Môi trường lạm phát và truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam

Inflation environment and exchange rate pass-through: Evidence in Vietnam

Quách Doanh Nghiệp^{1*}

¹Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

*Tác giả liên hệ, Email: nghiectcdn@ueh.edu.vn

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI:10.46223/HCMCOUJS.econ.vi.14.3.476.2019</p> <p>Ngày nhận: 09/09/2019</p> <p>Ngày nhận lại: 30/09/2019</p> <p>Duyệt đăng: 07/10/2019</p> <p><i>Từ khóa:</i></p> <p>độ bất ổn trong lạm phát, hồi quy chuyển tiếp trơn, môi trường lạm phát, truyền dẫn tỷ giá</p> <p><i>Keywords:</i></p> <p>exchange rate pass-through, inflation environment, inflation volatility, smooth transition regression</p>	<p>Nghiên cứu này sử dụng phương pháp Hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth transition regression - STR) nhằm tìm kiếm bằng chứng về mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát phụ thuộc vào môi trường lạm phát ở Việt Nam. Nghiên cứu tìm thấy ngưỡng lạm phát có ý nghĩa thống kê là 1,5%/tháng chia nền kinh tế thành hai trạng thái lạm phát cao và lạm phát thấp. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa môi trường lạm phát và mức độ truyền dẫn tỷ giá, theo đó cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn, mức độ truyền dẫn sẽ cao hơn khi nền kinh tế đang trong trạng thái lạm phát cao và ngược lại. Ngoài ra nghiên cứu còn cho thấy mức độ truyền dẫn có tương quan cùng chiều với độ bất ổn trong lạm phát.</p> <p>ABSTRACT</p> <p>This research investigates the dependent on exchange rate pass-through to the inflation environment in Vietnam by using the smooth transition regression model. The findings show a significant inflation threshold of 1.5%/month that divides the economy into two regimes: low and high inflations. The study also helps confirm the nonlinear relationship between the exchange rate pass-through coefficients and the inflation environment. As a result, the exchange rate pass-through is higher when the inflation above specify threshold in the short run and long run. Additionally, the study reveals a positive correlation between the exchange rate pass-through level and the volatility of inflation.</p>

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.

Theo Goldberg và Knetter (1996) truyền dẫn tỷ giá (Exchange rate pass-through - ERPT) là phần trăm thay đổi trong giá nhập khẩu tính theo đồng tiền nội tệ từ một phần trăm thay đổi trong tỷ giá giữa quốc gia xuất khẩu và quốc gia nhập khẩu. Theo thời gian, các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá đã mở rộng dựa trên nền tảng Goldberg và Knetter (1996) 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.

Nogueira và León-Ledesma (2011) cho rằng sự thay đổi trong tỷ giá được 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.

Các thành phần trong nền kinh tế sẽ thay đổi kỳ vọng về lạm phát nếu như tỷ lệ lạm phát cao hơn một mức ngưỡng nào đó. Các doanh nghiệp cho rằng bất kỳ sự gia tăng nào trong chi phí sản xuất vượt quá một ngưỡng nhất định sẽ bền bỉ hơn với sự hiện diện của tỷ lệ lạm phát cao trong nền kinh tế. Do đó, trong một môi trường lạm phát cao, các doanh nghiệp có thể sẽ điều chỉnh giá thường xuyên hơn với một mức chi phí thực đơn biết trước. Chiến lược điều chỉnh giá thường xuyên giúp các doanh nghiệp chuyển những ảnh hưởng từ cú sốc trong tỷ giá vào chi phí để duy trì lợi nhuận tăng thêm (mark up). Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, truyền dẫn tỷ giá vào trong giá nội địa sẽ cao hơn trong thời kỳ lạm phát cao so với thời kỳ lạm phát thấp. 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 lạm phát như nghiên cứu của Taylor (2000), Gagnon và Ihrig (2004), Choudhri và Hakura (2006), Ca'Zorzi, Hahn, và Sanchez (2007), Nogueira và Leon-Ledesma (2011), Aleem và Lahiani (2014), Tran và Nguyen (2015).

