

ĐO LƯỜNG RỦI RO THỊ TRƯỜNG CỦA DANH MỤC CHỈ SỐ VN-INDEX BẰNG MÔ HÌNH GIÁ TRỊ CHỊU RỦI RO

TS. VÕ THỊ THÚY ANH* & ThS. NGUYỄN ANH TÙNG**

1. Đặt vấn đề

Sự đổ bể tài chính trong những năm đầu thập niên 90 và những năm gần đây xảy ra đối với hàng loạt các tổ chức tài chính lớn tại nhiều quốc gia trên thế giới xuất phát từ những biến động bất thường trong các điều kiện của thị trường. Hàng tỷ USD đã bị tổn thất và nhiều bài học bổ ích được rút ra. Thực trạng này đã làm cho rủi ro thị trường (RRTT) trở thành mối quan tâm hàng đầu của các nhà hoạch định, giới đầu tư và các nhà làm luật.

Được phát triển từ năm 1993, thước đo giá trị chịu rủi ro gọi tắt là VaR (Value at Risk) được xem là công cụ có tính đột phá và hiệu quả trong đo lường, kiểm soát RRTT. Hiệp định Basel sửa đổi bổ sung năm 1996 đã xem VaR là nền tảng để xây dựng hành lang pháp lý, tạo sân chơi thống nhất và bình đẳng cho các tổ chức tài chính quốc tế. Quá trình áp dụng thước đo VaR trong các tổ chức tài chính không ngừng được phát triển, có thể được khái quát qua 3 cấp độ chính: Tiêu chuẩn đo lường, so sánh mức độ RRTT giữa các vị thế khác nhau; Công cụ dùng để kiểm soát rủi ro và cuối cùng là sử dụng thước đo VaR để quản lý rủi ro một cách chủ động và linh hoạt.

Trong đầu tư cổ phiếu, bên cạnh việc sử dụng thước đo VaR để xác định và dự báo mức độ tổn thất tối đa có thể xảy ra, là cơ sở để xác định mức vốn an toàn rủi ro cần thiết trước nguy cơ rủi ro từ thị trường chứng khoán, thước đo VaR còn là cơ sở để kiểm soát RRTT, đánh giá hiệu quả đầu tư điều chỉnh rủi ro và là căn cứ khoa học đối với các quyết định phân bổ hay rút vốn ra khỏi các lĩnh vực đầu tư.

Đối với TTCK VN, rủi ro thị trường hiện vẫn chưa được quan tâm đúng mức, các quyết định đầu tư dựa trên phân tích định tính là chính. Các mô hình dự báo và lượng hóa rủi ro thị trường ít được

sử dụng hoặc sử dụng với mức độ hạn chế.

Trong phạm vi bài viết, chúng tôi thực hiện việc dự báo, lượng hóa mức độ RRTT bằng thước đo VaR đối với danh mục thị trường (chỉ số VN-Index) trên cơ sở cách tiếp cận tham số thông qua các mô hình kinh tế lượng chuỗi thời gian: AR, MA và ARMA kết hợp với ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH và IGARCH.

2. Mô hình giá trị chịu rủi ro

2.1 Thước đo VaR

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:

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

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 định

* Trường Đại học Kinh tế Đà Nẵng

** Chi nhánh Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn TP. Đà Nẵng

nghĩa: $r(t) = \ln(P_{t+\tau}/P_t)$, 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:

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

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 Risk Metrics kỳ đánh giá nên được lựa chọn 1 ngày kinh doanh đối với các danh mục đầu tư nhằm mục đích kiếm lợi nhuận trong ngắn hạn và 25 ngày kinh doanh đối với mục đích đầu tư dài hạn [10].

- 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 Risk Metrics đề nghị mức 95% đối với mục đích mua bán lần đầu tư.

