

MÔ HÌNH GIÁ TRỊ CHỊU RỦI RO TRONG ĐẦU TƯ CỔ PHIẾU ĐỐI VỚI VN - INDEX

TS. Võ Thị Thúy Anh
Nguyễn Anh Tùng
Đại học Kinh tế Đà Nẵng

Đặt vấn đề

Để kiểm soát hiệu quả rủi ro thị trường, thách thức đặt ra đối với các định chế tài chính cũng như giới học thuật là hình thành một phương pháp khoa học nhằm lượng hóa mức độ tổn thất tài chính có thể xảy ra trong những điều kiện nhất định của thị trường và của nền kinh tế. Đã có nhiều thước đo được phát triển nhằm lượng hóa, dự báo tổn thất do rủi ro thị trường gây ra. Tuy nhiên, vượt lên cách tiếp cận truyền thống về đo lường rủi ro thị trường, thước đo Giá trị chịu rủi ro (Value at Risk – VaR) đã nhanh chóng được các tổ chức tài chính lớn cũng như giới khoa học tài chính công nhận và áp dụng rộng rãi.

Trong thực tế, mô hình VaR được sử dụng để xác định và dự báo mức độ tổn thất tối đa có thể xảy ra trong đầu tư cổ phiếu. Đây là cơ sở để xác định mức vốn an toàn rủi ro cần thiết trước nguy cơ rủi ro từ thị trường chứng khoán gây ra. Mặt khác, VaR cũng là một chỉ tiêu chuẩn mực cung cấp thông tin về rủi ro thị trường mà một định chế tài chính hay một cá nhân tham gia đầu tư trên thị trường chứng khoán có khả năng gặp phải. VaR còn là cơ sở để chỉ ra rằng rủi ro mà các nhà đầu tư phải đối mặt có nằm trong giới hạn được cho phép bởi nguồn vốn đầu tư hay không.

Trên cơ sở, cách tiếp cận tham số bằng các mô hình kinh tế lượng chuỗi thời gian, bài báo xác định mô hình phù hợp để dự báo, lượng hóa mức độ rủi ro thị trường bằng thước đo VaR đối với danh mục thị trường (Vn-Index).

Mô hình giá trị chịu rủi ro

Thước đo VaR

Thước đo VaR được định nghĩa là thước đo tổn thất lớn nhất có khả năng xảy ra đối với giá trị thị trường của các công cụ tài chính cũng như đối với giá trị cả danh mục các công cụ tài chính trong tương lai, với một

mức xác suất xác định trước, xét trong một khoảng thời gian nhất định.

Về mặt toán học, thước đo VaR được định nghĩa:

$$P[V_t - V_0 < VaR] = 1 - \alpha \quad (1)$$

Trong đó: VaR – giá trị chịu rủi ro, V_0 – giá trị hiện tại hay ban đầu của một danh mục; V_t – giá trị tương lai của danh mục sau một khoảng thời gian nhất định, được xác định: $V_t = V_0 e^{r^*t}$; α – xác suất giá thị trường của tài sản hay danh mục không vượt quá VaR.

Từ (1), thước đo VaR có thể được viết dưới dạng tỷ suất lợi tức của tài sản như sau:

$$P[r_t(\tau) < r_t^*(\tau)] = \int_{-\infty}^{r_t^*(\tau)} f(r) dr = 1 - \alpha \quad (2)$$

Với $R_t^*(\tau)$ là tỷ suất lợi tức (TSLT) thấp nhất của cổ phiếu sau khoảng thời gian τ nhất định với xác suất tương ứng $1 - \alpha$; $r(\tau)$ là TSLT liên tục của cổ phiếu trong khoảng thời gian τ , được xác định: $R_t(\tau) = \ln(P_{t+\tau}/P_t)$; P_t : giá thị trường cổ phiếu tại thời điểm t , $f(r)$ là hàm mật độ phân phối xác suất của TSLT. Theo đó VaR được xác định:

$$VaR = V_t^* - V_0 = V_0 [e^{r^*(\tau)} - 1] \quad (3)$$

Như vậy: thước đo VaR phụ thuộc vào hai yếu tố chính:

