

# Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh tỷ giá tại Việt Nam - trước và sau khủng hoảng

PGS. TS. TRẦN THỊ XUÂN HƯƠNG, TS. VÕ XUÂN VINH, THS. NGUYỄN PHÚC CẢNH

Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh

*Bài báo sử dụng mô hình VAR để kiểm định kênh tỷ giá (ERC) trong truyền dẫn chính sách tiền tệ (CSTT) tại Việt Nam giai đoạn 2000- 2012, trong đó chia thành hai giai đoạn trước và sau khủng hoảng tài chính thế giới 2008. Nhóm tác giả phát hiện kênh tỷ giá có tồn tại trước khủng hoảng nhưng sau đó đã mất tác dụng trong và sau khủng hoảng. Bên cạnh đó, trước khủng hoảng, CSTT có hiệu quả trong kiểm soát lạm phát, nhưng trong giai đoạn khủng hoảng và sau khủng hoảng, khi lãi suất tăng lên lại làm gia tăng lạm phát. Điều này cho thấy có tồn tại kênh chi phí trong truyền dẫn CSTT tại Việt Nam trong giai đoạn khủng hoảng.*

**Từ khóa:** Chính sách tiền tệ, tỷ giá hối đoái, truyền dẫn, USD/VND

## 1. Giới thiệu

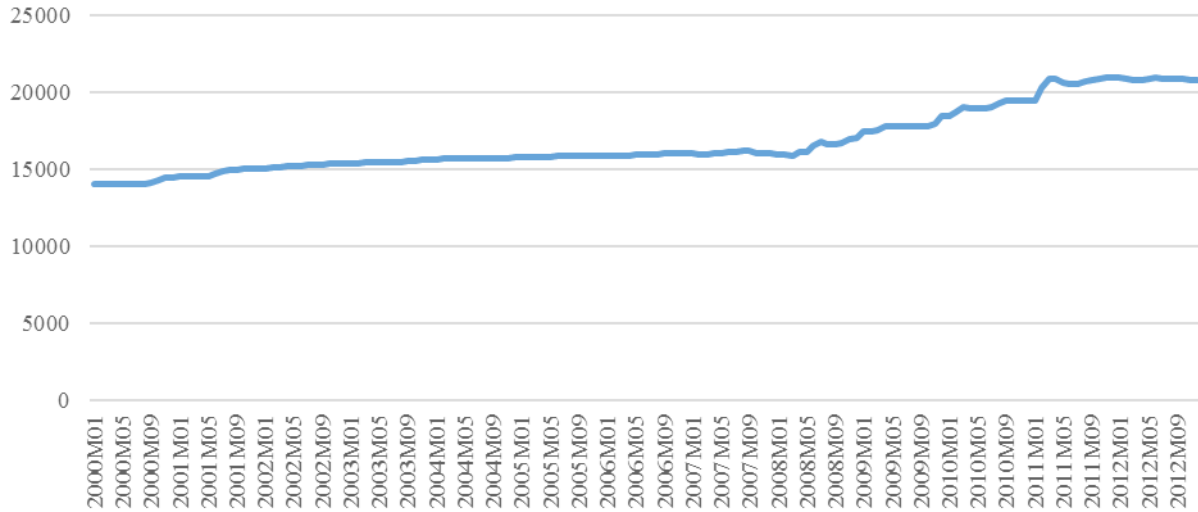
CSTT được xem như các hành động được thực hiện bởi ngân hàng trung ương (NHTW) nhằm tác động đến lượng cung tiền hoặc lãi suất của nền kinh tế (Lico Reis, Roberto de Paula, 2008). Với mục tiêu ổn định mức giá, thúc đẩy kinh tế phát triển, NHTW phải sử dụng các công cụ của CSTT như lãi suất điều hành, hoạt động thị trường mở, dự trữ bắt buộc để tác động đến các biến số trong nền kinh tế. Quá trình tác động đó được xem là quá trình truyền dẫn của CSTT. Các nghiên cứu đều cho thấy CSTT truyền dẫn thông qua nhiều kênh khác nhau, trong đó kênh truyền

dẫn chính bao gồm kênh lãi suất (Interest Rate Channel- IRC), kênh tỷ giá hối đoái (Exchange Rate Channel- ERC), kênh giá tài sản (Asset Price Channel- APC), kênh tín dụng (Credit Channel- CC) và kênh mong đợi (Expectation Channel- EC) (Mukherjee, Bhattacharya, 2011; Disyatat và Vongsinsirikul, 2003; Ries Wulandari, 2012 và nhiều nghiên cứu khác).

Khi mở cửa nền kinh tế, vấn đề mà các quốc gia quan tâm đầu tiên là tỷ giá hối đoái (Moss, 2007). Trong trường hợp quốc gia mở cửa, CSTT sẽ truyền dẫn thông qua ảnh hưởng đến xuất khẩu ròng (NX) và sau đó tác động đến sản lượng đầu ra của nền kinh tế (Mishkin, 2004). ERC bao gồm cả tác động của lãi suất bởi vì



### Hình 1. Tỷ giá hối đoái chính thức USD/VND giai đoạn 2000- 2012



Nguồn: IMF

khi lãi suất thực nội địa giảm làm cho các khoản tiền gửi bằng nội tệ kém hấp dẫn hơn các khoản tiền gửi bằng đồng tiền khác. Khi đó giá trị của đồng nội tệ sẽ giảm so với đồng ngoại tệ (nếu theo phương pháp yết giá trực tiếp một ngoại tệ bằng một số lượng đồng nội tệ) thì tỷ giá sẽ tăng (thể hiện nội tệ giảm giá). Khi đó giá hàng hóa xuất khẩu rẻ hơn trên quan điểm của người nước ngoài và giá hàng nhập khẩu sẽ đắt hơn trên quan điểm của người tiêu dùng trong nước, vì vậy xuất khẩu tăng và nhập khẩu giảm, làm xuất khẩu ròng (NX) tăng. Xuất khẩu ròng tăng sẽ giúp tổng cầu tăng và kéo theo sản lượng tăng

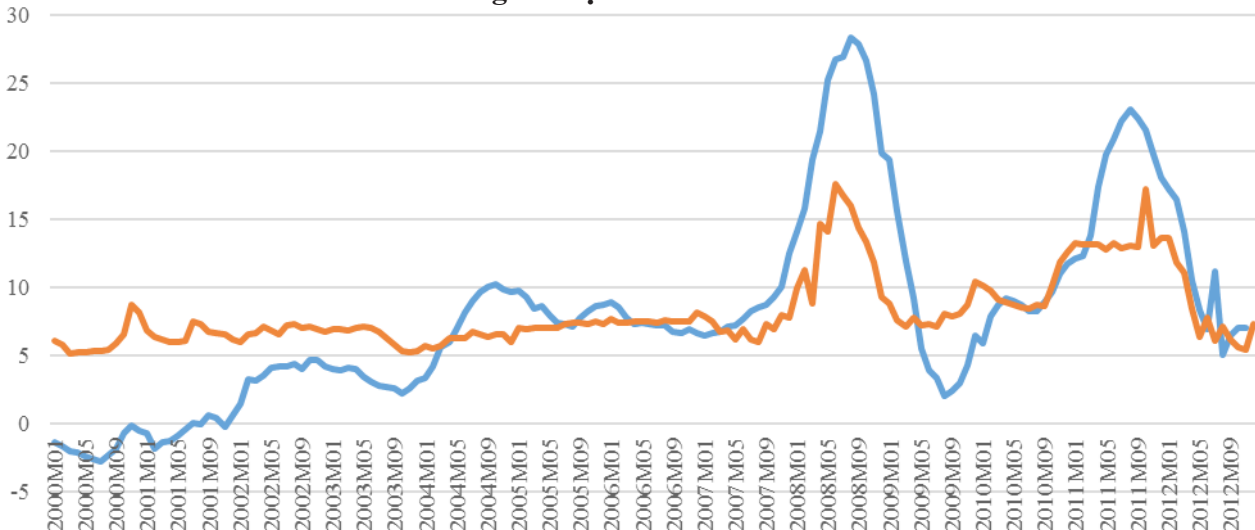
(Mishkin, 2004).

