MỨC ĐỘ BIẾN ĐỘNG TỶ GIÁ VÀ TRUYỀN DẪN TỶ GIÁ HỐI ĐOÁI Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Ngọc Trang
Khoa Tài chính, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh
Email: trangtcdn@ueh.edu.vn
Quách Doanh Nghiệp
Khoa Tài chính, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh
Email: nghieptcdn@ueh.edu.vn

Ngày nhận: 05/6/2020
Ngày nhận bản sửa: 30/8/2020
Ngày duyệt đăng: 05/9/2020

Tóm tắt
Nghiên cứu này sử dụng phương pháp Hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth transition regression model – STR model) nhằm tìm kiếm bằng chứng về mức độ truyền dẫn của tỷ giá hối đoái vào lạm phát phụ thuộc vào mức độ biến động tỷ giá ở Việt Nam. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy tồn tại sự phản ứng bất đối xứng của lạm phát trước biến động của tỷ giá. Theo đó, mức độ truyền dẫn sẽ khác biệt nhau tùy thuộc mức độ biến động trong tỷ giá ở dưới hoặc trên mức ngưỡng 0,8%/tháng. Trong dài hạn, mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát sẽ cao hơn khi biến động của tỷ giá vượt mức ngưỡng. Kết quả này cho thấy động cơ duy trì thị phần có thể là nguyên nhân làm thay đổi hành vi điều chỉnh giá của các doanh nghiệp tại Việt Nam trước cú sốc trong tỷ giá.
Từ khóa: Truyền dẫn tỷ giá, biến động tỷ giá, chi phí thực đơn; hồi quy chuyển tiếp trơn (STR).
Mã JEL: C21, E64, P34, P44, O24

The exchange rate pass-through and the changes of the exchange rate in Vietnam

Abstract:

This study investigates evidence of exchange rate pass-through into inflation depending on the level of exchange rate fluctuations in Vietnam by using the smooth transition regression model. As a result, there is evidence about the asymmetry of the exchange rate pass-through to changes in the exchange rate. The level of exchange rate pass-through is different depending on the level of fluctuations in the exchange rate below or above the threshold of 0.8% per month. In the long term, the level of exchange rate pass-through is higher when the exchange rate fluctuations exceed the threshold. This result shows that the motivation to maintain market share may be the cause of changes in the price adjustment behavior of Vietnamese firms due to the exchange rate shock.

Keywords*: Exchange rate pass through; exchange rate changes; menu cost, smooth transition regression.*

JEL Codes: C21, E64, P34, P44, O24

1. Giới thiệu

Truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát là một vấn đề quan trọng đối với một quốc gia, đòi hỏi các nhà quản lý cần nắm bắt được cách thức và quy mô mà biến động trong tỷ giá hối đoái truyền dẫn vào trong lạm phát. Bởi vì dựa trên cơ sở hiểu biết này, các cơ quan quản lý như chính phủ hoặc ngân hàng trung ương có thể dự báo được mức độ phản ứng của lạm phát trước những cú sốc trong tỷ giá để từ đó đưa ra các đối sách phù hợp nhằm kiềm chế lạm phát, ổn định nền kinh tế.

Nogueira & León-Ledesma (2011) cho rằng sự thay đổi trong tỷ giá chuyển vào trong các mức giá cả là điều cực kỳ quan trọng đối với những người làm chính sách. Những ảnh hưởng này không chỉ tác động lên mức lạm phát hiện tại mà còn tác động lên kỳ vọng lạm phát, việc thiết lập chính sách tiền tệ và khả năng điều chỉnh tỷ giá để cân bằng lại thâm hụt thương mại.

Theo Goldberg & Knetter (1996) truyền dẫn tỷ giá (Exchange rate pass through – ERPT) là phần trăm thay đổi trong giá nhập khẩu tính bằng đồng tiền nội tệ khi tỷ giá danh nghĩa giữa hai quốc gia xuất khẩu và nhập khẩu thay đổi một phần trăm. Theo thời gian, các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá đã mở rộng bằng cách đo lường biến động của giá sản xuất và giá tiêu dùng trước cú sốc trong tỷ giá. Hình 1 diễn tả một cách tổng quát cơ chế truyền dẫn tỷ giá vào trong các mức giá cả của nền kinh tế: giá nhập khẩu, giá sản xuất và giá tiêu dùng.

Một số nghiên cứu gần đây đã cho thấy mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát chịu sự ảnh hưởng của môi trường vĩ mô. Điển hình như nghiên cứu của Taylor (2000) đã cho thấy mức độ truyền dẫn phụ thuộc vào mức lạm phát trong nền kinh tế. Nghiên cứu của Mishkin (2001), Choudhri & Hakura (2006) lại cho thấy mức độ truyền dẫn có liên quan đến mức độ tín nhiệm của chính sách tiền tệ. Nghiên cứu của Nogueira & León-Ledesma (2011) cho thấy truyền dẫn tỷ giá có liên quan đến chu kỳ của nền kinh tế.

Kế thừa các nghiên cứu đã có, nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá ảnh hưởng của biến động tỷ giá lên mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam. Qua đó, tác giả đi tìm câu trả lời cho câu hỏi liệu khi tỷ giá biến động vượt qua một mức ngưỡng nào đó thì lạm phát sẽ phản ứng như thế nào.

Kết quả từ nghiên cứu sẽ góp thêm thông tin quan trọng giúp các nhà quản lý xây dựng các chính sách phù hợp nhằm đối phó với lạm phát tùy thuộc vào xu hướng biến động trong tỷ giá.