2.2 Mô hình xác định VaR trong đầu tư cổ phiếu

Để xác định VaR đối với cổ phiếu, tác giả sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng bằng lớp mô hình 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. Dạng tổng quát của các mô hình như sau:

* Mô hình ARMA(p,q) – GARCH(r,m):

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

$$h_t = \kappa + \sum_{j=1}^r \delta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad \text{với điều kiện: } \kappa > 0, \delta_j \geq 0, \alpha_i \geq 0,$$

$$\sum_{j=1}^r (\delta_j + \alpha_j) < 1, \quad p = \max(r, m)$$

và moduli của nghiệm các phương trình

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

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 $\forall j = 1, \dots, r$ mô hình sẽ có dạng ARMA(p,q) – ARCH(m).

* Mô hình ARMA(p,q) – EGARCH(r,m,s) [6, 7, 13]:

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

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

với s là bậc bất đối xứng của mô hình.

* Mô hình ARMA – TGARCH:

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

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

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_i , trong khi ảnh hưởng của những thông tin xấu đến độ dao động sẽ là $\alpha_i + \delta_i$. Nếu $\delta_i > 0$ 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 $\delta_i \neq 0$ 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:

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

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

với điều kiện hạn chế:

$$\sum_{j=1}^r \delta_j + \sum_{i=1}^r \alpha_i = 1. \quad (8)$$

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

$$1 - \sum_{j=1}^r z^j (\delta_j + \alpha_j) = 0 \quad \text{có nghiệm đơn vị}$$

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 động học của chuỗi TSLT của cổ phiếu 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. Phân phối xác suất được sử dụng ở đây là phân phối sai số tổng quát, ký hiệu GED (Generalized

error distribution) [6], đây là dạng phân phối xác suất có tính linh hoạt cao và bao quát được sử dụng phổ biến trong khoa học tài chính để mô tả phân phối xác suất TSLT của cổ phiếu khi xuất hiện đặc tính “leptokurtic”.

2.3 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 [10]. 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 viết, tác giả 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 thống kê của P.Kupiec

(1995) [9] với số quan sát dùng kiểm định hậu mẫu 250 quan sát (tương đương 1 năm quan sát).

3. Ước lượng và kiểm định mô hình xác định VaR đối với chuỗi VN-Index

3.1 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 VN-Index (VNI), chúng tôi tiến hành thu thập mẫu chỉ số VNI theo ngày (từ ngày 28/07/2000 đến ngày 30/10/2009) gồm: 2.154 ngày quan sát. Trong đó: sử dụng 1.904 quan sát, từ ngày 28/07/2000 đến 31/10/2008 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 03/11/2008 đến 30/10/2009) được dùng để kiểm định độ phù hợp của mô hình xác định VaR theo tiêu chuẩn kiểm định của Ủy ban Basel và P.Kupiec (1995).

Bảng 1. Dữ liệu lịch sử thay đổi biên độ giao động giá áp dụng đối với Sở Giao dịch Chứng khoán TP. HCM

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 đám đông 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>đủ điều kiện</i> để vận hành trơn tru và nhà đầu tư chịu trách nhiệm về hành vi đầu tư. Nới 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 nhiều 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-PTTT 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, UBCKNN có công văn số 529/UBCK-PTTT chấp thuận cho SGDCK TP.HCM 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-PTTT 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

3.2 Kết quả ước lượng và kiểm định mô hình xác định VaR theo ngày đối với chỉ số VN-Index

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) bác bỏ giả thuyết phân phối xác suất của chuỗi TSLT VN-Index tuân theo phân phối chuẩn. Tuy nhiên, thông qua các thống kê: Kurtosis = 5,265 và skewness = -0,191 cho thấy dạng phân phối xác suất của TSLT VN-Index là phân phối gần đối xứng và bị “leptokurtic”. 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 ACF và PACF đối với chuỗi TSLT VN-Index và bình phương chuỗi TSLT VN-Index. Sau nhiều lần thực hiện ước lượng, kết quả dạng của các mô hình được xác định: ARMA(4,5) – GARCH(2,3), ARMA(4,5) – EGARCH(2,3), ARMA(4,5) – TGARCH(2,3), ARMA(4,5) – IGARCH(1,1) và ARMA(4,5) – IGARCH(2,2). Trong các mô hình này, mô hình ARMA(4,5) – IGARCH(2,2) có độ tin cậy cao nhất. Kết quả mô hình ước lượng như sau:

