

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH SVAR TRONG PHÂN TÍCH HIỆU ỨNG CHUYỂN CỦA TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI Ở VIỆT NAM

Phạm Thế Anh*

Ngày nhận: 12/8/2015
Ngày nhận bản sửa: 15/9/2015
Ngày duyệt đăng: 25/9/2015

Tóm tắt:

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp cấu trúc véc-tơ tự hồi quy (SVAR), để tính toán hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái (ERPT) vào giá tiêu dùng ở Việt Nam trong khoảng thời gian từ 2001–2014. Khác với các nghiên cứu trước đây, tác giả tính toán và sử dụng tỷ giá hối đoái hữu hiệu đa phương (NEER) trong các ước lượng. Hàm phản ứng và phân rã phương sai từ SVAR cho thấy cú sốc tỷ giá đóng vai trò rất quan trọng trong việc quyết định giá cả và sản lượng. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn cho thấy một mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa ERPT với trung bình và tính bất định của tỷ lệ lạm phát.

Từ khóa: SVAR, tỷ giá hối đoái hữu hiệu, hiệu ứng chuyển và lạm phát.

Applying SVAR model to analyzing exchange rate pass-through effects (ERPT) in Vietnam

Abstract:

The paper uses structural vector autoregressive (SVAR) model in estimating exchange rate pass-through effects (ERPT) into consumer prices in Vietnam during 2001–2014. Different from previous studies, we compute and utilize nominal effective exchange rate (NEER) in our estimation. The impulse response functions and forecast error decomposition show that exchange rate shocks play a crucial role in determining prices and output. Besides, the results also indicate a positive relationship between ERPT and the level as well as standard deviation of inflation rates.

Keywords: SVAR ; nominal effective exchange rate ; pass-through and inflation.

1. Dẫn nhập

Cơ chế truyền dẫn ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái tới giá nhập khẩu, giá tiêu dùng và các biến số vĩ mô khác trong nền kinh tế thị trường đã được nghiên cứu rộng rãi ở các nước trên thế giới. Về cơ bản, tỷ giá hối đoái có thể ảnh hưởng tới nền kinh tế thông qua nhiều kênh truyền dẫn khác nhau như thương mại, giá cả, và ngân sách. Quá trình hay cơ chế truyền dẫn ảnh hưởng này được gọi là hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái (Exchange rate pass-through, ERPT). Quy mô của hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá cả trong nước có thể được đo lường bằng phần trăm thay đổi của giá cả khi tỷ giá hối đoái thay đổi 1%. Hiệu ứng này được coi là hoàn hảo nếu như nó bằng 1, hàm ý sự tồn tại của quy luật một giá và lý thuyết ngang bằng sức mua. Tuy nhiên, ảnh hưởng truyền dẫn từ tỷ giá hối

đoái không hoàn toàn đồng nhất mà có thể biến đổi khác nhau giữa các nền kinh tế, và việc xác định nó có ý nghĩa cực kì quan trọng trong điều hành chính sách tiền tệ của ngân hàng trung ương nhằm kiểm soát lạm phát và thâm hụt thương mại ở các quốc gia trên thế giới.

Về mặt lý thuyết, sự thay đổi của tỷ giá hối đoái có thể ảnh hưởng tới giá cả thông qua hai kênh: trực tiếp hoặc gián tiếp. Kênh trực tiếp cho rằng sự mất giá của đồng nội tệ làm cho hàng hóa tiêu dùng và các nguyên vật liệu đầu vào nhập khẩu trở nên đắt đỏ hơn, dẫn tới chi phí sản xuất cao hơn, và kết quả là giá cả tiêu dùng cao hơn. Trong khi đó, kênh gián tiếp chỉ ra rằng, sự giảm giá của đồng nội tệ làm cho hàng hóa nội địa rẻ hơn trên thị trường quốc tế, cầu về hàng hóa xuất khẩu của quốc gia nhờ đó gia tăng, do vậy làm tăng cầu lao động, tiền lương và tổng

cầu. Kết quả cuối cùng là lạm phát có thể xảy ra.

Kể từ những năm 1980, các nghiên cứu về hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái tới giá nhập khẩu và giá tiêu dùng xuất hiện ngày càng nhiều. Cho tới nay, một số lượng lớn các công trình nghiên cứu lý thuyết cũng như thực nghiệm đã được công bố, ở cả các nước phát triển cũng như đang phát triển. Về mặt thực nghiệm, có thể kể ra một số các công trình tiêu biểu gần đây như McCarthy (1999), Gagnon & Ihrig (2004), Campa & Goldberg (2005), và Ihrig & cộng sự (2006) cho các nước phát triển; Mihaljek & Klau (2001), Choudhri và Hakura (2006), và Ca'Zorzi & cộng sự (2007) cho các nền kinh tế đang phát triển.

Hầu hết các nghiên cứu chỉ ra rằng ERPT vào giá cả nội địa là không hoàn hảo ở hầu hết các nước. Bên cạnh đó, nhìn chung ERPT ở các nước phát triển là thấp hơn so với ở các nền kinh tế đang phát triển, tuy nhiên nó có xu hướng suy giảm đáng kể trong thời gian gần đây ở cả hai nhóm nước. Bên cạnh đó, những nhân tố giải thích cho sự khác biệt về tốc độ lan truyền và quy mô của hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá cả giữa các nước phát triển và đang phát triển, hay thậm chí là giữa các nước thuộc nhóm các nền kinh tế đang phát triển với nhau, có thể được chia thành hai nhóm: (i) các nhân tố vĩ mô và ; (ii) các nhân tố vi mô. Trong đó, nhóm các yếu tố vĩ mô thường bao gồm mức độ và sự biến động của tỷ lệ lạm phát (Taylor, 2000; Choudhri & Hakura, 2006; Ca'zorzi & cộng sự, 2007; Devereux & Yetman, 2010) và môi trường chính sách tiền tệ (Mihaljek & Klau, 2001; Clarida & cộng sự, 1998; Taylor, 1999; Gagnon & Ihrig, 2004). Còn nhóm các yếu tố vi mô bao gồm chiến lược định giá và khả năng điều chỉnh giá của doanh nghiệp, quy mô, cấu trúc ngành và phân khúc thị trường, nguồn gốc hàng hóa, chi phí vận chuyển, chi phí phân phối, các rào cản phi thuế quan, vai trò của các tập đoàn đa quốc gia, lợi thế kinh tế theo quy mô, và độ co giãn của cầu đối với các hàng hóa nhập khẩu,... (Krugman, 1987; Dornbusch, 1987; Menon, 1996; Yang, 1997; Campa & Goldberg, 2005; Shioji, 2012).

