,012)	0,042 (0,013)	0,032 (0,011)	0,037 (0,012)	0,035 (0,011)
α_1	0,270 (0,027)	0,341 (0,029)	0,278 (0,027)	0,345 (0,029)	0,274 (0,027)
β_1	0,730 (0,029)	0,312 (0,067)	0,722 (0,030)	0,330 (0,065)	0,725 (0,029)
β_2		0,347 (0,065)		0,324 (0,062)	
ν			16,399 (3,763)	17,731 (4,361)	1,752 (0,075)
Log - likelihood	-4498.12	-4486.22	-4485.12	-4475.33	-4491.63

GARCH(1,1) – Normal ưu việt hơn vì nó có giá trị log-likelihood nhỏ nhất. Tuy nhiên, để khẳng định điều này, kiểm định hiệu quả dự báo ngoài mẫu sẽ được áp dụng cho năm 2011 và

ý nghĩa thống kê ở mức 5%³. Với 5 mô hình được lựa chọn, chúng tôi ước lượng 2.443 quan sát, từ ngày 28/07/2000 đến 31/12/2010, sau đó khoảng thời gian ước lượng sẽ được dịch chuyển tiếp 1 ngày và bỏ 1 ngày ở đầu chuỗi dữ liệu. Nghĩa là, chúng tôi sử dụng quan sát từ 1 đến 2.443 để tính hệ số ước lượng thứ nhất cho 5 mô hình đã chọn, hệ số ước lượng thứ hai từ quan sát 2 đến 2.444, và cuối cùng là từ quan sát thứ 249 đến 2.692. Như vậy, chúng tôi dùng 249 kết quả ước lượng để kiểm tra xem mô hình nào dự báo chính xác hơn⁴.

Bảng 2 mô tả hệ số ước lượng và độ lệch chuẩn của

³ Mô hình GARCH với quy luật phân phối skewed-Student-t (phân phối lệch) không có ý nghĩa thống kê và/hoặc vi phạm điều kiện phương sai không phải có tính dừng.

⁴ Một đặc điểm nổi bật là tất cả các hệ số ước lượng của 249 mô hình cho mỗi mô hình được chọn ở Bảng 2 đều có ý nghĩa thống kê. Điều này đã loại bỏ được sự sai số của bất kỳ một mô hình nào trong 249 mẫu bởi hệ số ước lượng không có ý nghĩa thống kê (kết quả có sẵn từ tác giả thứ nhất).

chúng thông qua 5 mô hình được lựa chọn có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Tại mô hình GARCH(1,1) – Normal, hệ số ước lượng $\beta_1 = 0,730$ giải thích 73.0% biến động của dãy lợi suất ở thời điểm t sẽ tác động lên sự biến động ở thời điểm $t + 1$. Hệ số ước lượng $\alpha_1 = 0,270$ chỉ ra khi lợi suất tăng thì phương sai thay đổi của dãy lợi suất ở thời điểm $t + 1$ sẽ bị tác động bởi 27%.

Nhìn vào Bảng 2 chúng ta nhận thấy rằng giá trị ước lượng $\nu(16,399$ hoặc $17,731)$ của quy luật phân phối Student phản ánh hàm mật độ của dãy lợi suất chứng khoán tiền gần với hình dạng của quy luật phân phối chuẩn. Kết luận này cũng được nhận được sự đồng thuận khi ước lượng mô hình GARCH theo quy luật phân phối GED. Giá trị $\nu = 1,752$ phản ánh hàm mật độ của tỉ lệ lợi suất chỉ số chứng khoán VNIndex hội tụ gần trùng với hàm mật độ của quy luật phân phối chuẩn. Dựa trên tiêu chí log-likelihood chúng ta dễ dàng nhận ra mô hình

sử dụng các phương pháp đánh giá khác nhau để lựa chọn.