$$r_t = 0,242r_{t-1} + 0,775r_{t-4} + \varepsilon_t + 0,120\varepsilon_{t-1} - 0,740\varepsilon_{t-4} - 0,243\varepsilon_{t-5}$$

$$\varepsilon_t = h_t^{1/2}u_t, \quad u_t \sim i.i.d \text{ GED}(0,1,v), \quad v=1,318$$

$$h_t = 1,512h_{t-1} - 0,530h_{t-2} + 0,352\varepsilon_{t-1}^2 - 0,340\varepsilon_{t-2}^2$$

Bảng 2. Kết quả mô hình ước lượng

Nội dung	ARMA(4,5) – IGARCH(2,2)
Phân vị phân phối GED chuẩn hóa tương ứng tham số “v” với xác suất 1%.	-2,582
R ²	0,141499
R ² điều chỉnh	0,137866
Akaike info criterion	-6,197,861
Log likelihood	5.893,869
Thống kê kiểm định ARCH của R.F.Engle (1982) (N-p)R ²	9,9234
Giá trị tối 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.	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 có độ trễ đối với phần dư chuẩn hóa của mô hình.	57,44246
Giá trị tối hạn của phân phối chi bình phương 36 bậc tự do tương ứng xác suất sai lầm loại I: 1%.	58,61921
Kết luận 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 tổn thất 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.	0
Tần suất xuất hiện trường hợp ngoại lệ trên mẫu kiểm định 250 quan sát.	0%
Giá trị thống kê Kupiec.	Không xác định
Kết luận về độ phù hợp của mô hình:	

+ Theo tiêu chuẩn kiểm định của Basel	+ Mô hình không có một trường hợp ngoại lệ nào, do đó được xếp vào vùng xanh. Xác suất sai lầm loại I khi bác bỏ mô hình là 91,9%. Mô hình phù hợp và được chấp nhận theo tiêu chuẩn kiểm định của Ủy ban Basel.
Sai số bình phương trung bình dự báo VaR ngày của chỉ số VN-Index (RMSE) trong 250 quan sát.	14,58 điểm

Qua kết quả ước lượng, mô hình ARMA(4,5) – IGARCH(2,2) có độ tin cậy cao. Các kiểm định nhiễu trắng, mức ý nghĩa của các tham số, kiểm định ARCH đối với chuỗi phần dư chuẩn hóa của R.F.Engle (1982) và độ phù hợp của mô hình cho thấy đây là mô hình hoàn toàn thoả mãn các điều kiện về mặt lý thuyết và phù hợp với tiêu chuẩn cao nhất của Ủy ban Basel (không xảy ra bất kỳ trường hợp ngoại lệ nào trong suốt 1 năm dự báo).

Hệ số RMSE của mô hình đạt 14,58 điểm, thấp nhất trong các mô hình đã được ước lượng trên cơ sở mẫu quan sát. Do đó, mô hình không chỉ đáp ứng yêu cầu về dự báo rủi ro thị trường, an toàn vốn mà thoả mãn yêu cầu tối thiểu hóa vốn dự phòng an toàn rủi ro. Vì vậy, đây là mô hình có độ tin cậy cao trong số các mô hình đã ước lượng dự báo thông số đầu vào dùng xác định và dự báo thước đo VaR đối với chỉ số VNI trên cơ sở dữ liệu thực nghiệm 9 năm quan sát theo ngày.