Kế thừa các nghiên cứu đã có, bài nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá sự ảnh hưởng của môi trường lạm phát lên mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam. Trong nghiên cứu này, tác giả sẽ sử dụng biến động trong lạm phát và độ bất ổn của lạm phát để đại diện môi trường lạm phát. Nghiên cứu mong muốn trả lời cho câu hỏi liệu mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát có khác biệt khi mức lạm phát vượt qua một mức ngưỡng nào đó hoặc khi độ bất ổn của lạm phát gia tăng hay không?

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

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

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 từng trạng thái kinh tế vĩ mô cụ thể của nền kinh tế.

2. Ảnh hưởng môi trường lạm phát lên mức độ truyền dẫn tỷ giá

Môi trường lạm phát khác nhau của quốc gia nhập khẩu có thể làm thay đổi hành vi định giá của các doanh nghiệp, ở cấp độ vĩ mô điều này có thể gây ra sự phản ứng bất đối xứng của lạm phát trước biến động của tỷ giá. Nghiên cứu của Taylor (2000) cho thấy rằng ở môi trường lạm phát khác nhau thì mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát sẽ khác nhau, cụ thể mức độ truyền dẫn sẽ giảm trong một môi trường lạm phát thấp. Taylor (2000) đã thiết lập một mô hình định giá so le, mô hình này cho thấy những thay đổi trong sức mạnh định giá của doanh nghiệp quan sát được có liên quan đến những thay đổi trong kỳ vọng về sự dai dẳng của giá và chi phí. Nói cách khác, một doanh nghiệp sẽ tăng giá bán nếu như họ kỳ vọng những thay đổi trong giá là dai dẳng. Taylor (2000) sử dụng dữ liệu từ thị trường Mỹ trong giai đoạn từ 1960 đến 1999 đã cho thấy rằng mức lạm phát thấp và được duy trì ở mức ổn định có mối quan hệ cùng chiều với mức độ dai dẳng thấp trong lạm phát và mối quan hệ này ảnh hưởng đến hành vi điều chỉnh giá của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu của Taylor (2000) kết luận rằng nếu giá được thiết lập trước cho một số thời kỳ thì mức độ dai dẳng của lạm phát ở mức thấp hơn sẽ dẫn đến mức độ truyền dẫn nhỏ hơn, nguyên nhân là do sức mạnh định giá của doanh nghiệp bị giảm đi trong trường hợp này.

Gagnon và Ihrig (2004) đã phát triển một mô hình lý thuyết để đo lường sự ảnh hưởng trong chính sách ổn định hóa lạm phát của các ngân hàng Trung ương đến mức độ truyền dẫn của tỷ giá. Nghiên cứu đã sử dụng dữ liệu của 20 nước công nghiệp trong giai đoạn 1971 đến 2003 cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá có liên quan đến mức biến động của lạm phát. Kết quả từ nghiên cứu này cho thấy các quốc gia có mức lạm phát thấp và ổn định (hàm ý chính sách

ổn định lạm phát của ngân hàng Trung ương có hiệu quả) thì mức độ truyền dẫn từ tỷ giá vào lạm phát trở nên thấp.

Một nghiên cứu mang tính tổng quát được thực hiện với bộ dữ liệu của 71 quốc gia trong giai đoạn 1971 - 2000 bởi Choudhri và Hakura (2006) cho thấy một mối quan hệ cùng chiều và có ý nghĩa thống kê giữa mức độ truyền dẫn và lạm phát bình quân của các quốc gia trong mẫu nghiên cứu. Tác giả đã so sánh kết quả ước lượng mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái giữa các nhóm nước với nhau, kết quả cho thấy các quốc gia có mức lạm phát bình quân thấp có mức độ truyền dẫn thấp nhất trong khi đó mức độ truyền dẫn cao nhất thuộc về nhóm các quốc gia có mức lạm phát cao trong suốt thời gian nghiên cứu. Ngoài ra nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng mức độ biến động trong lạm phát và tỷ giá có mối tương quan cùng chiều với mức độ truyền dẫn.

