

# Hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối ở Việt Nam

TRẦN NGỌC THƠ

Đại học Kinh tế TP.HCM

HỒ THỊ LAM

Học viện Hành chính Quốc gia

**N**ghiên cứu phân tích thực nghiệm hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán VN. Mô hình vec tơ tự hồi quy (VAR) và phương sai thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát hóa (GARCH) đã được sử dụng với dữ liệu giai đoạn 2000-2013. Kết quả chỉ ra rằng không có mối quan hệ cân bằng dài hạn ổn định giữa tỷ giá hiệu lực thực VND và giá chứng khoán. Lan tỏa trong giá trị trung bình giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán cũng không được tìm thấy trong giai đoạn nghiên cứu. Ngoài ra, bài nghiên cứu xem xét hiệu ứng lan tỏa bất ổn chéo giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán sử dụng thống kê tỷ lệ likelihood. Tồn tại hiệu ứng lan tỏa bất ổn hai chiều giữa hai thị trường, chỉ ra rằng những thay đổi ngoài kỳ vọng trong quá khứ trên thị trường chứng khoán có tác động lớn đến những bất ổn trong tương lai trên thị trường ngoại hối và ngược lại.

**Từ khóa:** GARCH, VAR, thị trường ngoại hối VN, thị trường chứng khoán VN, hiệu ứng lan tỏa bất ổn.

## 1. Giới thiệu

Quá trình tự do hóa tài chính diễn ra nhanh và mạnh tạo cơ hội mở rộng khả năng đầu tư quốc tế và đa dạng hóa danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán cả trong nước và nước ngoài. Cùng với việc mở rộng hội nhập theo xu hướng toàn cầu hóa, sự nới lỏng các quy định kiểm soát vốn nước ngoài và việc áp dụng chế độ tỷ giá hối đoái linh hoạt hơn của các quốc gia trên thế giới đã tăng sự quan tâm của các nhà nghiên cứu và các học viên trong việc nghiên cứu sự tương tác giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối.

Việc nghiên cứu và thiết lập mối quan hệ giữa giá chứng khoán và tỷ giá là quan trọng vì một số lý do. Thứ nhất, mối quan hệ giữa hai biến có thể ảnh hưởng đến các quyết định về chính sách tiền tệ và tài khóa (Gavin, 1989). Thứ hai, mối liên kết giữa hai thị trường có thể được sử dụng để dự đoán tỷ giá hối đoái. Điều này sẽ có lợi cho các tập đoàn đa quốc gia, các công ty có hoạt động xuất nhập khẩu... trong việc quản lý độ nhạy cảm với các giao dịch nước ngoài và rủi ro tỷ giá của họ để ổn định thu nhập. Thứ ba, tiền tệ được xem như một tài sản trong danh mục đầu tư ngày

càng thường xuyên hơn. Hiểu biết về mối liên hệ giữa giá tiền tệ (tỷ giá) và giá các tài sản khác trong một danh mục đầu tư là rất quan trọng cho việc thực hiện đầu tư của các nhà đầu tư. Cuối cùng, sự hiểu biết về mối quan hệ tỷ giá và giá chứng khoán có thể hữu ích trong việc dự báo khủng hoảng (Khalid và Kawai, 2003).

Hiện nay đã có một số các nghiên cứu tiến hành nghiên cứu và đo lường mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán tại VN như Huỳnh Thế Nguyễn và Nguyễn Quyết (2013), Nguyễn Minh Kiều và các cộng sự (2013), Bùi Kim

Yến và Nguyễn Thái Sơn (2014)... Các nghiên cứu trên chủ yếu tập trung vào mối quan hệ tuyến tính giữa hai biến (hay mối liên kết về giá). Tuy nhiên, mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán không nhất thiết phải là tuyến tính (Zhao, 2010). Vì vậy nghiên cứu này được thực hiện với mục đích cung cấp thêm bằng chứng về mối quan hệ năng động trong ngắn hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán ở VN; cụ thể tác giả lấp đầy các khoảng trống trong các nghiên cứu trước cho thị trường VN bằng cách điều tra thông tin được truyền giữa hai biến số kinh tế vừa thông qua các lan truyền về giá vừa thông qua các lan truyền bất ổn trong ngắn hạn – hay mối quan hệ vừa tuyến tính vừa phi tuyến - giữa hai biến.