- Kỳ đánh giá: là khoảng thời gian ấn định để dự báo sự thay đổi giá trị thị trường của danh mục có thể xảy ra. Việc lựa chọn kỳ đánh giá dựa trên nguyên tắc cân đối giữa chi phí và lợi ích. Theo Ủy Ban Basel, kỳ đánh giá được lựa chọn là 10 ngày kinh doanh [2], trong khi theo quan điểm của RiskMetrics kỳ đánh giá nên được lựa chọn 01 ngày kinh doanh đối với các danh mục đầu tư nhằm mục đích mua bán kiếm lợi nhuận trong ngắn hạn và

25 ngày kinh doanh đối với mục đích đầu tư dài hạn [8].

- Xác suất tổn thất cho trước được lựa chọn bởi nhà quản trị rủi ro. Dưới góc độ an toàn vốn, xác suất tổn thất nên được lựa chọn sao cho tối thiểu hóa các trường hợp giá trị tổn thất thực tế vượt quá dự báo của VaR. Theo đề nghị của Ủy ban Basel xác suất tổn thất không vượt quá VaR cho trước là 99%, trong khi RiskMetrics đề nghị mức 95% đối với mục đích mua bán lần đầu tư.

Mô hình xác định VaR trong đầu tư cổ phiếu

Để xác định VaR đối với cổ phiếu, chúng tôi sử dụng cách tiếp cận theo phương pháp tham số dựa trên các mô hình kinh tế lượng tự hồi quy trung bình trượt với phương sai của sai số được mô tả bởi các mô hình phương sai sai số thay đổi có điều kiện tự hồi quy với dạng phân phối xác suất của nhiễu ngẫu nhiên được giả định là phân phối sai số tổng quát – GED có các dạng tổng quát sau:

* Mô hình ARMA – GARCH:

$$r_t = c + \sum_{j=1}^p \phi_j r_{t-j} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} u_t, u_t \sim iid GED(0,1). \quad (4)$$

$$h_t = \kappa + \sum_{j=1}^r \delta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2,$$

với điều kiện: $\kappa > 0, \delta_j \geq 0, \alpha_i \geq 0, \sum_{j=1}^r (\delta_j + \alpha_j) < 1, p = \max\{r, m\}$,

và moduli của nghiệm các phương trình

$$1 - \sum_{j=1}^r z^j \phi_j = 0, 1 - \sum_{j=1}^r z^j (\delta_j + \alpha_j) = 0$$

nằm ngoài đường tròn đơn vị; r_t là TSLT liên tục của cổ phiếu. H_t là phương sai có điều kiện TSLT của cổ phiếu. Trường hợp $\delta_j = 0$ với $\forall j = 1, r$

mô hình sẽ có dạng ARMA(p,q) – ARCH(m).

$$r_t = c + \sum_{j=1}^p \phi_j r_{t-j} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} u_t, u_t \sim iid GED(0,1). \quad (5)$$

$$\ln(h_t) = w + \sum_{j=1}^r \beta_j \ln(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^m \alpha_i \left[\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] + \sum_{i=1}^r \delta_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}}$$

* Mô hình ARMA – TGARCH:

$$r_t = c + \sum_{j=1}^p \phi_j r_{t-j} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} u_t, u_t \sim iid GED(0,1). \quad (6)$$

$$h_t = w + \sum_{j=1}^r \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^r \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 I_{t-i},$$

trong đó: $I_{t-k} = 1$ nếu $\varepsilon_{t-k} < 0$ và $I_{t-k} = 0$ khi $\varepsilon_{t-k} > 0$; s là bậc bất đối xứng của mô hình.

Trong mô hình (6) những thông tin tốt ($\varepsilon_{t-k} > 0$) và thông tin xấu ($\varepsilon_{t-k} < 0$) sẽ có những tác động khác

nhau đối với phương sai có điều kiện của TSLT, tác động của những thông tin tốt (cú sốc dương) đến độ dao động là α_+ , trong khi ảnh hưởng của những thông tin xấu đến độ dao động sẽ là $\alpha_- + \delta_+$. Nếu $\delta_+ > 0$ những thông tin xấu sẽ làm gia tăng độ dao động của TSLT hay còn gọi là hiệu ứng đòn bẩy đối với bậc thứ i. Như vậy, nếu $\delta \neq 0$ thì tác động của các cú sốc giá cả lên độ dao động của TSLT của cổ phiếu sẽ không đối xứng.