Ca'Zorzi và cộng sự (2007) đã sử dụng mô hình VAR để ước tính mức độ truyền dẫn tỷ giá vào giá cả tại 12 nền kinh tế đang phát triển tại châu Á, châu Mỹ Latin, Trung và Đông Âu. Kết quả từ nghiên cứu này cũng tương đồng với nghiên cứu của Taylor (2000) khi cho thấy bằng chứng đáng tin cậy về mối quan hệ cùng chiều giữa mức độ truyền dẫn của tỷ giá và lạm phát, cụ thể các quốc gia đang phát triển ở châu Á có mức lạm phát thấp có mức truyền dẫn của tỷ giá vào giá nhỏ hơn.

Nogueira và Leon-Ledesma (2011) nghiên cứu mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bằng cách sử dụng một mẫu các nước đã và đang phát triển. Nghiên cứu này cho thấy quá trình truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát có thể là phi tuyến trái ngược với các giả định tuyến tính trong các nghiên cứu trước. Bằng cách sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn để đo lường truyền dẫn của tỷ giá vào trong lạm phát theo cách thức phi tuyến, kết quả cho thấy ERPT phụ thuộc vào mức độ của lạm phát, cụ thể mức độ truyền dẫn sẽ cao hơn khi lạm phát vượt qua một mức ngưỡng và ngược lại. Nghiên cứu còn nhấn mạnh rằng các quốc gia thực thi chính sách lạm phát mục tiêu dường như có mức lạm phát thấp hơn và vì thế mức độ truyền dẫn thấp hơn ở trong các quốc gia này. Kết quả ủng hộ lập luận của Gagnon và Ihrig (2004) về vai trò của chính sách ổn định lạm phát của Ngân hàng Trung ương đã góp phần làm giảm mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát.

Bằng cách sử dụng lớp mô hình tự hồi quy chuyển tiếp trơn (STAR) cho thị trường Mỹ trong giai đoạn 1975 - 2007, Shintani, Terada-Hagiwara, và Yabu (2013) đã tìm thấy bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến giữa truyền dẫn của tỷ giá và lạm phát. Kết quả từ nghiên cứu còn cho thấy rằng sự sụt giảm của ERPT trong giai đoạn thập niên 80, 90 ở Mỹ có liên quan đến môi trường lạm phát thấp tại nước này trong khi đó kể từ năm 2000 khi lạm phát bắt đầu tăng lên thì ERPT cũng trở nên cao hơn.

Ở Việt Nam, điển hình có nghiên cứu của Tran và Nguyen (2015) sử dụng mô hình TVAR để phân tích truyền dẫn tỷ giá vào chỉ số giá nội địa trong các điều kiện lạm phát khác nhau. Kết quả tìm thấy hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát có mối quan hệ phi tuyến với hai ngưỡng lạm phát là 0.159%/tháng và 0.339%/tháng, chia nền kinh tế thành 3 trạng thái, tuy nhiên chỉ có ERPT trong trạng thái thứ 3 là có ý nghĩa thống kê. Theo các tác giả khi lạm phát ở dưới mức ngưỡng 0,339%/tháng, ERPT không có ý nghĩa thống kê, tuy nhiên trên mức ngưỡng này - biểu thị cho môi trường lạm phát cao - một cú sốc tăng trong tỷ giá sẽ làm cho lạm phát tăng ở kỳ kế tiếp. Các tác giả cho rằng khi lạm phát cao kỳ vọng về sự dai dẳng trong lạm phát của doanh nghiệp thay đổi nên đã làm cho ERPT tăng lên.

Các nghiên cứu kể trên đều cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa mức độ truyền dẫn tỷ giá và mức lạm phát trong nền kinh tế, theo đó mức độ truyền dẫn sẽ thay đổi khi lạm phát vượt một mức ngưỡng nào đó.

3. Phương pháp nghiên cứu, mô hình thực nghiệm và dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Dựa theo Nogueira và León-Ledesma (2011) tác giả cũng sử dụng lớp mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn để ước lượng quy mô truyền dẫn tỷ giá tùy theo các trạng thái khác nhau của môi trường lạm phát. 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.