Phần còn lại của bài nghiên cứu được cấu trúc như sau. Phần tiếp theo thảo luận về cơ sở lý thuyết và một số các nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Phần 4 trình bày dữ liệu; các đặc điểm kỹ thuật mô hình và các vấn đề kinh tế lượng có liên quan. Sau đó, phần 5 trình bày kết quả nghiên cứu với mô hình phân tích phương sai và hiệp phương sai thay đổi theo thời gian của tỷ giá và giá chứng khoán. Cuối cùng tác giả kết luận và đưa ra một số khuyến nghị với các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Liên kết lý thuyết giữa tỷ giá và giá chứng khoán được mô hình hóa dưới hai hình thức chủ yếu.

Đầu tiên là mô hình định hướng theo dòng của Dornbusch và Fisher (1980) với sự kết hợp của một mô hình IS-LM trong một nền kinh tế nhỏ và mở cửa với mô hình chiết khấu cổ tức của giá chứng khoán (DDM). Nếu điều kiện Marshall-Lerner duy trì, sự tăng tỷ giá thực

(hàm ý sự giảm giá trị của đồng nội tệ, tỷ giá ở đây được định nghĩa là giá tính bằng nội tệ của đồng ngoại tệ) sẽ dẫn đến tăng năng lực cạnh tranh của hàng hóa trong nước so với hàng hóa nước ngoài và cải thiện cán cân thương mại do đó làm gia tăng sản lượng và thu nhập thực; mà thông qua DDM sẽ trở thành sự gia tăng trong giá chứng khoán. Mặt khác, Gavin (1989) cho thấy những thay đổi ngoại kỳ vọng trên thị trường chứng khoán tác động đến tổng cầu thông qua hiệu ứng giàu có và hiệu ứng thanh khoản, do đó tác động đến cầu tiền và tỷ giá.

Thứ hai, mô hình định hướng theo khối (tài sản) của Branson (1983) và Frankel (1983), trong đó các nhà đầu tư được cho là nắm giữ một danh mục đầu tư quốc tế đa dạng và vai trò của tỷ giá như một yếu tố làm cân bằng cung và cầu các tài sản, tức là các chứng khoán. Vì vậy, bất kỳ sự thay đổi trong cung và cầu tài sản sẽ tác động đến cung, cầu ngoại tệ và làm thay đổi tỷ giá hối đoái cân bằng. Một sự gia tăng giá chứng khoán trong nước sẽ thu hút các nhà đầu tư nước ngoài vào thị trường chứng khoán trong nước do tỷ lệ lợi nhuận cao, cầu nội tệ tăng, gây áp lực tăng giá lên đồng nội tệ, tức là tỷ giá giảm.

## 3. Các nghiên cứu trước đây

Về thực nghiệm, đã có rất nhiều nghiên cứu được thực hiện nhằm kiểm chứng mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán ở trong nước cũng như ở nước ngoài. Jorion (1990) và Bartov & Bodnar (1994) đã thất bại trong việc tìm ra một mối tương quan có ý nghĩa giữa các chuyển động giá của đồng USD và lợi nhuận chứng khoán của các công ty ở Mỹ. Tuy nhiên, một số các