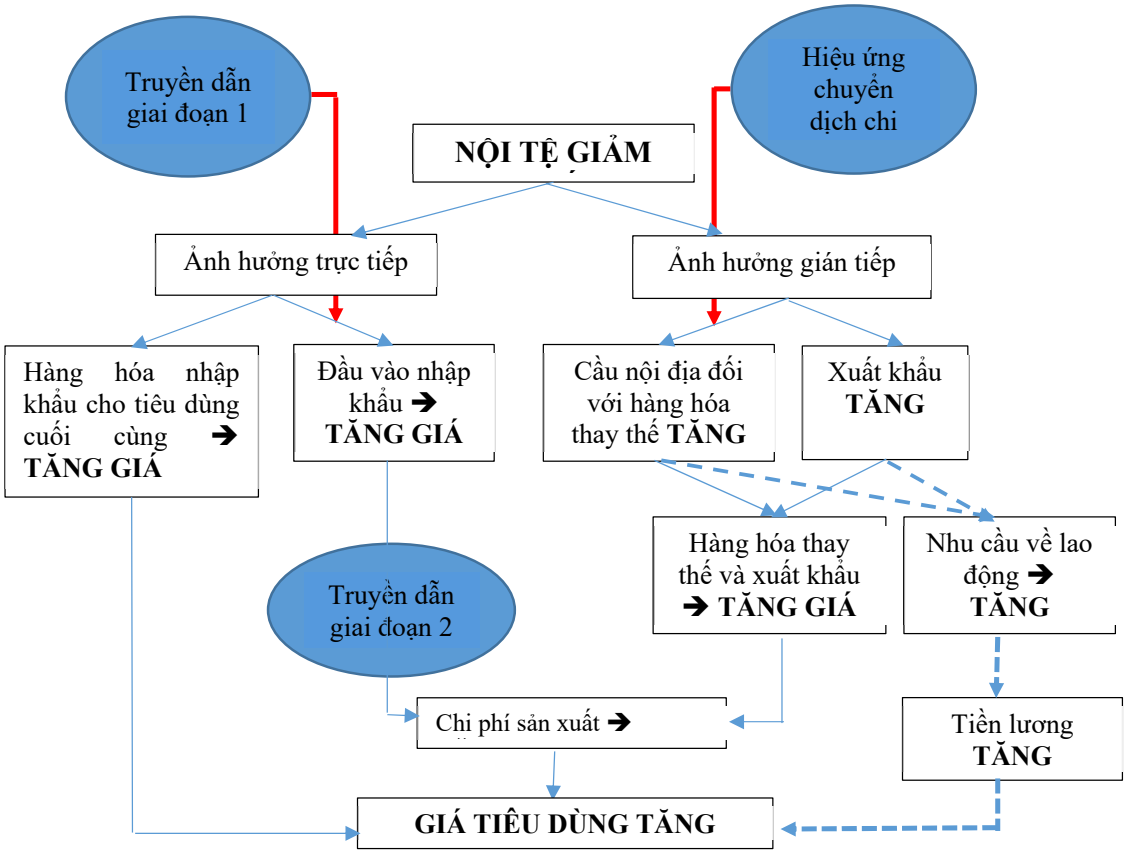
2. Mối liên hệ giữa biến động tỷ giá và mức độ truyền dẫn

Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát có thể khác biệt nhau tùy thuộc vào: tỷ giá tăng hay giảm, mức độ biến động và quy mô của những thay đổi trong tỷ giá. Điều này được giải thích bởi động cơ duy trì thị phần, giới hạn năng lực cung ứng và chi phí thực đơn.

Thứ nhất, động cơ duy trì thị phần của nhà xuất khẩu nước ngoài có thể làm thay đổi mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát. Khi đồng nội tệ giảm giá sẽ làm cho giá hàng hóa nhập khẩu quy sang nội tệ cao lên một cách tương đối. Để duy trì lợi nhuận của mình, nhà xuất khẩu nước ngoài có thể giữ nguyên giá bán bằng đồng ngoại tệ, do đó phần thay đổi trong tỷ giá sẽ dịch chuyển nhiều vào trong giá cả nội địa làm mức độ truyền dẫn tỷ giá cao. Tuy nhiên, để duy trì thị phần, các nhà xuất khẩu nước ngoài sẽ giảm phần lợi nhuận cộng thêm (mark-up) vào giá để hấp thụ bớt sự gia tăng trong giá do biến động tỷ giá tạo nên qua đó góp phần làm giảm mức độ truyền dẫn. Ngược lại, khi đồng nội tệ tăng giá, giá hàng hóa nhập khẩu quy theo nội tệ sẽ trở nên rẻ tương đối. Nhà xuất khẩu có thể giữ nguyên giá bán bằng ngoại tệ, những thay đổi trong tỷ giá được dịch chuyển nhiều vào giá hàng hóa quy sang nội tệ nhưng không ảnh hưởng nhiều đến thị phần của nhà xuất khẩu. Kết quả từ các phân tích trên cho thấy ERPT sẽ khác tùy thuộc vào hướng biến động của tỷ giá (đồng nội tệ tăng giá hay giảm giá).

Thứ hai, giới hạn năng lực cung ứng sẽ làm thay đổi hành vi định giá của doanh nghiệp và qua đó làm thay đổi mức độ truyền dẫn tỷ giá. Khi đồng nội tệ tăng giá sẽ làm cho giá hàng hóa nhập khẩu tính theo đồng nội tệ sẽ giảm đi một cách tương đối. Lẽ ra các công ty nước ngoài sẽ có nhiều cơ hội để gia tăng doanh số trong tình huống này nhưng nếu các công ty nước ngoài đang đối mặt với *giới hạn về năng lực cung ứng* do sản lượng đã đạt mức giới hạn hoặc bị ảnh hưởng từ các rào cản thương mại thì khả năng bùng nổ doanh số sẽ khó xảy ra. Thay vào đó, các công ty nước ngoài có thể tăng phần lợi nhuận cộng thêm vào giá bán để hưởng lợi, điều này làm cho mức độ truyền dẫn tỷ giá giảm. Ngược lại, khi đồng tiền của quốc gia nhập

Hình 1: Sơ đồ truyền dẫn của tỷ giá vào giá tiêu dùng



Nguồn: Laflèche (1997) và tập hợp của tác giả.

khẩu giảm giá, giá nhập khẩu khi quy sang đồng nội tệ sẽ tăng lên. Trong tình huống này, nhu cầu hàng hóa nhập khẩu sẽ giảm một cách tương đối, do đó nhà xuất khẩu nước ngoài ít có động cơ để tăng giá bán thay vào đó vẫn duy trì giá bán cũ và làm cho những thay đổi trong tỷ giá dịch chuyển nhiều hơn vào giá cả nội địa. Do đó, mức độ truyền dẫn tỷ giá cao hơn trong tình huống nội tệ giảm giá so với trường hợp tăng giá.

Thứ ba, nếu các doanh nghiệp nhận thấy việc thay đổi giá thường xuyên là đắt đỏ (chi phí thực đơn) thì họ sẽ trì hoãn điều này, từ đó *làm thay đổi mức độ truyền dẫn tỷ giá.* Trong điều kiện giá hàng hóa được ghi theo giá của nhà xuất khẩu, nếu tỷ giá biến động nhỏ và ngắn hạn thì không đáng để nhà xuất khẩu điều chỉnh giá cả ghi trên giá hóa đơn, mức độ truyền dẫn tỷ giá sẽ cao trong tình huống này vì phần thay đổi trong tỷ giá sẽ dịch chuyển vào trong giá khi quy đổi sang đồng nội tệ. Ngược lại, khi những biến động trong tỷ giá là lớn, với chi phí thực đơn đã biết, điều này sẽ đáng giá đối với nhà xuất khẩu nước ngoài thay đổi giá hóa đơn bằng đồng tiền của họ để hấp thụ bớt một phần biến động của tỷ giá, qua đó làm giảm mức độ truyền dẫn tỷ giá.