Một doanh nghiệp đơn lẻ có thể phản ứng nhanh chóng trước một cú sốc trong tỷ giá, tuy nhiên ở góc độ vĩ mô, sự phản ứng không đồng thời của các doanh nghiệp sẽ không làm cho mức giá cả của nền kinh tế thay đổi từ từ trước một cú sốc. Do đó, thay vì sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng tác giả sẽ sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn trong nghiên cứu này. Mô hình STR cho phép ước tính hệ số truyền dẫn khi nền kinh tế chuyển từ một trạng thái này sang một trạng thái khác một cách từ từ thông qua sự biến thiên của hàm chuyển tiếp chứ không phải một sự chuyển tiếp đột ngột. Điều này cho phép ước tính hệ số truyền dẫn phù hợp hơn với từng bối cảnh kinh tế.

Mô hình quy chuyển tiếp trơn (STR) được đưa ra bởi van Dijk, Teräsvirta, và Franses (2002), Teräsvirta (2006) có dạng tổng quát được xác định như sau.

$$\begin{aligned} y_t &= \phi' z_t + \theta' z_t G(s_t; \gamma, c) + u_t \\ &= [\phi + (s_t; \gamma, c)]' z_t + u_t, \end{aligned} \quad \text{với } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Trong đó:

- z_t là biến giải thích, bao gồm các trễ của biến nội sinh và 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 $(k+1) \times 1$;
- u_t là sai số tuân theo quy luật phân phối chuẩn;
- $G(s_t; \gamma, c)$ là một hàm chuyển tiếp 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 là giá trị ngưỡng

Có hai dạng hàm chuyển tiếp:

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

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

Mô hình LSTR tồn tại 1 ngưỡng biểu thị cho trạng của hành vi bất đối xứng (asymmetry), 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):

Hàm chuyển tiếp dạng mũ có phương trình tổng quát như sau:

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c_1)^2\}, \gamma > 0 \quad (3)$$

Mô hình ESTR cho thấy những thay đổi biến phụ thuộc tùy vào biến chuyển tiếp ở xa hay gần với giá trị ngưỡng, bất kể là chênh lệch ($s_t - c$) là dương hay âm.

3.2. Mô hình thực nghiệm

Dựa theo nghiên cứu của Campa và Goldberg (2002), Nogueira và León-Ledesma (2011), áp dụng mô hình STR tổng quát, tác giả sử dụng mô hình thực nghiệm trong nghiên cứu này như sau:

$$\begin{aligned} inf_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \lambda_j \cdot inf_{t-i} + \sum_{j=0}^N \beta_j er_{t-j} + \left(\sum_{j=0}^N \Phi_j er_{t-j} \right) \cdot G(s_t; \gamma, c) + \\ & \sum_{j=0}^N \Psi_j gpi_{t-j} + \sum_{j=0}^N \delta_j ipi_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Trong đó:

- inf_t : lạm phát được đo lường bằng sự thay đổi trong chỉ số giá tiêu dùng (CPI)
- er_{t-j} : sự thay đổi của tỷ giá danh nghĩa USDVND
- gpi_{t-j} : thay đổi của chỉ số giá hàng hóa toàn cầu đại diện cho mức độ thay đổi giá cả hàng hóa nhập khẩu.
- ipi_{t-j} : thay đổi của chỉ số sản xuất công nghiệp đại diện cho cầu nội địa.
- γ : là hệ số xác định tốc độ chuyển tiếp giữa hai trạng thái
- c : giá trị ngưỡng.
- s_t : biến ngưỡng trong mô hình được đại diện bằng chỉ số lạm phát và độ bất ổn (volatility) của lạm phát.
- Hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn:

$$\bullet \text{ SR ERPT} = \beta_0 + \Phi_0 G(s_t; \gamma, c) \quad (5)$$

- Hệ số truyền dẫn dài hạn

$$\bullet \text{ LR ERPT} = \frac{\sum_{j=0}^N \beta_j + \sum_{j=0}^N \Phi_j G(s_t; \gamma, c)}{1 - \sum_{j=1}^N \lambda_j} \quad (6)$$

Dữ liệu cho bài nghiên cứu được thu thập trong giai đoạn 2000 đến 2018 theo tháng từ nguồn dữ liệu Datastream của Thomson Reuters.

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) 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.