Quá trình ước lượng các mô hình đã chỉ ra một thực trạng: Nghịch đảo nghiệm của quá trình AR đối với chuỗi phần dư bình phương trong các mô hình ARMA-GARCH, ARMA-TGARCH, ARMA-EGARCH xuất hiện nghiệm đơn vị. Do đó, mô hình phù hợp để dự báo cấu trúc phương sai có điều kiện của TSLT VN-Index trong trường hợp này là IGARCH. Theo chúng tôi, nguyên nhân của điều này do:

- 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 bên ngoài mô hình ảnh hưởng một cách dai dẳng đã làm thay đổi cấu trúc dao động của chuỗi dữ liệu [13]. Đối với phương sai có điều kiện của TSLT chỉ số VNI, nhân tố ảnh hưởng rõ ràng nhất là biên độ dao động giá - BDDD. Biên độ dao động giá, là giới hạn mang tính kỹ thuật tác động rất mạnh đến TSLT của các cổ phiếu trên TTCK VN và nhìn chung trên thế giới, được xem là công cụ dùng để nắn hành vi của thị trường, tạo ra những thay đổi trong cấu trúc phương sai của TSLT chỉ số VNI.

- Yếu tố tâm lý đám đông và sự sở hữu cổ phiếu lẫn nhau giữa các công ty tạo nên hiệu ứng lan tỏa cũng là nhân tố ảnh hưởng đến độ dao động của TSLT VN-Index. Tuy nhiên, mức độ ảnh hưởng đến phương sai của TSLT chỉ số VNI ít hơn so với tác nhân biên độ dao động giá đối với thị trường.

Để kiểm định, ước lượng tác động của nhân tố BDDD đến độ dao động TSLT chỉ số VNI, chúng tôi thực hiện việc hiệu chỉnh mô hình ARMA(4,5) – IGARCH(2,2). Kết quả sau nhiều lần ước lượng, mô hình có độ phù hợp cao hơn là: AR(5) – IGARCH-M(2,2) với sự bổ sung biến ngoại sinh BDDD vào cấu trúc phương sai có điều kiện TSLT VNI và tích hợp thành phần phương sai có điều kiện vào phương trình kỳ vọng của TSLT VNI. Kết quả ước lượng như sau:

$$r_t = 0,0063 + 0,3625r_{t-1} - 0,0498r_{t-2} + 0,0774r_{t-4} + 0,0687r_{t-5} + 0,0006h_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = h_t^{1/2} u_t, \quad u_t \sim i.i.d \text{GED}(0,1,v), \quad v=1,455$$

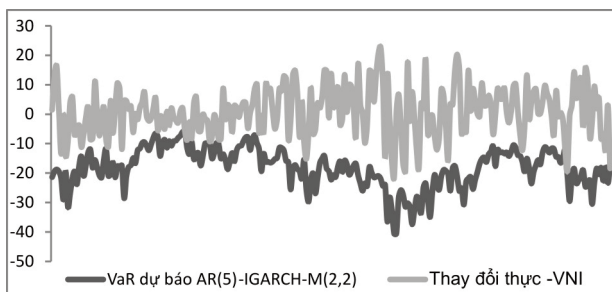
$$h_t = 0,3095e_{t-1}^2 + 0,3049e_{t-2}^2 - 0,3032h_{t-1} + 0,6887h_{t-2} + 7,03.10^{-5} BDDD$$

Qua kết quả ước lượng, mô hình AR(5) – IGARCH-M(2,2) phù hợp với lý thuyết, độ phù hợp của mô hình được cải thiện so với mô hình ARMA(4,5) – IGARCH(2,2). Kiểm định ARCH đối với phần dư chuẩn hóa của mô hình cho thấy chuỗi phần dư chuẩn hóa không tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Các tham số được ước lượng trong mô hình có mức ý nghĩa rất cao, chỉ có hệ số AR(2) có giá trị p-value = 2,97%, các hệ số còn lại có p-value hầu như bằng 0%. Mô hình thoả mãn mức yêu cầu cao nhất của Ủy ban Basel, không xảy ra bất kỳ trường hợp ngoại lệ nào trong suốt 1 năm dự báo VaR đối với chỉ số VN-Index. Phân phối GED được ước lượng có $v = 1,455$ với đỉnh cao hơn đáng kể so với phân phối chuẩn cho phép mô tả được đặc tính “leptokurtic” của phân phối thực nghiệm TSLT chỉ số VNI. Hệ số RMSE của mô hình đạt 14,13 điểm, thấp hơn mô hình ARMA(4,5) – IGARCH(2,2). Do đó, mô hình AR(5)