Cùng với những nghiên cứu khác về các kênh truyền dẫn của chính sách tiền tệ, kết quả nghiên cứu về hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái đã góp phần quan trọng giúp ngân hàng trung ương ở các nền kinh tế phát triển duy trì được tỷ lệ lạm phát ở mức xấp xỉ 2% mỗi năm trong vòng hai thập kỉ qua. Ngoài ra, nó còn góp phần giúp cải thiện hiệu quả của chính sách tiền tệ ở các nền kinh tế chuyển đổi, đưa lạm phát từ mức hai con số trong những năm đầu thực hiện cải cách kinh tế xuống còn 3-5%

trong những năm gần đây. Trong khi đó, mặc dù vấn đề tỷ giá hối đoái ở Việt Nam đã và đang thu hút sự quan tâm của các nhà hoạch định chính sách và giới học thuật, nhưng trái ngược với hiện trạng nghiên cứu ở các nước trên thế giới, số công trình liên quan đến tỷ giá lại không đáng kể. Trong số đó, phần lớn các nghiên cứu tập trung truy tìm các nhân tố quyết định tỷ giá hối đoái, sự biến động tỷ giá hối đoái, hoặc lựa chọn chính sách tỷ giá hối đoái (Nguyen Tran Phuc & Nguyen Duc Tho, 2009; Nguyễn Thị Thu Hằng & cộng sự, 2010). Hầu như chưa có một nghiên cứu nào tập trung lượng hóa hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá tiêu dùng. Gần đây, vai trò của tỷ giá đối với giá cả đã được xem xét trong các nghiên cứu về lạm phát và chính sách tiền tệ, ví dụ như Phạm Thế Anh (2009) hay Nguyễn Thị Thu Hằng & Nguyễn Đức Thành (2011). Tuy nhiên, các nghiên cứu này không tập trung vào hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái. Hơn nữa, biến số được sử dụng trong các nghiên cứu này là tỷ giá hối đoái song phương VND/USD, vốn được neo gần như cố định, nên nó hầu như không phản ánh được các hiệu ứng đối với nền kinh tế.

Thêm vào đó, những năm gần đây Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đang chuyển dần sang hướng theo đuổi lạm phát mục tiêu. Điều này đã khiến công tác điều hành tỷ giá hối đoái và sự hiểu biết về hiệu ứng chuyển của nó vào giá cả là cực kỳ quan trọng. Sự thay đổi của tỷ giá hối đoái, theo nhiều kênh truyền dẫn khác nhau, có thể làm thay đổi giá nhập khẩu và giá tiêu dùng trong nước. Ngoài ra, việc điều chỉnh tỷ giá hối đoái còn có thể làm thay đổi kì vọng về lạm phát trong tương lai, và từ đó trực tiếp làm thay đổi lạm phát hiện tại của nền kinh tế. Do vậy, tỷ giá hối đoái là một công cụ chính sách đặc biệt quan trọng của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam khi theo đuổi lạm phát mục tiêu. Những nghiên cứu về hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái, nếu có, sẽ giúp cho các quyết định điều chỉnh tỷ giá hối đoái của Ngân hàng Nhà nước trở nên chính xác hơn về mặt quy mô điều chỉnh, phù hợp hơn về mặt thời điểm, góp phần kiểm soát tốt mục tiêu lạm phát và bình ổn kinh tế vĩ mô.

Trong phần tiếp theo của nghiên cứu này, trước tiên tác giả sẽ sử dụng phương pháp cấu trúc véctor tự hồi quy để tính toán hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá tiêu dùng ở Việt Nam trong giai đoạn 2001-2014. Tỷ giá hối đoái hữu hiệu đa phương sẽ được sử dụng thay cho tỷ giá VND/USD vốn phổ biến trong các nghiên cứu trước đây ở Việt Nam. Thêm vào đó, không chỉ dừng ở giá tiêu dùng tổng thể, nghiên cứu này còn ước lượng hiệu ứng

chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá cả các nhóm/ngành hàng khác nhau. Theo đó, tác giả sẽ cố gắng thảo luận sự khác biệt và truy tìm các nguyên nhân chính gây ra sự khác biệt của hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái ở các nhóm/ngành hàng này. Ngoài ra, nghiên cứu này còn xem xét ảnh hưởng của các cú sốc khác tới giá cả và sản lượng. Cuối cùng, các kết luận chính sẽ được tổng hợp và một số gợi ý chính sách được đưa ra.

2. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

2.1. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình cấu trúc véc-tơ tự hồi quy hay SVAR (Structural Vector Autoregression) được sử dụng lần đầu tiên bởi Sims (1986) trong nghiên cứu hiệu ứng của các cú sốc tiền tệ đến nền kinh tế. Giả sử chúng ta có m chuỗi thời gian $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}$ có mối quan hệ phụ thuộc lẫn nhau. Tức là, bất kì biến y_{it} nào đó đều có thể bị ảnh hưởng bởi các giá trị hiện tại cũng như các giá trị trong quá khứ của các biến còn lại. Khi đó, mối liên hệ giữa m chuỗi thời gian trên có thể được viết dưới dạng ma trận như sau:

$$A\mathbf{y}_t = \alpha + \Psi_1\mathbf{y}_{t-1} + \Psi_2\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Psi_p\mathbf{y}_{t-p} + B\boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (1)$$

trong đó, $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt})'$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{mt})'$, $A, \Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_p$, và B là các véc-tơ và ma trận hệ số.

Phương trình (1) ở trên được gọi là mô hình véc-tơ tự hồi quy dạng cấu trúc (structural form), hay SVAR, còn $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ được gọi là véc-tơ các cú sốc cấu trúc (structural disturbances) với $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = 0$, $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_s')$ = $\Sigma_\varepsilon = \text{Im}$ khi $s = t$ và $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_s') = 0$ khi $s \neq t$. B là ma trận vuông phản ánh mối quan hệ *tức thời* (hay cùng thời điểm) giữa các cú sốc cấu trúc và các biến trong mô hình. Các thành phần nằm ngoài đường chéo, khác 0, của ma trận B cho phép một cú sốc cấu trúc nào đó có thể tác động trực tiếp cùng lúc tới nhiều biến nội sinh trong mô hình.

Lưu ý rằng, $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}$ là các chuỗi thời gian có tính dừng còn $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ là véc-tơ nhiễu trắng. Nhân cả hai vế của (1) với A^{-1} ta có:

$$\mathbf{y}_t = \beta + \Phi_1\mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Phi_p\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t \quad (2)$$

trong đó, $\beta = A^{-1}\alpha$, $\Phi_1 = A^{-1}\Psi_1$, $\Phi_2 = A^{-1}\Psi_2$, $\Phi_p = A^{-1}\Psi_p$, và $\mathbf{u}_t = A^{-1}B\boldsymbol{\varepsilon}_t$. Phương trình (2) được gọi là mô hình véc-tơ tự hồi quy dạng rút gọn (reduced form), hay VAR(p), còn \mathbf{u}_t được gọi là véc-tơ sai số (residuals). Đây là dạng VAR sẽ được ước lượng bằng số liệu thông qua các phương pháp thông thường như OLS hay GLS miễn là \mathbf{y}_t có tính dừng và $\mathbf{u}_t \sim \text{iid}(0, \Sigma_u)$. Độ trễ p được lựa chọn thông qua các kiểm định lựa chọn chỉ tiêu lựa chọn độ trễ như AIC hay SIC.

Nhớ rằng mối quan hệ giữa các cú sốc cơ cấu

trong phương trình (1) và sai số ước lượng được trong phương trình (2) được thể hiện qua $\mathbf{u}_t = A^{-1}B\boldsymbol{\varepsilon}_t$, do vậy

$$\Sigma_u = A^{-1}BB'A^{-1} \quad (3)$$

trong đó, ma trận sai số Σ_u có thể tính được từ số liệu

$$\text{thực tế, } \hat{\Sigma}_u = \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t' / (T - p).$$

Mục đích chính của phương pháp SVAR là phải ước lượng được các tham số trong hai ma trận A và B để từ đó có thể xác định được ảnh hưởng của các cú sốc cơ cấu, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, đến các biến số trong nền kinh tế. Điều này có thể dễ dàng đạt được thông qua các tham số ước lượng được từ phương trình (2) và qua $\mathbf{u}_t = A^{-1}B\boldsymbol{\varepsilon}_t$ nhờ phương pháp ML (Maximum Likelihood), miễn là chúng ta áp dụng đủ các ràng buộc cần thiết phù hợp về mặt thống kê hoặc lý thuyết kinh tế đối với các tham số trong hai ma trận A và B .