4. Đánh giá hiệu quả mô hình dự báo

Phương pháp đơn giản để lựa chọn mô hình là dựa trên giá trị của log-likelihood. Theo Bảng 2, mô hình GARCH(1,1) – Normal sẽ được lựa chọn để dự báo sự biến động của chỉ số chứng khoán vì có giá trị log-likelihood nhỏ nhất. Tuy nhiên, để khẳng định mô hình nào là tốt nhất, chúng tôi sử dụng phương pháp đánh giá sai lệch giữa tỉ lệ lợi tức thực $(r_{t+1})^2$ và ước lượng phương sai $(\sigma_{t+1})^2$ tại thời điểm t thông qua các cách tiếp cận sau⁵:

(1) Phương pháp bình phương sai số trung bình (Mean Squared Error - MSE)

$$MSE = (1/T)\sum[(r_{t+1})^2 - (\sigma_{t+1})^2]^2$$

(2) Phương pháp sai số tuyệt đối trung bình (Mean Absolute Error - MAE)

$$MAE = (1/T)\sum|(r_{t+1})^2 - (\sigma_{t+1})^2|$$

(3) Phương pháp bình

⁵ Các phương pháp này được tham khảo từ và các tham khảo khác được đề cập trong bài báo.



phương sai số lô-ga-rít

$$LL = (1/T) \sum [\ln(r_{t+1})^2 - \ln(\sigma_{t+1}^2)]^2$$

(4) Phương pháp bình phương sai số trung bình điều chỉnh không đồng nhất (Heteroskedasticity-adjustedMSE)

$$HMSE = (1/T) \sum [((r_{t+1})^2 \div (\sigma_{t+1}^2) - 1]$$

(5) Phương pháp bình phương sai số tuyệt đối điều chỉnh không đồng nhất (Heteroskedasticity-adjustedMAE)

$$HMAE = (1/T) \sum |((r_{t+1})^2 \div (\sigma_{t+1}^2) - 1|$$

(6) Phương pháp hàm hợp lý tối đa (Quasi-maximum likelihood function - QLIKE)

$$QLIKE = (1/T) \sum [\ln(\sigma_{t+1}^2 + ((r_{t+1})^2 \div (\sigma_{t+1}^2))]$$

Cả 6 phương pháp này đều cho ý nghĩa rằng mô hình nào có giá trị sai số dự báo nhỏ hơn sẽ có khả năng dự báo ưu việt hơn.

Mặc dù các tiếp cận ở trên dễ dàng so sánh độ chính xác dự báo giữa các mô hình nhưng chúng không cung cấp được ý nghĩa thống kê. Dựa trên lý do này, Diebold và Mariano (1995) phát triển một phương pháp khác với các cách tiếp cận ở trên để xác định mô hình nào dự báo hiệu quả hơn thông qua ý nghĩa thống kê. Giả sử chúng ta bắt đầu so sánh từng cặp một của 5 mô hình còn lại so với mô hình GARCH(1,1)-Normal. Giả thiết hai mô hình có khả năng dự báo chính xác như

Bảng 3. Đánh giá hiệu quả ước lượng mô hình

	Mô hình	MSE	MAE	LL	HMSE	HMAE	QLIKE
(1)	GARCH(1,1)- Normal	3,43	1,21	5,65	0,553	0,6471	1,199
(2)	GARCH(1,2)- Normal	2,86	1,10	5,49	0,468	0,6004	1,159
(3)	GARCH(1,1)- Student	3,35	1,19	5,56	0,552	0,6458	1,186
(4)	GARCH(1,2)- Student	2,81	1,09	5,41	0,470	0,6012	1,149
(5)	GARCH(1,1)- GED	3,38	1,20	5,60	0,551	0,6456	1,192

nhau được định nghĩa như sau:

$$H_0 : E[(r_{t+1})^2 - (\sigma_{0,t+1})^2 - ((r_{t+1})^2 - (\sigma_{k,t+1})^2)] = 0$$