Bảng 3. Kết quả ước lượng

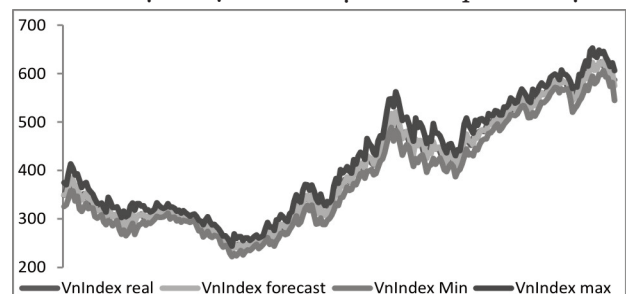
Nội dung	AR(5) – IGARCH-M(2,2)
Phân vị phân phối GED chuẩn hóa tương ứng tham số “v” với xác suất 1%.	-2,517
R ²	0,154558
R ² điều chỉnh	0,150078
Akaike info criterion	-6,173,667
Log likelihood	5.869,810
Thống kê kiểm định ARCH của R.F.Engle (1982) (N-p)R ²	10,7665
Giá trị tối hạn của phân phối chi bình 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.	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. Kết luận: Mô hình phù hợp với lý thuyết.
Xác suất tổn thất 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.	0
Tần suất xuất hiện trường hợp ngoại lệ trên mẫu kiểm định 250 quan sát.	0%
Giá trị thống kê Kupiec.	Không xác định
Kết luận về độ phù hợp của mô hình:	
+ Theo tiêu chuẩn kiểm định của Basel	+ Mô hình không có một trường hợp ngoại lệ nào, do đó được xếp vào vùng xanh. Xác suất sai lầm loại I khi bác bỏ mô hình là 91,9%. Mô hình phù hợp và được chấp nhận theo tiêu chuẩn kiểm định của Ủy ban Basel.
Sai số bình phương trung bình dự báo VaR ngày của chỉ số VN-Index (RMSE) trong 250 quan sát.	14,13 điểm

– IGARCH-M(2,2) với phân phối GED, $v = 1,455$ được chọn là mô hình xác định VaR đối với chỉ số VN-Index.



Hình 1. So sánh VaR dự báo và thay đổi thực VN-Index

Kết quả dự báo VN-Index, VN-Index thấp nhất có thể xảy ra với mức tin cậy 99% trong 250 quan sát kiểm định hậu mẫu được mô tả qua đồ thị sau:



Hình 2. So sánh VN-Index thực, VN-Index dự báo và VN-Index-Max, VN-Index-min tương ứng với xác suất $P[VNI \min < X=x < VNI \max] = 0,98$