$M \uparrow \rightarrow i_r \downarrow \rightarrow \text{nội tệ giảm giá} \rightarrow NX \downarrow$   
 $\text{giảm} \rightarrow Y \uparrow$

Trong đó: M: cung tiền;  $i_r$ : lãi suất thực; NX: xuất khẩu ròng; Y: sản lượng.

Khi CSTT thắt chặt, giá trị của nội tệ tăng làm giảm giá tính ra nội tệ của hàng nhập khẩu, điều này thúc đẩy các nhà sản xuất trong nước giảm giá hàng hóa, dẫn đến giảm lạm phát (Tobias Cwik, GernotJ. Muller, Maik H.Wolters, 2011). ERC càng truyền dẫn CSTT mạnh thêm khi các quốc gia càng mở cửa nền kinh tế và hội nhập với quốc tế. Roberto Golinelli, Riccardo Rovelli

### Hình 2. Lãi suất VNIBOR và chênh lệch của CPI theo tháng của Việt Nam giai đoạn 2000- 2012



Nguồn: SBV và IMF



**Bảng 1. Giá trị xuất nhập khẩu Việt Nam 2000- 2012**

Đơn vị: tỷ USD

| Năm              | 2000          | 2001          | 2002          | 2003          | 2004          | 2005          | 2006          | 2007           | 2008           | 2009           | 2010           | 2011           | 2012         |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|--------------|
| <b>Xuất khẩu</b> | 14.483        | 15.029        | 16.706        | 20.150        | 26.485        | 32.447        | 39.826        | 48.561         | 62.685         | 57.196         | 69.820         | 92.881         | 115          |
| <b>Nhập khẩu</b> | 15.637        | 16.218        | 19.746        | 25.261        | 31.969        | 36.761        | 44.891        | 62.765         | 80.714         | 69.949         | 83.365         | 104.510        | 114          |
| <b>Tổng</b>      | <b>30.120</b> | <b>31.247</b> | <b>36.452</b> | <b>45.411</b> | <b>58.454</b> | <b>69.208</b> | <b>84.717</b> | <b>111.326</b> | <b>143.399</b> | <b>127.145</b> | <b>153.185</b> | <b>197.391</b> | <b>229</b>   |
| <b>%XK/GDP</b>   | 55,0          | 54,6          | 56,8          | 59,3          | 65,7          | 69,4          | 73,6          | 76,9           | 77,9           | 68,3           | 77,5           | 87,0           | 98,3         |
| <b>%NK/GDP</b>   | 57,5          | 56,9          | 62,0          | 67,7          | 73,3          | 73,5          | 78,2          | 92,7           | 93,1           | 78,7           | 87,8           | 91,2           | 97,9         |
| <b>Tổng (%)</b>  | <b>112,5</b>  | <b>111,5</b>  | <b>118,8</b>  | <b>127,0</b>  | <b>139,0</b>  | <b>142,9</b>  | <b>151,8</b>  | <b>169,6</b>   | <b>171,0</b>   | <b>147,0</b>   | <b>165,3</b>   | <b>178,2</b>   | <b>196,2</b> |

Nguồn: ADB

(2005) nghiên cứu quan hệ giữa sản lượng, lạm phát, lãi suất thực và tỷ giá hối đoái giai đoạn 1991- 2001 tại Séc, Hungary và Phần Lan phát hiện ERC cũng là kênh truyền dẫn quan trọng bên cạnh IRC trong truyền dẫn CSTT để kiểm soát lạm phát. Nhiều nghiên cứu đều kết luận có sự tồn tại của ERC tại các quốc gia trên thế giới như Roberto Golinelli, Riccardo Rovelli (2005) nghiên cứu tại Séc, Hungary và Phần Lan; Almila Karasoy, Kursat Kunter, Vuslat Us (2005) tại Thổ Nhĩ Kỳ; Rafał Kierzenkowski (2005) tại Phần Lan; Faust, Rogers (2003), Bjørnland (2009), Bjørnland, Halvorsen (2008) nghiên cứu và phát hiện tỷ giá phản ứng khá mạnh với CSTT ở các nước Châu Âu.

Tuy nhiên, vẫn có một số trường hợp như tại Eritrea, nhóm tác giả Lula, Mark (2013) đã không tìm thấy bằng chứng ERC tồn tại ở đây. Lula, Mark phát hiện ra rằng IRC và ERC gần như không hoạt động, tuy nhiên ERC lại tồn tại trong thị trường ngoại hối bất hợp pháp của Eritrea. Mishra, Montiel (2012) phát hiện hầu hết các quốc gia đang phát triển đều có mức độ can thiệp sâu của NHTW vào thị trường ngoại hối, đồng thời có mối liên kết kém với thị trường tài chính quốc tế, cũng như thiếu thị trường chứng khoán nợ và vốn. Vì vậy mà ERC bị hạn chế trong truyền dẫn CSTT và có thể sẽ không tìm thấy dấu hiệu cho sự tồn tại của ERC ở các quốc gia như vậy. Một số quốc

gia khác kênh ERC tỏ ra yếu thế trong truyền dẫn CSTT. Clements, Kontolemis, Levy (2001) phát hiện kênh ERC rất yếu tại Châu Âu; nghiên cứu của Mugume (2011) tại Châu Phi cũng phát hiện ERC yếu và kém hiệu quả ở Uganda; Creel,

**Bảng 2. Mô tả dữ liệu nghiên cứu**

| Biến/Tiêu chí       | VNIBOR    | NEER      | CPI       |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|
| <b>2000- 2007</b>   |           |           |           |
| Trung bình          | 6.730625  | 15426.40  | 4.581431  |
| Trung vị            | 6.855000  | 15654.01  | 4.501648  |
| Giá trị lớn nhất    | 8.740000  | 16212.35  | 12.54776  |
| Giá trị nhỏ nhất    | 5.180000  | 14041.12  | -2.739748 |
| Độ lệch chuẩn       | 0.771388  | 629.7390  | 3.959221  |
| Giá trị Skewness    | -0.211485 | -0.934007 | -0.314421 |
| Giá trị Kurtosis    | 2.574286  | 2.719287  | 1.920458  |
| Giá trị Jarque-Bera | 1.440545  | 14.27309  | 6.243411  |
| Giá trị P-value     | 0.486620  | 0.000795  | 0.044082  |
| Số quan sát         | 96        | 96        | 96        |
| <b>2008- 2012</b>   |           |           |           |
| Trung bình          | 10.53780  | 18951.89  | 13.64806  |
| Trung vị            | 9.950000  | 19085.98  | 11.98409  |
| Giá trị lớn nhất    | 17.57000  | 21013.59  | 28.35694  |
| Giá trị nhỏ nhất    | 5.440000  | 15908.26  | 2.051623  |
| Độ lệch chuẩn       | 3.086162  | 1726.138  | 7.475780  |
| Giá trị Skewness    | 0.371363  | -0.255519 | 0.363471  |
| Giá trị Kurtosis    | 2.229854  | 1.667160  | 1.972032  |
| Giá trị Jarque-Bera | 2.814220  | 5.009158  | 3.896860  |
| Giá trị P-value     | 0.244850  | 0.081710  | 0.142498  |
| Số quan sát         | 59        | 59        | 59        |

Nguồn: Kết quả thống kê từ Eviews 6



Levasseur (2005) phát hiện không có kênh nào nổi trội so với các kênh khác trong truyền dẫn CSTT ở Cộng hòa Czech, Hungary, Ba Lan.