* Mô hình ARMA – IGARCH:

$$r_t = c + \sum_{j=1}^r \phi_j r_{t-j} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^m \theta_i \varepsilon_{t-i}, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} u_t, u_t \sim iid GED(0,1). \quad (7)$$

$$h_t = w + \sum_{j=1}^r \delta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2,$$

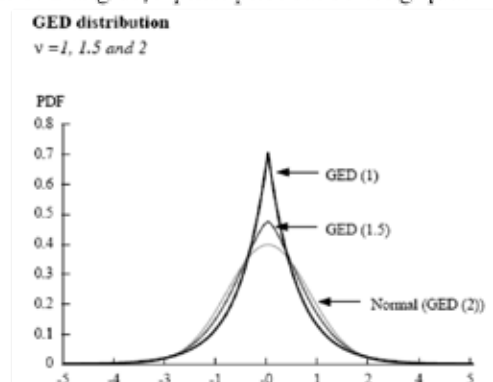
với điều kiện hạn chế: $\sum_{j=1}^r \delta_j + \sum_{i=1}^m \alpha_i = 1. \quad (8)$

Một mô hình GARCH thỏa mãn (8) được gọi là mô hình GARCH tích hợp bậc r, m. Ký hiệu IGARCH(r,m). Với điều kiện (8) thì $1 - \sum_{j=1}^r (\delta_j + \alpha_j) = 0$ có nghiệm đơn vị. Như vậy, mô hình IGARCH cho phép mô tả được phương sai có điều kiện của chuỗi TSLT trong trường hợp chuỗi bình phương phần dư của mô hình mô tả chuỗi TSLT xuất hiện nghiệm đơn vị.

Các mô hình trên là dạng tổng quát, tùy thuộc vào đặc tính của từng chuỗi dữ liệu mà mô hình sẽ có dạng AR, MA hoặc ARMA kết hợp ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH hoặc IGARCH.

Trong các mô hình trên phân phối xác suất được sử dụng là phân phối sai số tổng quát, ký hiệu GED (Generalized error distribution). Đây là dạng phân phối xác suất có tính linh hoạt cao và bao quát được sử dụng trong khoa học tài chính để mô tả đặc tính “leptokurtotic”. Daniel B.Nelson (1991) là một trong những người đầu tiên sử dụng phân phối GED để mô hình hóa phân phối xác suất TSLT (Tỷ suất lợi tức) của cổ phiếu. Phân phối GED có dáng điệu và được định nghĩa như sau:

Hình 1: Dáng điệu phân phối sai số tổng quát – GED.



Nguồn: RiskMetrics Group (1996), “RiskMetricsTM – Technical Document”, J.P.Morgan / Reuters, New York.

Định nghĩa biến ngẫu nhiên tài chính $\xi_t = \sigma_t z_t$, với z_t là biến ngẫu nhiên có phân phối GED chuẩn hóa với: $E(z_t) = 0$, $Var(z_t) = 1$, hàm mật độ phân phối xác suất của z_t sẽ có dạng [5]:

$$f(z) = \exp\left[-\frac{1}{2}|z/\lambda|^v\right] / \lambda 2^{-(v+1)} \Gamma(1/v), \quad -\infty < z < \infty, \quad 0 < v \leq \infty. \quad (9)$$

trong đó: λ được xác định: $\lambda = \left[2^{-(v+1)} \Gamma(1/v) / \Gamma(3/v)\right]^{1/2}$ và $\Gamma(\cdot)$ là hàm Gamma, được xác định: $\Gamma(x) = \int_0^\infty y^{x-1} e^{-y} dy$.