Sau khi phương trình (2) được ước lượng, chúng ta có thể tính toán hàm phản ứng (impulse response functions – IRFs), đo lường hiệu ứng theo thời gian từ một cú sốc nào đó đối với các biến, hoặc phân rã phương sai sai số dự báo (forecast error variance decomposition – FEVD), phân tách sự biến thiên/dao động của một biến nào đó theo các cú sốc khác nhau trong mô hình VAR.

2.2. Dữ liệu và các kiểm định tính dừng

Dữ liệu được khai thác để thực hiện ước lượng ERPT vào giá tiêu dùng của Việt Nam có tần suất theo quý và bao gồm: tổng sản phẩm quốc nội (y), cung tiền rộng (m), lãi suất cho vay của các ngân hàng thương mại (r), tỷ giá hối đoái hữu hiệu danh nghĩa (e), chỉ số giá tiêu dùng (p), và giá nhiên liệu thế giới (f). Việc sử dụng các biến như tổng sản phẩm quốc nội, cung tiền, lãi suất và giá nhiên liệu thế giới là nhằm kiểm soát các biến động của chu kỳ kinh doanh. Trong đó, giá nhiên liệu thế giới được cân nhắc đưa vào mô hình với vai trò là biến ngoại sinh bởi ảnh hưởng một chiều của nó tới các biến trong nước. Tỷ giá hối đoái hữu hiệu danh nghĩa, hay còn gọi là NEER, được tính toán theo phương pháp được mô tả như trong Phạm Thế Anh & Đinh Tuấn Minh (2014). Các chỉ số giá và GDP được khai thác từ cơ sở dữ liệu của GSO, trong khi các chuỗi số liệu còn lại được khai thác từ cơ sở dữ liệu của IMF. Ngoại trừ lãi suất, các chuỗi số này được thể hiện dưới dạng *tốc độ tăng* so với cùng kì năm trước trong giai đoạn 2001Q1–2014Q2.

Chỉ số giá tiêu dùng được bóc tách theo các chỉ số thành phần, bao gồm: lương thực và thực phẩm (p_1); đồ uống và thuốc lá (p_2); may mặc, giày dép và

mũ nón (p_3); nhà ở và vật liệu xây dựng (p_4); thiết bị và đồ dùng gia đình (p_5); dược phẩm và y tế (p_6); phương tiện đi lại và bưu điện (p_7); giáo dục (p_8); văn hóa, thể thao và giải trí (p_9) và; hàng hóa và dịch vụ khác (p_{10}). Một số thống kê cơ bản của các chuỗi số này được thể hiện trong Phụ lục 1.

Để kiểm tra tính dừng của các chuỗi số thời gian trước khi ước lượng ERPT, tác giả thực hiện kiểm định Dickey-Fuller mở rộng (ADF), với các biến giả mùa vụ. Chúng tôi giới hạn độ trễ của các phương trình kiểm định ADF ở mức 10 (tương đương với hai năm rưỡi) nhằm đảm bảo sai số ở các phương trình này là nhiễu trắng. Tiếp theo, chỉ tiêu AIC (Akaike Info Criterion) được sử dụng để lựa chọn độ trễ tối ưu cho phương trình kiểm định ADF. Kết quả kiểm định trình bày trong Phụ lục 2 cho thấy, ngoại trừ giá nhiên liệu thế giới, tất cả các biến trong nước gồm y , m , r , e , p và p_m đều không dừng ở mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên, sai phân bậc nhất của tất cả các biến số này lại có tính dừng ở mức ý nghĩa 5% hoặc 10%. Do vậy, tác giả sẽ thực hiện ước lượng mô hình SVAR với các chuỗi số liệu ở dạng sai phân bậc nhất.

Lưu ý rằng, ở đây tác giả không sử dụng kiểm định đồng tích hợp Johansen để kiểm tra các mối quan hệ dài hạn có thể có giữa các chuỗi tích hợp bậc nhất. Với mẫu số liệu tương đối ngắn, kiểm định đồng tích hợp Johansen nói chung sẽ cho những bằng chứng ít thuyết phục. Việc lựa chọn mô hình SVAR ở dạng sai phân, thay vì mô hình véc-tơ hiệu chỉnh sai số (Vecto Error Correction Model – VECM), có thể dẫn đến sai lầm về mặt định dạng mô hình nếu như thực sự tồn tại các mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Tuy nhiên, ngoài lý do về mẫu số liệu ngắn, tác giả còn muốn tập trung phân tích mối quan hệ động ngắn hạn, thay vì mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến. Do vậy, giống như McCarthy (1999) và Ca'Zorzi & cộng sự (2007) và nhiều nghiên cứu khác, tác giả sẽ ước lượng ERPT ở Việt Nam sử dụng mô hình SVAR với các chuỗi số liệu dừng ở dạng sai phân bậc nhất.

3. Kết quả ước lượng

3.1. Độ trễ và mô hình cấu trúc

Do mẫu số liệu tương đối ngắn, nên tác giả thực hiện lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình theo các bước sau. Ban đầu, tác giả giới hạn độ trễ tối đa là 10 (tương đương với hai năm rưỡi) và tính toán các chỉ tiêu AIC và SIC để lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình. Lưu ý rằng, biến ngoại sinh giá nhiên liệu, f , và các biến giả mùa vụ cũng được đưa vào để tính đến ảnh hưởng của chúng đối với các biến trong mô

hình VAR. Các chỉ tiêu AIC và SIC chỉ ra rằng mô hình VAR với độ trễ 6 nên được ước lượng. Tiếp theo, tác giả ràng buộc các tham số mới được ước lượng trong mô hình VAR(6) ở trên bằng 0 nếu chúng không có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa truyền thống và ước lượng lại mô hình.

Do mẫu số liệu tương đối ngắn nên việc thực hiện các kiểm định tự tương quan chính thống đối với các sai số ước lượng như Portmanteau Test hay Breusch–Godfrey LM Test là không thể. Thay vào đó, tác giả kiểm tra xem các chuỗi sai số hồi quy có thỏa mãn các đặc tính của nhiễu trắng hay không thông qua việc tính toán hệ số tự tương quan, tương quan riêng và tương quan chéo giữa chúng. Đồng thời, kiểm định phương sai sai số thay đổi ARCH–LM cũng được thực hiện. Kết quả cho thấy, nhìn chung mô hình VAR(6) có thể được chấp nhận.

Để ước lượng mô hình cấu trúc và tính toán IRFs và FEVD, tác giả áp đặt các ràng buộc cho ma trận A và B. Cụ thể, với B tác giả lựa chọn dạng ma trận đường chéo, hàm ý mỗi cú sốc cấu trúc ϵ_j chỉ tác động trực tiếp (tức thời) tới biến y_j trong hệ VAR. Trong khi đó, ma trận A ban đầu được ước lượng theo sắp xếp Cholesky với thứ tự các biến lần lượt là Δy , Δp , Δm , Δr và Δe . Dựa trên kết quả ước lượng, những hệ số a_{ij} nào không có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa truyền thống sẽ được ràng buộc bằng 0. Tiếp theo, các hệ số ở nửa trên của ma trận A sẽ lần lượt được ước lượng thay thế cho những hệ số vừa bị ràng buộc (bằng 0). Chỉ có những hệ số nào có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa truyền thống mới được giữ lại. Kết quả ước lượng cuối cùng của ma trận A và B được trình bày trong Bảng 1.