Tại Việt Nam, tỷ giá USD/VND còn được quản lý khá chặt chẽ, tuy vậy áp lực của nền kinh tế mở cửa và các áp lực khác liên tục làm gia tăng tỷ giá USD/VND. Đặc biệt trong giai đoạn 2008- 2012, tỷ giá USD/VND tăng rất mạnh và biến động hơn hẳn so với giai đoạn trước đó (Hình 1).

Trong khi đó, lạm phát và lãi suất cũng thay đổi mạnh trong giai đoạn 2008- 2012 so với giai đoạn trước đó (Hình 2).

Với nền kinh tế nhỏ, mở cửa và khối lượng xuất nhập khẩu lớn như Việt Nam (Bảng 1), đặc biệt trong giai đoạn 2000- 2012, khả năng tồn tại ERC trong truyền dẫn CSTT rất lớn. Đồng thời, khủng hoảng kinh tế cũng sẽ ảnh hưởng rất lớn đến quá trình truyền dẫn này. Do đó, nghiên cứu quá trình truyền dẫn CSTT qua ERC theo hai giai đoạn thực sự cần thiết.

**2. Mô hình và dữ liệu**

**2.1. Mô hình nghiên cứu**

Mô hình vectơ tự hồi quy (VAR-Vector Autoregression) được giới thiệu bởi Sims (1980) là mô hình có thể sử dụng bởi những nhà kinh tế học vĩ mô để lượng hóa phản ứng động của một nhóm nhiều biến vĩ mô mà không đòi hỏi các điều kiện mạnh để xác định các cú sốc vĩ mô. Và sau đó, VAR dần trở thành một trong những mô hình phổ biến nhất sử dụng cho chuỗi dữ liệu theo thời gian. Cụ thể, VAR được sử dụng để đo lường sự phụ thuộc và tương quan tuyến tính giữa nhiều biến theo chuỗi thời gian (time series). Mô hình VAR tổng quát hóa mô hình đơn biến tự hồi quy (Autoregression- AR) bằng cách cho phép nhiều hơn một biến liên quan. Mô hình VAR không đòi hỏi nhiều kiến thức về các yếu tố tác động đến một biến như mô hình cấu trúc hay

**Bảng 3. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị**

| Biến          | Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey- Fuller bậc 0 |          | Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey- Fuller bậc 1 |          | Kết luận          |
|---------------|--|----------|--|----------|-------------------|
|               | T- statistic                                 | P- value | T- statistic                                 | P- value |                   |
|               | 2000- 2007                                   |          |  |          |                   |
| <b>VNIBOR</b> | -3.004489                                    | 0.0380   |  |          | <b>Dừng bậc 0</b> |
| <b>LNEER</b>  | -1.868190                                    | 0.6628   | -5.567794                                    | 0.0001   | <b>Dừng bậc 1</b> |
| <b>CPI</b>    | -0.426920                                    | 0.8991   | -5.015976                                    | 0.0001   | <b>Dừng bậc 1</b> |
| 2008- 2012    |  |          |  |          |                   |
| <b>VNIBOR</b> | -1.840450                                    | 0.3578   | -9.202653                                    | 0.0000   | <b>Dừng bậc 1</b> |
| <b>LNEER</b>  | -0.693326                                    | 0.9688   | -6.266193                                    | 0.0000   | <b>Dừng bậc 1</b> |
| <b>CPI</b>    | -3.532587                                    | 0.0106   |  |          | <b>Dừng bậc 0</b> |

Nguồn: Tổng hợp từ Eviews 6

phương trình giả lập mà kiến thức cần thiết các biến số với giả thuyết chúng có ảnh hưởng lẫn nhau. Chính vì vậy, mô hình VAR rất thích hợp trong đo lường tương tác giữa các biến vĩ mô theo số liệu chuỗi thời gian.

Một mô hình VAR(p) bao gồm m biến (biến nội sinh), mỗi một biến được biểu diễn dưới dạng một phương trình tuyến tính với các biến trễ của chính nó đến bậc p và tất cả các biến còn lại cũng tới độ trễ p và phần sai số (trong VAR có thể có các biến ngoại sinh chỉ tác động đến các biến nội sinh thôi). Giả sử VAR(p) với hai biến x và y sẽ có hai phương trình:

$$y_t = \beta_{y0} + \beta_{yy1}y_{t-1} + \dots + \beta_{yyp}y_{t-p} + \beta_{yx1}x_{t-1} + \dots + \beta_{yxp}x_{t-p} + v_{yt}$$

$$x_t = \beta_{x0} + \beta_{xy1}y_{t-1} + \dots + \beta_{xyp}y_{t-p} + \beta_{xx1}x_{t-1} + \dots + \beta_{xxp}x_{t-p} + v_{xt}$$

Trong đó,  $\beta_{xyp}$  là hệ số hồi quy của y cho x với độ trễ p. Nếu có thêm biến z vào hệ thống trên thì mô hình sẽ có thêm phương trình tuyến tính của z, và các hệ số của z đến độ trễ p sẽ được đưa vào

**Bảng 4. Xử lý biến không dừng**

| Biến          | Đặc điểm          | Xử lý dữ liệu và ký hiệu biến mới |
|---------------|-------------------|-----------------------------------|
| 2000- 2007    |                   |                                   |
| <b>VNIBOR</b> | <b>Dừng bậc 0</b> | Giữ nguyên                        |
| <b>LNEER</b>  | <b>Dừng bậc 1</b> | Lấy sai phân bậc 1 (DLNEER)       |
| <b>CPI</b>    | <b>Dừng bậc 1</b> | Lấy sai phân bậc 1 (DCPI)         |
| 2008- 2012    |                   |                                   |
| <b>VNIBOR</b> | <b>Dừng bậc 1</b> | Lấy sai phân bậc 1 (DVNIBOR)      |
| <b>LNEER</b>  | <b>Dừng bậc 1</b> | Lấy sai phân bậc 1 (DLNEER)       |
| <b>CPI</b>    | <b>Dừng bậc 0</b> | Giữ nguyên (CPI)                  |



cả ba phương trình ( $\beta_{xzt}$ ). Đặc điểm quan trọng của hệ phương trình VAR trên là không có bất kỳ biến x, y kỳ hiện tại xuất hiện ở vế phải của mỗi phương trình cho nên đôi khi điều này không đúng trong thực tế, bởi trong kỳ hiện tại các biến cũng có thể ảnh hưởng lẫn nhau.