Biến ngẫu nhiên ξ_t có $E(\xi_t) = 0$ và $Var(\xi_t | \mathcal{F}_{t-1}) = \sigma_{t-1}^2$ với \mathcal{F}_{t-1}

là σ - đại số của các thông tin đến thời điểm $t-1$. Hàm mật độ phân phối có điều kiện của ξ_t là hàm mật độ phân phối xác suất GED có điều kiện với phương sai thay đổi theo thời gian được xác định [5]:

$$f(\xi_t | \mathcal{F}_{t-1}) = v \exp\left[-\frac{1}{2}|\xi_t / \lambda \sigma_{t-1}|^v\right] / \lambda \sigma_{t-1} 2^{-(v+1)} \Gamma(1/v), \quad -\infty < \xi_t < \infty, \quad 0 < v \leq \infty. \quad (10)$$

tham số “v” quy định độ dày của đuôi phân phối. Trường hợp: $v < 2$, đuôi phân phối GED sẽ dày hơn so với phân phối chuẩn. Ngược lại khi $v > 2$, đuôi phân phối GED thấp hơn (mỏng hơn) so với phân phối chuẩn. Khi $v = 2$, phân phối GED sẽ trùng với phân phối chuẩn. Khi $v = \infty$, phân phối GED trở thành phân phối đều với khoảng xác định $[-31/2, 31/2]$ [5].

Kiểm định độ phù hợp mô hình xác định VaR

Một mô hình xác định VaR được xem là phù hợp nếu thỏa mãn các kiểm định về độ phù hợp của mô hình [8]. Hầu hết những kiểm định này đều là kiểm định hậu mẫu (Backtesting). Nghĩa là, trên cơ sở sử dụng một số các quan sát không đưa vào mô hình để thực hiện kiểm định độ phù hợp của mô hình. Trong phạm vi bài báo, chúng tôi sử dụng hai phương pháp kiểm định hậu mẫu đối với độ phù hợp của các mô hình xác định VaR: kiểm định dựa trên tiêu chuẩn của Ủy ban Basel [1] và kiểm định bằng thông kê của P.Kupiec (1995) [7] với số quan sát dùng kiểm định hậu mẫu 250 quan sát.

Ước lượng và kiểm định mô hình xác định VaR đối với chuỗi VNI-Index (VNI)

Nguồn dữ liệu thực hiện ước lượng và kiểm định mô hình

Để thực hiện quá trình ước lượng và kiểm định các mô hình xác định VaR đối với chuỗi VNI, chúng tôi tiến hành thu thập mẫu chỉ số VNI theo ngày (từ ngày 28/07/2000 đến ngày 15/11/2010) gồm: 2.411 quan sát theo ngày. Trong đó: sử

dụng 2.161 quan sát, từ ngày 28/07/2000 đến 13/11/2009 để thực hiện quá trình ước lượng, kiểm định các tham số của mô hình xác định VaR. Đối với 250 quan sát còn lại (từ ngày 16/11/2009 đến 15/11/2010) dùng kiểm định độ phù hợp của mô hình xác định VaR theo tiêu chuẩn kiểm định của Ủy ban Basel và thống kê P.Kupiec (1995).

Dữ liệu lịch sử thay đổi biên độ giao động giá áp dụng đối với Sàn Giao dịch Chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh (SGDCK TPHCM)

