

Mô hình GARCH đa biến trong phân tích rủi ro của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Ths. Hoàng Đức Mạnh, TS. Trần Trọng Nguyên

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hdmanh2003@gmail.com

Bài báo này trình bày mô hình GARCH đa biến (Multivariate GARCH-MGARCH) tổng quát và một số mô hình GARCH đa biến cụ thể; Đồng thời cũng đề cập tới vấn đề ước lượng và kiểm định tính phù hợp của mô hình GARCH đa biến và ứng dụng mô hình GARCH đa biến trong phân tích rủi ro của một số cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Hơn nữa, bài báo còn ứng dụng mô hình GARCH đa biến để phân tích sự biến động của hệ số Beta của các cổ phiếu.

Từ khóa: Mô hình GARCH đa biến, Phân phối đuôi dày (fat tail distribution).

1. Mở đầu

Như chúng ta biết, trong các lĩnh vực quản lý quỹ đầu tư, định giá tài sản, đầu tư chứng khoán,... nếu thiếu thông tin về rủi ro thì ta khó có thể đưa ra được chiến lược đầu tư thích hợp. Khái niệm rủi ro ở đây được đo bằng phương sai có điều kiện của lợi suất một loại tài sản. Mô hình phương sai có điều kiện của lợi suất một loại tài sản được phân thành hai loại, loại thứ nhất là dùng một hàm chính xác để đánh giá phương sai σ_t^2 , loại thứ hai là dùng một phương trình ngẫu nhiên để mô tả σ_t^2 .

Mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy (Autoregressive conditional heteroscedastic- ARCH), được Engle [4] đề xuất năm 1982. Đây là mô hình thuộc loại thứ nhất và là mô hình đầu tiên đưa ra cơ sở lý thuyết để mô hình hóa rủi ro. Cho đến nay, nó vẫn được dùng một cách phổ biến để mô tả và dự báo rủi ro của chuỗi thời gian. Sau sự thành công của mô hình ARCH, nhiều tác giả đã đề xuất thêm nhiều mô hình [3], chẳng hạn: Mô hình ARCH tổng quát (GARCH) của Bollerslev (1986), Mô hình AGARCH (Asymmetric GARCH) của Engle (1990), Mô hình GARCH dạng mũ (EGARCH) của Nelson (1991), Mô hình APARCH (Asymmetric Power ARCH) của Ding, Granger & Engle (1993),...

Trong khi các mô hình ARCH/GARCH đơn biến chỉ dừng lại ở việc mô hình hóa và dự báo sự biến động (rủi ro) của một chuỗi thời gian. Nhưng thực tế thấy rằng, trên thị trường không chỉ có sự biến động của mỗi tài sản tài chính mà sự tác động chéo của các tài sản hay các thị trường không ngừng thay đổi theo thời gian. Một loạt các câu hỏi đặt ra như: Sự biến động của thị trường này có dẫn tới sự biến động của thị trường kia hay không? Nếu có thì truyền tác động theo cách trực tiếp (thông qua phương sai) hay gián tiếp (thông qua hiệp phương sai)?... Do đó việc nghiên cứu các mô hình đa biến như là một lẽ tự nhiên để phù hợp với thị trường thực tế.

Mô hình GARCH đa biến (Multivariate GARCH-MGARCH) là một mở rộng của mô hình GARCH đơn biến. Mô hình MGARCH cũng có nhiều cách tiếp cận, trong đó chủ yếu phân thành 2 nhóm: phân tích trực tiếp ma trận phương sai có điều kiện và phân tích ma trận phương sai có điều kiện qua một biến trung gian. Chúng ta có một số lớp mô hình MGARCH [3] tiêu biểu: Mô hình VEC của Bollerslev,

Engle và Wooldridge (1988), Mô hình BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner- BEKK) được Engle và Kroner đề xuất 1995, Các mô hình nhân tố (Orthogonal-GARCH, GO-GARCH...) của Alexander (2000), Mô hình CCC (Constant Conditional Correlation-CCC) của Bollerslev (1990), Mô hình DCC (Dynamic Conditional Correlation-DCC) của Engle (2002), của Tse và Tsui (2002),... Các mô hình MGARCH không những mô hình hóa, dự báo được phương sai mà còn mô hình hóa, dự báo được hiệp phương sai của lợi suất các tài sản.

Chúng ta có thể ứng dụng mô hình GARCH đa biến để nghiên cứu nhiều vấn đề: Xác định giá trị rủi ro VaR (Value at Risk) của danh mục đầu tư, Định giá tài sản bằng mô hình CAPM,...

Ngoài phần giới thiệu, bài báo được cấu trúc như sau: Phần 2 nêu mô hình MGARCH tổng quát và một số mô hình MGARCH cụ thể; Phần 3 trình bày về ước lượng và kiểm định tính phù hợp của mô hình MGARCH; Phần 4 ứng dụng mô hình MGARCH trong phân tích rủi ro của một số cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam; Phần 5 đưa ra một số kết luận và vấn đề tiếp tục cần nghiên cứu.