**Bảng 5. Kết quả kiểm định nhân quả Granger**

| Giai đoạn<br>2000- 2007<br>Biến | H01: VNIBOR không có Granger đến Biến |         | H02: Biến không có Granger đến DCPI |         |
|---------------------------------|---------------------------------------|---------|-------------------------------------|---------|
|                                 | F-Statistic                           | p-value | F-Statistic                         | p-value |
| DLNEER                          | 1.72412                               | 0.1387  | 2.40522                             | 0.0440  |
| DCPI                            | 1.42588                               | 0.2241  |                                     |         |

| Giai đoạn<br>2008- 2012<br>Biến | H01: DVNIBOR không có Granger đến Biến |         | H02: Biến không có Granger đến CPI |         |
|---------------------------------|--|---------|------------------------------------|---------|
|                                 | F-Statistic                            | p-value | F-Statistic                        | p-value |
| DLNEER                          | 0.50563                                | 0.7703  | 0.92972                            | 0.4715  |
| CPI                             | 1.74424                                | 0.1456  |                                    |         |

*Nguồn: Kết quả từ Eviews 6*

**Bảng 6. Kết quả mô hình VAR cho giai đoạn 2000- 2007**

| Biến       | VNIBOR       | DLNEER      | DCPI         |
|------------|--------------|-------------|--------------|
| VNIBOR(-1) | 0.906606***  | -0.001018*  | -0.046176    |
| VNIBOR(-2) | -0.052031    | 0.000677    | 0.160274     |
| VNIBOR(-3) | 0.127244     | 0.000124    | -0.412599**  |
| VNIBOR(-4) | -0.229571    | -0.000868   | -0.082907    |
| VNIBOR(-5) | 0.039978     | 5.88E-06    | -0.110811    |
| VNIBOR(-6) | -0.084339    | -0.000313   | 0.458965***  |
| VNIBOR(-7) | 0.103521     | 0.000234    | -0.236107*   |
| DLNEER(-1) | 72.09273***  | 0.576189*** | 26.97410     |
| DLNEER(-2) | -87.47175*** | -0.081105   | -105.9584*** |
| DLNEER(-3) | 61.59114*    | -0.095226   | -17.57254    |
| DLNEER(-4) | -122.2188*** | -0.059676   | 67.17065*    |
| DLNEER(-5) | 104.6502***  | 0.114737    | -26.66180    |
| DLNEER(-6) | -23.04430    | -0.200336   | 71.80594*    |
| DLNEER(-7) | -43.48383    | 0.370399**  | -3.445399    |
| DCPI(-1)   | 0.189680*    | -0.000569   | 0.201990     |
| DCPI(-2)   | 0.048014     | 0.000403    | 0.123226     |
| DCPI(-3)   | -0.107182    | -0.000250   | 0.075241     |
| DCPI(-4)   | -0.031271    | -0.001014*  | -0.005038    |
| DCPI(-5)   | -0.099257    | 0.000178    | 0.245774**   |
| DCPI(-6)   | 0.002973     | -0.000265   | -0.162489    |
| DCPI(-7)   | 0.189342*    | -7.95E-05   | -0.298315*** |
| C          | 1.346206*    | 0.008591**  | 1.929922**   |

*Nguồn: Kết quả từ Eviews 6*

**2.2. Dữ liệu nghiên cứu**

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu bao gồm lãi suất bình quân liên ngân hàng (VNIBOR) được thu thập từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN), tỷ giá USD/VND chính thức (NEER) được thu thập từ Quỹ Tiền tệ Thế giới (IMF) và chỉ số CPI theo tháng (CPI) được thu thập từ IMF cho giai đoạn từ tháng 01/2000 đến tháng 12/2012. Trong đó nhóm tác giả chia thành hai giai đoạn nhỏ: Giai đoạn 2000- 2007 (giai đoạn trước khủng hoảng) và giai đoạn 2008- 2012 (giai đoạn trong và sau khủng hoảng).

Nhóm tác giả sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị (ADF) để kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu. Kết quả ở Bảng 3, trong đó NEER được lấy logarit để chuỗi dữ liệu có phân phối chuẩn.

Tác giả tiến hành xử lý các biến chưa dừng bằng cách lấy sai phân.

Nhóm tác giả sử dụng kiểm định nhân quả Granger để kiểm tra mối quan hệ giữa các biến trước khi đưa vào mô hình VAR (Bảng 5).

Kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy giai đoạn trước khủng hoảng, lãi suất không có quan hệ nhân quả đến tỷ giá và cả lạm phát, nhưng tỷ giá có quan hệ nhân quả với lạm phát. Điều này chứng tỏ lạm phát bị ảnh hưởng bởi tỷ giá nhưng không phải là do truyền dẫn của CSTT qua ERC mà có thể do chính sự thay đổi của tỷ giá tạo ra tác động lên lạm phát. Trong khi đó, mối quan hệ này hoàn toàn mất đi trong giai đoạn khủng hoảng và sau khủng hoảng. Lãi suất điều hành không có quan hệ nhân quả với tỷ giá và lạm phát, tỷ giá cũng mất mối quan hệ nhân quả với lạm phát. Để kiểm tra rõ ERC, nhóm tác giả sử dụng VAR ở phần tiếp theo.

**3. Kết quả nghiên cứu**

Kết quả mô hình VAR(7) cho giai đoạn 2000- 2007 ở Bảng 6.

Kiểm tra tiêu chuẩn độ trễ cho mô hình cho thấy độ trễ 7 là phù hợp với các tiêu



**Bảng 7. Kiểm tra tiêu chuẩn độ trễ**

| Lag | LogL     | LR               | FPE       | AIC               | SC         | HQ         |
|-----|----------|------------------|-----------|-------------------|------------|------------|
| 0   | 233.7039 | NA               | 9.98e-07  | -5.303537         | -5.218506  | -5.269297  |
| 1   | 304.4924 | 135.0677         | 2.41e-07  | -6.723962         | -6.383837* | -6.587004* |
| 2   | 316.3473 | 21.80228         | 2.26e-07* | -6.789594         | -6.194375  | -6.549918  |
| 3   | 324.4450 | 14.33379         | 2.31e-07  | -6.768851         | -5.918537  | -6.426456  |
| 4   | 331.1133 | 11.34378         | 2.45e-07  | -6.715248         | -5.609841  | -6.270135  |
| 5   | 336.5007 | 8.793221         | 2.68e-07  | -6.632200         | -5.271699  | -6.084368  |
| 6   | 348.8316 | 19.27584         | 2.50e-07  | -6.708772         | -5.093177  | -6.058221  |
| 7   | 361.6594 | <b>19.16802*</b> | 2.32e-07  | <b>-6.796768*</b> | -4.926079  | -6.043499  |
| 8   | 368.3598 | 9.549937         | 2.49e-07  | -6.743903         | -4.618120  | -5.887915  |

\* Xác định độ trễ được đề xuất

chỉ LR, AIC (Bảng 7).

Kiểm tra tiêu chuẩn độ bền thông qua AR root test cho mô hình VAR, kết quả mô hình thỏa

**Bảng 8. Tiêu chuẩn độ bền của VAR với AR Root test**

| Giá trị Root          | Giá trị Modulus |
|-----------------------|-----------------|
| 0.667344- 0.662035i   | 0.940020        |
| 0.667344 + 0.662035i  | 0.940020        |
| -0.647830 + 0.667162i | 0.929940        |
| -0.647830- 0.667162i  | 0.929940        |
| 0.148703- 0.903866i   | 0.916017        |
| 0.148703 + 0.903866i  | 0.916017        |
| 0.899624              | 0.899624        |
| 0.862945- 0.240491i   | 0.895829        |
| 0.862945 + 0.240491i  | 0.895829        |
| -0.731142 + 0.457568i | 0.862518        |
| -0.731142- 0.457568i  | 0.862518        |
| 0.695891- 0.447303i   | 0.827251        |
| 0.695891 + 0.447303i  | 0.827251        |
| -0.019041 + 0.810103i | 0.810326        |
| -0.019041- 0.810103i  | 0.810326        |
| -0.701724- 0.171872i  | 0.722466        |
| -0.701724 + 0.171872i | 0.722466        |
| -0.224796 + 0.680610i | 0.716773        |
| -0.224796- 0.680610i  | 0.716773        |
| 0.643711              | 0.643711        |
| 0.040755              | 0.040755        |

Không giá trị Root nào nằm ngoài vòng tròn đơn vị VAR thỏa mãn tiêu chuẩn độ bền

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

mãn điều kiện độ bền (Bảng 8).