Ngày hiệu lực	Biên độ	Nguyên nhân
28/07/2000	(+/-) 5%	Giữ mức thay đổi giá dao động đủ nhỏ, tránh sốc cho thị trường.
01/08/2000	(+/-) 2%	Thị trường giao dịch lo lắng về đảm đồng đầu tư và sức mua vượt quá xa khối lượng sẵn sàng bán.
13/06/2001	(+/-) 7%	Thị trường giao dịch muốn khẳng định thị trường <i>đu điều kiện</i> để vận hành trơn tru và nhà đầu tư chịu trách nhiệm về hành vi đầu tư. Nói rộng biên độ để tăng quyền tự chủ.
10/10/2001	(+/-) 2%	Điều chỉnh sau gần 4 tháng sụt giảm sức mua và giá trên toàn thị trường, ngay sau đỉnh chỉ số VNI là 571 điểm vào tháng 06/2001.
11/08/2002	(+/-) 3%	Điều chỉnh để tìm kiếm sự <i>sôi động</i> sau những tháng giao dịch với khối lượng thấp, và mức cung cổ phiếu tăng nhanh do việc tăng thêm công ty niêm yết.
02/01/2003	(+/-) 5%	Nhằm tăng tính hấp dẫn cho thị trường, tăng khả năng thanh khoản cho thị trường trong điều kiện cầu yếu hơn cung.
27/03/2008	(+/-) 1%	Nhằm ổn định tâm lý nhà đầu tư, hạn chế việc bán tháo cổ phiếu và các hoạt động giải chấp nhằm ổn định lại hoạt động của thị trường khi thị trường lao dốc quá nhanh và sâu (Công văn số 467/UBCK-PTT ngày 25/03/2008).
07/04/2008	(+/-) 2%	Căn cứ vào diễn biến của thị trường, tâm lý của nhà đầu tư cũng như sau khi đã triển khai các giải pháp theo chỉ đạo của Thủ tướng Chính phủ tại công văn số 1909/VPCP-KTTK, Ủy ban Chứng khoán Nhà nước có công văn số 529/UBCK-PTT chấp thuận cho SGDCK TPHCM tạm thời điều chỉnh biên độ dao động giá cổ phiếu, chứng chỉ quỹ đầu tư.
19/06/2008	(+/-) 3%	Nhằm tăng sức hút của thị trường sau khi thị trường đã dần hoạt động ổn định. (Công văn số 1160/UBCK-PTT ngày 16/06/2008).
18/08/2008 đến nay	(+/-) 5%	Nhằm tăng sức hút, tính thanh khoản của thị trường cũng như tránh những thay đổi bất thường trong điều kiện tình hình kinh tế vĩ mô đã có những chuyển biến tích cực, lãi suất, tỷ giá, nhập siêu và lạm phát đã có tín hiệu tốt hơn.

Nguồn: Ủy ban Chứng khoán Nhà nước

Kết quả ước lượng và kiểm định mô hình xác định VaR theo ngày đối với chỉ số VNI

Chúng tôi sử dụng phần mềm *eviews* để ước lượng và kiểm định các mô hình: ARMA-GARCH, ARMA-EGARCH, ARMA-TGARCH, ARMA-IGARCH trong việc xác định VaR đối với chỉ số VNI. Theo cách tiếp cận tham số, để ước lượng mô hình xác định VaR đầu tiên phải giả định trước dạng phân phối xác suất của chuỗi TSLT. Kiểm định Jarque – Bera (JB) chỉ ra phân phối xác suất của chuỗi TSLT VNI không tuân theo phân phối chuẩn. Tuy nhiên, thông qua các hệ số thống kê: Kurtosis = 5,183 > 3 và skewness = -0,193 cho thấy dạng phân phối của TSLT VNI là gần đối xứng và bị leptokurtotic. Do đó, dạng phân phối GED được chúng tôi sử dụng để ước lượng mô hình.

Dạng của các mô hình được xác định thông qua lược đồ hàm tự tương quan (ACF) và tự tương quan riêng phần (PACF) đối với chuỗi TSLT VNI và bình phương chuỗi TSLT VNI. Sau nhiều lần thực hiện ước lượng, kết quả cho thấy mô hình ARMA(7, 6) – IGARCH(2, 3) với sự bổ sung biến ngoại sinh “Biên độ dao động giá” – BDDD trong cấu trúc mô hình IGARCH được lựa chọn để dự báo VaR đối với chỉ số VNI. Các tham số ước lượng đều có mức ý nghĩa rất cao, các kiểm định tự tương quan chuỗi và phương sai sai số thay đổi theo thời gian đối với các phần dư chuẩn hóa của hình đều cho thấy mô hình không còn tồn tại tự tương quan chuỗi cũng như phương sai sai số thay đổi. Kết luận này cho thấy dạng của mô hình ARMA và IGARCH được xác định là phù hợp. Các kiểm định hậu mẫu theo tiêu chuẩn của Ủy ban Basel và thống kê P.Kupiec cũng chỉ ra đây là mô hình hoàn toàn phù hợp và có độ tin cậy cao để xác định VaR đối với chỉ số VNI. Kết quả ước lượng và kiểm định được chi tiết tại bảng sau: Mô hình được ước lượng:

$$r_t = 0,1772r_{t-1} + 0,0023r_{t-2} + 0,5711r_{t-4} - 0,2077r_{t-5} + 0,3613r_{t-6} - 0,0518r_{t-7} + \varepsilon_t + 0,1523\varepsilon_{t-1} - 0,4834\varepsilon_{t-4} + 0,1085\varepsilon_{t-5} - 0,2733\varepsilon_{t-6}$$

$$\varepsilon_t = h_t^{1/2}u_t, \quad u_t \sim i.i.d \text{GED}(0,1,\nu), \quad \nu = 1,48015$$

$$h_t = 1,4819h_{t-1} - 0,7265h_{t-2} + 0,1821h_{t-3} + 0,3262\varepsilon_{t-1}^2 - 0,2637\varepsilon_{t-2}^2 + 4,99 \cdot 10^{-6} BDDD$$