2. Mô hình GARCH đa biến

Trước tiên chúng ta nêu lại mô hình GARCH(p,q): Giả sử ta xét một chuỗi lợi suất $\{r_t\}$ có điều kiện: $\{r_t / \mathcal{F}_{t-1}\}$, với \mathcal{F}_{t-1} là tập thông tin liên quan tới r_t có được tới thời điểm $t-1$.

Mô hình ARMA (m,n) mô tả lợi suất trung bình và mô hình GARCH(p,q) mô tả phương sai.

•

Phương trình trung bình

$$r_t = \mu_t + u_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i u_{t-i} \quad (1)$$

•

Phương trình phương sai

$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$, ε_t là các biến ngẫu nhiên độc lập cùng phân phối,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2. \quad (2)$$

$$\alpha_0 > 0; \alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0; \beta_1, \dots, \beta_q \geq 0; \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$$

Mô hình GARCH đơn biến mới chỉ mô hình hóa và dự báo được phương sai của chuỗi lợi suất. Nhưng khi nghiên cứu các vấn đề, chẳng hạn: rủi ro của danh mục đầu tư, lựa chọn danh mục tối ưu,... lại đòi hỏi chúng ta cần phân tích sự tác động của các chuỗi lợi suất với nhau. Đây là vấn đề khá quan trọng trong nghiên cứu kinh tế, mô hình GARCH đa biến cho chúng ta một cách tiếp cận giải quyết vấn đề trên.

Xét véc tơ lợi suất: $r_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{Nt})'$, trong đó r_{it} là lợi suất của tài sản thứ i tại thời điểm t , $r_{it} = \log(P_{i,t} / P_{i,t-1})$.

Mô hình GARCH đa biến có dạng

$$r_t = \mu_t(\theta) + u_t$$

$$u_t = H_t^{\frac{1}{2}}(\theta) z_t$$

trong đó :

θ là véc tơ tham số,

$\mu_t(\theta)$ là trung bình của r_t ứng với tham số θ ,

$H_t(\theta)$ - ma trận phương sai của r_t ứng với tham số θ ,

z_t - là các biến ngẫu nhiên độc lập, cùng phân phối xác suất, $E(z_t) = 0$ và $Var(z_t) = I_N$.

Ta có

$$Var(r_t | \mathfrak{F}_{t-1}) = Var(u_t | \mathfrak{F}_{t-1}) = H_t^{-1} Var(z_t | \mathfrak{F}_{t-1}) (H_t^{-1})' = H_t,$$

\mathfrak{F}_{t-1} là thông tin có đến thời điểm t-1.

Phần tiếp theo ta xét một số cách phân tích cụ thể đối với ma trận $H_t(\theta)$:

2.1. Mô hình VEC

Mô hình VEC được đề xuất bởi Bollerslev năm 1988. Mô hình này có dạng như sau:

$$vech(H_t) = c + \sum_{j=1}^q A_j vech(u_{t-j} u_{t-j}') + \sum_{j=1}^p B_j vech(H_{t-j}), \quad (3)$$

trong đó

$$vech(H_t) = vech \begin{pmatrix} h_{11,t} & \dots & h_{1N,t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{N1,t} & \dots & h_{NN,t} \end{pmatrix} = (h_{11,t}, \dots, h_{N1,t}, h_{22,t}, \dots, h_{N2,t}, \dots, h_{NN,t})^T$$

, A_j và B_j là các ma trận tham số cấp $\frac{N(N+1)}{2} \times \frac{N(N+1)}{2}$.

Trường hợp riêng khi $p=q=1$; $N=2$, khi đó mô hình (3) có dạng như sau:

$$\begin{pmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t}^2 \\ u_{2,t} u_{1,t} \\ u_{2,t}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{pmatrix}$$

Như vậy, trong mô hình VEC mỗi phương sai và hiệp phương sai có điều kiện phụ thuộc vào trễ của bình phương sai số, tích chéo của các sai số và trễ của các phương sai có điều kiện, các hiệp phương sai.

Khi sử dụng mô hình VEC tổng quát trên, ta gặp một số khó khăn: Trước hết, số tham số cần ước lượng, $(p+q) \left(\frac{N(N-1)}{2} \right)^2 + \frac{N(N+1)}{2}$, là lớn; trường hợp riêng khi $p=q=1$ và $N=3$ thì số tham số cần ước lượng là 78. Điều thứ hai, mô hình cần có một số điều kiện đặt ra để đảm bảo ma trận H_t là xác định dương với mọi t.

Trong trường hợp đặc biệt, nếu A_j và B_j là các ma trận đường chéo thì mô hình VEC gọi là mô hình DVEC (Diagonal VEC). Khi đó số tham số của mô hình DVEC cần ước lượng sẽ là $(p+q+1) \frac{N(N+1)}{2}$, trường hợp nếu $p=q=1$ và $N=3$ thì số tham số cần ước lượng là 18, hơn nữa ma trận H_t thỏa mãn điều kiện xác định dương với mọi t.