Bảng 1

Thống kê mô tả các biến

	inf	er	gpi	ipi
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

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

Nguồn: Thomson Reuters

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 ít biến động. 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 giai đoạn này. Từ sau năm 2011 biến động tỷ giá hàng quý xoay quanh khu vực $\pm 2\%$ /tháng.

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.

Bảng 2

Hệ số tự tương quan

	inf	er	gpi	ipi
inf	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
ipi	-0.046	0.009	0.023	1.000

Nguồn: Tác giả tự tính toán

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 kiểm tra cho thấy tất cả các biến sử dụng trong mô hình đều dừng.

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
ipi	-3,999	-3,430	-3,138	-12,978	0,000	Chuỗi dừng

Nguồn: Tác giả tự tính toán

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 ARDL cho phương trình 15 (không bao gồm phần phi tuyến). 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 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.

Bảng 4

Kết quả mô hình hồi quy tuyến tính (ARDL)

Biến	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
inf(-1)	0,576	0,067	8,690	0,000
inf(-2)	0,063	0,075	0,837	0,403
inf(-3)	0,109	0,074	1,477	0,141
inf(-4)	-0,095	0,074	-1,286	0,200
inf(-5)	0,203	0,074	2,726	0,007
inf(-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
ipi	-0,000	0,003	-0,068	0,946
ipi(-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

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

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 NLS 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.

Đầu tiên, tác giả sẽ kiểm tra xem liệu quá trình truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát có phản ứng phi tuyến với môi trường lạm phát ở Việt Nam hay không. Các giả thuyết và bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa ERPT và lạm phát. Môi trường lạm phát cao thường có khuynh hướng kích hoạt quá trình truyền dẫn cao những thay đổi trong tỷ giá vào các mức giá cả.

Bảng 5

Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là lạm phát

	inf(-1)	inf(-2)	inf(-3)	inf(-4)	inf(-5)	inf(-6)
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	0.0001	0.0000	0.0047	0.0048	0.0140	0.1564
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	0.0000	0.0001	0.0080	0.0059	0.0245	0.0992
H02: $b_1=b_2=0$	0.0006	0.0107	0.0357	0.0726	0.0292	0.1565
H01: $b_1=0$	0.0083	0.1112	0.2281	0.0643	0.0064	0.1132

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Tác giả lần lượt kiểm tra giá trị trễ từ 1 đến 6 của biến chuyển tiếp là lạm phát. Từ Bảng 5, dựa theo đề xuất của Luukkonen, Saikkonen, và Teräsvirta (1988), Teräsvirta, Tjøstheim, và Granger (1994) cho thấy giá trị trễ bằng 4 là phù hợp. Mô hình xây dựng với biến trễ bằng 4 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. Mô hình này phù hợp để đo lường mức độ truyền dẫn tỷ giá khi lạm phát ở trên hoặc dưới một mức ngưỡng nào đó.

Hệ số ERPT trong ngắn hạn và dài hạn được ước tính trong Bảng 6. Hàm chuyển tiếp nhận giá trị 0 tương ứng với mức lạm phát thấp và nhận giá trị 1 tương ứng với mức lạm phát cao. Các kết quả này cũng đã được kiểm tra bởi một số kiểm định hậu nghiệm quan trọng như: không còn phần phi tuyến trong phần còn lại, không có tự tương quan.

Kết quả từ Bảng 6 cho thấy mức ngưỡng lạm phát có ý nghĩa thống kê là 1,5%/tháng, chia nền kinh tế thành hai trạng thái: lạm phát thấp và lạm phát cao. Trong ngắn hạn, kết quả chỉ ra mối quan hệ cùng chiều có ý nghĩa thống kê giữa lạm phát và sự truyền dẫn tỷ giá. Cụ thể lạm phát sẽ tăng gấp đôi từ mức 0,089% ở môi trường lạm phát thấp ($G=0$) và tăng lên mức 0,169% ở môi trường lạm phát cao ($G=1$) khi tỷ giá thay đổi 1%. Trong dài hạn, quá trình truyền dẫn còn diễn ra mạnh mẽ hơn, cụ thể lạm phát thay đổi ở mức 0,113% lên mức 0,531% lần lượt trong môi trường lạm phát thấp và lạm phát cao.