Kết quả dự báo chỉ số VNI và VNI thấp nhất có thể xảy ra với mức tin cậy 99% trong 30 quan

sát tới kể từ ngày 15/11/2010 được tổng hợp tại bảng sau:

Cột VNI dự báo là giá trị dự báo của chỉ số VNI từ mô hình ước lượng, cột VNI thấp nhất

Ngày	VNI dự báo	VNI thấp nhất (99%)	Ngày	VNI dự báo	VNI thấp nhất (99%)
16/11/2010	431,55	418,90	07/12/2010	456,23	448,67
17/11/2010	424,24	411,98	08/12/2010	457,44	450,06
18/11/2010	424,94	414,72	09/12/2010	457,96	450,82
19/11/2010	431,21	419,34	10/12/2010	458,99	452,12
22/11/2010	424,11	412,10	13/12/2010	459,36	452,77
23/11/2010	424,89	414,44	14/12/2010	460,47	454,13
24/11/2010	432,44	420,26	15/12/2010	460,84	454,74
25/11/2010	434,34	423,48	16/12/2010	461,81	455,91
26/11/2010	441,20	429,19	17/12/2010	462,10	456,42
29/11/2010	439,32	428,97	20/12/2010	463,06	457,56
30/11/2010	448,92	435,56	21/12/2010	463,30	457,98
01/12/2010	452,87	440,75	22/12/2010	464,20	459,04
02/12/2010	453,80	444,02	23/12/2010	464,41	459,40
03/12/2010	454,33	446,04	24/12/2010	465,27	460,40
06/12/2010	455,66	447,92	27/12/2010	465,42	460,68

(99%) là giá trị VNI thấp nhất có thể xảy ra với khả năng là 99%. Ví dụ: ngày 26/11/2010 giá trị VNI được mô hình dự báo là 441,20 điểm và nếu trong trường hợp VNI sụt giảm thì mô hình sẽ dự báo khả năng 99% VNI sụt giảm tối đa đạt đến mức 429,19 điểm. So sánh với kết quả VNI thực đến ngày 30/11/2010 cho thấy RMSE dự báo VNI là 1,32 điểm và RMSE đối với dự báo VaR của VNI là 5,57 điểm. Dễ dàng nhận thấy, các ngày 17, 18/11 và 22 và 23/11 là những ngày VNI đạt mức thấp nhất. Đây là những phiên điều chỉnh của thị trường và là đáy của những chu kỳ biến động trong ngắn hạn của VNI.

Kết luận rút ra từ kết quả ước lượng thực nghiệm

Qua kết quả ước lượng, mô hình ARMA(7,6) – IGARCH(2,3) có độ tin cậy cao. Các kiểm định nhiều trắng, mức ý nghĩa của các tham số, kiểm định ARCH của R.F.Engle (1982) và độ phù hợp của mô hình cho thấy đây là mô hình hoàn toàn thỏa mãn các điều kiện về mặt lý thuyết và phù hợp với tiêu chuẩn cao nhất của Ủy ban Basel. Từ kết quả ước lượng và kiểm định cho phép đi đến một số nhận xét sau:

Thứ nhất, mô hình IGARCH tỏ ra phù hợp để mô tả động học của phương sai có điều kiện đối với chuỗi TSLT chỉ số VNI. Các nghiên cứu lý thuyết về mô hình IGARCH chỉ ra rằng đối với các chuỗi dữ liệu được mô tả bởi IGARCH điều đó hàm ý tồn tại các nhân tố ảnh hưởng bền vững làm thay đổi cấu trúc dao động của chuỗi dữ liệu [11]. Đối với chuỗi VNI, nhân tố ảnh hưởng rõ ràng nhất là biên độ dao động giá. Từ kết quả ước lượng cho thấy độ nhạy của biên độ dao động giá đối với phương sai có điều kiện của TSLT VNI được mô tả trong cấu trúc mô hình IGARCH là $4,99 \cdot 10^{-6}$ với mức ý nghĩa thống kê p-value là 0,06%.