3.2. Hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá tiêu dùng tổng thể

Hàm phản ứng

Kết quả ước lượng IRFs của giá tiêu dùng đối với các cú sốc khác nhau, với độ lớn bằng 1 điểm %, lần lượt được trình bày trong Bảng 2. Kết quả này cho thấy, ERPT vào giá tiêu dùng là tương đối lớn và xảy ra ngay sau cú sốc tỷ giá. Trong quý xảy ra cú sốc, cú sốc tỷ giá làm Δp tăng gần 0,44 điểm phần trăm. Hiệu ứng này lớn dần theo thời gian và đạt đỉnh khoảng sau hai năm kể từ khi xảy ra cú sốc, với giá trị đạt khoảng 8,53 điểm phần trăm. Lưu ý rằng, ở đây biến tỷ giá được sử dụng trong mô hình là tỷ giá hữu hiệu danh nghĩa (NEER), tức là tỷ giá bình quân giữa VND với đồng tiền của các đối tác thương mại. Do Ngân hàng Nhà nước neo VND cố định vào USD nên sự gia tăng của NEER hoặc là do

Bảng 1: Kết quả ước lượng ma trận A và B của mô hình cấu trúc

	Dấu dự kiến	Hệ số	Sai số chuẩn
Ma trận A			
a ₂₃	-	-0,324	0,040
a ₂₄	-	-2,625	0,276
a ₂₅	-	-0,085	0,012
a ₅₁	-	-5,560	3,112
Ma trận B			
b ₁₁	+	0,249	0,027
b ₂₂	+	0,404	0,043
b ₃₃	+	1,544	0,165
b ₄₄	+	0,221	0,024
b ₅₅	+	5,140	0,548

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm Jmulti

sự mất giá của VND so với USD, hoặc là do USD mất giá so với đồng tiền của các đối tác thương mại khác của Việt Nam. Với tỷ trọng nhập khẩu/GDP vào khoảng 70–80% trong giai đoạn nghiên cứu, trong đó phần nhiều là tư liệu sản xuất, thì sự gia tăng của NEER sẽ dần làm tăng giá nguyên vật liệu nhập khẩu, và cuối cùng là giá tiêu dùng.

Kết quả này có vẻ như khác với các nghiên cứu trước đây về tác động của cú sốc tỷ giá đối với lạm phát như Phạm Thế Anh (2009) hay Nguyễn Thu Hằng & Nguyễn Đức Thành (2011), ở đó cú sốc tỷ giá thường ít tác động tới lạm phát. Phạm Thế Anh (2009) cho rằng nguyên nhân chủ yếu của kết quả này là do nghiên cứu sử dụng biến tỷ giá hối đoái VND/USD, vốn gần như bị cố định bởi chế độ neo tỷ giá của Ngân hàng Nhà nước, và không phản ánh được sự thay đổi của giá cả trong nền kinh tế. Trong mô hình này, NEER được sử dụng. Sự biến động của nó sẽ phản ánh tốt hơn sự thay đổi của giá nhập khẩu, và do vậy là giá tiêu dùng ở Việt Nam.

Phản ứng của Δp đối với các cú sốc khác cũng được trình bày trong Bảng 2. Bảng này cho thấy, nhìn chung giá cả là khá linh hoạt, tức là phản ứng ngay trong quý khi xảy ra các cú sốc. Trong môi trường lạm phát cao và dễ thay đổi, như ở Việt Nam trong hầu hết giai đoạn nghiên cứu, các doanh

nh nghiệp thường cố gắng tránh bị ràng buộc vào các hợp đồng dài hạn với mức giá cố định (Ball & cộng sự, 1988). Họ sẽ linh hoạt hơn trong việc thiết lập giá nhằm giảm thiểu tác động của các cú sốc tới kết quả hoạt động sản xuất kinh doanh. Điều này dẫn tới hệ quả là, hiệu ứng của các cú sốc, bao gồm cả cú sốc tỷ giá và tiền tệ, sẽ lớn hơn đối với giá cả, và nhỏ hơn đối với sản lượng thực.

Bên cạnh cú sốc tỷ giá, các cú sốc cung tiền và chi phí đầu vào cũng có tác động đáng kể tới lạm phát. Cú sốc cung tiền bắt đầu làm tăng giá ngay trong quý xảy ra cú sốc và đạt đỉnh vào khoảng quý thứ sáu. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, cú sốc tăng trưởng cung tiền có thể làm tỷ lệ lạm phát tăng thêm khoảng 1,28 điểm phần trăm sau một quý, và khoảng 4,32 điểm phần trăm sau một năm. Bên cạnh đó, cú sốc giá cả (hay còn gọi là cú sốc cung bất lợi) cũng làm tăng lạm phát thêm khoảng 1,04 điểm phần trăm sau một quý, và 2,08 điểm phần trăm sau một năm. Trong những quý tiếp theo, lạm phát sẽ hạ nhiệt dần, có thể là do tổng cầu suy giảm và/hoặc do các phản ứng thắt chặt tiền tệ của Ngân hàng Nhà nước. Kết quả này cho thấy, bên cạnh tỷ giá, cung tiền và chi phí đầu vào là những yếu tố chính làm tăng lạm phát của Việt Nam trong thời gian qua.

Bảng 2: Phản ứng tích lũy của giá tiêu dùng (Δp) đối với các cú sốc (1 điểm %)

Tên cú sốc	Trục thời gian (quý)								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ giá	0,435	1,378	2,450	3,458	4,335	5,524	7,316	8,528	7,979
Cung tiền	0,500	1,280	2,273	3,488	4,322	5,179	5,326	4,036	2,528
Lãi suất	0,580	1,483	2,332	2,894	3,079	3,448	3,685	3,130	2,040
Giá cả	0,404	1,035	1,648	2,115	2,082	2,024	1,929	1,305	0,416
Sản lượng	0,117	-0,027	-0,338	-0,511	-0,427	0,258	1,527	2,864	4,355

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm Jmulti

Bảng 3: Phân rã phương sai sai số sự báo (FEVD) đối với Δp

Thời gian	Δy	Δp	Δm	Δr	Δe
1	0,01	0,17	0,26	0,35	0,20
2	0,01	0,15	0,23	0,31	0,29
3	0,02	0,13	0,26	0,27	0,32
4	0,02	0,11	0,33	0,22	0,32
5	0,01	0,10	0,35	0,19	0,35
6	0,04	0,08	0,33	0,16	0,38
7	0,12	0,06	0,25	0,13	0,45
8	0,16	0,06	0,26	0,11	0,41

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm Jmulti

Đặc biệt ở đây chúng ta thấy mối quan hệ dương giữa cú sốc lãi suất với lạm phát. Điều này hàm ý sự phản ứng của lãi suất đối với lạm phát mang tính thích ứng chứ không mang tính chủ động ngăn chặn. Tức là, khi lạm phát xảy ra rồi thì lãi suất được điều chỉnh tăng theo. Điều này hoàn toàn phù hợp với thực tiễn điều hành chính sách tiền tệ của Ngân hàng Nhà nước trong giai đoạn nghiên cứu. Thông thường, lãi suất được giữ cố định bởi các quy định hành chính trong thời gian dài thông qua các công cụ như lãi suất cơ bản hoặc trần lãi suất, và nó chỉ được thay đổi khi cần chống lạm phát cao trong nền kinh tế.