nghiên cứu lại tìm thấy mối tương quan dương giữa hai biến như Aggarwal (1981) và Ma & Kao (1990) ở thị trường Mỹ, Phylaktis & Ravazzolo (2005) ở thị trường các quốc gia lưu vực Thái Bình Dương. Hơn nữa, Donnelly và Sheehy (1996) nghiên cứu với thị trường Anh, Kim (2003) với thị trường Mỹ, Tsai (2012) và Moore & Wang (2014) với thị trường các nước châu Á lại tìm thấy tương quan nghịch giữa chỉ số chứng khoán và tỷ giá tiền tệ. Một số các nghiên cứu tập trung vào mối quan hệ nhân quả trực tiếp hay gián tiếp giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992), Hamrita & Trifi (2011) chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa tỷ giá và giá chứng khoán ở Mỹ. Abdalla & Murinde (1997) cung cấp bằng chứng cho thấy mối quan hệ nhân quả đơn hướng từ tỷ giá đến giá chứng khoán tồn tại ở thị trường các nước Ấn Độ, Hàn Quốc, Pakistan. Wu (2000) cũng tìm thấy kết quả tương tự cho thị trường Singapore trong giai đoạn 1991-2000. Ajayi và cộng sự (1998) chỉ ra rằng giá chứng khoán dẫn dắt tỷ giá ở các nước phát triển và không tồn tại mối quan hệ nhân quả nào ở các thị trường mới nổi. Ngoài ra, một số các nghiên cứu tập trung vào lan tỏa bất ổn giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán cũng tìm thấy các kết quả khác nhau giữa các thị trường khác nhau. Kanas (2000) cho thấy tồn tại lan tỏa bất ổn từ giá chứng khoán đến tỷ giá ở thị trường các nước phát triển. Berr & Hebein (2008) tìm thấy hiệu ứng lan tỏa dương về giá từ thị trường ngoại hối đến thị trường chứng khoán tồn tại ở Canada, Nhật Bản, Mỹ và Ấn

Độ. Zhao (2010) nghiên cứu mối quan hệ năng động giữa tỷ giá hiệu lực thực của đồng RMB và giá chứng khoán ở Trung Quốc, hiệu ứng lan tỏa trong bất ổn hai chiều giữa hai thị trường được tìm thấy trong giai đoạn nghiên cứu 1991-2009.

Một số nghiên cứu được thực hiện cho thị trường VN tìm thấy các kết quả khá khác biệt về mối quan hệ tuyến tính giữa hai biến. Chang, Su & Lai (2009) tìm thấy mối quan hệ đồng liên kết ngưỡng bất đối xứng và mối quan hệ truyền bất ổn đáng kể giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán. Huỳnh Thế Nguyễn và Nguyễn Quyết (2013) cho thấy tồn tại mối liên hệ nghịch một chiều từ tỷ giá hối đoái tại bậc trễ 2 đến giá cổ phiếu. Nguyễn Minh Kiều và các cộng sự (2013) tìm thấy mối quan hệ nghịch chiều giữa giá chứng khoán và tỷ giá trong ngắn hạn nhưng không tồn tại trong dài hạn. Kết quả là tương tự với nghiên cứu của Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2013). Tuy nhiên, Bùi Kim Yến và Nguyễn Thái Sơn (2014) lại tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa hai biến số này.

## 4. Phương pháp nghiên cứu

### 4.1. Dữ liệu và mô tả các biến

Các dữ liệu được sử dụng là dữ liệu theo tháng từ tháng 07 năm 2000 đến tháng 12 năm 2013, tổng cộng 162 dữ liệu.

Theo Zhao (2010) với sự thay đổi phức tạp của nền kinh tế quốc tế, rất khó để mô tả sự tăng giá và giảm giá tiền tệ bởi tỷ giá hối đoái song phương, tuy nhiên, tỷ giá hiệu lực thực (REER) không chỉ xem xét sự thay đổi của các loại tiền tệ của các nước đối tác thương mại chính, mà còn loại bỏ các yếu tố lạm phát. Vì vậy, tỷ giá hiệu lực

thực có thể phản ánh một cách toàn diện giá trị đồng tiền so với tỷ giá hối đoái song phương và tỷ giá hối đoái danh nghĩa. Nghiên cứu sử dụng tỷ giá hiệu lực thực của VND để chỉ ra sự thay đổi của tỷ giá hối đoái, phản ánh sự thay đổi giá trị VND.

Tỷ giá hiệu lực danh nghĩa (NEER) được định nghĩa là tỷ giá giữa đồng nội tệ với các đồng ngoại tệ của các nước khác lấy quyền số là tỷ trọng thương mại hoặc thanh toán của nước đó với các nước kia (OECD, 2013). Tỷ giá hiệu lực thực thì được tính dựa trên NEER và điều chỉnh theo tỷ lệ lạm phát.

