

Truyền dẫn tỷ giá hối đoái tới lạm phát tại Việt Nam

Exchange rate pass-through to inflation in Vietnam

Võ Hồng Đức¹, Nguyễn Trần Ngọc Thiện^{2,3}, Hồ Minh Chí¹, Võ Thế Anh^{1*}

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

²Trường Đại học Kinh tế-Luật, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

³Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

*Tác giả liên hệ, Email: anh.vt@ou.edu.vn

THÔNG TIN

DOI:10.46223/HCMCOUJS.
econ.vi.18.2.2135.2023

Ngày nhận: 03/01/2022

Ngày nhận lại: 25/04/2022

Duyệt đăng: 29/04/2022

Mã phân loại JEL:
E31; E43; F31

TÓM TẮT

Nhiều nghiên cứu tại Việt Nam ước tính truyền dẫn tỷ giá hối đoái (ERPT) đến lạm phát, nhưng giai đoạn khảo sát bao gồm khung thời gian trước khi Việt Nam gia nhập Tổ chức Thương Mại Thế giới và sự xảy ra của khủng hoảng tài chính năm 2008. Ngược lại, nghiên cứu này tiếp cận chủ đề bằng cách sử dụng khung thời gian gần đây từ 2008 đến 2019. *Thứ nhất*, dựa trên mô hình cấu trúc tự hồi quy, kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng ERPT đến lạm phát là không hoàn toàn, và có mức độ thấp hơn so với các nghiên cứu hiện hữu. Nếu tỷ giá hối đoái đa phương danh nghĩa thay đổi 1% thì lạm phát thay đổi lên đến 0.34% sau 12 tháng, và sự thay đổi 0.22% được ghi nhận khi áp dụng tỷ giá hối đoái đa phương thực. *Thứ hai*, lạm phát được phát hiện phản ứng tích cực với cú sốc giá dầu, khoảng trống sản lượng và tỷ giá hối đoái, mặc dù phản ứng của nó đối với cung tiền và lãi suất không đáng kể về mặt thống kê. Hàm ý chính sách cho Việt Nam được thảo luận từ kết quả thực nghiệm.

ABSTRACT

Many studies in Vietnam estimated Exchange Rate Pass-Through (ERPT) to inflation, but the surveyed period covered the timeframe before the country entered a member of the World Trade Organization and the occurrence of the 2008's financial crisis. In contrast, this research approaches the topic by covering a recent timeframe from 2008 to 2019. *Firstly*, depending on a structural vector autoregressive model, empirical findings indicate that ERPT to inflation is incomplete and has a lower degree as compared to existing research. When the nominal effective exchange rate changes by 1%, the inflation changes up to 0.34% after 12 months, and a change of 0.22% is observed for the real effective exchange rate. *Secondly*, inflation is found to respond positively to the shock of oil prices, output gap, and exchange rates, though its responses to money supply and interest rate are statistically insignificant. Policy implications for Vietnam are discussed from empirical findings.

Từ khóa:

lạm phát; mô hình SVAR;
truyền dẫn tỷ giá; Việt Nam

Keywords:

inflation; SVAR model;
exchange rate pass-through;
Vietnam

1. Giới thiệu

Truyền dẫn tỷ giá hối đoái (ERPT), hay được biết đến là sự thay đổi của chỉ số giá tương ứng với sự điều chỉnh của tỷ giá hối đoái, là một trong những vấn đề được quan tâm trong kinh tế quốc tế. Tại Việt Nam, nhiều học giả quan tâm ước tính mức độ ERPT tới chỉ số giá tiêu dùng

(CPI) hay lạm phát. Một mặt, ước lượng ERPT thực sự quan trọng đối với Việt Nam vì chính sách ngoại hối đóng vai trò lớn trong phát triển kinh tế và quốc gia đã ghi nhận tỷ trọng cao xuất nhập khẩu so với tổng thu nhập quốc nội. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam có những chính sách tiền tệ trong giai đoạn 2000 - 2014, và hiệu ứng của chúng đến lạm phát là thực sự khác nhau (Tran & Nguyen, 2015). Chính sách này kỳ vọng sẽ đẩy mạnh hoạt động xuất nhập khẩu và kinh tế quốc gia, nhưng nó cũng tạo ra tác dụng phụ là gia tăng lạm phát trong nước và bất ổn kinh tế vĩ mô (Vo, Le, Nguyen, Ho, & Vo, 2021). Mặt khác, các ước lượng ERPT trong khoảng thời gian trước khi Việt Nam chính thức gia nhập Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) năm 2007 và khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 (ví dụ như nghiên cứu của Vo (2009)). Chúng tôi cho rằng sau hai mốc thời gian quan trọng này đánh dấu những thay đổi đáng kể trong nền kinh tế Việt Nam. Số liệu thống kê cho thấy xuất nhập khẩu đã tăng nhảy vọt từ năm 2008 so với trước đó, và nền kinh tế phản ứng với các cú sốc bên ngoài mạnh mẽ hơn. Các sự kiện trên nhấn mạnh tầm quan trọng về ERPT, khiến nó trở thành một chủ đề nghiên cứu của nhiều học giả, nhà hoạch định chính sách và đơn vị xuất nhập khẩu. Do vậy, ước tính ERPT tại Việt Nam có ý nghĩa quan trọng.

Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu, chúng tôi áp dụng mô hình cấu trúc tự hồi quy (SVAR) và dữ liệu tháng qua giai đoạn 2008 - 2019. Đây là điểm mới của nghiên cứu này trong cơ sở nghiên cứu thực nghiệm. Các biến trong mô hình gồm lạm phát, chịu tác động từ yếu tố bên ngoài (giá dầu) và yếu tố trong nước (khoảng trống sản lượng, chính sách tiền tệ, và biến tỷ giá hối đoái). Stock và Watson (2001) diễn giải rằng mô hình SVAR, sử dụng trong nghiên cứu này, có lợi thế hơn mô hình tự hồi quy (VAR) dạng rút gọn hay VAR đệ quy trong các nghiên cứu thực nghiệm hiện hữu về chủ đề này tại Việt Nam (Do & Cao, 2019; Pham, 2019). SVAR có thể giải quyết vấn đề tương quan phần dư và vấn đề liên quan tới thứ tự các biến nội sinh trong mô hình. Ưu điểm của SVAR là áp dụng lý thuyết kinh tế để đặt các biến nội sinh theo thứ tự thông qua các ràng buộc điều kiện ngắn hạn.

Nghiên cứu còn đóng góp vào cơ sở thực nghiệm qua hai khía cạnh. *Thứ nhất*, chúng tôi sử dụng hai loại tỷ giá, bao gồm tỷ giá hối đoái đa phương danh nghĩa (NEER) và tỷ giá hối đoái đa phương thực (REER) trong hai mô hình SVAR khác nhau. Giá trị ước tính ERPT là không hoàn toàn sau thời gian 12 tháng, tương ứng là 0.34% với mô hình NEER và 0.22% mô hình REER. Cách tiếp cận dựa trên tỷ giá danh nghĩa và thực cung cấp góc nhìn khác nhau về cùng một vấn đề. Doanh nghiệp xuất nhập khẩu thường quan tâm tới giá trị danh nghĩa nhiều hơn vì nó liên quan trực tiếp tới biên lợi nhuận, trong khi nhà hoạch định chính sách chú trọng giá trị thực. Thêm vào đó, chỉ số CPI được phát hiện phản ứng tích cực với cú sốc giá dầu, khoảng trống sản lượng và tỷ giá hối đoái. Ba biến số này cũng giải thích khoảng 36% tổng phương sai của CPI trong mô hình áp dụng biến NEER và 33% với mô hình REER.

Thứ hai, kết luận chỉ ra rằng mức độ truyền dẫn trong khoảng thời gian hậu WTO và khủng hoảng tài chính toàn cầu thấp hơn so với các nghiên cứu hiện hữu sử dụng giai đoạn trước đó. Thí dụ, Vo (2009) kết luận mức độ ERPT tới CPI là không hoàn toàn, tại mức 0.61 sau 01 năm, sử dụng dữ liệu tháng từ 2001 đến 2007. Tuy vậy, kết quả thực nghiệm từ nghiên cứu này trùng khớp kết luận từ Pham (2019) khi sử dụng mô hình với REER. Tác giả tính toán mức độ ERPT tại mức 0.22 sau 01 năm bằng phương pháp VAR qua giai đoạn 2008:M1-2018:M5. Kết luận về mức độ ERPT thấp từ nghiên cứu cũng khá tương đồng với các quốc gia Đông Nam Á trong các nghiên cứu trước, ngoại trừ Indonesia (Ito & Sato, 2008; Vo & ctg., 2021).

Phần sau của bài báo gồm các phần sau. Mục 2 tóm lược cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm trong phạm vi chủ đề. Mục 3 đề cập phương pháp nghiên cứu và dữ liệu. Tiếp theo, Mục 4 trình bày kết quả tính toán thực nghiệm của mức độ ERPT. Kết luận được nêu cuối cùng trong Mục 5.