Cuối cùng, cú sốc tích cực về sản lượng, như tiến bộ công nghệ hay năng suất lao động, chỉ làm lạm phát giảm nhẹ trong những quý đầu tiên. Ảnh hưởng của cú sốc này giảm dần theo thời gian và sau một năm thì nó làm giá cả tăng trở lại do làm tăng tổng thu nhập và tổng cầu của nền kinh tế.

Phân rã phương sai sai số dự báo

Cùng với IRFs, tác giả thực hiện tính toán FEVD nhằm đánh giá mức độ quan trọng tương đối của các cú sốc cấu trúc đối với sự dao động của các biến, đặc biệt là biến giá cả, trong mô hình. Kết quả tính toán FEVD đối với biến Δp được trình bày trong Bảng 3, với dòng đầu thể hiện tên cú sốc còn cột ngoài cùng bên trái phản ánh trục thời gian. Kết quả này cho thấy hầu hết sự biến động giá cả được gây ra bởi các cú sốc tiền tệ và tỷ giá. Trong đó, cú sốc tỷ giá đóng góp khoảng 20% vào sự biến động của giá cả sau một quý. Mức độ đóng góp này tăng dần lên và đạt đỉnh với gần 45% sau 7-8 quý. Các cú sốc tiền tệ, bao gồm cung tiền và lãi suất, đóng góp tổng cộng tới 61% sự biến động của giá cả sau một quý, 55% sau 4 quý và 37% sau 8 quý. Ngoài ra, cú sốc chi phí đầu vào đóng góp khá khiêm tốn vào sự biến động của giá cả, với chỉ khoảng 17% sau 1 quý nhưng giảm dần còn 11% sau 4 quý và 6% sau 8 quý. Trong khi đó, cú sốc sản lượng hầu như không

đóng góp gì vào sự biến động của giá cả sau 5 quý đầu tiên và chỉ tăng mạnh nhất lên 16% sau 8 quý. Nhìn chung, kết quả này cho thấy bên cạnh các cú sốc tiền tệ, cú sốc tỷ giá có vai trò khá quan trọng đối với sự biến động của giá cả trong nước.

3.3. Hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá tiêu dùng thành phần

Hàm phản ứng

Bên cạnh việc xem xét ERPT vào giá tiêu dùng tổng thể, tác giả cũng thực hiện tính toán ERPT vào các chỉ số giá tiêu dùng thành phần nhằm xem xét ảnh hưởng của cú sốc tỷ giá đối với giá cả các nhóm hàng hóa tiêu dùng khác nhau. Điều này được thực hiện bằng cách thay thế biến Δp lần lượt bằng các biến Δp_i , với i thể hiện các nhóm hàng hóa tiêu dùng khác nhau. Kết quả tính toán được trình bày trong Bảng 4.

Có thể thấy ERPT vào giá các loại hàng hóa tiêu dùng khác nhau là khác nhau. Một số loại hàng hóa có ERPT lớn bao gồm lương thực và thực phẩm (Δp_1), nhà ở và vật liệu xây dựng (Δp_4), dược phẩm và y tế (Δp_6), và phương tiện đi lại và bưu điện (Δp_7). Đáng chú ý đây đều là những nhóm hàng chịu sự quản lý giá của nhà nước, có tỷ trọng lớn trong giỏ hàng hóa tiêu dùng, và đóng góp chính vào lạm phát của Việt Nam trong những năm qua. Cú sốc tỷ giá có thể làm lạm phát của các loại hàng hóa này tăng thêm khoảng 4,5–6,4 điểm phần trăm sau một năm, và 5,4–10,7 điểm phần trăm sau hai năm.

Bảng 4 cũng cho thấy ERPT vào giá cả một số nhóm hàng hóa là tương đối thấp. Ví dụ, cú sốc tỷ giá hối đoái chỉ làm lạm phát giá thiết bị và đồ dùng gia đình (Δp_3) tăng thêm 0,21 điểm phần trăm sau hai quý, và không có thay đổi nhiều sau gần hai năm; lạm phát giá nhóm hàng hóa văn hóa, thể thao, và giải trí (Δp_9) hầu như không thay đổi gì trong suốt năm đầu tiên sau khi xảy ra cú sốc, và cũng chỉ tăng nhẹ khoảng 0,24 điểm phần trăm sau hai năm. Với các nhóm hàng còn lại, ERPT vào giá của chúng là ở vào mức trung bình.

Bảng 4: Phản ứng tích lũy của giá tiêu dùng thành phần (Δp_i) đối với cú sốc tỷ giá (1 điểm %)

Các chỉ số giá thành phần	Trục thời gian (quý)									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
Δp_1	0,659	1,859	2,542	3,235	4,553	6,244	8,195	8,810	6,991	
Δp_2	0,281	0,438	0,938	1,419	1,706	2,149	2,132	2,287	2,094	
Δp_3	0,133	0,287	0,522	0,973	1,407	1,777	2,093	2,272	2,383	
Δp_4	0,632	1,929	2,614	4,073	4,705	5,917	6,219	6,169	5,366	
Δp_5	0,086	0,130	0,214	0,200	0,142	0,202	0,280	0,245	0,110	
Δp_6	1,695	3,512	5,706	7,234	6,462	6,038	5,743	7,460	10,712	
Δp_7	0,819	1,647	2,997	3,983	4,657	5,704	7,044	8,466	9,844	
Δp_8	-0,142	0,116	0,679	1,174	1,665	3,234	4,351	6,405	7,350	
Δp_9	-0,013	0,005	-0,092	-0,100	0,065	0,143	0,261	0,305	0,243	
Δp_{10}	0,114	0,487	1,043	1,609	2,321	2,910	3,512	3,909	4,306	

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm Jmulti

Đặc biệt, có thể dễ dàng nhận thấy mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa ERPT với trung bình (phi tuyến) và độ lệch chuẩn (tuyến tính) của tỷ lệ lạm phát trong các nhóm ngành hàng khác nhau. Kết quả này là hoàn toàn đồng nhất với Taylor (2000) khi nghiên cứu này chỉ ra rằng, môi trường lạm phát thấp và ổn định có thể làm giảm hiệu ứng chuyển vào giá cả của doanh nghiệp gây ra bởi sự mất giá tiền tệ, sự gia tăng giá cả của các đối thủ cạnh tranh, hoặc do bất kỳ yếu tố nào khác. Kết quả này có ý nghĩa đặc biệt quan trọng trong công tác điều hành chính sách tiền tệ nhằm duy trì môi trường lạm phát thấp và ổn định ở Việt Nam.