Kiểm tra tính tự tương quan qua LM test cho thấy mô hình đã không còn tự tương quan cho nên mô hình VAR(7) phù hợp.

Để kiểm định ERC tại Việt Nam giai đoạn 2000- 2007, nhóm tác giả sử dụng mô hình VAR(7) đã đạt tính bền trên để chạy hàm phân

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

**Bảng 9. Kiểm định LM test**

| Độ trễ | Giá trị LM-Stat | P- value |
|--------|-----------------|----------|
| 1      | 4.293922        | 0.8910   |
| 2      | 16.47526        | 0.0576   |
| 3      | 12.99088        | 0.1630   |
| 4      | 24.72870        | 0.0033   |
| 5      | 11.30414        | 0.2554   |
| 6      | 25.40240        | 0.0026   |

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

**Bảng 10. Kết quả mô hình VAR giai đoạn 2008- 2012**

| Biến               | DVNIBOR    | DLNEER     | CPI         |
|--------------------|------------|------------|-------------|
| <b>DVNIBOR(-1)</b> | -0.282122* | -0.000546  | 0.217806    |
| <b>DVNIBOR(-2)</b> | 0.082125   | 9.80E-05   | -0.233301   |
| <b>DVNIBOR(-3)</b> | 0.181302   | 0.000827   | 0.007245    |
| <b>DVNIBOR(-4)</b> | -0.106931  | -0.000291  | 0.395526**  |
| <b>DVNIBOR(-5)</b> | -0.112716  | 0.000765   | 0.194291    |
| <b>DLNEER(-1)</b>  | -4.337332  | 0.270696*  | -13.68053   |
| <b>DLNEER(-2)</b>  | 9.454163   | -0.222450  | 34.67668    |
| <b>DLNEER(-3)</b>  | -20.20627  | -0.006733  | 3.312923    |
| <b>DLNEER(-4)</b>  | 11.08406   | -0.174134  | -6.860507   |
| <b>DLNEER(-5)</b>  | -15.12294  | -0.006992  | -27.18848   |
| <b>CPI(-1)</b>     | 0.193251   | -0.001266  | 0.780655*** |
| <b>CPI(-2)</b>     | -0.117848  | 0.001240   | 0.341687*   |
| <b>CPI(-3)</b>     | -0.094107  | 0.001193   | 0.033663    |
| <b>CPI(-4)</b>     | -0.162482  | -0.001390  | -0.147069   |
| <b>CPI(-5)</b>     | 0.143028   | 3.49E-05   | -0.159066   |
| <b>C</b>           | 0.438525   | 0.007607** | 1.865285*** |

\*, \*\*, \*\*\*: có ý nghĩa thống kê với mức 10%, 5%, 1%

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6



ứng xung (IRF) cho kết quả ở Hình 3.

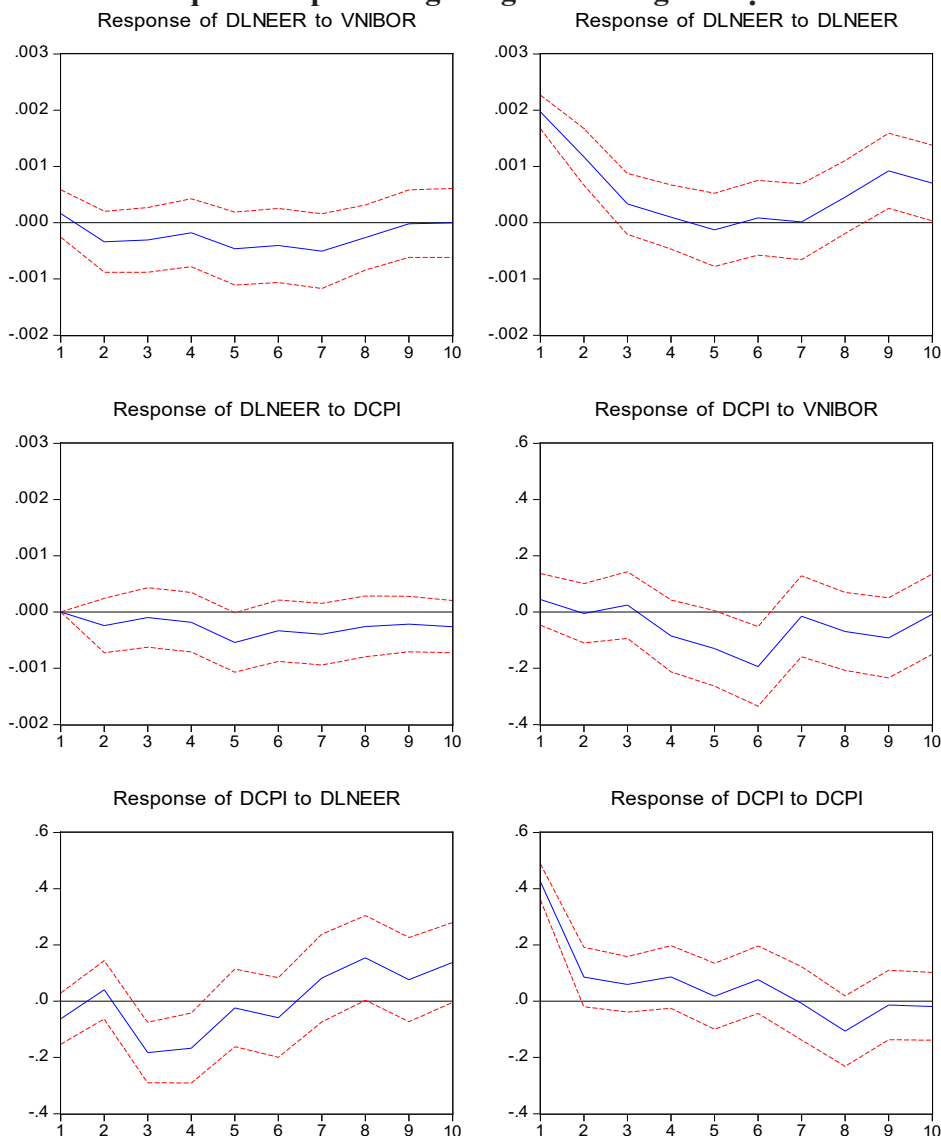
Kết quả phân tích IRF cho VAR giai đoạn 2000- 2007 cho thấy:

Tỷ giá USD/VND phản ứng âm với cú sốc tăng trong lãi suất điều hành, điều này phù hợp lý thuyết. Khi lãi suất tăng, VND sẽ tăng giá và USD/VND có xu hướng giảm.

Lạm phát phản ứng âm với cú sốc trong lãi suất điều hành, tuy nhiên có độ trễ đến 3 tháng và kết thúc sau khoảng 7 tháng.

Lạm phát có xu hướng phản ứng âm với cú sốc tăng trong tỷ giá. Có nghĩa rằng, tỷ giá USD/VND tăng lên khiến cho lạm phát có phản ứng ngược lại với độ trễ 2 tháng nhưng sau 6 tháng thì lạm phát lại phản ứng cùng chiều với cú sốc tăng trong tỷ giá USD/VND. Điều này cho thấy, khi tỷ giá tăng lên, tức thời tiêu dùng trong nước với hàng nước ngoài sẽ giảm làm giảm lạm phát. Nhưng trong trung hạn (6 tháng), chi phí nhập khẩu tăng làm cho chi phí sản xuất tăng và gây ra lạm phát (kênh chi phí).