2.2. Mô hình BEKK

Mô hình BEKK đưa ra một cách tham số mới của H_t để đảm bảo điều kiện xác định dương của nó. Ma trận H_t của mô hình BEKK được biểu diễn như sau:

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{kj} u_{t-j} u'_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B'_{kj} H_{t-j} B_{kj}, \quad (4)$$

trong đó A_{kj} , B_{kj} và C là các ma trận tham số cấp $N \times N$, C là ma trận tam giác dưới.

Số tham số của mô hình BEKK cần ước lượng là $(p+q)KN^2 + \frac{N(N+1)}{2}$, trường hợp riêng $p=q=1, N=3$ và $K=1$ thì số tham số cần ước lượng là 24. Khi A_{kj}, B_{kj} là các ma trận đường chéo thì số tham số của mô hình BEKK cần ước lượng giảm xuống còn $(p+q)KN + \frac{N(N+1)}{2}$, và đặc biệt nếu $p=q=1, N=3$ và $K=1$ thì số tham số cần ước lượng là 12.

2.3. Mô hình DCC

Trong phần này, chúng ta trình bày mô hình DCC của Engle. Ở mô hình DCC ma trận H_t được biểu diễn như sau:

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad (5)$$

ở đây:

D_t là ma trận đường chéo cấp N : $D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2}, \dots, h_{NNt}^{1/2})$, h_{iit} ($i=1, \dots, N$) là các phương sai có điều kiện.

$R_t = \text{diag}(q_{11t}^{1/2}, \dots, q_{NNt}^{1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11t}^{1/2}, \dots, q_{NNt}^{1/2})$, với $Q_t = (q_{ijt})_{N \times N}$ là ma trận đối xứng xác định dương, và được giả thiết: $Q_t = (1 - \alpha - \beta)Q + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \beta Q_{t-1}$, $\varepsilon_{it} = \frac{u_{it}}{\sqrt{h_{iit}}}$,

α, β là các số không âm thỏa mãn $\alpha + \beta < 1$, Q là ma trận phương sai không điều kiện cấp $N \times N$ của ε_{t-1} .

Trong trường hợp đặc biệt $\alpha = \beta = 0$, khi đó ma trận Q không phụ thuộc t , thì mô hình DCC chính là mô hình CCC. Ma trận H_t của mô hình CCC có biểu diễn $H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}})$, với $R = (\rho_{ij})$ là ma trận đối xứng xác định dương với $\rho_{ii} = 1, \forall i = 1, \dots, N$ và không phụ thuộc t .

Trong trường hợp h_{iit} là GARCH(1,1) thì mô hình CCC cần ước lượng $\frac{N(N+5)}{2}$ tham số, và ma trận H_t xác định dương khi và chỉ khi N phương sai có điều kiện $h_{iit}, i=1, \dots, N$, dương và R là xác định dương.

Sau đây chúng ta sẽ trình bày phương pháp ước lượng mô hình MGARCH và kiểm định tính phù hợp của mô hình.

3. Ước lượng và kiểm định mô hình

3.1. Ước lượng mô hình

Để ước lượng mô hình MGARCH chúng ta thường dùng các phương pháp: Phương pháp hợp lý cực đại (Maximum Likelihood-ML), Phương pháp tựa hợp lý cực đại (Quasi-maximum likelihood-QML). Khi sử dụng phương pháp ML để ước lượng thì cần giả thiết về hàm mật độ xác suất của z_t , ký hiệu là $g(z_t, \eta)$. Dựa trên mẫu gồm T quan sát, ta xây dựng log hàm hợp lý:

$$L_T(\theta, \eta) = \sum_{t=1}^T \log f(r_t(\theta), \eta | \mathcal{F}_{t-1})$$

trong đó

$$f(r_t(\theta), \eta | \mathcal{F}_{t-1}) = |H_t|^{-\frac{1}{2}} g(H_t^{-\frac{1}{2}}(r_t - \mu_t), \eta).$$

Trong trường hợp, phân phối của z_t được giả thiết là phân phối chuẩn nhiều chiều thì biểu thức log hàm hợp lý có dạng sau:

$$L_T(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |H_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu_t)' H_t^{-1} (r_t - \mu_t).$$

Nhưng thực tế, phân phối của phần lớn các chuỗi dữ liệu tài chính có phân phối đuôi dày (có hệ số nhọn lớn hơn 3), chứng tỏ thị trường có những biến động lớn và mức tổn thất cao, cũng có nghĩa là có nhiều giá trị cực trị hơn so với phân phối chuẩn. Khi mô tả dữ liệu có phân phối đuôi dày, người ta có thể giả thiết phân phối của z_t là phân phối Student nhiều chiều để ước lượng. Hơn nữa, chúng ta có thể sử dụng phân phối Skewd-Student nhiều chiều để mô tả cho véc tơ lợi suất có phân phối đuôi dày, nó là một sự mở rộng của phân phối Student nhiều chiều, nó vừa thể hiện được tính chất phân phối đuôi dày cũng như tính chất lệch của phân phối.