Phân rã phương sai sai số dự báo đối với các chỉ số giá thành phần được trình bày trong Bảng 5. Ở đây tác giả chỉ trình bày vai trò của cú sốc tỷ giá đối với giá cả. Cụ thể, cú sốc tỷ giá đóng vai trò rất lớn đối với sự biến động tức thì của Δp_2 và Δp_6 , chiếm tới gần 60% sự biến động của các biến này sau một quý, tuy nhiên sau đó giảm nhanh về chỉ còn khoảng 10% sau hai năm. Trong khi đó, cú sốc tỷ giá lại hầu như không có vai trò gì trong việc gây ra các biến động của Δp_5 và Δp_9 khi chỉ đóng góp từ 1-5% sự

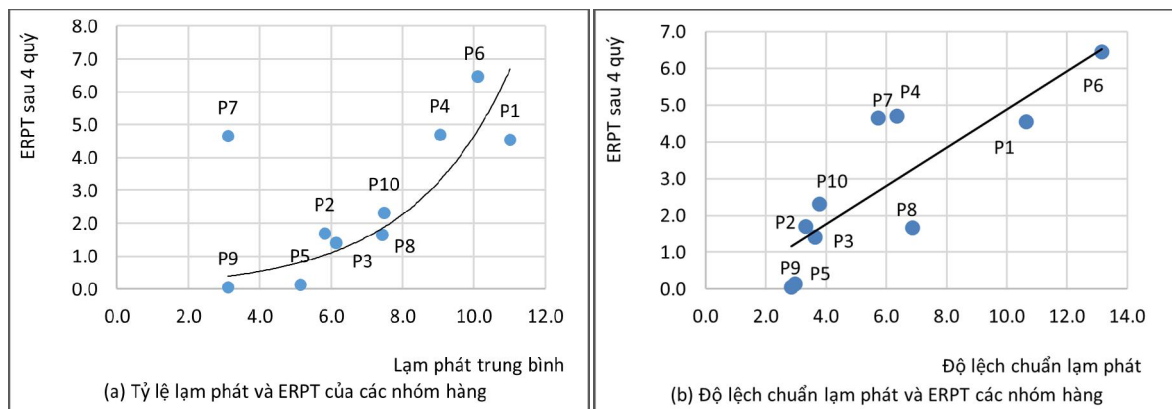
biến động của các biến này ở mọi thời điểm.

Ngoài ra, cú sốc tỷ giá cũng có vai trò rất lớn đối với sự biến động của Δp_3 , Δp_4 và Δp_{10} . Nó lần lượt đóng góp 23%, 21% và 15% sự biến động của các biến này sau một quý. Đáng chú ý là, vai trò của cú sốc tỷ giá đối với sự biến động giá của các nhóm hàng hóa và dịch vụ này còn tăng theo thời gian, lần lượt lên tới 29%, 49% và 56% sau một năm và 41%, 37% và 64% sau hai năm. Cuối cùng, cú sốc tỷ giá có vai trò tương đối khiêm tốn đối với sự biến động của các biến Δp_1 và Δp_8 với mức đóng góp từ 10-30% sự biến động của các biến này.

3.4. Hiệu ứng của sự thay đổi tỷ giá hối đoái đối với sản lượng

Cuối cùng, IRF và FEVD của sản lượng được tính toán và trình bày trong Bảng 6 và 7 nhằm xem xét tác động của các cú sốc khác nhau đối với Δy trong mô hình SVAR với chỉ số giá tiêu dùng tổng thể. Kết quả tính toán IRF cho thấy, cú sốc tỷ giá bắt đầu làm giảm Δy sau một quý với mức giảm là khoảng 0,18 điểm phần trăm. Tác động tiêu cực của cú sốc tỷ giá tăng dần theo thời gian và đạt 0,77

Hình 1: Mối quan hệ giữa ERPT với Lạm phát và Độ lệch chuẩn lạm phát



Nguồn: Tính toán và tổng hợp của tác giả

Bảng 5: Phân rã phương sai sai số sự báo (FEVD) đối với Δp_i

Các chỉ số giá thành phần	Trục thời gian (quý)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Δp_1	0,14	0,20	0,16	0,13	0,16	0,21	0,28	0,23
Δp_2	0,57	0,36	0,40	0,35	0,22	0,20	0,14	0,10
Δp_3	0,23	0,17	0,17	0,29	0,36	0,41	0,43	0,41
Δp_4	0,21	0,36	0,39	0,49	0,50	0,48	0,41	0,37
Δp_5	0,05	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
Δp_6	0,59	0,34	0,19	0,12	0,11	0,11	0,09	0,09
Δp_7	0,32	0,19	0,24	0,25	0,24	0,22	0,21	0,19
Δp_8	0,11	0,20	0,21	0,12	0,08	0,15	0,12	0,14
Δp_9	0,00	0,00	0,02	0,01	0,04	0,04	0,05	0,05
Δp_{10}	0,15	0,50	0,57	0,56	0,60	0,62	0,64	0,64

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm Jmulti

điểm phần trăm sau một năm, và 2,25 điểm phần trăm sau hai năm. Tác động tiêu cực này có thể phản ánh thực tế là nền sản xuất của Việt Nam có sự phụ thuộc cao vào nguyên vật liệu nhập khẩu, do vậy sự mất giá của đồng nội tệ làm tăng chi phí đầu vào sản xuất và làm giảm tăng trưởng sản lượng.

Bên cạnh đó, các cú sốc tiền tệ, bao gồm lãi suất và lượng tiền, có tác động khá giống nhau đối với Δy . Cú sốc lãi suất, phản ánh sự thắt chặt tiền tệ, làm giảm tăng trưởng sản lượng 0,13 điểm phần trăm sau một quý, 0,44 điểm phần trăm sau một năm, và 0,79 điểm phần trăm sau hai năm. Trong khi đó, cú sốc lượng tiền, không hẳn phản ánh sự mở rộng tiền tệ mà có thể đó là cú sốc cầu tiền và Ngân hàng Nhà nước tăng cung tiền để thích ứng, cũng làm giảm

tăng trưởng sản lượng 0,15 điểm phần trăm sau một quý, 0,51 điểm phần trăm sau một năm, và 0,79 điểm phần trăm sau hai năm. Ngoài ra, cú sốc giá cả làm giảm tăng trưởng sản lượng khá mạnh, với 0,17 điểm phần trăm sau một quý, 0,60 điểm phần trăm sau một năm, và 1,26 điểm phần trăm sau hai năm. Cuối cùng, tăng trưởng sản lượng chỉ phản ứng tích cực với cú sốc sản lượng, có thể do sự gia tăng năng suất hoặc lực lượng lao động, với mức tăng lần lượt là 0,42, 0,99 và 1,56 điểm phần trăm sau 1, 4 và 8 quý.

Ngoài ra, FEVD của Δy cho cũng cho thấy phần lớn sự biến động của biến này là gây ra bởi cú sốc của chính nó. Cú sốc sản lượng đóng góp khoảng 47% sự biến động của tăng trưởng sản lượng sau một năm và giảm xuống còn 17% sau hai năm. Bên

Bảng 6: Phản ứng tích lũy của sản lượng đối với các cú sốc (1 điểm %)

Tên cú sốc	Trục thời gian (quý)								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ giá	0,000	-0,183	-0,335	-0,495	-0,770	-1,223	-1,799	-2,219	-2,246
Lãi suất	0,000	-0,131	-0,201	-0,251	-0,440	-0,662	-0,788	-0,819	-0,789
Cung tiền	0,000	-0,152	-0,253	-0,319	-0,510	-0,717	-0,769	-0,776	-0,789
Giá cả	0,000	-0,170	-0,310	-0,430	-0,603	-0,816	-1,016	-1,172	-1,260
Sản lượng	0,249	0,424	0,606	0,845	0,991	1,136	1,324	1,414	1,557

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm JMulti

Bảng 7: Phân rã phương sai sai số sự báo (FEVD) đối với Δy

Thời gian	Δy	Δp	Δm	Δr	Δe
1	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,47	0,15	0,12	0,09	0,17
3	0,44	0,17	0,12	0,08	0,20
4	0,47	0,16	0,10	0,06	0,21
5	0,35	0,16	0,13	0,10	0,27
6	0,24	0,15	0,12	0,11	0,38
7	0,19	0,13	0,09	0,09	0,50
8	0,17	0,13	0,08	0,08	0,55

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm Jmulti

cạnh đó, đáng chú ý là cú sốc tỷ giá ban đầu chỉ đóng góp dưới 21% sự biến động của Δy trong vòng một năm nhưng sau đó đã tăng dần lên tới 55% sau hai năm. Điều này có lẽ phản ánh vai trò quan trọng của tỷ giá đối với giá đối với giá nguyên vật liệu đầu vào và do vậy là sản lượng của nền kinh tế. Cuối cùng, các cú sốc khác chỉ đóng góp từ 6–17% sự biến động của Δy ở các thời điểm khác nhau.