Bảng 6

Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là lạm phát

BIẾN	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CÁC BIẾN NGUỖNG (Phần tuyến tính)				
c	0,002	0,000	3,909	0,000
er	0,089	0,047	1,870	0,063
er(-1)	-0,043	0,047	-0,911	0,363
CÁC BIẾN NGUỖNG (Phần phi tuyến)				
c	0,004	0,002	2,566	0,011
er	-0,020	0,063	-0,315	0,753
er(-1)	0,190	0,063	3,027	0,003
CÁC BIẾN ĐỘC LẬP KHÁC				
inf(-1)	0,558	0,064	8,660	0,000
inf(-2)	0,068	0,073	0,934	0,351

BIẾN	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
inf(-3)	0,080	0,072	1,100	0,273
inf(-4)	-0,165	0,082	-2,010	0,046
inf(-5)	0,127	0,075	1,689	0,093
inf(-6)	-0,074	0,064	-1,164	0,246
ipi	0,000	0,003	0,217	0,829
ipi(-1)	0,007	0,003	2,432	0,016
gpi	0,024	0,007	3,615	0,000
gpi(-1)	0,023	0,007	3,306	0,001
HỆ SỐ ĐỘ DỐC				
γ	18005,36	51253,06	0,351	0.726
GIÁ TRỊ NGƯỠNG				
c	0,015	0,000	64,510	0,000
R-squared	0,719	Mean dependent var		0,005
Adjusted R-squared	0,695	S. D. dependent var		0,007
S.E. of regression	0,004	Akaike info criterion		-8,309
Sum squared resid	0,002	Schwarz criterion		-8,033
Log likelihood	936,246	Hannan-Quinn criter,		-8,198
F-statistic	30,487	Durbin-Watson stat		1,967
Prob(F-statistic)	0,000			
	G= 0	G = 1		
ERPT ngắn hạn	0,089	0,169		
ERPT dài hạn	0,111	0,531		

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Kết quả tìm thấy ở nền kinh tế Việt Nam cũng phù hợp với giả thuyết và bằng chứng thực nghiệm khác đã được tìm thấy bởi Taylor (2000), Gagnon và Ihrig (2004), Ca'Zorzi và cộng sự (2007), Nogueira và Leon-Ledesma (2011), Shintani và cộng sự (2013), Tran và Nguyen (2015) đó là sự phản ứng của giá đối với những thay đổi trong tỷ giá phụ thuộc vào môi trường lạm phát. Kết quả này cũng cho thấy lạm phát phản ứng theo kiểu phi tuyến trước cú sốc trong tỷ giá. Trong môi trường lạm phát thấp, dưới mức ngưỡng 1,5%/tháng, các nhà nhập khẩu ở Việt Nam sẵn lòng hấp thụ những thay đổi trong tỷ giá nhưng trong môi trường lạm phát cao, trên mức ngưỡng 1,5%/tháng, họ sẽ dịch chuyển những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán. Hành vi này chứng tỏ lý thuyết kỳ vọng về sự dai dẳng của lạm phát của doanh nghiệp tồn tại tại Việt Nam. Nghiên cứu của tác giả góp phần làm rõ hơn kết quả nghiên cứu của Tran và Nguyen (2015), rằng ở thị trường Việt Nam, khi lạm phát ở mức cao sẽ làm xuất hiện kỳ vọng về sự dai dẳng trong lạm phát cả ngắn hạn và dài hạn, điều này khiến cho mức độ truyền dẫn tăng lên. Khác biệt với nghiên cứu của Tran và Nguyen (2015), với độ trễ là 6 tháng, tác giả nhận thấy rằng mức độ truyền dẫn vẫn ở mức cao.

Hình 3. Hàm chuyển tiếp đối với biến lạm phát

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Hình 3 thể hiện mối quan hệ giữa hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát theo thời gian và biến chuyển tiếp, ERPT tăng tương xứng với các giai đoạn biến chuyển tiếp tăng vượt giá trị ngưỡng.

Tiếp theo, chúng tôi sử dụng mô hình GARCH (1,1) để ước tính độ bất ổn của lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu, sau đó kiểm tra liệu xem truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam có nhạy cảm với độ bất ổn của lạm phát hay không. Chúng tôi sử dụng mô hình ESTR để đánh giá phản ứng của lạm phát trong 2 tình huống: khi độ bất ổn của lạm phát thấp tức ở gần giá trị ngưỡng và độ bất ổn của lạm phát cao tức ở xa mức ngưỡng.