3.2. Kiểm định

Khi áp dụng mô hình, chúng ta phải tiến hành kiểm định tính phù hợp của mô hình. Mô hình MGARCH có một số các thủ tục kiểm định, chẳng hạn: Kiểm định tính dừng, Kiểm định dạng phân phối. Trong kiểm định tính dừng, cũng giống như mô hình GARCH đơn biến, chúng ta thường sử dụng các kiểm định của Box-Pierce/Ljung-Box, Kiểm định nhân tử Lagrange, chẩn đoán đối với phần dư \hat{u}_t , bình phương phần dư \hat{u}_t^2 , phần dư chuẩn hóa \hat{z}_t , và bình phương của phần dư chuẩn hóa \hat{z}_t^2 . Kiểm định Jarque-Bera sử dụng để kiểm định phân phối chuẩn của biến ngẫu nhiên.

4. Ứng dụng mô hình GARCH đa biến trong phân tích rủi ro của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Trong phần này, chúng ta ứng dụng mô hình GARCH đa biến để phân tích rủi ro đối với một số cổ phiếu được tính trong CafeF Bluechips. Số liệu sử dụng là giá đóng cửa (P_t) của các cổ phiếu của CafeF Bluechips và chỉ số VNINDEX, từ ngày 1/10/2009 đến ngày 30/3/2012; và chuỗi lợi suất của các chỉ số được xác định như sau: $r_t = \ln(p_t/p_{t-1})$.

4.1. Thống kê mô tả của mỗi chuỗi lợi suất

Ta có bảng thống kê mô tả của lợi suất các cổ phiếu:

Bảng 4.1. Thống kê mô tả các chuỗi lợi suất

	RBVH	RCTG	RDHG	RDPM	RFPT	RHAG	RHPG	RITA	RKDC
Mean	0.001162	-0.00081	-0.00146	-0.00077	-0.00061	-0.00246	-0.00178	-0.00211	-0.0013
Jarque-Bera	21.90459	2126.552	3082347	0.120605	46601.26	69803.81	57736.41	44402.5	48020.42
Probability	0.000018	0	0	0.94148	0	0	0	0	0
Observations	622	622	622	622	622	622	622	622	622

	RPVF	RSJS	RSSI	RSTB	RVCB	RVIC	RVN	RVNM
Mean	-0.00204	-0.00285	-0.00238	-0.00053	-0.00095	0.000664	-0.00041	7.15E-05
Jarque-Bera	4.12604	1175641	635516.3	5229.858	137.7085	331021.4	8.868347	423200.1
Probability	0.12707	0	0	0	0	0	0.011865	0
Observations	622	622	622	622	622	622	622	622

Theo bảng thống kê mô tả, ta thấy lợi suất trung bình của đa số các chuỗi là âm (chỉ có lợi suất trung bình của 3 chuỗi RBVH, RVIC, RVNM là dương), và dựa theo kiểm định Jarque-Bera các chuỗi lợi suất đều không tuân theo phân phối chuẩn ở mức 5%, ngoại trừ 2 chuỗi RPVF và RDPM.

4.2. Kết quả ước lượng mô hình MGARCH

Trong phần này, chúng ta sử dụng 3 mô hình GARCH đa biến: Mô hình DVEC, Mô hình CCC và Mô hình BEKK để phân tích sự biến động cho một số chuỗi lợi suất. Trước tiên chúng ta kiểm định tính dừng của các chuỗi lợi suất:

- Kiểm định tính dừng của các chuỗi lợi suất:

Bảng 4.2. Kiểm định tính dừng các chuỗi lợi suất

	RBVH	RCTG	RDHG	RDPM	RFPT	RHAG	RHPG	RITA	KDC
t-Statistic	-19.9317	-20.4614	-25.1571	-23.3737	-23.5626	-21.3487	-22.7251	-22.7434	-22.9227
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

	RPVF	RSJS	RSSI	RSTB	RVCB	RVIC	RVNM	RVN
t-Statistic	-20.7253	-22.8154	-23.8347	-23.8347	-24.3605	-21.3261	-21.3261	-22.5329
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Theo kết quả của kiểm định Dickey-Fuller ta thấy các chuỗi lợi suất đều là các chuỗi dừng ở tất cả các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%.

Dựa trên lược đồ tương quan của các chuỗi lợi suất, ta lựa chọn được phương trình trung bình cho các chuỗi là AR(1). Sau khi ước lượng các phương trình trung bình, ta thực hiện kiểm định hiệu ứng ARCH đối với các chuỗi bình phương của phần dư và tìm được các chuỗi: RVN, RCTG, RVCB, RBVH, RKDC, RDPM, RPVF có hiệu ứng ARCH.

Tiếp theo, chúng ta lựa chọn các cổ phiếu BVH, CTG, VCB, KDC để phân tích thử nghiệm cho một số mô hình MGARCH.