4. Kết luận rút ra từ kết quả ước lượng thực nghiệm

4.1 Các kết luận trực tiếp từ kết quả ước lượng thực nghiệm

Thứ nhất, mô hình AR(5) – IGARCH-M(2,2) tương ứng phân phối GED với tham số $v = 1,455$ đã xác nhận nhân tố – BDDĐ giá đối với TTCK VN là tác nhân ảnh hưởng một cách có ý nghĩa đến cấu trúc phương sai dự báo của TSLT VN-Index là hoàn toàn có cơ sở khoa học dựa trên 1.899 mẫu quan sát. Kết quả ước lượng cho thấy độ nhạy của BDDĐ giá đối với phương sai có điều kiện của TSLT VN-Index là $7,03.10^{-5}$ với mức ý nghĩa thống kê p-value là 0%. Theo tác giả, nhân tố này là tác nhân chính ảnh hưởng một cách dai dẳng đến cấu trúc dao động của chuỗi dữ liệu, hệ quả là nghịch đảo nghiệm của quá trình AR đối với chuỗi phần dư bình phương trong các mô hình được ước lượng xuất hiện nghiệm đơn vị. Do đó, mô hình IGARCH về mặt lý thuyết là phù hợp để mô tả động học của phương sai có điều kiện của TSLT VNI. Hệ quả có thể được suy ra từ kết quả ước lượng là đối với các thị trường chứng khoán mới, chịu sự điều tiết mạnh bởi Chính phủ thông qua các công cụ mang tính kỹ thuật thì cấu trúc phương sai TSLT của các cổ phiếu nhiều khả năng bị thay đổi bởi tác động của các nhân tố ngoại sinh. Để thiết lập các mô hình mô tả phương sai có điều kiện phụ thuộc chuỗi đối với các cổ phiếu trong điều kiện này thì các mô hình dạng IGARCH với sự bổ sung các biến ngoại sinh nên được ưu tiên lựa chọn.

Thứ hai, kết quả kiểm định cho thấy TSLT chỉ số VN-Index không tuân theo phân phối chuẩn mà tồn tại đặc tính “Leptokurtic”. Do đó, khi thiết lập các mô hình dự báo chỉ số VN-Index cũng như xác định phương sai dự báo trong những mô hình đo lường rủi ro thì phân phối nên chọn lựa là T-student hoặc GED. Theo kết quả ước lượng và kiểm định trên 1.904 quan sát, từ ngày 28/07/2000 đến 31/10/2008, chúng tôi nhận thấy phân phối GED phù hợp và cho kết quả có độ tin cậy cao hơn so với phân phối T-student. Điều này là do phân phối GED có tính linh hoạt rất cao, cho phép mô tả các dạng phân phối xuất hiện đặc tính leptokurtic.

Thứ ba, mô hình xác định VaR đối với VNI đã kiểm định được giả thuyết thị trường hiệu quả và hiệu ứng GARCH trên chuỗi TSLT đối với thị trường chứng khoán VN với dữ liệu đại diện là chỉ số VNI. Theo đó, thị trường chứng khoán VN 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 mô hình AR(5)-IGARCH-M(2,2) đã chỉ ra sự phụ thuộc chuỗi của giá trị dự báo chỉ số VNI đối với các quan sát lịch sử, theo đó:

- TSLT của chỉ số VN-Index dự báo chịu sự chi phối bởi diễn biến TSLT VN-Index trong 1, 2, 4 và 5 ngày trước đó. Trong đó, TSLT chỉ số VN-Index của 1, 4 và 5 ngày trước có tương quan cùng chiều với TSLT chỉ số VNI dự báo với mức độ nhạy cảm của thông tin phản ánh vào giá trị dự báo của TSLT giảm dần theo thời gian. Thông tin trong 1 ngày trước có mức độ nhạy cảm cao hơn so với 4 và 5 ngày trước đó thể hiện qua dấu và độ lớn các hệ số ước lượng của r_{t-1} , r_{t-4} và r_{t-5} trong mô hình AR lần lượt: ϕ_1, ϕ_4 và $\phi_5 > 0$; $\phi_5 = 0,0687 < \phi_4 = 0,0774 < \phi_1 = 0,3625$. Kết quả ước lượng này là cơ sở cho việc dự báo diễn biến của chỉ số thị trường. Theo đó, diễn biến của chỉ số thị trường có thể được đánh giá thông qua diễn biến của các mức giá đóng cửa trong 1, 4 và 5 ngày trước đó.