Knetter (1994) đã sử dụng dữ liệu từ 7 ngành hàng xuất khẩu liên quan đến nền công nghiệp ô tô của Đức và Nhật Bản trong giai đoạn 1973 đến 1987, kết quả cho thấy giá xuất khẩu điều chỉnh bất đối xứng với những biến động trong đồng tiền. Nếu các công ty đối mặt với giới hạn năng lực cung ứng trong chuỗi phân phối hoặc các giới hạn về thương mại thì việc định giá theo thị trường (pricing-to-market) có thể lớn hơn trong suốt thời kỳ đồng tiền của nhà xuất khẩu giảm giá. Nếu các công ty mong muốn xây dựng thị phần trước những bất lợi từ giới hạn thương mại thì chính sách định giá theo thị trường có thể lớn hơn trong suốt thời kỳ đồng tiền của nhà xuất khẩu tăng giá. Kết quả thực nghiệm này cho thấy trước sự biến động của tỷ giá, hành vi thiết lập giá của doanh nghiệp sẽ bị ảnh hưởng theo các hướng khác nhau do các điều kiện về giới hạn sản lượng cung ứng, rào cản trong thương mại, từ đó làm cho mức độ trung chuyển những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán sẽ thay đổi.

Pollard & Coughlin (2004) thực hiện nghiên cứu truyền dẫn của tỷ giá vào trong giá nhập khẩu đối với 29 ngành công nghiệp của Mỹ trong giai đoạn 1978 đến 2000 cho thấy rằng quá nửa số công ty trong mẫu đã phản ứng bất đối xứng trước việc tỷ giá tăng và giảm nhưng xu hướng của sự không đối xứng thì không giống nhau. Ngoài ra, nghiên cứu còn cho thấy các doanh nghiệp cũng phản ứng bất đối xứng trước những thay đổi lớn hoặc nhỏ của tỷ giá.

Bussiere (2013) cũng cho thấy truyền dẫn tỷ giá là phi tuyến và bất đối xứng khi sử dụng dữ liệu hàng quý từ 1980 đến 2006 ở các quốc gia G7, bác bỏ giả thuyết truyền dẫn tỷ giá vừa tuyến tính vừa cân xứng.

Cheikh (2012) đã sử dụng mô hình STR để nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá ở 12 quốc gia EU. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy không có bằng chứng rõ ràng về chiều hướng bất đối xứng của ERPT ở các nước trong mẫu nghiên cứu. Một số nước trong mẫu khi đồng nội tệ tăng giá thì ERPT cao hơn nhưng một số khác lại cho thấy ERPT thấp hơn khi đồng nội tệ giảm giá. Tuy nhiên, nghiên cứu lại cho thấy trong giai đoạn khủng hoảng hệ thống tiền tệ ở Châu Âu, ERPT lại phản ứng phi tuyến với độ lớn trong biến động của tỷ giá. Cụ thể, tác giả cho thấy khi tỷ giá biến động vượt quá một mức ngưỡng thì mức độ truyền dẫn trở nên lớn hơn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Khung phân tích

Theo Campa & Goldberg (2005), Nogueira & León-Ledesma (2011) giá xuất khẩu được thiết lập bởi các công ty nước ngoài tính theo đồng nội tệ sẽ được biểu diễn như sau:

$$P_i^h = E.\theta_i.C_i^f \quad \textbf{(1)}$$

Trong đó P_i^h là giá hàng hóa định danh bằng đồng tiền nội địa, E là tỷ giá danh nghĩa giữa 2 quốc gia có hoạt động thương mại, θ_i là phần lợi nhuận tăng thêm tính trên chi phí biên, C_i^f là chi phí biên được tính bằng đồng ngoại tệ.

Phần lợi nhuận tăng thêm θ_i được định nghĩa như sau: $\theta_i \equiv \frac{\eta_i}{(1-\eta_i)}$ trong đó η_i là độ co giãn của cầu theo giá của hàng hóa i ở quốc gia nhập khẩu. Có thể thấy θ_i phụ thuộc vào nhu cầu của thị trường tiêu thụ, do đó $\theta_i = \theta(Y)$ với Y đại diện cho lực cầu ở thị trường nội địa.

Campa & Goldberg (2005), Nogueira & León-Ledesma (2011) cho rằng ngoài áp lực cầu thì phần lợi nhuận tăng thêm θ còn phụ thuộc vào các điều kiện khác của nền kinh tế như sau:

$$\theta_i = \theta(Y, E^{w(Z)}) \quad \textbf{(2)}$$

Trong đó $E^{w(Z)}$ thể hiện các điều kiện của nền kinh tế có ảnh hưởng lên hành vi thay đổi phần lợi nhuận tăng thêm của doanh nghiệp.

Lấy logarit hai vế của phương trình (2) sẽ được mức độ biến động của giá hàng hóa thương mại tính theo đồng nội tệ như sau:

$$p_t^h = \alpha + \beta e_t + w(Z)e_t + \psi y_t + \delta c_t^* + \varepsilon_t \quad \textbf{(3)}$$

Với y_t đại diện cho yếu tố cầu nội địa, c_t^* phản ánh chi phí của nhà xuất khẩu, e_t là sự thay đổi của tỷ giá. Hệ số β thể hiện mức độ truyền dẫn trực tiếp của tỷ giá, còn w(Z) thể hiện phần truyền dẫn gián tiếp của tỷ giá tùy thuộc vào các điều kiện của môi trường kinh tế. Giả sử tồn tại một mức ngưỡng M phân chia nền kinh tế thành 2 trạng thái: ví dụ tỷ giá biến động cao và thấp.

$$w(Z) = \begin{cases} 0, khi\ Z \le Z^* \\ \phi, khi\ Z \ge Z^* \end{cases} \quad \textbf{(4)}$$

Theo phương trình (3) và (4), mức độ truyền dẫn sẽ khác nhau và tùy thuộc vào biến số vĩ mô nằm trên hay dưới mức ngưỡng. Nếu quốc gia nhập khẩu có biến số vĩ mô có giá trị nhỏ (nhỏ hơn Z*) thì ERPT bằng β. Nếu biến số vĩ mô của quốc gia nhập khẩu đạt mức giá trị cao hơn mức ngưỡng thì hệ số ERPT sẽ là $\beta + \emptyset$.

Lấy sai phân phương trình (3) để tính sự thay đổi trong chỉ số giá hàng hóa thương mại, chúng ta có:

$$\Delta p_t = \beta \Delta c_t^* + k\Delta y_t + [\propto + w(z)]\Delta e_t \ \textbf{(5)}$$

Để phân tích ảnh hưởng của thay đổi trong tỷ giá vào giá tiêu dùng, Nogueira & León-Ledesma (2011) đã sử dụng chỉ số giá tiêu dùng tổng hợp như sau:

$$P_{CPI} = P_H^{\emptyset} P_T^{1-\emptyset} \textbf{ (6)}$$

Trong đó P_{CPI} là chỉ số giá tiêu dùng, P_H là chỉ số giá đại diện cho hàng hóa phi thương mại, P_T là chỉ số giá hàng hóa thương mại và $\emptyset$ là tỷ trọng của mỗi loại hàng hóa trong chỉ số giá tiêu dùng tổng hợp.