4. Kết luận và một số hàm ý chính sách

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp cấu trúc véctơ-tự hồi quy (SVAR) để tính toán hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào chỉ số giá tiêu dùng ở Việt Nam trong khoảng thời gian từ 2001–2014. Khác với các nghiên cứu trước đây thường dùng tỷ giá hối đoái song phương VND/USD trong các tính toán định lượng, trong nghiên cứu này tác giả tính toán và sử dụng tỷ giá hối đoái hữu hiệu danh nghĩa. Việc sử dụng tỷ giá hữu hiệu phản ánh tốt hơn những biến động và ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái tới giá cả trong nước do trong giai đoạn nghiên cứu Việt Nam gần như neo VND cố định vào USD.

Kết quả tính toán hàm phản ứng và phân rã phương sai sai số chỉ ra rằng, cú sốc tỷ giá hối đoái có vai trò quan trọng đối với sự thay đổi và biến động của lạm phát trong nước. Cụ thể, các hàm phản ứng cho thấy cú sốc tỷ giá hối đoái với độ lớn bằng 1 điểm phần trăm có thể làm tăng tỷ lệ lạm phát giá tiêu dùng thêm 0,44 điểm phần trăm ngay trong quý xảy ra cú sốc, 4,34 điểm phần trăm sau một năm, và 7,98 điểm phần trăm sau hai năm. Trong khi đó, phân rã phương sai sai số dự báo lại chỉ ra rằng, cú sốc tỷ giá đóng góp từ 20% cho tới trên 40% sự biến động của lạm phát giá tiêu dùng ở các thời điểm khác nhau.

Bên cạnh cú sốc tỷ giá, kết quả ước lượng cũng cho thấy cung tiền và chi phí đầu vào là những yếu tố chính làm tăng lạm phát của Việt Nam trong hơn một thập kỷ qua. Ngoài ra, mối quan hệ dương giữa cú sốc lãi suất với lạm phát còn hàm ý rằng, sự phản ứng của lãi suất đối với lạm phát là mang tính thích ứng chứ không phải chủ động ngăn chặn. Tức là, khi lạm phát xảy ra rồi thì lãi suất được điều chỉnh tăng theo. Điều này hoàn toàn phù hợp với thực tiễn điều hành chính sách tiền tệ của Ngân hàng Nhà nước trong giai đoạn nghiên cứu khi lãi suất được giữ cố định bởi các quy định hành chính trong thời gian dài thông qua các công cụ như lãi suất cơ bản hoặc trần lãi suất, và nó chỉ được thay đổi khi cần chống lạm phát cao trong nền kinh tế.

Thêm vào đó, kết quả tính toán còn cho thấy ảnh hưởng của cú sốc tỷ giá hối đoái đối với các nhóm giá cả khác nhau là khác nhau. Hiệu ứng chuyển của

tỷ giá hối đoái tỷ lệ thuận với trung bình và mức độ biến động lạm phát của nhóm hàng đó. Điều này hàm ý rằng, trong môi trường lạm phát thấp và ổn định thì chi phí và giá cả của các doanh nghiệp thường ít thay đổi khi phải phản ứng lại sự mất giá tiền tệ. Sự khác biệt về môi trường lạm phát giữa các nhóm/ngành hàng có thể là do sự khác nhau về cấu trúc thị trường, chính sách điều tiết giá của nhà nước, hoặc tỷ trọng hàng nhập khẩu.

Cuối cùng, kết quả ước lượng còn chỉ ra rằng, tác động tiêu cực của cú sốc tỷ giá đối với sản lượng lớn dần theo thời gian. Nó bắt đầu làm giảm tăng trưởng sản lượng 0,18 điểm phần trăm sau một quý, 0,77 điểm phần trăm sau một năm, và 2,25 điểm phần trăm sau hai năm. Tác động tiêu cực này có thể phản ánh thực tế là nền sản xuất của Việt Nam có sự phụ thuộc cao vào nguyên vật liệu nhập khẩu, do vậy sự mất giá của đồng nội tệ làm tăng chi phí đầu vào sản xuất và làm giảm tăng trưởng sản lượng. Tương tự như vậy, cú sốc tỷ giá cũng đóng góp tăng dần vào sự biến động của sản lượng khi chiếm dưới 21% sự biến động của tăng trưởng sản lượng trong vòng một năm, nhưng sau đó đã lên tới 55% sau hai năm. Kết quả này một lần nữa nhấn mạnh vai trò quan trọng của tỷ giá hối đoái đối sản xuất của nền kinh tế.

Nghiên cứu này, cũng như nhiều nghiên cứu tương tự khác trên thế giới, đã đưa ra một số hàm ý chính sách rất quan trọng. Thứ nhất, các cú sốc về tỷ giá có ảnh hưởng đáng kể tới quy mô cũng như biến động của lạm phát và tăng trưởng. Do vậy, một chính sách tỷ giá tốt sẽ góp phần tạo ra môi trường kinh tế vĩ mô ổn định và thúc đẩy tăng trưởng trong dài hạn. Thứ hai, để giảm hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái vào giá cả trong nước thì Việt Nam cần duy trì một môi trường lạm phát và chính sách tiền tệ ổn định. Thực tiễn cho thấy, những quốc gia hay ngành nghề có lạm phát trung bình cao và hay biến động thì hiệu ứng chuyển của tỷ giá hối đoái sẽ càng lớn, còn hiệu ứng thực tích cực đối với sản lượng lại càng nhỏ. Do vậy, việc thực thi chính sách tiền tệ tin cậy và nhất quán theo đuổi mục tiêu lạm phát sẽ là điều kiện tiên quyết để có thể làm giảm độ lớn và tính bất định của lạm phát, qua đó làm giảm hiệu ứng chuyển của tỷ giá.

Ngoài ra, kết quả ước lượng cũng chỉ ra rằng, cú sốc tỷ giá vừa làm tăng giá cả trong nước vừa làm giảm tăng trưởng do làm tăng chi phí đầu vào. Điều này dẫn đến một hàm ý chính sách quan trọng khác đó là, phá giá tiền tệ chưa hẳn đã mang lại hiệu ứng tích cực cho sản lượng trong nước, thông qua kích thích xuất khẩu, khi nền kinh tế Việt Nam có sự phụ thuộc cao vào các nguyên vật liệu đầu vào nhập khẩu (cần hàng nhập khẩu ít co dãn). Trái lại, nó có

thể làm giảm tăng trưởng sản lượng khi gây ra hiệu ứng chuyển lớn vào giá nhập khẩu, và do vậy là chi phí sản xuất. Do vậy, việc cải cách chế độ quản lý tỷ giá hối đoái cần phải đi kèm với quá trình khuyến khích phát triển các ngành công nghiệp phụ trợ thay thế nguyên vật liệu nhập khẩu.