Bảng 7

Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là lạm phát

	var_inf (-1)	var_inf (-2)	var_inf (-3)	var_inf (-4)	var_inf (-5)	var_inf (-6)
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	0,054	0,000	0,004	0,000	0,103	0,028
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	0,096	0,000	0,008	0,000	0,035	0,012
H02: $b_1=b_2=0$	0,079	0,000	0,035	0,000	0,221	0,015
H01: $b_1=0$	0,071	0,125	0,228	0,091	0,764	0,002

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm nghiên cứu

Tác giả lần lượt kiểm tra giá trị trễ từ 1 đến 6 của biến chuyển tiếp là lạm phát. Từ Bảng 7, dựa theo đề xuất của Luukkonen và cộng sự (1988), Teräsvirta và cộng sự (1994) cho thấy giá trị trễ bằng 6 là phù hợp. Mô hình xây dựng với biến trễ bằng 6 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. Tác giả sử dụng mô hình ESTR để đánh giá phản ứng của lạm phát trước cú sốc của tỷ giá trong điều kiện độ bất ổn của lạm phát thấp và độ bất ổn cao.

Bảng 8

Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là độ bất ổn của lạm phát

BIẾN	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CÁC BIẾN NGUỒN (phần tuyến tính)				
c	0,004	0,001	4,198	0,000
er	-0,613	0,308	-1,988	0,048
er(-1)	-0,800	0,299	-2,675	0,008
CÁC BIẾN NGUỒN (phần phi tuyến)				
c	-0,004	0,001	-3,57	0,000
er	0,802	0,325	2,468	0,014
er(-1)	0,962	0,300	3,216	0,002
CÁC BIẾN ĐỘC LẬP KHÁC				
inf_sa(-1)	0,594	0,064	9,313	0,000
inf_sa(-2)	0,059	0,072	0,816	0,416
inf_sa(-3)	0,130	0,071	1,834	0,068
inf_sa(-4)	-0,131	0,071	-1,852	0,065
inf_sa(-5)	0,186	0,072	2,562	0,011
inf_sa(-6)	-0,106	0,062	-1,696	0,091
ipi	-0,000	0,003	-0,036	0,972
ipi(-1)	0,007	0,003	2,289	0,023
gpi	0,021	0,007	3,248	0,001
gpi(-1)	0,019	0,007	2,820	0,005
HỆ SỐ ĐỘ DỐC				
c	3,88E+09	1,34E+09	2,899079	0,0042
GIÁ TRỊ NGUỒN				
γ	0,000044	2,60E-06	16,88720	0,0000
R-squared	0,734	Mean dependent var		0,006
Adjusted R-squared	0,711	S.D. dependent var		0,007
S.E. of regression	0,004	Akaike info criterion		-8,365
Sum squared resid	0,003	Schwarz criterion		-8,088
Log likelihood	942,350	Hannan-Quinn criter,		-8,253
F-statistic	32,896	Durbin-Watson stat		2,038
Prob(F-statistic)	0,000			
	G= 0	G = 1		
ERPT ngắn hạn	-0,613	0,704		

Nguồn: Kết quả xử lý từ dữ liệu điều tra

Kết quả từ Bảng 8 cho thấy, trong điều kiện độ bất ổn của lạm phát cao thì mức độ truyền dẫn tỷ giá cao hơn. Cụ thể khi độ bất ổn vượt qua mức ngưỡng nếu tỷ giá tăng 1% thì lạm phát sẽ thay đổi 0,704%, điều này giúp giải thích rõ hơn hành vi định giá của doanh nghiệp phụ thuộc không chỉ vào mức độ lạm phát cao hay thấp mà còn phụ thuộc vào độ bất ổn của lạm phát. Khi độ biến động trong lạm phát cao báo hiệu một thời kỳ kém ổn định và lạm phát có thể dai dẳng nên các doanh nghiệp sẽ gia tăng mức độ truyền dẫn sự thay đổi của tỷ giá vào trong giá cả.