**Hình 3. Kết quả hàm phản ứng xung cho VAR giai đoạn 2000- 2007**



Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

**Bảng 11. Tiêu chuẩn độ trễ**

| Độ trễ | LogL      | LR               | FPE              | AIC              | SC               | HQ               |
|--------|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0      | -83.66558 | NA               | 0.006429         | 3.466623         | 3.581345         | 3.510310         |
| 1      | -15.22137 | <b>125.9373*</b> | <b>0.000597*</b> | <b>1.088855*</b> | <b>1.547741*</b> | <b>1.263601*</b> |
| 2      | -7.898822 | 12.59479         | 0.000641         | 1.155953         | 1.959003         | 1.461759         |
| 3      | -0.623281 | 11.64086         | 0.000695         | 1.224931         | 2.372145         | 1.661797         |
| 4      | 8.632653  | 13.69878         | 0.000702         | 1.214694         | 2.706072         | 1.782619         |
| 5      | 12.74784  | 5.596660         | 0.000882         | 1.410086         | 3.245628         | 2.109071         |
| 6      | 17.46219  | 5.845791         | 0.001101         | 1.581512         | 3.761219         | 2.411557         |
| 7      | 30.38337  | 14.47172         | 0.001012         | 1.424665         | 3.948536         | 2.385769         |
| 8      | 37.43294  | 7.049574         | 0.001212         | 1.502682         | 4.370717         | 2.594846         |

\* Xác định độ trễ đề xuất

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6



**Bảng 12. Kiểm định LM Test cho VAR(5)**

| Độ trễ | Giá trị LM-Stat | Giá trị P-value |
|--------|-----------------|-----------------|
| 1      | 1.805387        | 0.9942          |
| 2      | 4.386076        | 0.8842          |
| 3      | 5.874147        | 0.7524          |
| 4      | 6.451700        | 0.6940          |
| 5      | 8.626090        | 0.4725          |
| 6      | 5.956897        | 0.7442          |

*Nguồn: Kết quả từ Eviews 6*

**Bảng 13. Kiểm định AR root test**

| Giá trị Root          | Giá trị Modulus |
|-----------------------|-----------------|
| 0.918052- 0.226288i   | 0.945529        |
| 0.918052 + 0.226288i  | 0.945529        |
| -0.430777- 0.646893i  | 0.777200        |
| -0.430777 + 0.646893i | 0.777200        |
| -0.336001- 0.645850i  | 0.728024        |
| -0.336001 + 0.645850i | 0.728024        |
| 0.385395- 0.615853i   | 0.726501        |
| 0.385395 + 0.615853i  | 0.726501        |
| -0.642979- 0.323963i  | 0.719982        |
| -0.642979 + 0.323963i | 0.719982        |
| -0.692683             | 0.692683        |
| 0.391859- 0.504133i   | 0.638517        |
| 0.391859 + 0.504133i  | 0.638517        |
| 0.445407- 0.160045i   | 0.473288        |
| 0.445407 + 0.160045i  | 0.473288        |

Không giá trị Root nào nằm ngoài vòng tròn đơn vị nên mô hình đạt tính bền

*Nguồn: Kết quả từ Eviews 6*

Sử dụng mô hình VAR, nhóm tác giả tiếp tục kiểm định ERC của Việt Nam giai đoạn 2008-2012. Kết quả mô hình VAR(5) được trình bày ở Bảng 10.

Kết quả VAR cho thấy, trong giai đoạn 2008-2012, quá trình truyền dẫn của CSTT qua ERC đã yếu đi. Trong khi đó kiểm định tiêu chuẩn độ trễ của VAR cho kết quả độ trễ đề xuất nên sử dụng là 1 (Bảng 11).

Tuy nhiên, nếu sử dụng độ trễ 1, 2, 3, 4 khi nhóm tác giả kiểm tra tính tự tương quan của mô hình cho thấy, mô hình vẫn còn tự tương quan cho đến khi sử dụng độ trễ 5 thì mô hình mới hết tự tương quan (Bảng 12). Do đó, nhóm tác giả sử

dụng độ trễ 5 cho mô hình VAR nghiên cứu ERC giai đoạn 2008- 2012.

Kiểm tra độ bền của mô hình với AR root test cho thấy mô hình VAR(5) đạt được độ bền yêu cầu (Bảng 13).

Sử dụng mô hình VAR đã được kiểm tra các tiêu chuẩn, nhóm tác giả sử dụng công cụ hàm phản ứng xung để phân tích quá trình truyền dẫn của CSTT qua ERC tại Việt Nam giai đoạn 2008- 2012 có kết quả ở Hình 4.

Kết quả phân tích IRF cho ERC tại Việt Nam giai đoạn 2008- 2012 cho thấy:

Tỷ giá gần như không phản ứng với các cú sốc trong lãi suất điều hành. Hay CSTT không truyền dẫn qua ERC.

Lạm phát cũng không còn phản ứng với sự thay đổi trong tỷ giá, nhưng lạm phát phản ứng cùng chiều với các cú sốc trong lãi suất điều hành. Điều này chứng tỏ CSTT không truyền dẫn qua ERC nhưng truyền dẫn qua kênh khác đến lạm phát. Đồng thời quá trình truyền dẫn này dẫn đến lạm phát tăng khi lãi suất tăng. Chứng tỏ kênh chi phí có tồn tại ở Việt Nam.

#### 4. Kết luận và một số gợi ý chính sách

Qua mô hình VAR với dữ liệu từ 2000- 2012 và được chia thành hai giai đoạn 2000- 2007 và 2008- 2012, nhóm tác giả kiểm định ERC trong truyền dẫn CSTT tại Việt Nam và phát hiện:

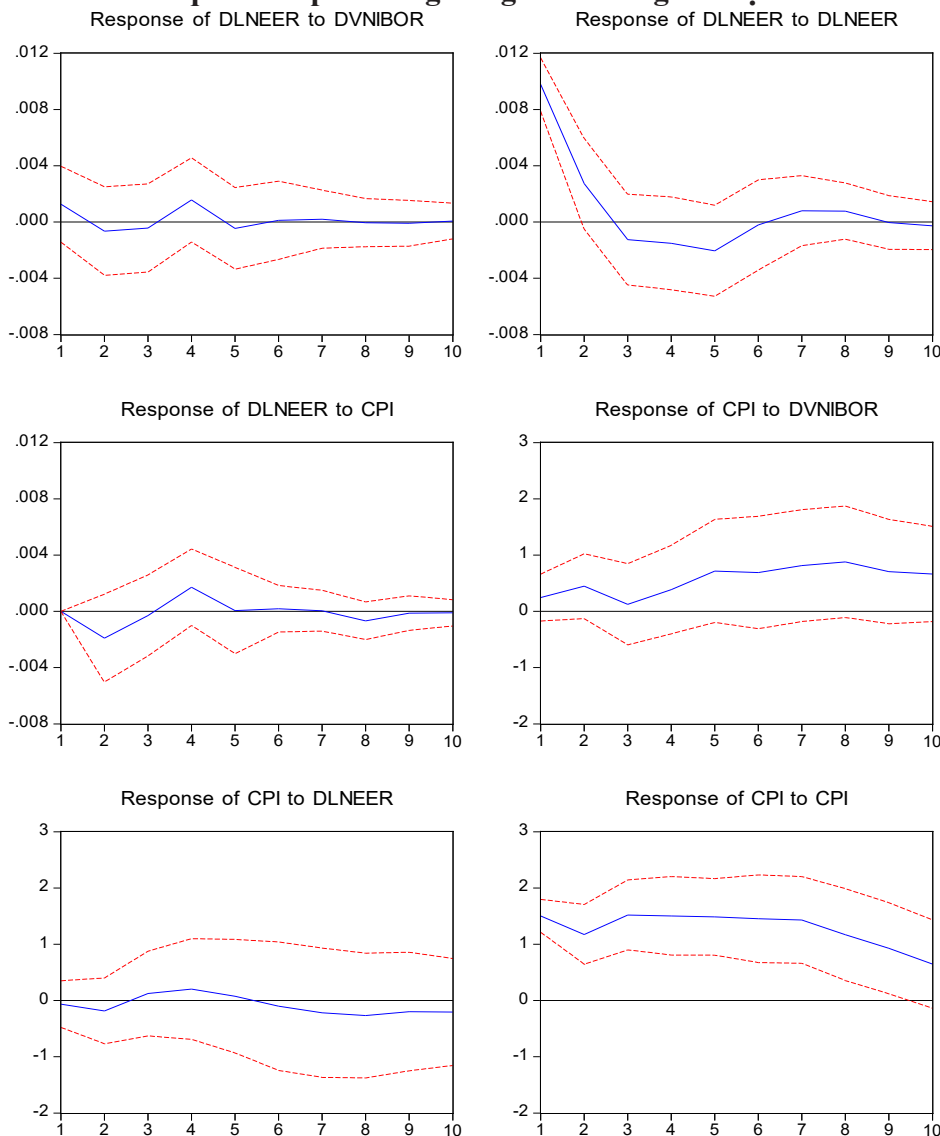
Trước khủng hoảng, tỷ giá phản ứng với lãi suất điều hành giống với lý thuyết truyền thống. Lãi suất tăng truyền dẫn làm VND tăng giá. Tuy nhiên, quá trình tác động này không còn tồn tại trong giai đoạn khủng hoảng và sau khủng hoảng.

Trước khủng hoảng, lãi suất truyền dẫn qua ERC và có thể có các kênh truyền dẫn khác giúp giảm lạm phát, nhưng trong giai đoạn khủng hoảng và sau khủng hoảng khi lãi suất tăng lại làm tăng lạm phát. Như vậy, trong và sau giai đoạn khủng hoảng có tồn tại kênh chi phí trong truyền dẫn CSTT.

Với kết quả nêu trên, vấn đề đặt ra ứng dụng kết quả nghiên cứu trong điều hành CSTT luôn đặt trong mối quan hệ giữa tác động của tỷ giá, lạm phát. Dựa theo yêu cầu của CSTT trong giai đoạn hiện nay, với mục tiêu kiểm soát lạm phát



**Hình 4. Kết quả hàm phản ứng xung cho VAR giai đoạn 2008- 2012**



Nguồn: Kết quả IRF từ Eviews 6

hàng đầu và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, nên việc điều hành lãi suất và tỷ giá cần được điều tiết theo tín hiệu thị trường trong giới hạn lạm phát cho phép. Với động thái điều chỉnh giảm lãi suất trong thời gian qua phần nào giúp tăng trưởng tín dụng cùng với kết hợp các giải pháp kiểm soát vĩ mô trong nền kinh tế, tỷ giá đã ổn định và gần như tăng không đáng kể, vì vậy Chính phủ cần phải có giải pháp hỗ trợ qua chính sách tài khóa nhằm tạo động lực doanh nghiệp phát triển kinh doanh và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. ■

**Tài liệu tham khảo**

1. Bjørnland, H.C., Halvorsen, J.I., 2008. How does monetary policy respond to exchange rate movements? New international evidence, s.l.: Norges Bank Working Paper.
2. Blanchard, O., 2005. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. In: Giavazzi, F., Goldfajn, I., Herrera, S. (Eds.), *Inflation Targeting, Debt and the*, Issue MIT Press.
3. Chen, N., Imbs, J., Scott, A., 2009. The dynamics of trade and competition. *Journal of International Economics*, Volume 77, p. 50–62.
4. Dabla-Norris, E., Floerkemeier, H., 2006. Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: evidence from VAR analysis. *IMF Working Paper 06/248*, Issue Washington, DC.
5. Erceg, C., Gust, C., Lopez-Salido, D., 2010.

*The transmission of domestic shocks in open economies. In: Gali, J., Gertler, M.J.(Eds.), International Dimensions of Monetary Policy, University of Chicago Press.*

6. Faust, J., Rogers, J.H., 2003. Monetary policy's role in exchange rate behavior. *Journal of Monetary Economics*, Volume 50, p. 1403–1424.

7. Gonçalves, C.E., Guimarães, B., 2011. Monetary policy, default risk and the exchange rate. *Revista Brasileira de Economia*, 65(1), p. 33–45.

8. Hilde C. Bjørnland, Dag Henning Jacobsen, 2010. The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies. *Journal of Financial Stability*, Volume 6, p. 218–229.

xem tiếp trang 41



tham gia kháng kiện. Ngoài các doanh nghiệp là bị đơn bắt buộc, các doanh nghiệp khác cũng cần chủ động tham gia vào vụ kiện để giảm thiểu nhất những thiệt hại do bị áp thuế chống bán phá giá.

- *Xây dựng chuỗi liên kết cung ứng, tiêu thụ sản phẩm giữa người nuôi thủy sản với các doanh nghiệp:* Ngoài một số ít doanh nghiệp đã tạo dựng được chuỗi liên kết giá trị từ khâu nuôi trồng, chế biến đến xuất khẩu, còn lại hầu hết các doanh nghiệp chế biến đều phụ thuộc vào người dân. Để tránh tình trạng bất ổn về cung- cầu, nguy cơ phá vỡ tính bền vững của thị trường, các doanh nghiệp cần chủ động liên kết với người dân, cùng nhau cam kết về số lượng, chất lượng sản phẩm sản xuất và tiêu thụ. Để làm được điều này, cần thiết phải tăng cường sự hiểu biết về mặt pháp lý cho người dân thông qua chính quyền địa phương hoặc các hiệp hội; tăng cường xử lý về mặt pháp luật đối với các bên vi phạm.

- *Nâng cao tính trách nhiệm của các tổ chức, cá nhân trong công tác dự báo và quy hoạch.* Việc mở rộng diện tích nuôi trồng thủy sản tràn lan dựa trên những dự báo thiếu chính xác là bài học đắt giá cho ngành nuôi trồng thủy sản nói chung và đặc biệt là ngành nuôi cá tra. Vì vậy, ngành chủ quản cần phải là nơi điều phối sản lượng của các địa phương một cách minh bạch trên cơ sở quy hoạch tổng thể.

- *Kiểm soát được chi phí đầu vào, đặc biệt là chi phí thức ăn chăn nuôi.* Giá thức ăn chăn nuôi tăng mạnh và bất hợp lý trong 3 năm gần đây đã ảnh hưởng tiêu cực đến sự phát triển bền vững của thị trường. Để kiểm soát được giá thức ăn chăn nuôi, cơ quan chức năng cần rà soát lại hoạt động của tất cả các nhà máy chế biến thức ăn, đánh giá chất lượng sản phẩm, xác định chính xác giá thành toàn bộ của sản phẩm, từ đó có quyết định chấp nhận hay từ chối một cách minh bạch khi doanh nghiệp có yêu cầu điều chỉnh giá. Ngoài việc kiểm soát chi phí về thức ăn, chi phí về vốn cũng cần được quan tâm. Ổn định hệ thống tài chính cũng là một trong các giải pháp giúp ngành sản xuất kinh doanh thủy sản tiếp cận được nguồn vốn với lãi suất hợp lý, hạn chế thấp nhất tình trạng chiếm dụng vốn giữa những

người sản xuất và kinh doanh với nhau.