Lấy log phương trình số (6) chúng ta sẽ thu được công thức tính mức độ lạm phát của nền kinh tế như sau:

$$\pi = \emptyset\pi_H + (1-\emptyset)\pi_T \textbf{ (7)}$$

Để thể hiện sự dai dẳng của lạm phát, tác giả giả định độ trễ 1 cho cả mức giá hàng hóa thương mại và phi thương mại, khi đó chúng ta có:

$$\pi_{(H)t} = \delta\pi_{(H)t-1} + \varphi\Delta y_t \textbf{ (8)}$$

$$\pi_{(T)t} = \delta\pi_{(T)t-1} + \beta\Delta c_t^* + ky_t + [\alpha + w(Z)]\Delta e_t \textbf{ (9)}$$

Thay thế lạm phát hàng hóa khu vực thương mại và phi thương mại vào phương trình (9), chúng ta sẽ thu được:

$$\pi_t = \emptyset\left[\delta\pi_{(H)t-1} + \varphi\Delta y_t\right] + (1-\emptyset)\{\delta\pi_{(T)t-1} + \beta\Delta c_t^* + k\Delta y_t + [\alpha + w(Z)]\Delta e_t\} \textbf{ (10)}$$

Sắp xếp lại phương trình (10) chúng ta sẽ có:

$$\pi_t = \delta\pi_{t-1} + [(1-\emptyset)k + \emptyset\varphi]\Delta y_t + (1-\emptyset)\beta\Delta c_t^* + (1-\emptyset)[\alpha + w(Z)]\Delta e_t \textbf{ (11)}$$

Phương trình (11) được gọi là đường cong Phillips có xem xét đến yếu tố quá khứ (backward-looking).

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Theo Nogueira & León-Ledesma (2011), tác giả sử dụng lớp mô hình STR để ước lượng quy mô truyền dẫn tùy theo các trạng thái khác nhau của lạm phát.

3.2.1. Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn

Mô hình quy chuyển tiếp trơn (STR) được đưa ra bởi Teräsvirta (1994), Dijk & cộng sự (2002) để thực hiện nghiên cứu. Mô hình STR có thể được mô tả như hai mô hình tuyến tính bình quân trọng số, với trọng số được xác định bởi giá trị của hàm chuyển tiếp. Mô hình STR tổng quát được xác định như sau.

$yt = \phi' z_t + \theta' z_t(s_t; \gamma, c) + u_t$ **(12)**

$= [\phi + (s_t; \gamma, c)]' z_t + u_t,$ với $t = 1, \dots, T$

Trong đó:

- z_t là các biến giải thích, bao gồm véc tơ các trễ của biến nội sinh và véc tơ các biến ngoại sinh;
- $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_k)'$ và $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_k)'$ là véc-tơ tham số với (k + 1) × 1
- u_t là sai số tuân theo quy luật phân phối chuẩn;
- $G(s_t; \gamma, c)$ là một hàm của biến chuyển tiếp s_t và bị chặn trong khoảng (0,1); hàm số này liên tục mọi vị trí trong không gian tham số đối với bất kỳ giá trị s_t;
- Biến chuyển tiếp s_t là một thành tố của z_t do đó có thể được giả định là biến trễ nội sinh ($s_t = y_{t-d}$) hoặc một biến ngoại sinh ($s_t = x_{kt}$)
- γ là tham số độ dốc, chỉ tốc độ của hàm chuyển tiếp.
- $c = (c_1, \dots, c_k)'$ là véc tơ các tham số ngưỡng, thỏa mãn $c_1 \le \cdots \le c_k$, tham số ngưỡng này cho biết vị trí mà quá trình chuyển tiếp có thể xảy ra. Mô hình (1) có thể được hiểu như là một mô hình tuyến tính với hệ số thống kê biến đổi ngẫu nhiên theo thời gian: $\phi + (s_t; \gamma, c)$ tùy thuộc vào giá trị của s_t.

Có hai dạng hàm chuyển tiếp:

Nếu hàm chuyển tiếp là hàm logistic (LSTR) có dạng tổng quát:

$G(s_t; \gamma, c) = (1 + exp\{-\gamma(s_t - c_k\})^{-1}$, $\gamma > 0$

Mô hình LSTR tồn tại 1 ngưỡng biểu thị cho trạng của hành vi bất đối xứng, tức là biến phụ thuộc thay đổi như thế nào khi biến chuyển tiếp ở dưới và ở trên giá trị ngưỡng.

Nếu hàm chuyển tiếp là dạng hàm mũ (ESTR):

$$G(s_t;\gamma,c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c_1^*)^2\}, \gamma > 0$$

Trong mô hình ESTR những thay đổi của hệ số hồi quy phụ thuộc vào biến chuyển tiếp là xa hay gần giá trị ngưỡng, bất kể là chênh lệch (s_t – c) là dương hay âm.

3.2.2. Quy trình xây dựng mô hình STR

Quy trình xây dựng mô hình LSTR và ESTR gồm 3 bước như đề xuất của Franses & Dijk (2000):

Bước 1: Thiết lập mô hình hồi quy tuyến tính trên nền tảng lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan. Thực hiện kiểm định giả thuyết tuyến tính trên mô hình nền tảng ban đầu (giả thuyết H0: mô hình tuyến tính). Khi giả thuyết phi tuyến được chấp nhận thì tiến hành chọn biến chuyển tiếp s_t phù hợp để hình thành hàm chuyển tiếp G;

Bước 2: Ước lượng các tham số trong mô hình với hàm chuyển tiếp đã có;

Bước 3: Đánh giá chất lượng mô hình.

3.3. Mô hình thực nghiệm

Dựa theo khung phân tích và mô hình STR tổng quát, tác giả sử dụng mô hình thực nghiệm như sau:

$$inf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{N}\lambda_j.inf_{t-i} + \sum_{j=0}^{N}\beta_j.er_{t-j} + \left(\sum_{j=0}^{N}\Phi_j er_{t-j}\right).G(er_{t-i};\gamma,c) + \sum_{j=0}^{N}\Psi_j gpi_{t-j} + \sum_{j=0}^{N}\delta_j iip_{t-j} + \varepsilon_t \quad \textbf{(15)}$$

Trong đó:

- inf_t: lạm phát được đo lường bằng phần trăm thay đổi trong chỉ số giá tiêu dùng CPI. Biến này được tính theo công thức: $\ln\left(\frac{CPI_t}{CPI_{t-1}}\right)$;
- er_{t-j} phần trăm thay đổi của tỷ giá danh nghĩa USDVND. Biến này được tính theo công thức: $\ln\left(\frac{er_t}{er_{t-1}}\right)$;
- gpi_{t-j}: phần trăm thay đổi của chỉ số giá hàng hóa toàn cầu (Global price index) đại diện cho mức độ thay đổi giá cả từ nhà xuất khẩu đại diện cho phía cung;
- iip_{t-j}: phần trăm thay của đổi chỉ số sản xuất công nghiệp (Index of Industrial Production) đại diện cho mức cầu nội địa;
- γ: là hệ số xác định tốc độ chuyển tiếp giữa hai trạng thái;
- c: giá trị ngưỡng;
- er_{t-i}: biến tỷ giá được sử dụng làm biến chuyển tiếp trong mô hình.

Hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn:

$$\text{SR ERPT} = \beta_0 + \emptyset_0 \quad \textbf{(13)}$$

Hệ số truyền dẫn dài hạn:

$$\text{LR ERPT} = \frac{\sum_{j=0}^{N}\beta_j + \sum_{j=0}^{N}\emptyset_j}{1-\sum_{j=1}^{N}\lambda_j} \quad (\textbf{14})$$

Mẫu dữ liệu dùng trong nghiên cứu này được lấy theo tháng trong giai đoạn từ tháng 2 năm 2000 đến tháng 12 năm 2018.

Dữ liệu trong nghiên cứu được lấy từ Thomson Reuters Datastream (datastream.thomsonreuters.com).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả, tự tương quan, kiểm định tính dừng các biến

4.1.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả của các biến sử dụng chính trong mô hình (trong đó biến lạm phát (inf)

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

	inf_sa	er	gpi	iip
Trung bình	0,005	0,002	0,003	0,004
Trung vị	0,004	0,000	0,008	0,005
Giá trị lớn nhất	0,038	0,092	0,084	0,286
Giá trị nhỏ nhất	-0,015	-0,005	-0,201	-0,495
Độ lệch chuẩn	0,007	0,008	0,042	0,090
Skewness	1,683	7,609	-1,073	-0,695
Kurtosis	8,464	73,193	5,594	8,756
Jarque-Bera	389,741	48793,00	107,227	331,682
Probability	0,000	0,000	0,000	0,000
Sum	1,205	0,489	0,725	0,981
Sum Sq. Dev.	0,010	0,015	0,407	1,826
Số quan sát	227	227	227	227

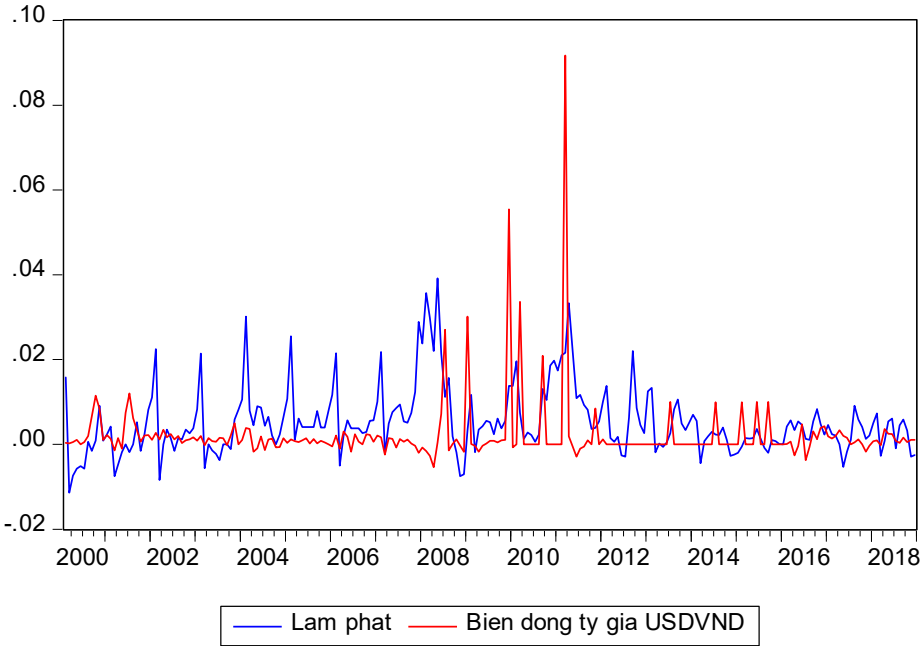
Nguồn: Thomson Reuters Datastrean.

được điều chỉnh mùa vụ theo phương pháp X-12 additional).

Thống kê cho thấy trong giai đoạn nghiên cứu bình quân lạm phát ở Việt Nam khoảng 0,5%/tháng tức khoảng 6%/năm, tuy nhiên cũng có tháng lạm phát lên đến 3,8%/tháng. Mức biến động tỷ giá bình quân khoảng 0,2%/tháng tương ứng với mức gần 3%/năm, cá biệt cũng có lúc lạm phát lên đến 9,2%/tháng.

Trong Hình 2, tình trạng lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 18 năm của nghiên cứu có nhiều biến động nhưng nhìn chung nằm trong mức bình quân khoảng 0,5% hàng tháng. Trong khoảng thời gian từ 2000 đến 2018 thì thời điểm cuối năm 2007 đến nửa đầu năm 2008 lạm phát tăng vọt lên đến gần 3,5%/tháng tương ứng với giai đoạn nền kinh tế Mỹ nói riêng và toàn thế giới nói chung trong đó có Việt Nam bước vào thời kỳ kinh tế suy thoái. Giai đoạn thứ hai với đỉnh lạm phát tăng đến mức gần 3% vào quý 2 năm 2011, năm được xem nhiều vấn đề vĩ mô xuất hiện nổi cộm và dày đặc. Trong bối cảnh đó, Chính phủ (2011) đã ban hành Nghị quyết số 11 ngày 24 tháng 02 năm 2011 về các nhóm giải pháp chủ yếu để thực hiện nhiệm

Hình 2: Mô tả biến lạm phát và biến động tỷ giá



Nguồn: Thomson Reuters Datastream.

Bảng 2: Hệ số tự tương quan

	inf	er	gpi	iip
inf_sa	1,000	0,140	0,311	-0,046
er	0,140	1,000	0,082	0,009
gpi	0,311	0,082	1,000	0,023
iip	-0,046	0,009	0,023	1,000

Nguồn: tác giả tự tính toán.

vụ trọng tâm, cấp bách hiện nay là kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, bảo đảm an sinh xã hội phần nào phản ánh tính cấp bách của tình hình và sự nhạy bén của chính phủ trong nhìn nhận và xử lý vấn đề kinh tế vĩ mô của Việt Nam. Tình hình lạm phát sau đó dần được kiểm soát và giai đoạn tiếp theo lạm phát đều nằm ở khung khoảng 0,2%/tháng.

Tỷ giá hối đoái USD/VND trong giai đoạn nghiên cứu nhìn chung có 3 trạng thái tương đối rõ rệt. Giai đoạn từ năm 2002 đến cuối năm 2007, tỷ giá "lặng sóng" mức độ biến động hầu như không đáng kể nếu không muốn nói là thời kỳ tỷ giá ổn định của Việt Nam. Tuy nhiên, giai đoạn từ đầu năm 2008 đến cuối năm 2011 là giai đoạn tỷ giá của Việt Nam biến động mạnh, 2 đỉnh tỷ giá được thiết lập vào năm 2008 và năm 2011 cũng gần như trùng nhịp với diễn tiến của lạm phát trong nền kinh tế lần lượt ở mức 5% và 9%. Giai đoạn sau năm 2011 biến động tỷ giá hàng quý xoay quanh khu vực +/- 3% tuy nhiên mức độ dao động nhiều hơn, phần nào phản ánh mức độ "nới lỏng" trong kiểm soát tỷ giá của Ngân hàng nhà nước.