Nội dung	ARMA(7,6) – IGARCH(2,3)
R ²	0,13565
R ² điều chỉnh	0,13022
Akaike info criterion	-6,00168
Log likelihood	7227,021
Phân vị phân phối GED chuẩn hóa tương ứng tham số “ν” = 1,48015 với xác suất 1%.	-2,50649
Thống kê Kiểm định ARCH bậc 5 của R.F.Engle (1982) (N-p)R ²	3,20852
Giá trị tới hạn của phân phối chi bình phương p = 5 bậc tự do tương ứng xác suất sai lầm loại I: 1%.	15,0863
Kết luận về hiện tượng phương sai sai số thay đổi theo thời gian đối với phần dư chuẩn hóa của mô hình.	Chấp nhận giả thiết H ₀ : không tồn tại hiện tượng phương sai của sai số thay đổi theo thời gian đối với phần dư chuẩn hóa của mô hình trên cơ sở mẫu quan sát.
Thống kê LB với 36 độ trễ đối với phần dư chuẩn hóa của mô hình.	36,18026
Giá trị tới hạn của phân phối chi bình phương 36 bậc tự do tương ứng xác suất sai lầm loại I: 1%.	58,61921
Kết luận về hiện tượng tự tương quan chuỗi đối với phần dư chuẩn hóa của mô hình.	Phần dư chuẩn hóa của mô hình là chuỗi nhiễu trắng, mô hình phù hợp với lý thuyết.
Xác suất tồn tại thực tế không vượt quá VaR dự báo hay hệ số tin cậy trong mô hình xác định VaR.	1%
Số trường hợp ngoại lệ trong mẫu 250 quan sát.	4
Tần suất xuất hiện trường hợp ngoại lệ trên mẫu kiểm định 250 quan sát.	1,6%
Giá trị thống kê Kupiec.	0,76914
Giá trị thống kê Chi bình phương 1 bậc tự do với xác suất sai lầm loại I là 10% và 5%.	2,70554 và 3,84146
Kết luận về độ phù hợp của mô hình: + Theo tiêu chuẩn kiểm định của Basel	+ Mô hình có xảy ra bốn trường hợp ngoại lệ, theo tiêu chuẩn của Ủy ban Basel mô hình được xếp vào vùng xanh, đây là vùng an toàn với độ rủi ro của mô hình là thấp nhất. + Không thể bác bỏ giả thiết H ₀ về xác suất xuất hiện trường hợp ngoại lệ bằng với tần suất xuất hiện tồn tại thực tế vượt quá VaR dự báo, hay hệ số tin cậy trong mô hình xác định VaR là 1% trên cơ sở 250 quan sát của mẫu kiểm định. Do đó, mô hình là phù hợp theo tiêu chuẩn kiểm định P.Kupiec.
+ Theo thống kê kiểm định P.Kupiec (1995)	
Sai số bình phương trung bình dự báo VaR ngày của chỉ số VNI (RMSE) trong 250 quan sát.	13,5406 điểm
Sai số bình phương trung bình dự báo chỉ số VNI theo ngày (RMSE) trong 250 quan sát.	7,2514 điểm

Thứ hai, TSLT của chỉ số VNI không tuân theo phân phối chuẩn mà tồn tại đặc tính leptokurtotic và fátail. Do đó, để dự báo VaR đối với VNI thì phân phối GED phù hợp hơn so với phân phối chuẩn.