Hình 4. Hàm chuyển tiếp đối với biến độ bất ổn của lạm phát

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

Nghiên cứu của tác giả cung cấp thêm bằng chứng cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam phụ thuộc vào môi trường lạm phát. Theo đó mức độ truyền dẫn sẽ thấp khi nền kinh tế trong trạng thái lạm phát thấp và mức truyền dẫn trở nên cao hơn khi nền kinh tế ở mức lạm phát cao vượt trên mức ngưỡng 1,5%/tháng. Đồng thời hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát cũng trở nên cao hơn khi độ bất ổn trong lạm phát vượt qua một mức ngưỡng. Kết quả này phù hợp với các lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm đã tìm thấy trên thế giới và Việt Nam.

Kết quả thực nghiệm từ nghiên cứu này cung cấp một thông tin tham khảo quan trọng cho các nhà làm chính sách và phân tích tài chính. Thứ nhất, Chính phủ Việt Nam cần giữ lạm phát dưới mức 1,5%/tháng để ngăn sự bùng phát của lạm phát khi gặp cú sốc trong tỷ giá. Thứ hai, lạm phát kỳ vọng là một thành phần quan trọng hình thành nên quyết định điều chỉnh giá của các doanh nghiệp nên mức lạm phát nhỏ hơn 1,5%/tháng sẽ hạn chế hình thành kỳ vọng về lạm phát cao trong tương lai, do đó sẽ làm giảm hành vi tăng giá của họ khi gặp cú sốc trong tỷ giá. Thứ ba, khi mức độ bất ổn trong lạm phát được giữ ở mức thấp cũng sẽ hạn chế hình thành kỳ vọng về sự dai dẳng trong lạm phát từ đó làm giảm mức độ truyền dẫn của tỷ giá.

Tài liệu tham khảo

- Aleem, A., & Lahiani, A. (2014). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: Some evidence from emerging countries. *Economic Modelling*, 43, 21-29.
- Bailliu, J., & Fujii, E. (2004). *Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: An empirical investigation* (Bank of Canada Working Paper No. 2004-21). Retrieved July 20, 2018, from <https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp04-21.pdf>
- Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sanchez, M. (2007). *Exchange rate pass-through in emerging markets* (ECB Working Paper No. 739). Retrieved July 21, 2018, from SSRN website: <https://ssrn.com/abstract=970654>
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2002). *Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?* (NBER Working Paper No. w8934). Retrieved July 22, 2018, from SSRN website: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=312647
- Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.
- Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1996). *Goods prices and exchange rates: What have we learned?* Retrieved July 23, 2018, from National Bureau of Economic Research website: <https://www.nber.org/papers/w5862>
- Laflèche, T. (1997). The impact of exchange rate movements on consumer prices. *Bank of Canada Review*, 1996, 21-32.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3), 491-499.
- Mishkin, F. S. (2001). *The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy* (NBER Working Papers No. 8617). Retrieved July 24, 2018, from The National Bureau of Economic Research website: <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/8617.html>
- Nogueira, R. P., Jr., & León-Ledesma, M. A. (2011). Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability? *Journal of Applied Economics*, 14(1), 167-180.
- Shintani, M., Terada-Hagiwara, A., & Yabu, T. (2013). Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis. *Journal of International Money and Finance*, 32, 512-527.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Teräsvirta, T. (2006). Forecasting economic variables with nonlinear models. In G. Elliott, C. Granger & A. Timmermann (Eds.), *Handbook of economic forecasting* (pp. 413-457).

- Teräsvirta, T., Tjøstheim, D., & Granger, C. W. J. (1994). Aspects of modelling nonlinear time series. In R. F. Engle & D. L. MaFadden (Eds), *Handbook of econometrics* (Vol. 4). North Holland, NY: Elsevier.
- Tran, T. N., & Nguyen, T. T. N. (2015). Truyền dẫn tỉ giá hối đoái ở Việt Nam dưới tác động của môi trường lạm phát [Exchange rate transmission in Vietnam under the impact of inflationary environment]. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 26(10), 51-71.
- van Dijk, D., Teräsvirta, T., & Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models- a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, 21(1), 1-47.