Công thức được sử dụng để tính NEER và REER như sau:

$$NEER_t = \prod_{j=1}^n (e_{jt})^{w_{jt}} \quad (1)$$

$$REER_t = \prod_{j=1}^n \left( e_{jt} \frac{CPI_{jt}}{CPI_t} \right)^{w_{jt}} \quad (2)$$

Với  $t$  là thời gian;  $n$  là số lượng các đối tác thương mại chính của VN;  $e_{jt}$  là tỷ giá danh nghĩa song phương (yết giá trực tiếp) của đồng tiền nước  $j$  so với VND tại thời điểm  $t$  (tính theo chỉ số);  $CPI_t$  là chỉ số giá hàng hóa trong nước tại thời điểm  $t$ ;  $CPI_{jt}$  là chỉ số giá hàng hóa nước  $j$  tại thời điểm  $t$ ;  $w_{jt}$  là tỷ trọng của đồng tiền nước  $j$  tại thời điểm  $t$ , tương ứng với tỷ trọng thương mại của nước  $j$  trong tổng kim ngạch thương mại của VN với các nước được chọn.

Tỷ giá danh nghĩa của đồng tiền nước  $j$  so với VND được tính theo cách tính tỷ giá chéo thông qua đồng tiền thứ ba là USD.

Bài nghiên cứu chọn ra 20 nước có tỷ trọng thương mại lớn nhất trong tổng kim ngạch thương mại của VN trong giai đoạn 2000-2013, các nước này có tổng kim ngạch thương mại với VN chiếm trên 76% tổng kim ngạch thương mại của VN trong giai đoạn này.

Dữ liệu theo tháng để tính REER được thu thập từ Quỹ Tiền Tệ Quốc Tế (IMF) mục IFS và DOTs, Ngân hàng Thế giới (World Bank) mục WEO.

Giá chứng khoán của VN được đại diện bởi chỉ số VN-Index, được thu thập trên website [www.cophieu68.vn](http://www.cophieu68.vn), là giá đóng cửa của chỉ số VN-Index vào thời điểm cuối mỗi tháng cho giai đoạn từ tháng 7 năm 2000 đến tháng 12 năm 2013.

Cả hai chuỗi dữ liệu sau đó

$$R_{i,t} = \ln \left( \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) \quad (3)$$

được chuyển sang logarit tự nhiên của chúng như sau:

trong đó  $P_{i,t}$  là mức giá của thị trường  $i$  ( $i=1$  với tỷ giá;  $i=2$  với giá chứng khoán) tại thời điểm  $t$ .

**Bảng 1: Thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu**

|               | $R_1$       | $R_2$       |
|---------------|-------------|-------------|
| Trung bình    | -0,001327   | 0,009958    |
| Độ lệch chuẩn | 0,017516    | 0,111848    |
| Jarque-Bera   | 220,9594*** | 11,05741*** |
| Số quan sát   | 161         | 161         |

*Nguồn: Tác giả tính toán*

Kết quả thống kê mô tả ở bảng 1 cho thấy, trong giai đoạn nghiên cứu tỷ lệ lợi nhuận trung bình hàng tháng của thị trường chứng khoán VN là 0.99%, sự thay đổi trung bình của tỷ giá VND là âm ở mức 0.13%, cho thấy tiền đồng được định giá cao trong thời gian này. Xem xét độ

lệch chuẩn (standard deviation) của cả hai chuỗi có thể nhận thấy thị trường chứng khoán bất ổn mạnh hơn so với thị trường ngoại hối, do đó rủi ro khi đầu tư vào thị trường chứng khoán là cao hơn so với khi đầu tư vào thị trường ngoại hối. Kết quả kiểm định phân phối chuẩn Jarque-Bera bác bỏ giả thiết phân phối chuẩn ở từng chuỗi với mức ý nghĩa 1%.

#### 4.2. Mô hình nghiên cứu

Bài nghiên cứu áp dụng kiểm định tính dừng KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt. và Shin, 1992) để kiểm tra tính dừng của các biến trước khi thực hiện phân tích thực nghiệm mối quan hệ giữa chúng. Đối với chuỗi gốc không dừng sẽ được loại bỏ xu hướng hoặc lấy sai phân đến khi có được chuỗi dừng trước khi đưa vào mô hình.