4.1.2. Tự tương quan

Bảng 2 trình bày các giá trị tự tương quan của các biến sử dụng trong mô hình được tính bên dưới, các hệ số tương quan giữa các biến đều bé hơn 0,5, các biến trong mô hình không tồn tại khả năng tự tương quan nên phù hợp để đưa vào mô hình hồi quy.

4.1.3. Kiểm định tính dừng

Kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller (ADF) được sử dụng để kiểm tra tính dừng của các biến trước khi thực hiện hồi quy. Kết quả trong Bảng 3 cho thấy tất cả các biến sử dụng trong mô hình đều dừng.

4.2. Kết quả hồi quy

4.2.1. Mô hình hồi quy tuyến tính cơ sở

Đầu tiên tác giả ước tính mô hình truyền dẫn tỷ giá tuyến tính bằng mô hình tự hồi quy phân phối trễ (Autoregressive distributed lag – ARDL). Mục đích thứ nhất của việc này là mô hình ARDL sẽ giúp tìm ra độ trễ phù hợp cho mô hình tuyến tính cơ sở bằng cách sử dụng tiêu chí AIC (Akaike info criterion) để lựa chọn, theo đó mô hình với độ trễ là 6 cho biến phụ thuộc và 1 cho các biến độc lập là phù hợp nhất. Thứ hai, mô hình sẽ giúp đo lường mức độ truyền dẫn trong mối quan hệ tuyến tính giữa các biến để làm cơ sở so sánh với mức độ truyền dẫn tỷ giá theo khung phân tích phi tuyến.

Bảng 3: Kiểm định tính dừng

Biến	Giá trị tới hạn			Giá trị thống kê	p_value	Kết luận
	1%	*5%*	*10%*			
inf_sa	-3,999	-3,429	-3,138	-5,340	0,000	Chuỗi dừng
er	-3,999	-3,429	-3,138	-15,156	0,000	Chuỗi dừng
gpi	-3,999	-3,429	-3,138	-9,708	0,000	Chuỗi dừng
iip	-3,999	-3,430	-3,138	-12,978	0,000	Chuỗi dừng

Nguồn: tác giả tự tính toán.

Bảng 4: Kết quả mô hình hồi quy tuyến tính (ARDL)

Biến	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
inf_sa(-1)	0,576	0,067	8,690	0,000
inf_sa(-2)	0,063	0,075	0,837	0,403
inf_sa(-3)	0,109	0,074	1,477	0,141
inf_sa(-4)	-0,095	0,074	-1,286	0,200
inf_sa(-5)	0,203	0,074	2,726	0,007
inf_sa(-6)	-0,118	0,063	-1,870	0,063
er	0,094	0,031	3,016	0,003
er(-1)	0,078	0,032	2,514	0,013
iip	-0,000	0,003	-0,068	0,946
iip(-1)	0,006	0,003	2,003	0,046
gpi	0,022	0,007	3,331	0,001
gpi(-1)	0,020	0,007	2,827	0,005
c	0,000	0,000	2,453	0,015

R-squared	0,691	Mean dependent var	0,005
Adjusted R-squared	0,673	S.D. dependent var	0,006
S.E. of regression	0,004	Akaike info criterion	-8,261
Sum squared resid	0,003	Schwarz criterion	-8,061
Log likelihood	925,839	Hannan-Quinn criter.	-8,180
F-statistic	38,718	Durbin-Watson stat	1,992
Prob(F-statistic)	0,000		

Nguồn: tác giả tự tính toán.

Mô hình ARDL thực nghiệm được cho như sau:

$$\inf_sa_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \lambda_j . \inf_sa_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \Psi_j \Delta gpi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \delta_j \Delta iip_{t-j} + \sum_{j=0}^{q3} \beta_j . \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t$$

Bảng 4 cho thấy kết quả ước tính hệ số truyền dẫn tỷ giá theo mô hình ARDL tuyến tính. Theo đó, trong ngắn hạn, khi tỷ giá biến động 1% thì lạm phát sẽ thay đổi 0,094%, trong dài hạn sẽ là 0,665%. Như vậy, kết quả cho thấy trong dài hạn mức độ trung chuyển tỷ giá vào lạm phát sẽ lớn hơn trong ngắn hạn, điều này có thể được giải thích rằng trong dài hạn những thay đổi trong tỷ giá sẽ được tích lũy và dịch chuyển vào mức giá cả của nền kinh tế.

4.2.2. Kết quả từ mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn

Khi ước lượng từ mô hình STR các giá trị trễ của các biến được chọn dựa theo mô hình ARDL cơ sở. Các hệ số của mô hình STR được ước tính bằng kỹ thuật bình phương nhỏ nhất phi tuyến (nonlinear least squares) cung cấp các hệ số ước lượng tin cậy và tiệm cận với phân phối chuẩn.

Đối với mỗi mô hình, biến chuyển tiếp phù hợp được lựa chọn dựa trên kiểm định mô hình phi tuyến với biến chuyển tiếp tiềm năng không còn phi tuyến và không có tương quan chuỗi. Biến chuyển tiếp được chọn cần đạt được hai điều kiện: bác bỏ mạnh nhất giả thuyết mô hình tuyến tính của mô hình cơ sở và kết quả sau khi ước lượng vượt qua được kiểm định mô hình không còn phi tuyến.

Trong phần này, tác giả xem xét sự thay đổi trong tỷ giá hối đoái là yếu tố dẫn dắt đưa đến mối quan hệ phi tuyến của quá trình truyền dẫn. Như đã trình bày ở phần trước, đối với tỷ giá có thể tồn tại hai dạng truyền dẫn phi tuyến: lạm phát sẽ thay đổi bất đối xứng theo xu hướng tỷ giá tăng hoặc tỷ giá giảm hoặc lạm phát sẽ thay đổi khác biệt theo độ lớn trong biến động của tỷ giá. Trong nghiên cứu này tác giả sử dụng mô hình LSTR theo gợi ý từ các nghiên cứu trước để đo lường hệ số truyền dẫn theo xu hướng biến động tỷ giá: tức là so sánh ERPT khi tỷ giá tăng hoặc giảm dưới một mức ngưỡng.

Bảng 5: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là tỷ giá

	er(-1)	**er(-2)**	**er(-3)**	**er(-4)**	**er(-5)**	**er(-6)**	**er(-7)**
H04: b1=b2=b3=b4=0	0,000	0,245	0,076	0,184	0,390	0,005	0,002
H03: b1=b2=b3=0	0,000	0,860	0,041	0,094	0,825	0,060	0,011
H02: b1=b2=0	0,003	0,988	0,465	0,048	0,767	0,059	0,019
H01: b1=0	0,001	0,959	0,831	0,032	0,558	0,103	0,014
	er(-1)	**er(-2)**	**er(-3)**	**er(-4)**	**er(-5)**	**er(-6)**	**er(-7)**
H3: b3=0	0,000	0,294	0,008	0,523	0,621	0,238	0,101
H2: b2=0 | b3=0	0,266	0,891	0,192	0,272	0,738	0,114	0,201
H1: b1=0 | b2=b3=0	0,001	0,959	0,831	0,032	0,558	0,103	0,014
Lựa chọn mô hình	LSTR	linear	LSTR	Linear	Linear	linear	LSTR

Nguồn: tác giả tự tính toán.