Theo kết quả dự báo đối với chỉ số VN-Index từ mô hình cho thấy trung bình bình phương sai số dự báo (RMSE) của mô hình tương ứng với 2.149 quan sát là: 8,985 điểm và tương ứng 250 quan sát kiểm định hậu mẫu là: 8,099 điểm. Kết quả dự báo này là thấp nhất trong các mô hình đã được ước lượng.

- Phương sai có điều kiện của TSLT chỉ số VN-Index phụ thuộc vào bình phương TSLT, mức độ dao động của TSLT của chỉ số VN-Index trong 1 và 2 ngày trước đó. Đồng thời, cấu trúc phương trình phương sai cũng chỉ rõ nhân tố biên độ dao động giá có ảnh hưởng có nghĩa đáng kể đến độ dao động của TSLT chỉ số VN-Index.

- Cấu trúc phương trình kỳ vọng cho phép nhà đầu tư có thể xác định được mức bù rủi ro thông qua thành phần $6.10^{-4}\ln(h_t)$, đây là cơ sở xác định độ bù rủi ro đối với TSLT của thị trường. Kết quả

ước lượng này có ý nghĩa quan trọng trong phân tích các quyết định đầu tư đối với các nhà đầu tư trên TTCK VN, chỉ ra kỳ vọng của thị trường về mức bù rủi ro khi đầu tư vào danh mục thị trường.

Như vậy, trên cơ sở độ lớn và dấu của các hệ số ước lượng, TSLT VN-Index, các cú sốc tại các thời điểm khác nhau và mức bù rủi ro trong cấu trúc mô hình, nhà đầu tư có thể phân tích mức độ ảnh hưởng, kỳ vọng mức bù rủi ro của thị trường để dự báo TSLT cũng như chỉ số VN-Index trong ngày tiếp theo. Tuy nhiên một vấn đề cần được lưu ý, theo các nghiên cứu lý thuyết cũng như kiểm định thực nghiệm đều chỉ rõ độ tin cậy của các kết quả dự báo sẽ kém tin cậy nếu dữ liệu không được thường xuyên cập nhật. Vì vậy, để đảm bảo kết quả dự báo có độ tin cậy cao yêu cầu đối với các tổ chức, cá nhân đầu tư phải thường xuyên cập nhật dữ liệu. Theo yêu cầu của tổ chức RiskMetrics cũng như của Ủy ban Basel thì dữ liệu dùng ước lượng VaR phải được cập nhật theo ngày [10] hoặc tối thiểu theo tháng [2].

4.2 Ý nghĩa ứng dụng đối với nhà đầu tư

Trên cơ sở cách tiếp cận bằng lớp mô hình tự hồi quy trung bình trượt có phương sai sai số thay đổi có điều kiện tự hồi quy cung cấp phương pháp khoa học làm cơ sở cho các quyết định đầu tư:

Thứ nhất, xác định và dự báo mức độ tổn thất tối đa có thể xảy ra khi đầu tư vào bất kỳ cổ phiếu nào trên thị trường. Là căn cứ khoa học để chỉ ra rằng rủi ro mà các nhà đầu tư phải đối mặt có nằm trong giới hạn cho phép bởi nguồn vốn đầu tư hay không. Qua đó xác lập mức vốn an toàn RRTT trong quá trình đầu tư.

Thứ hai, nhà đầu tư có thể vận dụng cách tiếp cận bằng mô hình kinh tế lượng dạng ARMA-GARCH và GARCH phát triển để xác định thước đo VaR đối với các cổ phiếu trong danh mục đầu tư theo thời gian, làm cơ sở cho các quyết định phân bổ vốn hay rút vốn ra khỏi nhóm cổ phiếu đầu tư thông qua phân tích các chỉ tiêu:

- Giá trị rủi ro cận biên (Var_m^i) của danh mục đầu tư là thước đo cho phép nhà đầu tư xác định mức độ thay đổi VaR danh mục đầu tư khi giá trị một tài sản (cổ phiếu) thành phần của danh mục thay đổi 1 đơn vị.