Trong các kết quả ước lượng dưới đây, GARCH1, GARCH2, GARCH3, GARCH4 là ký hiệu cho phương sai tại thời điểm t của các chuỗi lợi suất RBVH, RCTG, RVCB, RKDC tương ứng; COV1_2, COV1_2 là hiệp phương sai của RBVH với các chuỗi RCTG, RVCB, RKDC tương ứng; COV2_3, COV2_4 là hiệp phương sai của RCTG với RVCB, RKDC tương ứng, và COV3_4 là hiệp phương sai của RVCB và RKDC. Ta có kết quả ước lượng thu được như sau:

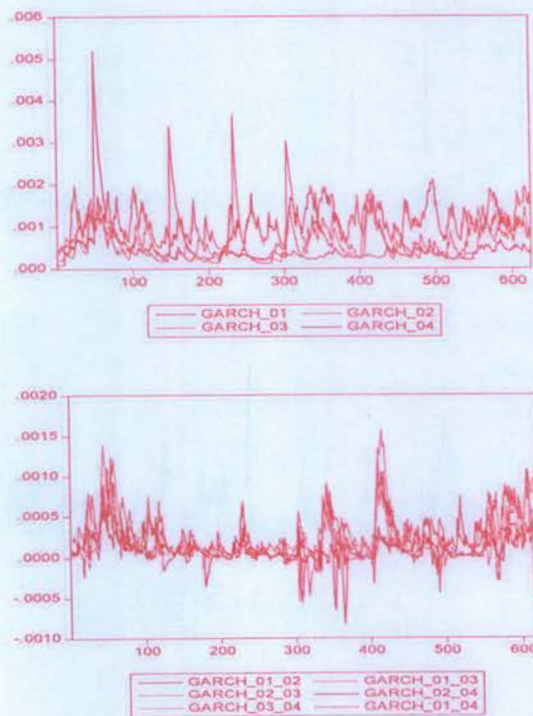
a. Mô hình DVEC

Ta có kết quả ước lượng các phương trình trung bình, các phương trình phương sai và hiệp phương sai của các chuỗi lợi suất:

$$\begin{aligned}
 RBVH &= 0.000853470664909 + 0.158339002158 * RBVH(-1) + e \\
 RCTG &= -0.0014408493666 + 0.0155476915199 * RCTG(-1) + e \\
 RVCB &= -0.00184765654639 - 0.0333157837856 * RVCB(-1) + e \\
 RKDC &= -0.000712827776812 + 0.0645313749895 * RKDC(-1) + e \\
 GARCH1 &= 9.98484091256e-05 + 0.183245804163 * RESID1(-1)^2 + 0.77004716643 * GARCH1(-1) \\
 GARCH2 &= 1.30019937353e-05 + 0.149436575934 * RESID2(-1)^2 + 0.848716271326 * GARCH2(-1) \\
 GARCH3 &= 9.41606073969e-06 + 0.121845571302 * RESID3(-1)^2 + 0.88102710208 * GARCH3(-1) \\
 GARCH4 &= 2.04382198984e-05 + 0.0567446044464 * RESID4(-1)^2 + \\
 &0.886978040983 * GARCH4(-1) \\
 COV1_2 &= 0.165479985281 * RESID1(-1) * RESID2(-1) + 0.808425358235 * COV1_2(-1) \\
 COV1_3 &= 0.149424528431 * RESID1(-1) * RESID3(-1) + 0.823670093851 * COV1_3(-1) \\
 COV1_4 &= 0.101971617001 * RESID1(-1) * RESID4(-1) + 0.826447171418 * COV1_4(-1) \\
 COV2_3 &= 0.134937707733 * RESID2(-1) * RESID3(-1) + 0.86472078558 * COV2_3(-1) \\
 COV2_4 &= 0.0920853918448 * RESID2(-1) * RESID4(-1) + 0.867636269234 * COV2_4(-1) \\
 COV3_4 &= 0.0831509395441 * RESID3(-1) * RESID4(-1) + 0.883997563942 * COV3_4(-1)
 \end{aligned}$$

Dựa trên kiểm định Portmanteau về sự tự tương quan cho hệ các phần dư chuẩn hóa ta thấy mô hình phù hợp. Tuy nhiên, theo kiểm định Jarque-Bera ta thấy phân phối đồng thời của các phần dư không tuân theo quy luật phân phối chuẩn, hơn nữa các chuỗi phần dư đều không có phân phối chuẩn với các mức ý nghĩa 1% và 5%. Dựa trên kết quả ước lượng ta có đồ thị mô tả sự biến động của phương sai, hiệp phương sai của các chuỗi lợi suất:

Hình 4.1. Đồ thị sự biến động của phương sai, hiệp phương sai của các chuỗi



b. Mô hình CCC

Ta có các phương trình ước lượng:

$$RBVH = 9.21869800179e-07 + 0.130053835523 * RBVH(-1)$$

$$RCTG = -0.00189737815572 + 0.00815246552319 * RCTG(-1)$$

$$RVCB = -0.00248257228928 - 0.017380919707 * RVCB(-1)$$

$$RKDC = -0.00107129436186 + 0.06743083916 * RKDC(-1)$$

$$GARCH1 = 0.000229125713625 + 0.405132448808 * RESID1(-1)^2 + 0.488468378763 * GARCH1(-1)$$

$$GARCH2 = 5.0470895769e-05 + 0.264144996287 * RESID2(-1)^2 + 0.690280567705 * GARCH2(-1)$$

$$GARCH3 = 0.000126201249482 + 0.264151143178 * RESID3(-1)^2 + 0.540626243134 * GARCH3(-1)$$

$$GARCH4 = 5.77048158387e-05 + 0.282607120258 * RESID4(-1)^2 + 0.61753568774 * GARCH4(-1)$$

$$COV1_2 = 0.385213757668 * @SQRT(GARCH1 * GARCH2)$$

$$COV1_3 = 0.417768993123 * @SQRT(GARCH1 * GARCH3)$$

$$COV1_4 = 0.334188262298 * @SQRT(GARCH1 * GARCH4)$$

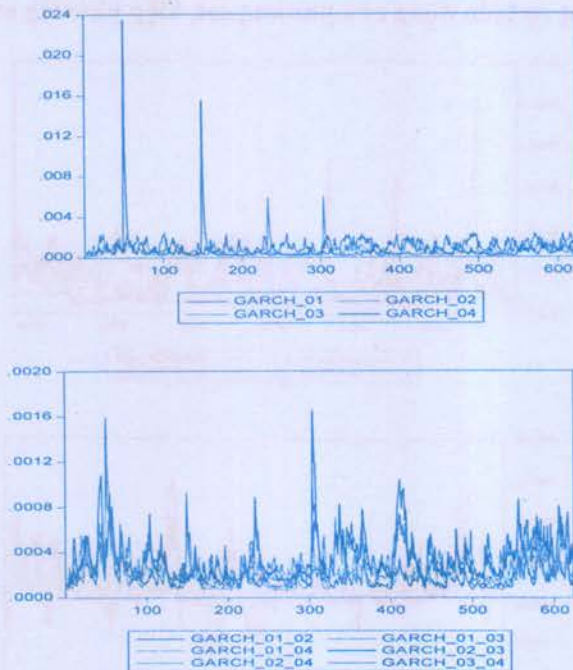
$$COV2_3 = 0.602520535307 * @SQRT(GARCH2 * GARCH3)$$

$$COV2_4 = 0.324762512026 * @SQRT(GARCH2 * GARCH4)$$

$$COV3_4 = 0.349341447927 * @SQRT(GARCH3 * GARCH4)$$

Dựa trên kiểm định Portmanteau về sự tự tương quan cho hệ các phần dư chuẩn hóa ta thấy mô hình phù hợp. Tuy nhiên, theo kiểm định Jarque-Bera ta thấy phân phối đồng thời của các phần dư không tuân theo quy luật phân phối chuẩn, hơn nữa các chuỗi phần dư đều không có phân phối chuẩn với các mức ý nghĩa 1% và 5%. Dựa trên kết quả ước lượng ta có đồ thị mô tả sự biến động của phương sai, hiệp phương sai của các chuỗi lợi suất:

Hình 4.2. Đồ thị sự biến động của phương sai, hiệp phương sai của các chuỗi



c. Mô hình BEKK

Ta có các phương trình ước lượng

$$RBVH = 0.000853470664909 + 0.158339002158 * RBVH(-1)$$

$$RCTG = -0.0014408493666 + 0.0155476915199 * RCTG(-1)$$

$$RVCB = -0.00184765654639 - 0.0333157837856 * RVCB(-1)$$

$$RKDC = -0.000712827776812 + 0.0645313749895 * RKDC(-1)$$

$$GARCH1 = 9.98484091256e-05 + 0.183245804163 * RESID1(-1)^2 + 0.77004716643 * GARCH1(-1)$$

$$GARCH2 = 1.30019937353e-05 + 0.149436575934 * RESID2(-1)^2 + 0.848716271326 * GARCH2(-1)$$

$$GARCH3 = 9.41606073969e-06 + 0.121845571302 * RESID3(-1)^2 + 0.88102710208 * GARCH3(-1)$$

$$GARCH4 = 2.04382198984e-05 + 0.0567446044464 * RESID4(-1)^2 + 0.886978040983 * GARCH4(-1)$$

$$COV1_2 = 0.165479985281 * RESID1(-1) * RESID2(-1) * RESID1(-1) * RESID2(-1) * RESID1(-1) * RESID2(-1) + 0.808425358235 * COV1_2(-1) * COV1_2(-1) * COV1_2(-1)$$

$$COV1_3 = 0.149424528431 * RESID1(-1) * RESID3(-1) * RESID1(-1) * RESID3(-1) + 0.823670093851 * COV1_3(-1) * COV1_3(-1)$$

$$COV1_4 = 0.101971617001 * RESID1(-1) * RESID4(-1) + 0.826447171418 * COV1_4(-1)$$

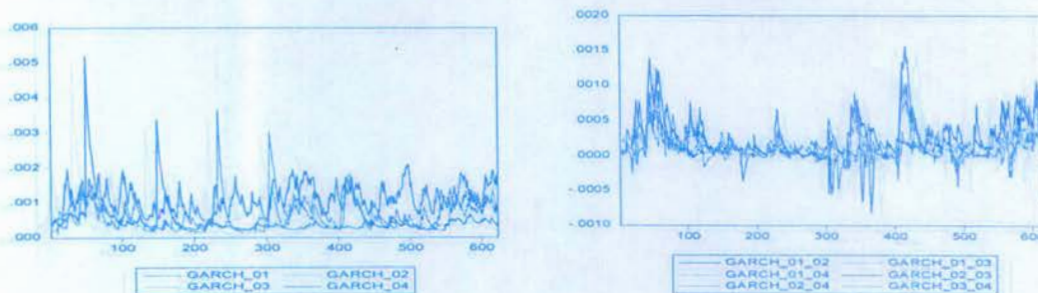
$$COV2_3 = *RESID2(-1) * RESID3(-1) 0.134937707733 * RESID2(-1) * RESID3(-1) * RESID2(-1) * RESID3(-1) * COV2_3(-1) + 0.86472078558 * COV2_3(-1) * COV2_3(-1)$$