Sau khi kiểm định tính dừng, nghiên cứu tiếp tục xem xét mối quan hệ cân bằng trong dài hạn giữa hai biến bằng kiểm định đồng liên kết Johansen. Việc kiểm định đồng liên kết nhằm xem xét liệu các chuỗi dữ liệu theo thời gian không dừng có bất kỳ mối quan hệ cân bằng nào trong dài hạn hay không, hay nói cách khác chúng có bất ổn đồng nhịp hay không. Nếu các chuỗi dữ liệu là không dừng nhưng chúng có mối quan hệ đồng liên kết, yếu tố hiệu chỉnh sai số cần được thêm vào phương trình hồi quy để phản ánh đúng mối quan hệ của các biến trong ngắn hạn, đồng thời có thể nắm bắt được mối quan hệ của chúng trong dài hạn.

Cuối cùng nghiên cứu sử dụng mô hình VAR – GARCH để mô hình hóa mối quan hệ trong ngắn hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán ở VN. Độ trễ tối ưu cho mô hình được lựa chọn dựa trên tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC). Mô hình VAR(1) hai biến được sử dụng trong mô hình trung bình có điều kiện cho sự thay đổi tỷ giá VND và lợi nhuận chứng khoán được viết như sau:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta R_{i,t-1} + u_i \quad (4)$$

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} u_{1,t-1}^2 & u_{1,t-1}u_{2,t-1} \\ u_{2,t-1}u_{1,t-1} & u_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{2011,1} \\ d_{2011,2} \end{bmatrix} Dum\ 2011_t + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{2009,1} \\ d_{2009,2} \end{bmatrix} Dum\ 2009_t \quad (5)$$

Trong đó  $u_t = [u_{1,t}, u_{2,t}]^T$  là véc tơ sai số ngẫu nhiên tại thời điểm  $t$ , chỉ ra rằng các thị trường bị tác động bởi những thay đổi ngoài kỳ vọng tại thời điểm đó,  $u_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t)$ ,  $H_t$  là một ma trận phương sai - hiệp phương sai tương ứng  $2 \times 2$ , và  $I_{t-1}$  là bộ thông tin tại thời điểm  $t-1$ . Véc tơ  $2 \times 1$

$\alpha = [\alpha_1, \alpha_2]^T$  là các hệ số xu hướng dài hạn.

Nghiên cứu sử dụng biến giả để nắm bắt sự thay đổi trong các lần thay đổi chính sách, cụ thể là phá giá tiền đồng. Hai biến giả  $Dum\ 2009_t$  và  $Dum\ 2011_t$  được lựa chọn đưa vào phương trình hồi quy vì đây là hai lần phá giá cao nhất trong giai đoạn nghiên cứu. Vào ngày 26/11/2009, NHNN nâng tỷ giá VND/USD tăng thêm 5,4% so với trước đó và mức tăng là 9,3% vào ngày 11/02/2011. Biến  $Dum\ 2009_t$  nhận giá trị là 1 trong giai đoạn từ tháng 11/2009 đến tháng 12/2013, và nhận giá trị là 0 cho thời gian khác trong mẫu. Biến  $Dum\ 2011_t$  nhận giá trị là 1 trong giai đoạn từ tháng 02/2011 đến tháng 12/2013, và nhận giá trị là 0 cho thời gian khác trong mẫu.  $d_{2009,i}$  và  $d_{2011,i}$  là các hệ số hồi quy của biến giả.

Phát triển từ mô hình ARCH và GARCH của Engle (1982) và Bollerslev (1986), tương ứng, Engle & Kroner (1995) đã tiến hành tham số hóa tổng quát trên phương trình phương sai với việc tối thiểu hóa các tham số phải ước lượng nhưng vẫn đảm bảo tính xác định dương của ma trận  $H_t$  được gọi là mô hình BEKK. Mô hình GARCH-BEKK(1,1) như sau:

$$H_t = C^T C + A^T u_{t-1} u_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B \quad (6)$$

Cho hai biến tỷ giá VND và giá chứng khoán đang quan tâm, mô hình được viết lại dưới dạng ma trận là:

với  $C$  là ma trận tam giác dưới  $2 \times 2$ .