- Giá trị rủi ro gia tăng (δVaR) cho phép xác

định mức độ thay đổi VaR của danh mục khi tất cả các cổ phiếu thành phần trong danh mục cùng thay đổi.

- Giá trị rủi ro thành phần $CVaR_i$, là thước đo giá trị chịu rủi ro của từng cổ phiếu trong danh mục đầu tư. $CVaR_i$ phân tách VaR của toàn danh mục đầu tư thành các thành phần khác nhau, $CVaR_i$ cho biết VaR của danh mục thay đổi như thế nào khi một cổ phiếu i nào đó được lấy ra khỏi danh mục đầu tư.

- Chỉ tiêu $MRAPM_i$ là thước đo so sánh tương quan giữa giá trị chịu rủi ro tăng thêm khi gia tăng thêm một đơn vị giá trị tài sản (cổ phiếu) i trong danh mục với lợi nhuận dự kiến đạt được. Chỉ tiêu này hàm ý một đơn vị VaR tăng thêm đối với cổ phiếu i dự kiến sẽ tạo ra được bao nhiêu lợi nhuận. Đây là thước đo kết quả đầu tư hiệu chỉnh rủi ro, là cơ sở để nhà đầu tư quyết định nên tham gia hay rút vốn khỏi lĩnh vực kinh doanh. $MRAPM_i$ được xác định:

$$MRAPM_i = \text{Lợi nhuận dự kiến từ cổ phiếu } (i) / Var_m^i$$

Chỉ tiêu $CRAPM_i$, xác định việc phân bổ vốn hay rút toàn bộ vốn đầu tư vào cổ phiếu i sẽ làm VaR của toàn danh mục thay đổi như thế nào. $CRAPM_i$ là căn cứ quan trọng để nhà đầu tư cân nhắc việc phân bổ vốn hay rút vốn ra khỏi một lĩnh vực kinh doanh hay một cổ phiếu nào đó trong danh mục đầu tư.

$$CRAPM_i = \text{Lợi nhuận từ cổ phiếu } (i) / CVaR_i$$

Thứ ba, cách tiếp cận mô hình ARMA-IGARCH-M cho phép nhà đầu tư có thể dự báo thị giá cũng như kỳ vọng của thị trường về mức bù rủi ro khi đầu tư vào các cổ phiếu khác nhau. Đây là cơ sở quan trọng để nhà đầu tư phân tích lựa chọn danh mục cũng như thời điểm đầu tư.

Thứ tư, với cách tiếp cận kinh tế lượng bằng mô hình tự hồi quy trung bình trượt có phương sai sai số thay đổi có điều kiện tự hồi quy nhà đầu tư có thể xác định, dự báo đồng thời hai thông số: kỳ vọng và phương sai có điều kiện của các cổ phiếu theo thời gian. Đây là hai thông số đầu vào quan trọng nhất để thiết lập danh mục đầu tư tối ưu theo phân tích trung bình – phương sai của Markowitz■

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*, NXB Văn hóa Thông Tin, Hà Nội.

3. Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol 31, pp 307-327.

4. Carol Alexander (2008), *Market Risk Analysis – Value-at-Risk Models*, Vol IV, John Wiley & Sons, Ltd, England.

5. 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.

6. Daniel B. Nelson (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, pp. 347-370.

7. James D. Hamilton (1994), *Time Series Analysis*,

Princeton University Press, Priceton.

8. Jorion. Philippe (2001), *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk – 2nd*, McGraw-Hill, United States of American.

9. Kupiec, P., (1995), "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models", *Journal of Derivatives*, Vol 3, pp. 73-84.

10. RiskMetrics Group (1996), *Risk Metrics TM – Technical Document*, J.P.Morgan/Reuters, New York.

11. R.F.Engle and D.L.McFadden (1994), *Handbook of Econometrics, Volume IV*, University of California, San Diego.

12. Robert F.Engle (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, No.4, pp 987-1007.

13. Ruey S.Tsay (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Inc, Canada.