Bảng 6: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là tỷ giá

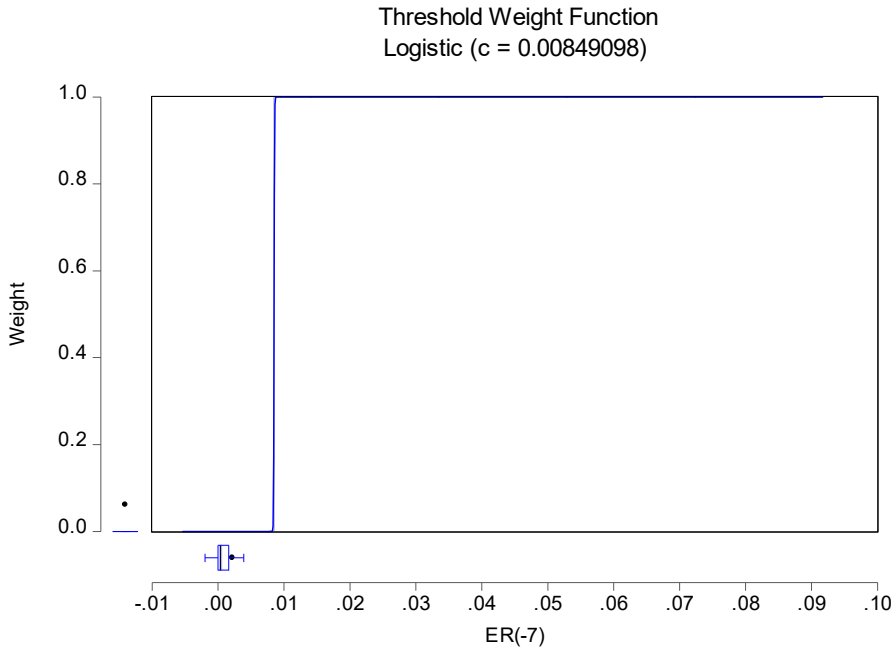
BIẾN	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Các biến ngưỡng (phần tuyến tính)				
c	0,001	0,000	3,289	0,001
er	0,097	0,031	3,146	0,002
er(-1)	-0,055	0,049	-1,140	0,256
Các biến ngưỡng (phần phi tuyến)				
c	-0,002	0,001	-1,271	0,205
er	-0,197	0,291	-0,678	0,498
er(-1)	0,251	0,064	3,891	0,000
Các biến độc lập khác				
inf_sa(-1)	0,545	0,065	8,347	0,000
inf_sa(-2)	0,090	0,074	1,223	0,223
inf_sa(-3)	0,122	0,074	1,642	0,102
inf_sa(-4)	-0,101	0,075	-1,349	0,179
inf_sa(-5)	0,182	0,073	2,478	0,014
inf_sa(-6)	-0,118	0,063	-1,865	0,064
iip	-0,000	0,003	-0,056	0,955
iip(-1)	0,007	0,003	2,142	0,033
gpi	0,022	0,007	3,217	0,002
gpi(-1)	0,019	0,007	2,674	0,008
Hệ số độ dốc				
γ	28870,41	226983,2	0,127	0,899
Giá trị ngưỡng				
c	0,008	0,000	24,005	0,000

R-squared	0,713719	Mean dependent var	0,005554
Adjusted R-squared	0,689626	S.D. dependent var	0,006620
S.E. of regression	0,003688	Akaike info criterion	-8,289149
Sum squared resid	0,002748	Schwarz criterion	-8,011489
Log likelihood	929,8064	Hannan-Quinn criter.	-8,177022
F-statistic	29,62352	Durbin-Watson stat	2,009678
Prob(F-statistic)	0,000000		

	G= 0	**G = 1**
ERPT ngắn hạn	0,097	-0,356
ERPT dài hạn	0,148	0,339

Nguồn: tác giả tự tính toán.

Hình 3: Hàm chuyển tiếp đối với biến tỷ giá



Nguồn: tác giả tự tính toán.

Tác giả lần lượt kiểm tra giá trị trễ từ 1 đến 7 của biến chuyển tiếp là biến động tỷ giá. Từ Bảng 5, dựa theo đề xuất của Luukkonen & cộng sự (1988), Teräsvirta (1994) cho thấy giá trị trễ bằng 7 là phù hợp. Mô hình xây dựng với biến trễ bằng 7 cũng vượt qua được các kiểm định hậu nghiệm quan trọng như: không còn phần phi tuyến trong mô hình, mô hình không có tự tương quan chuỗi. Mô hình chuyển tiếp được lựa chọn phù hợp trong tình huống này là mô hình LSTR 1 ngưỡng.

Kết quả từ Bảng 6 cho thấy mô hình phi tuyến cung cấp cho chúng ta kết quả phù hợp hơn so với mô hình tuyến tính dựa theo các khía cạnh thống kê: R2, SSR, AIC. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy mức biến động của tỷ giá 0,8%/tháng chia nền kinh tế thành 2 trạng thái: tỷ giá biến động ít và tỷ giá biến động mạnh.

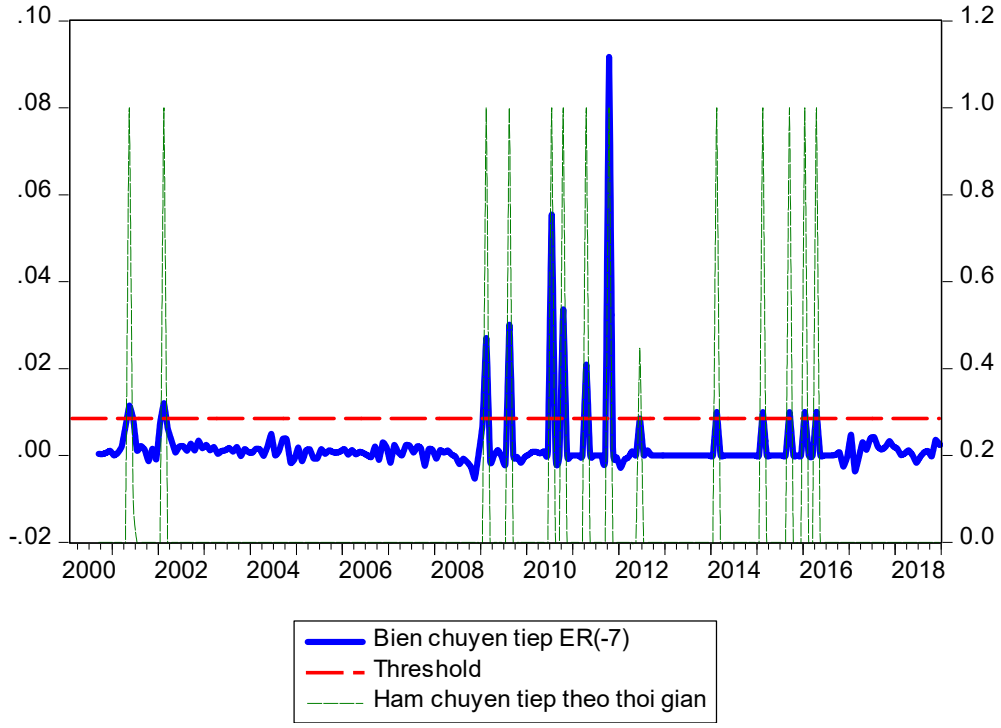
Trong ngắn hạn, sự phản ứng của lạm phát trước cú sốc trong tỷ giá là ngược chiều nhau, cụ thể mức truyền dẫn là 0,097% khi tỷ giá biến động dưới ngưỡng và mức truyền dẫn là -0,356% khi biến động tỷ giá vượt mức ngưỡng. Mức độ truyền dẫn ngược chiều khi biến động tỷ giá vượt ngưỡng có thể là do các nhà nhập khẩu trong nước đã tìm các hàng hóa thay thế đến từ các nhà cung ứng khác trong giai đoạn tỷ giá tăng mạnh. Mức độ truyền dẫn có thể bị bù trừ nếu như có sự dịch chuyển các đơn đặt hàng giữa các quốc gia một cách nhanh chóng. Kết quả này tương tự như bằng chứng được tìm thấy bởi Faryna (2016) khi nghiên cứu cho Ucraina và Nga.