Thứ ba, mô hình ước lượng VaR đối với VNI đã kiểm định được giả thuyết thị trường hiệu quả và hiệu ứng GARCH trên dãy TSLT đối với Thị Trường Chứng khoán Việt Nam (TTCKVN) với dữ liệu đại diện là chỉ số VNI. Theo đó, TTCKVN tồn tại hiệu quả dạng yếu đồng thời xác nhận tồn tại hiệu ứng GARCH. Cả hai vấn đề này đều hàm ý vai trò của các thông tin quá khứ đối với việc dự báo giá trên thị trường. Theo cấu trúc của mô hình ARMA(7,6) – IGARCH(2,3) chỉ ra tác động của các quan sát quá khứ ảnh hưởng đến giá trị dự báo của chỉ số VNI. Theo đó:

(i). TSLT của chỉ số VNI dự báo chịu sự chi phối bởi diễn biến TSLT VNI trong bảy quan sát trước đó. Trong đó, TSLT chỉ số VNI của năm và bảy quan sát trước có tương quan cùng chiều với TSLT chỉ số VNI dự báo. Tuy nhiên, mức độ nhạy cảm của thông tin phản ánh vào giá trị dự báo của TSLT giảm dần theo thời gian. Thông tin của năm quan sát trước đó có mức độ nhạy cảm cao hơn so với bảy quan sát trước. Điều này, thể hiện qua dấu và độ lớn các hệ số ước lượng (j của rt-j trong mô hình.

(iii). Độ dao động dự báo của TSLT chỉ số VNI phụ thuộc vào bình phương TSLT, mức độ dao động của TSLT của chỉ số VNI trong 1 và 2 quan sát trước đó. Đồng thời, cấu trúc phương trình phương sai cũng chỉ rõ nhân tố biên độ dao động giá có ảnh hưởng có ý nghĩa đến độ dao động của TSLT chỉ số VNI.

Như vậy, để dự báo VaR đối với chỉ số VNI, mô hình dạng IGARCH tỏ ra phù hợp và dự báo tốt hơn so với các dạng khác thuộc lớp mô hình GARCH. Nguyên nhân là do cấu trúc phương sai của TSLT chỉ số VNI không chỉ phụ thuộc vào các biến nội sinh mà còn chịu tác động mạnh bởi các nhân tố ngoại sinh. Trong điều kiện thị trường chứng khoán Việt Nam, đáng chú ý là nhân tố: biên độ dao động giá chứng khoán được xem là hành vi nấn thị trường của chính phủ. Một hệ quả có thể được suy ra từ kết quả ước lượng: đối với những thị trường chứng khoán mới, chịu sự điều tiết mạnh bởi chính phủ, nơi mà các quyết định đầu tư thường bị chi phối bởi tâm lý “bầy đàn” thì cấu trúc phương sai của TSLT của các cổ phiếu nhiều khả năng bị thay đổi bởi tác động của các nhân tố ngoại sinh và xuất hiện những dao động cực biên hay tồn tại

đặc tính “fat tail” trong phân phối xác suất TSLT của các cổ phiếu. Để xác định VaR đối với các cổ phiếu trong điều kiện này thì các mô hình dạng IGARCH với sự bổ sung các biến ngoại sinh sẽ được ưu tiên lựa chọn ■

Tài liệu tham khảo

1. Andrea Resti, Andrea Sironi (2007), *Risk management and Shareholders' Value in banking From Risk Measurement Models to Capital Allocation Policies*, John Wiley & Son, Ltd, England.
2. Basel II Sự thống nhất quốc tế về đo lường và các tiêu chuẩn vốn, Cấu trúc khung sửa đổi, Phiên bản toàn diện năm 2006, Nhà xuất bản Văn hóa Thông Tin, Hà Nội.
3. Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, Vol 31, pp 307-327.
4. D.A.Dickey & W.A.Fuller (1979), “Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of The American Statistical Association*, Vol.74, pp 427-431.
5. Daniel B. Nelson (1991), “Conditional Heteroskedasticity in asset Returns: A New Approach”, *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, pp. 347-370.
6. James D. Hamilton (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Priceton.
7. Kupiec, P., (1995), “Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models”, *Journal of Derivatives*, Vol 3, pp. 73-84.
8. RiskMetrics Group (1996), *RiskMetricsTM – Technical Document*, J.P.Morgan/Reuters, New York.
9. R.F.Engle and D.L.McFadden (1994), “Handbook of Econometrics – Volume IV”, University of California, San Diego.
10. Robert F.Engle (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, Vol. 50, No.4, pp 987-1007.
11. Ruey S.Tsay (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Inc, Canada.