Việc kiểm tra có hay không hiệu ứng lan tỏa bất ổn giữa hai thị trường được thực hiện bằng phương pháp kiểm định tỷ lệ likelihood (likelihood ratio test – LR test). Các phần dư chuẩn hóa (standardized residuals)  $v_t$  của một mô hình với kỹ thuật ước lượng hợp lý (properly specified model) phải là một quá trình nhiễu trắng, có nghĩa chúng có phân phối i.i.d. Do đó, để kiểm định tính thích hợp của mô hình, cuối cùng, nghiên cứu sử dụng thống kê Q Ljung-Box để kiểm tra đặc tính ngẫu nhiên của các phần dư  $v_t$ .

## Kết quả nghiên cứu

### Kết quả kiểm định tính dừng của các biến

**Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng KPSS**

|              | Adj.t-Stat  |
|--------------|-------------|
| $P_1$        | 1,182146*** |
| $P_2$        | 0,514621**  |
| $\Delta P_1$ | 0,144998    |
| $\Delta P_2$ | 0,066759    |

Lưu ý: Ký hiệu \*\*\* và \*\* biểu thị ý nghĩa thống kê tại mức 1% và 5% tương ứng  
Nguồn: Tác giả tính toán

Bảng 2 tóm tắt kết quả kiểm định tính dừng của tỷ giá VND ( $P_1$ ) và giá chứng khoán ( $P_2$ ) bằng phương pháp kiểm định KPSS. Kết quả kiểm định bác bỏ giả thiết  $H_0$  là chuỗi biến đang xem xét là dừng trong biến gốc (biến level) ở mức ý nghĩa thống kê 1% và 5%. Điều này cũng có nghĩa chúng ta chấp nhận giả thiết  $H_1$  là cả hai biến dừng trong sai phân. Điều này là phù hợp với kết quả kiểm định cho hai biến sai phân khi không thể bác bỏ giả thiết  $H_0$  đối với chúng.

Như vậy hai biến tỷ giá và giá chứng khoán là các chuỗi không dừng trong biến gốc nhưng dừng

trong sai phân bậc một, hay chúng đều là các chuỗi I(1).

### Kết quả kiểm định đồng liên kết

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định đồng liên kết bằng phương pháp kiểm định Johansen. Kết quả kiểm định ở cả thống kê Trace và thống kê Max-Eigenvalue cho thấy không có mối quan hệ đồng liên kết tồn tại giữa tỷ giá VND và giá chứng khoán. Do đó, mô hình VAR trong phương trình (5) đặc tả tốt mối quan hệ giữa hai biến trong ngắn hạn mà không cần phải bao gồm các thành tố hiệu chỉnh sai số. Kết quả phù hợp với Granger và các cộng sự (2000), Nieh & Lee (2011) rằng không có mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán.

### Kết quả kiểm định mô hình VAR-MGARCH

Mô hình VAR(1)-MGARCH(1,1) được lựa chọn để phân tích mối quan hệ năng động giữa tỷ giá hiệu lực thực của VND và giá chứng khoán theo tiêu chuẩn thông tin Akaike, Schwarz. Kết quả ước lượng được trình bày ở bảng 4.

Bảng A trình bày các ước lượng hệ số của phương trình trung bình có điều kiện. Như vậy hành vi của tỷ giá và lợi nhuận chứng khoán trong quá khứ không có ý nghĩa giải thích cho sự thay đổi của tỷ giá

trong tương lai. Trong khi sự thay đổi của lợi nhuận chứng khoán được giải thích bởi chính nó trong quá khứ ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, giữa hai thị trường không tồn tại mối quan hệ nhân quả Granger hai chiều. Các hệ số cho biến giả ( $d_{2009,i}$ ,  $d_{2009,i}$  và  $d_{2011,i}$ ) phản ánh sự thay đổi khi có sự thay đổi chính sách tỷ giá (cụ thể là phá giá VND) cho ba giai đoạn: từ tháng 7 năm 2000 đến tháng 10 năm 2009, từ tháng 11 năm 2009 đến tháng 1 năm 2011 và từ tháng 2 năm 2011 đến tháng 12 năm 2013. Các ước lượng hệ số cho các biến giả đều không có ý nghĩa thống kê. Như vậy, sự thay đổi chính sách tỷ giá hay việc phá giá VND không làm thay đổi đặc tính biến động trung bình của thị trường chứng khoán và cũng không cho thấy sự khác biệt trong sự thay đổi tỷ giá hiệu lực của VND. Trước thời điểm NHNN công bố về việc điều chỉnh tỷ giá hay nói lỏng/ thu hẹp biên độ dao động của tỷ giá, thường NHNN đã phát tín hiệu từ trước, do đó các nhà đầu tư đã có sự chuẩn bị tâm lý. Đến khi thông tin về tỷ giá được chính thức ban hành thì các thị trường đã phản ánh những thông tin này vào giá, vì vậy thời điểm công bố thông tin không có ý nghĩa đến sự bất ổn trung bình trên cả hai thị trường.