*Tóm lại,* tạo ra một thị trường nuôi trồng và xuất khẩu hàng thủy sản bền vững là mong muốn của mọi quốc gia có lợi thế, vì vậy cần phải có sự vào cuộc một cách đồng bộ của tất cả các ngành, các cấp, các doanh nghiệp và người nuôi trồng thủy sản để việc xuất khẩu có được sự ổn định lâu dài. ■

## Tài liệu tham khảo

1. <http://thuysanvietnam.com.vn/> ; [www.vasep.com.vn](http://www.vasep.com.vn/); <http://www.fistenet.gov.vn/>; [www.chebien.gov.vn](http://www.chebien.gov.vn/); <http://danviet.vn/>; <http://vietfish.org/>; <http://vi.wikipedia.org/>;
2. Phạm Thị Thu Hồng, *Chi cục Thủy sản Vĩnh Long, Chuyên đề Phân tích giá thành cá tra nguyên liệu và đề xuất giải pháp hạ giá thành nâng cao hiệu quả sản xuất, 2012.*

## tiếp theo trang 35

9. Honda, Y., 2004. *Bank capital regulations and the transmission mechanism. Journal of Policy Modeling, Volume 26, p. 675–688.*
10. Lula G., Mengesha Mark, J. Holmes, 2013. *Monetary Policy and its Transmission Mechanisms in Eritrea. Journal of Policy Modeling, Issue http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2013.06.001.*
11. Mishkin, F.S., 2004. *The Economics of Money, Banking and Financial Markets. 7th edition ed. s.l.:Columbia University.*
12. Mishra, P. and P. Montiel, 2012. *How Effective Is Monetary Transmission in Low- Income Countries? A Survey of the Empirical Evidence. IMF Working Paper: WP/12/143, Washington, D.C..*
13. Mugume, A., 2011. *Monetary transmission mechanisms in Uganda, Kampala: ank of Uganda Working Paper.*
14. Ralph Bryant, Peter Hooper, and Catherine Mann, 1993. *Evaluating Policy Regimes: New Empirical Research in Empirical Macroeconomics, s.l.: Washington, D.C.: Brookings Institution.*
15. Roberto Golinelli, Riccardo Rovelli, 2005. *Monetary policy transmission, interest rate rules and inflation targeting in three transition countries. Journal of Banking & Finance, Volume 29, p. 183–201.*
16. Sims, C., 1980. *Macroeconomics and reality.*

xem tiếp trang 75



Qua kinh nghiệm của KDB cho thấy, cơ cấu tổ chức của một ngân hàng hiện đại đều có sự tách bạch rõ ràng giữa nhiệm vụ QTRR và nhiệm vụ kinh doanh. Đây là nguyên tắc hàng đầu để đảm bảo hiệu quả trong QTRR. Hệ thống QTRR của KDB là một hệ thống tách bạch hoàn toàn và được báo cáo lên cấp cao nhất. Cơ cấu QTRR hợp lý từ các phòng ban, các ủy ban.

Qua tìm hiểu kinh nghiệm QTRR thị trường cho thấy, áp dụng phương pháp QTRR thị trường bằng phương pháp giá trị có thể tổn thất VaR là phương pháp mới nhất hiện nay trên thế giới. Các phương pháp khác như phương pháp khe hở nhạy cảm lãi suất (Interest rate gap), PVBP, Khe hở kỳ hạn kinh tế (Duration Gap) là các phương pháp đã được áp dụng trước đó nhưng thể hiện nhiều nhược điểm. Tại Chi nhánh Ngân hàng Calyon Hồ Chí Minh đã áp dụng đồng thời nhiều phương pháp để QTRR thị trường. Kinh nghiệm thực tế cho thấy, các ngân hàng đã quản lý rủi ro thị trường khá hiệu quả bằng các phương pháp hiện đại hiện nay.

Từ thực tế các phương pháp QTRR thị trường mà hai ngân hàng trên đã áp dụng, có thể rút ra những ưu việt trong phương pháp QTRR thị trường tại 2 ngân hàng nước ngoài này như sau:

(1) Áp dụng phương pháp QTRR tiên tiến;

(2) đầu tư các hệ thống phần mềm rất hiện đại với chi phí rất cao, đã được chạy thử tại Hội sở nên độ tin cậy khá lớn, hệ thống này hỗ trợ được việc tính toán giá trị rủi ro VAR, thông tin lưu trữ trong hệ thống giúp thực hiện phân tích chuỗi sự kiện theo trình tự thời gian, từ những sự kiện đơn lẻ, hệ thống có khả năng đo lường được giá trị

hoạt động hiện tại và tương lai với các đối tượng khác nhau;

(3) Có qui trình QTRR thị trường bài bản và được chuẩn hóa, qui trình QTRR gồm các bước sau: Nhận dạng rủi ro thị trường, Đo lường rủi ro thị trường, trong đó có việc thu thập các dữ liệu rủi ro thị trường, xây dựng các kịch bản và giả định, cuối cùng là tính toán các mức độ rủi ro, giám sát rủi ro thông qua các báo cáo rủi ro thị trường và các chiến lược đánh giá rủi ro thị trường, kiểm soát rủi ro thông qua các hạn mức rủi ro và quá trình kiểm toán QTRR thị trường;

(4) Quản lý rủi ro thị trường bằng VaR là phương pháp hiện đại nhất hiện nay. ■

#### Tài liệu tham khảo

1. Chương trình đào tạo về quản trị rủi ro của KDB cho Vietinbank.
2. Các báo cáo của Calyon- Ho Chi Minh.

tiếp theo trang 41

*Econometrica, Volume 48, pp. 1-48.*

17. Tobias Cwik, Gernot J. Muller, Maik H. Wolters, 2011. Does trade integration alter monetary policy transmission?. *Journal of Economic Dynamics & Control, Volume 35, p. 545-564.*

18. Ghi chú tác giả:

**Trần Thị Xuân Hương**- PGS.TS - Trường Đại học Kinh tế Tp.HCM; email: txhuong@ueh.edu.vn. Lĩnh vực nghiên cứu chính: Tài chính- ngân hàng. Một số tạp chí đã đăng bài: *Tạp chí Phát triển Kinh tế, Tạp chí Ngân hàng, Tạp chí Công nghệ Ngân hàng;*

**Võ Xuân Vinh**- TS- Trường Đại học Kinh tế Tp.HCM; email: vxvinh@gmail.com. Lĩnh vực nghiên cứu chính: Chứng khoán, tài chính- ngân hàng. Một số tạp chí đã đăng bài: *International Business and Finance, Applied Economics, Applied Financial Economics, Global Finance Journal and International Review of Financial Analysis;*

**Nguyễn Phúc Cảnh**- Thạc sĩ- Trường Đại học Kinh tế Tp.HCM; email: phuccanhnguyen.ueh@gmail.com. Lĩnh vực nghiên cứu chính: Tài chính- ngân hàng- chứng khoán và chính sách tiền tệ. Một số tạp chí đã đăng bài: *Tạp chí Phát triển Kinh tế, Tạp chí Ngân hàng, Tạp chí Công nghệ Ngân hàng.*