Liên quan đến chế độ tỷ giá hối đoái, kết quả ước lượng của mô hình chỉ ra rằng tỷ giá hối đoái đa phương hữu hiệu, chứ không phải tỷ giá song phương VND/USD, mới là biến số quan trọng quyết định đến lạm phát và tăng trưởng. Do đó, việc theo

đuổi chính sách neo tỷ giá cố định vào một đồng tiền nào đó là không đồng nghĩa với việc ổn định tỷ giá đa phương, và do vậy là lạm phát và tăng trưởng. Mà trái lại, đôi khi chính sách neo VND cố định vào USD như hiện nay của Ngân hàng Nhà nước còn có thể làm cho nền kinh tế không tận dụng được các cú sốc tích cực hoặc hạn chế các cú sốc tiêu cực về tỷ giá từ bên ngoài, đồng thời tạo ra chế độ hai tỷ giá giữa thị trường chính thức và thị trường tự do trong nước, kích thích các hoạt động đầu cơ gây bất ổn. □

PHỤ LỤC

Phụ lục 1: Một số thống kê cơ bản của các chuỗi số giai đoạn 2001Q1–2014Q2 (%)

	y	m	r	e	f	p
Giá trị nhỏ nhất	3,14	11,94	8,52	-11,16	-87,22	-1,37
Giá trị lớn nhất	9,24	49,11	20,10	22,72	20,57	27,73
Trung bình	6,74	26,86	11,51	4,31	1,28	8,62
Độ lệch chuẩn	1,37	8,36	2,64	8,00	15,68	6,47

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của GSO và IMF

Phụ lục 2: Kết quả kiểm định ADF đối với các chuỗi số

	Độ trễ (dựa trên AIC)	Thống kê kiểm định		Độ trễ (dựa trên AIC)	Thống kê kiểm định
<i>y</i>	1	-1,72	Δy	4	-2,74*
<i>m</i>	5	-1,95	Δm	5	-3,86**
<i>r</i>	3	-2,24	Δr	5	-3,40**
<i>e</i>	9	-1,94	Δe	7	-5,50**
<i>p</i>	6	-1,98	Δp	6	-3,09**
<i>F</i>	1	-5,47**			

Ghi chú: * và ** hàm ý có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 10% và 5%

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của GSO và IMF

Phụ lục 3: Kết quả kiểm định nhân quả Granger trong mô hình VAR(6)

Giả thuyết H_0	Thống kê - F	Giá trị - p
<i>dy</i> không phải là nguyên nhân gây ra các biến còn lại	92,00	0,00
<i>dp</i> không phải là nguyên nhân gây ra các biến còn lại	102,78	0,00
<i>dm</i> không phải là nguyên nhân gây ra các biến còn lại	75,60	0,00
<i>dr</i> không phải là nguyên nhân gây ra các biến còn lại	32,08	0,00
<i>de</i> không phải là nguyên nhân gây ra các biến còn lại	61,13	0,00

Nguồn: Tính toán của tác giả sử dụng phần mềm J-Multi

Tài liệu tham khảo

- Ball L., Mankiw N. G., & Romer D. (1988), 'The New Keynesian Economics and the Output – Inflation Tradeoff', *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Campa, Jose & Linda S. Goldberg (2005), 'Exchange Rate Pass-through into Import Prices', *Review of Economics and Statistics*, 87 (November), 679-90.

- Ca'Zorzi, M., Hahn, E. & Sanchez, M. (2007), 'Exchange rate pass-through in emerging markets', European Central Bank Working Paper Series, No. 739.
- Choudhri, E. & Hakura, D. (2006), 'Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?', *Journal of International Money and Finance*, 25, 614-639.
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, Mark. (1998), 'Monetary policy rules in practice: Some international evidence', *European Economic Review*, 42(6), 1033-1067.
- Devereux, Michael B. & Yetman, James (2010), 'Price adjustment and exchange rate pass-through', *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 181-200.
- Dornbusch, Rudiger (1987), 'Exchange Rates and Prices', *American Economic Review*, 77 (March), 93-106.
- Gagnon, Joseph E., & Jane Ihrig (2004), 'Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through', *International Journal of Finance and Economics*, 9, 315-38.
- Ihrig, Jane E., Mario Marazzi, & Alexander D. Rothenberg (2006), 'Exchange Rate Pass-through in the G-7 Countries', International Finance Discussion Papers, No. 851, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, January.
- Krugman, Paul (1987), 'Pricing to Market When the Exchange Rate Changes', in Sven W. Arndt & J. David Richardson, eds., *Real Financial Linkages Among Open Economies*, Cambridge, Mass.: MIT Press, pp. 49-70.
- McCarthy, J. (1999), 'Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies', BIS Working Paper, No. 79. Basel: Bank for International Settlements, November.
- Menon, J. (1996), 'The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass Through: Market Structure, Non-Tariff Barriers and Multinational Corporations', *The Economic Journal*, 106 (435), 434-444.
- Mihaljek, D., & Klau, M. (2001), 'A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies', BIS Papers, volume 8, pp. 69-81.
- Nguyễn Thị Thu Hằng & Nguyễn Đức Thành (2011), *Nguồn gốc lạm phát ở VN giai đoạn 2000-2010: phát hiện mới từ những bằng chứng mới*, Trung tâm nghiên cứu kinh tế và chính sách, bài nghiên cứu NC - 22.
- Nguyễn Thị Thu Hằng, Đinh Tuấn Minh, Phạm Văn Hà, & Lê Hồng Giang (2010), 'Lựa chọn chính sách tỷ giá trong bối cảnh phục hồi kinh tế', trong Nguyễn Đức Thành (biên soạn), *Báo cáo kinh tế Việt Nam 2010: Lựa chọn để tăng trưởng bền vững*, NXB Tri Thức, Hà Nội.
- Nguyen Tran Phuc & Nguyen Duc Tho (2009), 'Exchange Rate Policy in Vietnam, 1985-2008', *ASEAN Economic Bulletin*, 26(2), 137-163.
- Phạm Thế Anh (2009), 'Xác định các nhân tố quyết định lạm phát Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 150, 29-35.
- Phạm Thế Anh và Đinh Tuấn Minh (2014), 'Chính sách tỷ giá hối đoái: Lựa chọn nào cho Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 210, 11-20.
- Shioji, E. (2012), 'The Evolution of the Exchange Rate Pass-Through in Japan: A Re-evaluation Based on Time-Varying Parameter VARs', *Public Policy Review*, 8(1), 67-92.
- Sims, Christopher A. (1986), 'Are forecasting models usable for policy analysis', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2-16.
- Taylor, John B. (1999), 'A Historical Analysis of Monetary Policy Rules', in John B. Taylor (ed), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.
- Taylor, John B. (2000), 'Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms', *European Economic Review*, 44 (June), 1389-408.
- Yang, Jaiwen (1997), 'Exchange Rate Pass-Through into U.S. Manufacturing Industries', *Review of Economics and Statistics*, 79, 95-104.

Thông tin tác giả:

* **Phạm Thế Anh**, Phó giáo sư, Tiến sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Chu kỳ kinh doanh, Tài chính công, Tiền tệ và lạm phát

- Tạp chí tiêu biểu từng đăng tải công trình nghiên cứu: *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: pham.theanh@yahoo.com;