**Bảng 3: Kết quả kiểm định đồng liên kết giữa tỷ giá và giá chứng khoán**

| Thống kê Trace          |            |                     |                   |         |
|-------------------------|------------|---------------------|-------------------|---------|
|                         | Eigenvalue | Trace statistic     | Critical value 5% | P-value |
| $r = 0$                 | 0,043602   | 8,821760            | 20,26184          | 0,7528  |
| $r = 1$                 | 0,010499   | 1,688708            | 9,164546          | 0,8385  |
| Thống kê Max-Eigenvalue |            |                     |                   |         |
|                         | Eigenvalue | Max-Eigen statistic | Critical value 5% | P-value |
| $r = 0$                 | 0,043602   | 7,133052            | 15,89210          | 0,6533  |
| $r = 1$                 | 0,010499   | 1,688708            | 9,164546          | 0,8385  |

Lưu ý:  $r$  biểu thị số véc tơ đồng liên kết  
Nguồn: Tác giả tính toán

**Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình MGARCH-BEKK**

|                                                                               | Coeff.           | Std. Error | t-Stat. |              | Coeff.                | Std. Error | t-Stat.  |
|-------------------------------------------------------------------------------|------------------|------------|---------|--------------|-----------------------|------------|----------|
| <b>Bảng A: Các ước lượng tham số của phương trình trung bình có điều kiện</b> |                  |            |         |              |                       |            |          |
|                                                                               | Tỷ giá ( $R_1$ ) |            |         |              | Chứng khoán ( $R_2$ ) |            |          |
| $\alpha_1$                                                                    | -0,0014          | 0,0014     | -1,001  | $\alpha_2$   | 0,016**               | 0,007      | 2,261    |
| $\beta_{11}$                                                                  | -0,051           | 0,085      | -0,608  | $\beta_{21}$ | -0,186                | 0,448      | -0,415   |
| $\beta_{12}$                                                                  | 0,009            | 0,011      | 0,786   | $\beta_{22}$ | 0,328***              | 0,081      | 4,057    |
| $d_{2009,1}$                                                                  | 0,004            | 0,004      | 0,934   | $d_{2009,2}$ | -0,024                | 0,021      | -1,137   |
| $d_{2011,1}$                                                                  | -0,007           | 0,005      | -1,348  | $d_{2011,2}$ | 0,009                 | 0,021      | 0,444    |
| <b>Bảng B: Các ước lượng tham số của phương trình phương sai có điều kiện</b> |                  |            |         |              |                       |            |          |
| $c_{11}$                                                                      | 0,0006           | 0,001      | 0,469   | $c_{21}$     | -0,011*               | 0,01       | -1,812   |
| $c_{12}$                                                                      | 0                |            |         | $c_{22}$     | -5.7E-07              | 0,036      | -1.6E-05 |
| $a_{11}$                                                                      | 0,123*           | 0,067      | 1,828   | $a_{21}$     | 0,011                 | 0,013      | 0,848    |
| $a_{12}$                                                                      | -2,113***        | 0,575      | -3,672  | $a_{22}$     | 0,637***              | 0,089      | 7,145    |
| $b_{11}$                                                                      | 0,987***         | 0,008      | 126,435 | $b_{21}$     | 0,01                  | 0,006      | 1,537    |
| $b_{12}$                                                                      | -0,325*          | 0,191      | -1,703  | $b_{22}$     | 0,728***              | 0,061      | 11,967   |

Lưu ý: Các ký hiệu \*\*\*, \*\* và \* biểu thị mức ý nghĩa thống kê tương ứng là 1%, 5% và 10%. Ma trận C là ma trận tam giác dưới do đó yếu tố  $c_{12} = 0$ .