$$COV2_4 = *RESID2(-1) * RESID4(-1) 0.0920853918448 * RESID2(-1) * RESID4(-1) * COV2_4(-1) + 0.867636269234 * COV2_4(-1)$$

$$COV3_4 = *RESID3(-1) * RESID4(-1) * RESID3(-1) * RESID4(-1) 0.0831509395441 * RESID3(-1) * RESID4(-1) * COV3_4(-1) * COV3_4(-1) + 0.883997563942 * COV3_4(-1)$$

Dựa trên kiểm định Portmanteau về sự tự tương quan cho hệ các phần dư chuẩn hóa ta thấy mô hình phù hợp. Tuy nhiên, theo kiểm định Jarque-Bera ta thấy phân phối đồng thời của các phần dư không tuân theo quy luật phân phối chuẩn, hơn nữa các chuỗi phần dư đều không có phân phối chuẩn với các mức ý nghĩa 1% và 5%. Dựa trên kết quả ước lượng ta có đồ thị mô tả sự biến động của phương sai, hiệp phương sai của các chuỗi lợi suất:

Hình 4.3. Đồ thị sự biến động của phương sai, hiệp phương sai của các chuỗi



Như vậy, theo kiểm định về sự tự tương quan của hệ các phần dư chuẩn hóa ta thấy các mô hình: DVEC, CCC, BEKK đều phù hợp. Hơn nữa, dựa vào thông tin giá trị hàm hợp lý, các tiêu chuẩn Akaike, BIC của 3 mô hình này, ta thấy giá trị của chúng gần bằng nhau nên các mô hình có thể dùng được. Tuy nhiên kiểm định về phân phối chuẩn đồng thời của phần dư chuẩn hóa ở cả 3 mô hình đều bị bác bỏ, điều đó cho chúng ta thấy nếu nghiên cứu danh mục lập từ 4 cổ phiếu này mà dùng giả thiết phân phối chuẩn là không phù hợp với dữ liệu thực tế.

Khi sử dụng mô hình VEC để phân tích, chúng ta cần đặt ra một số điều kiện để đảm bảo tính xác định dương của ma trận H_t với mọi t , tuy nhiên vấn đề này đối với mô hình BEKK dễ dàng thực hiện hơn. Khi ước lượng, số tham số cần ước lượng trong 2 mô hình VEC và BEKK lớn hơn số tham số cần ước lượng trong mô hình CCC khi số chiều lớn. Hơn nữa, điều kiện để đảm bảo tính xác định dương của H_t với mọi t trong mô hình CCC cũng đơn giản hơn mô hình VEC. Do đó, chúng ta có thể sử dụng mô hình CCC thuận tiện hơn so với các mô hình VEC, BEKK tổng quát.

4.3. Phân tích sự biến động của hệ số beta của một số cổ phiếu

Mô hình CAPM mô tả mối quan hệ giữa rủi ro và lợi nhuận kỳ vọng:

$$E(r_i) - r_f = \beta E(r_M - r_f)$$

trong đó hệ số beta của tài sản (hoặc danh mục) cung cấp thông tin cho chúng ta để: xác định mức độ rủi ro của tài sản, xác định phần bù rủi ro của tài sản, và những thông tin để định giá hợp lý của tài sản rủi ro.

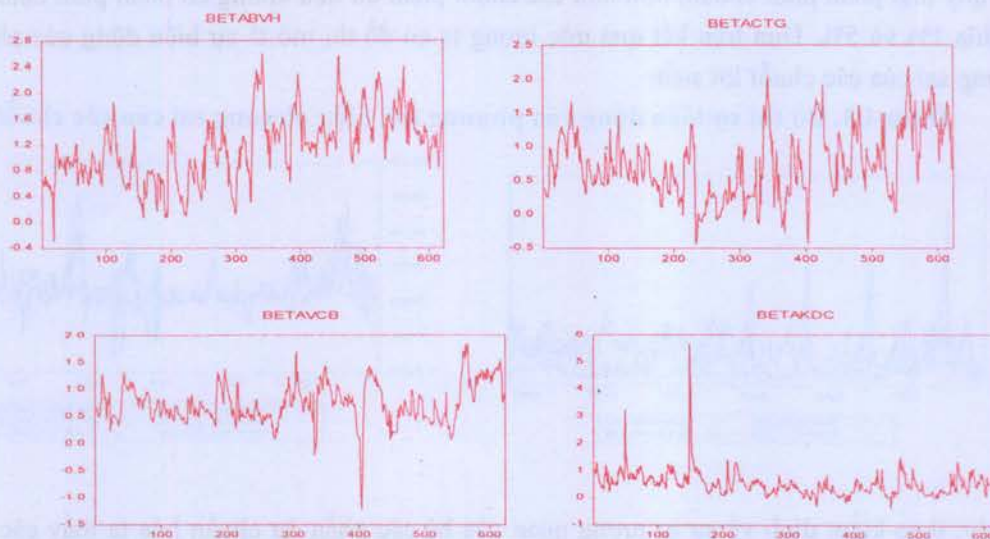
Ước lượng hệ số beta có điều kiện trong mô hình CAPM:

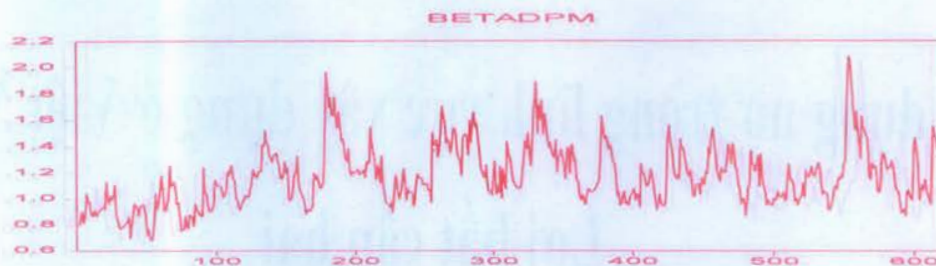
$$\beta_{t-1} = \frac{\text{cov}_{t-1}(r_{it}, r_{Mt})}{\text{var}_{t-1}(r_{Mt})} \quad E_{t-1}(r_{it}) - r_{ft} = \beta_{t-1} E_{t-1}(r_{Mt} - r_{ft})$$

trong đó β_{t-1} , var_{t-1} là hệ số beta và phương sai có điều kiện lấy theo tập thông tin có tới thời điểm $t-1$.

Chúng ta áp dụng các mô hình MGARCH để dự báo phương sai và hiệp phương sai của các chuỗi lợi suất của các cổ phiếu và chuỗi lợi suất của chỉ số VNindex, kết quả kiểm định mô hình phù hợp. Dựa trên kết quả ước lượng, chúng ta chỉ ra được sự biến động của hệ số beta của một số cổ phiếu.

Hình 4.4: Đồ thị sự biến động của hệ số Beta có điều kiện (Ứng dụng mô hình DVEC)





5. Kết luận

Bài báo này, trình bày mô hình GARCH đa biến tổng quát, và một số lớp mô hình cụ thể: Mô hình VEC, Mô hình DCC, Mô hình BEKK. Ứng dụng 3 mô hình cụ thể (mô hình VEC, BEKK, DCC) để dự báo phương sai và hiệp phương sai cho 4 chuỗi lợi suất của 4 cổ phiếu. Dựa trên kết quả ước lượng các mô hình MGARCH, chúng ta phân tích sự biến động của chuỗi bê ta của các cổ phiếu. Hơn nữa, bài viết đã thực hiện một số kiểm định: Kiểm định tự tương quan, phân phối chuẩn nhiều chiều, để đánh giá sự phù hợp của các mô hình.

Như vậy các mô hình VEC, DCC, BEKK nói riêng hay mô hình GARCH nói chung là sự mở của mô hình GARCH đơn biến. Theo các mô hình GARCH đa biến ta có thể có thể phân tích và dự báo cả phương sai và hiệp phương sai của các lợi suất, giúp chúng ta có những kết quả tốt hơn trong phân tích rủi ro của danh mục gồm nhiều tài sản. Tuy nhiên, trong phân tích độ biến động nhiều chiều còn có nhiều vấn đề, chẳng hạn: Các kiểm định chẩn đoán, Mô hình phân phối đuôi dày, phần mềm phân tích,... cần được tiếp tục nghiên cứu.

Tài liệu tham khảo:

1. Nguyễn Quang Dong (2010), *Phân tích chuỗi thời gian trong tài chính*, NXB Khoa học và Kỹ thuật.
2. Hoàng Đình Tuấn (2010), *Mô hình phân tích và định giá tài sản tài chính*, NXB Khoa học và Kỹ thuật.
3. Bauwens, L., S. Laurent, and J.V.K. Rombouts (2006), "Multivariate GARCH models: A survey", *Journal of Applied Econometrics*, 21, 79-109.
4. Engle, R. F. (2003), "Risk and Volatility: Econometric models and financial practice", Nobel lecture.
5. Ser-Huang Poon and Clive W. J. Granger (2003), "Forecasting Volatility in Financial Markets: A review", *Journal of Economic Literature*, Vol.XLI, pp.478-539.
6. Tse, Y. K (2000), "A test for constant correlations in a multivariate GARCH model", *Journal of Econometrics*, 98, 107-127.
7. Tse, Y. K; Abert K. C. Tsui (2002), "A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, No. 3, pp. 351-362.