Giả thiết đối sẽ là:

$$H_1 : E[d_t] \neq 0$$

trong đó $d_t = ((r_{t+1})^2 - (\sigma_{0,t+1})^2) - ((r_{t+1})^2 - (\sigma_{k,t+1})^2)$ là bình phương tỉ lệ lợi suất thực tại thời điểm $t + 1$; $(\sigma_{0,t+1})^2$ là ký hiệu dự báo phương sai có điều kiện tại thời điểm t của mô hình được lựa chọn làm cơ sở so sánh, giả sử là mô hình GARCH(1,1) - Normal; $(\sigma_{k,t+1})^2$ là dự báo phương sai có điều kiện của mô hình thứ k ($k = 1, \dots, 5$) dùng để so sánh với mô hình cơ sở GARCH(1,1) - Normal.

Giá trị thông kê được tính để kiểm định:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{(\bar{d})}^2}}$$

Trong đó \bar{d} là giá trị khoảng cách trung bình giữa 2 sai số của dự báo $\bar{d} = (1/T) \sum d_t$, $\hat{\sigma}_{(\bar{d})}^2$ là phương sai của \bar{d} và được tính bởi $\hat{\sigma}_{(\bar{d})}^2 = (1/T)[\gamma_0 + \sum \gamma_k]$, $k = 1, \dots, h$; λ_k là hiệp phương

sai bậc k của d_t và được ước lượng bởi $\gamma_k = (1/T) \sum (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d})$, $t = k+1, \dots, h$. Giả thiết 2 mô hình dự báo chính xác như nhau sẽ bị loại bỏ nếu $|DM| > 2$.

Theo kết quả Bảng 3, phương pháp MSE chỉ ra rằng mô hình GARCH(1,2) - Student tối ưu hơn vì sai số dự báo nhỏ nhất xảy ra ở 4 phương pháp: MSE MAE, LL, QLIKE. Tuy nhiên, hai phương pháp còn lại, HMSE và HMAE, lại đưa ra kết luận mô hình GARCH(1,2) -Normal tối ưu hơn. Như vậy, chúng ta không thể đưa ra được mô hình nào dự báo ưu việt hơn các mô hình còn lại dựa trên 6 phương pháp đã nêu. Nguyên nhân dẫn đến kết luận này có thể được hiểu do bản chất đối xứng của chênh lệch giữa bình phương của tỉ lệ lợi suất và phương sai của nó không đủ để hạn chế dự báo phương sai bị âm (Bollerslev et al.,1994).

Bảng 4 sử dụng kiểm định Diebold-Mariano để xem xét liệu việc lựa chọn mô hình có

Bảng 4. Kết quả kiểm định theo tiếp cận Diebold-Mariano

	GARCH(1,1) Normal	GARCH(1,2) Normal	GARCH(1,1) Student	GARCH(1,2) Student
GARCH(1,2) - Normal	2.8127			
GARCH(1,1) - Student	3.1128	-2.8443		
GARCH(1,2) - Student	2.7981	4.3822	2.8091	
GARCH(1,1) - GED	4.2427	-2.7857	-2.3236	-2.7636



khác với kết quả từ các phương pháp đã nêu ở trên. Mô hình ở hàng ngang được sử dụng để so sánh hiệu quả dự báo với các mô hình ở hàng dọc. Với giả thiết rằng độ chính xác dự báo bằng nhau giữa mô hình (1) lần lượt so với các mô hình (2), (3), (4) và (5) được ký hiệu tại Bảng 3. Các giá trị kiểm định ở cột 2 đều dương và lớn hơn 2 nên đã bác bỏ giả thiết về mức độ dự báo chính xác như nhau giữa 2 mô hình. Điều này còn gợi ý rằng mô hình (1) dự báo sự biến động của dãy lợi tức chỉ số chứng khoán hiệu quả hơn các mô hình còn lại.