Nguồn: Tác giả tính toán

**Bảng 5: Kết quả kiểm định hiệu ứng lan tỏa bất ổn**

|                                                                                 | $\lambda$ | P-value |
|---------------------------------------------------------------------------------|-----------|---------|
| Kiểm định A: Lan tỏa bất ổn giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán |           |         |
| $H_0: a_{21} = a_{12} = b_{21} = b_{12} = 0$                                    | 21,059    | 0,0000  |
| Kiểm định B: Lan tỏa bất ổn từ thị trường chứng khoán đến thị trường ngoại hối  |           |         |
| $H_0: a_{21} = b_{21} = 0$                                                      | 5,821     | 0,0544  |
| Kiểm định C: Lan tỏa bất ổn từ thị trường ngoại hối đến thị trường chứng khoán  |           |         |
| $H_0: a_{12} = b_{12} = 0$                                                      | 20,539    | 0,0000  |

Nguồn: Tác giả tính toán

Các phương trình phương sai – hiệp phương sai có điều kiện được thể hiện trong mô hình GARCH hai biến, các ước lượng các tham số của mô hình nắm bắt hiệu quả những bất ổn và hiệu ứng lan tỏa bất ổn chéo giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán. Bảng B trình bày các hệ số được ước lượng cho ma trận phương sai – hiệp phương sai của mô hình. Kết quả từ bảng 4 B với các hệ số thuộc đường chéo của hai ma trận A và B đều có ý nghĩa thống kê hầu hết tại mức ý nghĩa 1%, chỉ

ra rằng tồn tại hiệu ứng ARCH và GARCH mạnh mẽ, có nghĩa đặc tính phương sai thay đổi theo thời gian (hay phương sai có điều kiện) tồn tại ở cả hai thị trường.

Bài nghiên cứu tiến hành kiểm tra hiệu ứng lan tỏa chéo giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán, sử dụng LR test. Giả thiết  $H_0$  cho rằng các yếu tố ngoài đường chéo của ma trận A và B là bằng 0 với phân phối Chi-squared bậc tự do là 4 ( $\chi^2_{(4)}$ ) bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%, do đó có tồn tại các hiệu ứng lan tỏa bất ổn chéo giữa

hai thị trường. Bài nghiên cứu tiếp tục xem xét các hướng lan tỏa bất ổn. Tồn tại hiệu ứng lan tỏa bất ổn hai chiều giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối, cho thấy những thay đổi ngoài kỳ vọng và bất ổn trong quá khứ trên thị trường chứng khoán có tác động lớn đến những bất ổn tương lai trên thị trường ngoại hối và ngược lại.

Cuối cùng, nghiên cứu kiểm tra các phần dư của mô hình. Sử dụng thống kê Q Ljung-Box, nghiên cứu tìm thấy không có hiện tượng tự tương quan trong các phần dư  $v_t$  và  $v_t^2$ . Vì vậy, mô hình VAR-GARCH trong bài nghiên cứu có thể mô tả đầy đủ mối quan hệ năng động giữa hai biến tài chính – tỷ giá và giá chứng khoán tại VN.

### Kết luận

Bài viết xem xét hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán VN trong giai đoạn 2000-2013, kết quả cho thấy, không có lan tỏa trung bình, tuy nhiên hiệu ứng lan tỏa bất ổn hai chiều mạnh mẽ được tìm thấy giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán. Chính phủ VN duy trì chế độ tỷ giá gần như là cố định, sự điều chỉnh nếu có chỉ là trong biên độ rất hẹp, do vậy mối quan hệ tuyến tính trực tiếp giữa tỷ giá và thị trường chứng khoán là không có ý nghĩa. Tuy nhiên, những thay đổi trong tỷ giá hối đoái ảnh hưởng đến năng lực cạnh tranh của hàng hóa trong nước so với hàng hóa nước ngoài, do vậy sự thay đổi của tỷ giá hối đoái sẽ tác động đến sản lượng xuất khẩu, đồng thời cũng tác động đến giá cả sản phẩm.

(Xem tiếp trang 77)