Trong dài hạn, khi biến động của tỷ giá ở dưới ngưỡng thì hệ số truyền dẫn là 0,1479% còn khi mức biến động của tỷ giá vượt ngưỡng thì hệ số truyền dẫn tăng lên 0,339%. Kết quả này cho thấy khi tỷ giá biến động mạnh thì về lâu dài các doanh nghiệp sẽ chuyển phần thay đổi trong tỷ giá vào mức giá cả nhiều hơn. Kết quả này cung cấp bằng chứng về động cơ duy trì thị phần của các doanh nghiệp ở thị trường Việt Nam trong dài hạn. Các doanh nghiệp sẽ chuyển biến động của tỷ giá vào trong giá nhiều hơn khi tỷ giá biến động vượt ngưỡng 0.8%/tháng.

Kết quả từ nghiên cứu này cho thấy mức độ biến động của tỷ giá gây ra phản ứng bất đối xứng của ERPT tương đồng với các bằng chứng được tìm thấy trong nghiên cứu của Pollard & Coughlin (2004), Ben (2012), Bussiere (2013).

Hình 3 cho thấy hàm chuyển tiếp có độ dốc lớn, mức ngưỡng của tỷ giá gần bằng 0,8%/tháng, quá trình chuyển tiếp của lạm phát gần như đột ngột.

Hình 4: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp theo thời gian



Nguồn: tác giả tự tính toán.

Hình 4 thể hiện mối quan hệ giữa hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát theo thời gian và biến chuyển tiếp, ta có thể thấy khi biến chuyển tiếp vượt trên mức ngưỡng thì mức truyền dẫn của tỷ giá sẽ gia tăng.

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam là phi tuyến và khác biệt nhau tùy thuộc vào trạng thái biến động của tỷ giá. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy, trong dài hạn, mức độ truyền dẫn sẽ thấp khi biến động của tỷ giá nằm dưới mức ngưỡng và mức truyền dẫn trở nên cao hơn khi biến động tỷ giá vượt qua mức ngưỡng.

Kết quả này chỉ ra rằng động cơ duy trì thị phần của doanh nghiệp có thể là nguyên nhân cho sự phản ứng bất đối xứng của lạm phát trước cú sốc trong tỷ giá ở Việt Nam. Dưới góc độ điều hành của chính phủ, mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát và mức độ biến động trong tỷ giá cần phải được tính đến khi xây dựng chính sách bình ổn lạm phát.

Trước bối cảnh cạnh tranh trong nền kinh tế Việt Nam ngày càng cao, khi mức biến động trong tỷ giá thấp thì các doanh nghiệp có thể hấp thụ sự thay đổi này và ít truyền dẫn vào giá bán để duy trì thị phần. Tuy nhiên khi mức biến động của tỷ giá lớn, các doanh nghiệp sẽ thay đổi hành vi của mình và truyền dẫn nhiều hơn những thay đổi của tỷ giá vào giá bán.

Với mục tiêu ổn định mức giá cả trong nền kinh tế, khi tỷ giá biến động vượt ngưỡng 0,8%/tháng thì các nhà làm chính sách Việt Nam cần theo dõi và thực hiện các can thiệp cần thiết trên thị trường ngoại hối. Điều này có thể giúp các doanh nghiệp duy trì lợi thế cạnh tranh của mình, hạn chế động cơ truyền dẫn những thay đổi trong tỷ giá vào lạm phát qua đó làm tránh nguy cơ kích hoạt lạm phát cao trong nền kinh tế.

Tài liệu tham khảo

Cheikh, NB (2012), 'Asymmetric exchange rate pass-through in the Euro area: New evidence from smooth transition models', *Economics: The Open-Access*, 6(2012-39), 1-28.

Bussiere, M. (2013), 'Exchange rate pass-through to trade prices: the role of nonlinearities and asymmetries', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), 731-758.

Campa, J.M. & Goldberg, L.S. (2005), 'Exchange rate pass-through into import prices', *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.

Chính phủ (2011), *Nghị quyết số 11/NQ-CP về những giải pháp chủ yếu tập trung kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, bảo đảm an sinh xã hội,* ban hành ngày 24 tháng 02 năm 2011.

Choudhri, Ehsan U. & Hakura, Dalia S. (2006), 'Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?', *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.

Dijk, D.v., Teräsvirta, T. & Franses, P.H. (2002), 'Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments', *Econometric Reviews,* 21(1), 1-47.

Faryna, Oleksandr (2016), *Exchange Rate Pass-Through and Cross-Country Spillovers: Some Evidence from Ukraine and Russia*, BOFIT Discussion Paper No. 14/2016, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition, Finland.

Goldberg, P.K. & Knetter, M.M. (1997), 'Goods prices and exchange rates: what have we learned?', *Journal of Economic Literature,* 35, 1243-1272

Knetter, M.M. (1994), 'Is export price adjustment asymmetric?: evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses', *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 55-70.

Laflèche, T. (1997), 'The impact of exchange rate movements on consumer prices', *Bank of Canada Review*, 1996-1997 (Winter), 21-32.

Luukkonen, R., Saikkonen, P. & Teräsvirta, T. (1988), 'Testing linearity against smooth transition autoregressive models', *Biometrika*, 75(3), 491-499.

Mishkin, Frederic S. (2001), *The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy*, NBER Working Paper No. w8617, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Nogueira Jr, R.P. & León-Ledesma, M.A. (2011), 'Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability?', *Journal of Applied Economics*, 14(1), 167-180.

Pollard, P.S. & Coughlin, C.C. (2004), *Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry leve*l, Working Papers 2003-029, Federal Reserve Bank of St. Louis, St. Louis, Missouri, United States.

Taylor, J.B. (2000), 'Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms', *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.

Teräsvirta, T. (1994), 'Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models', *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208-218.