Sử dụng lần lượt các mô hình còn lại làm mô hình gốc để so sánh hiệu quả dự báo, kết quả cũng bác bỏ giả thiết độ chính xác dự báo như nhau giữa 2 mô hình. Giá trị kiểm định khác nhau về dấu khi lựa chọn mô hình gốc (2) và (3) chỉ rõ không mô hình nào dự báo hiệu quả hơn các mô hình còn lại, ngoại trừ trường hợp so sánh từng cặp riêng lẻ.

Tuy nhiên, khi chọn các mô hình gốc (2), (3), (4) dùng để so sánh với mô hình (5) đều có giá trị âm của kiểm định thống kê. Điều này ngụ ý rằng các mô hình (5) đem lại kết quả dự báo hiệu quả hơn 3 mô hình gốc. Như vậy, phương pháp kiểm định của Diebold-Mariano kết luận mô hình GARCH(1,1)-Normal, tiếp đến là mô hình GARCH(1,1)-GED hiệu quả hơn trong dự báo dãy lợi tức của chỉ số chứng khoán VNIndex.

5. Kết luận

Trong bài báo này chúng tôi đã sử dụng mô hình GARCH dưới các quy luật phân phối khác nhau để đo lường mức độ biến động của dãy lợi suất. Dưới tiêu chuẩn khác nhau, chúng tôi đã lựa chọn được một số mô hình dự báo có độ chính xác ưu việt hơn các mô hình còn lại. Điều này có ngụ ý rằng đo lường sự biến động của dãy lợi suất nên được đánh giá dưới các mô hình tối ưu đã lựa chọn nhằm hạn chế rủi ro bởi yếu tố thời gian và mẫu số liệu thay đổi. Quan trọng hơn, kết quả nghiên cứu gợi mở mô hình áp dụng trong quản trị rủi ro thị trường theo phương pháp VaR (Value-at-Risk) đối với các danh mục đầu tư dựa vào sự biến động của chỉ số chứng khoán. Tuy nhiên, bài báo này vẫn để mở cho việc nghiên cứu mở rộng đo lường sự biến động của chỉ số VNIndex thông qua việc xem xét ảnh hưởng của yếu tố đòn bẩy (leverage effect)- những tin tức tốt hay xấu sẽ gây cho chỉ số chứng khoán biến động ít hơn hay nhiều hơn. ♪

Tài liệu tham khảo

1. Bao Y., T-H Lee and B. Saltoglu (2007), *Comparing density forecast models*. *Journal of Forecasting*, Vol. 26, 203-225.
2. Bollerslev T. (1986), *Generalized autoregressive heteroskedasticity*. *Journal of Econometrics* 31. 307-

327.

3. Bolleslev T, Engle RF, Nelson DB. (1994), *GARCH models*. In *The Handbook of Econometrics, Volume 4*, Engle RF, McFadden D (eds). Amsterdam: North-Holland; 2959-3038.

4. Diebold, F.X. and Mariano, R. (1995), *Comparing Predictive Accuracy*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-264.

5. Engle, Robert F. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica* 50, 987-1007.

6. Lopez, J.A. (2001), *Evaluation of predictive accuracy of volatility models*, *Journal of Forecasting*, 20, 87-109.

7. Tsay (2010). *Analysis of Financial Time Series*. A John Wiley & Sons, Inc., Publication.

tiếp theo trang 41

mặt hàng không thiết yếu, hàng tiêu dùng không khuyến khích nhập khẩu, góp phần kiềm chế nhập siêu.

Năm là, cần nghiên cứu các phương pháp tính toán lạm phát ở Việt Nam, qua đó có thể có các biện pháp tránh các cú sốc giá phù hợp vì dù các cú sốc này chỉ mang tính tạm thời, ngắn hạn nhưng lại có thể tác động lớn đến mức giá chung, gây khó khăn trong điều hành chính sách tiền tệ. ♪

Truyện cười

Hai con kiến đang đi thì bị con voi cản đường. Một con leo lên chân con voi hét to:

- Tao giữ chân nó lại rồi, mày đánh chết nó đi.