2. Cơ sở lý thuyết

Cơ sở lý thuyết về ERPT có hai cách tiếp cận: kinh tế vi mô và kinh tế vĩ mô. Một mặt, các nhà kinh tế học vi mô lý giải ERPT qua mô hình định giá theo cơ chế môi trường cạnh tranh không hoàn hảo. Dornbusch (1985) xây dựng mô hình mà trong đó các nhà xuất khẩu ấn định giá xuất khẩu và điều chỉnh mức lợi nhuận dựa trên các cú sốc tỷ giá hối đoái, và sự không linh hoạt trong điều chỉnh tiền lương. Krugman (1986) mở rộng mô hình và cho phép doanh nghiệp điều chỉnh giá theo chiến lược định giá theo thị trường từ đối tác nhà cung cấp nước ngoài. Như vậy, mô hình kinh tế vi mô cho phép tỷ suất lợi nhuận phản ứng theo sự biến đổi tỷ giá hối đoái. Krugman (1986) và Dornbusch (1985) chứng minh rằng ERPT là không hoàn toàn. Mặt khác, các nhà kinh tế học vĩ mô tiếp cận ERPT qua mô hình kinh tế mở. Devereux, Engle, và Storgaard (2004) thiết kế mô hình chuyển dịch tỷ giá hối đoái nội sinh trong khung phân tích nền kinh tế mở. Hệ số ERPT và tỷ giá hối đoái được xác định đồng thời và tương tác với nhau. Devereux và Engel (2003) kết hợp mô hình kinh tế phúc lợi và chính sách tiền tệ trong khung một nền kinh tế mở. Hai học giả xem xét chính sách tiền tệ tối ưu theo cam kết, tập trung vào bản chất của việc điều chỉnh giá khi xác định chính sách và vào điều tra tác động của các chính sách tiền tệ này đối với sự linh hoạt của tỷ giá hối đoái. Cơ sở lý thuyết về ERPT từ góc độ kinh tế vi mô và vĩ mô tiếp tục cho phép các học giả nghiên cứu sâu hơn về chủ đề phù hợp theo bối cảnh quốc gia. Cần lưu ý rằng có sự dung hòa giữa khía cạnh vĩ mô và vi mô, vì chiến lược định giá của các nhà sản xuất nước ngoài cũng liên quan đến điều kiện kinh tế vĩ mô của nước nhập khẩu. Nếu nhà xuất khẩu nhận thấy môi trường kinh tế vĩ mô ổn định, họ áp dụng cơ chế định giá theo đồng nội tệ, dẫn đến ERPT sẽ thấp hơn. Ngược lại, trong điều kiện kinh tế bất ổn, họ chuyển sang chiến lược định giá ngoại tệ theo nhà sản xuất, và do đó ERPT sẽ lớn hơn. Cheikh và Rault (2016) phát hiện tương quan chặt chẽ giữa ERPT và chế độ lạm phát.

Phương diện nghiên cứu thực nghiệm về ERPT có thể phân thành ba nhóm. Thứ nhất, các phân tích xem xét tính không hoàn toàn và sự giảm dần của truyền dẫn qua thời gian, đặt biệt là trong những thập niên gần đây. Ví dụ, Campa và Golberge (2005) phát hiện mức độ truyền dẫn không hoàn toàn hầu hết tại 23 quốc gia thuộc Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế. Barhoumi (2006) cũng thất bại trong việc xác nhận giả thuyết về tính hoàn toàn của truyền dẫn tỷ giá ở nhóm các quốc gia đang phát triển. Kết luận tương tự cũng được ghi nhận tại một số nước Châu Âu bởi Cheikh và Rault (2016). Tính không hoàn toàn và giảm dần của ERPT qua thời gian có thể giải thích bởi độ mở thương mại, tỷ lệ lạm phát, mức độ biến động lạm phát, mức độ biến động tỷ giá hối đoái và môi trường chính sách tiền tệ (Ghosh, 2013; Nguyen & Vo, 2021; Taylor, 2000). Taylor (2000) giả thuyết rằng mức độ lạm phát thấp của môi trường dẫn đến tỷ giá hối đoái chuyển qua giá trong nước thấp. Sử dụng mô hình hành vi của các công ty dựa trên việc thiết lập giá so le và cạnh tranh độc quyền, tác giả hộ giả thuyết trên. Tại Việt Nam, nghiên cứu cũng ghi nhận sự tương quan giữa ERPT và môi trường lạm phát (Quach, 2019; Tran & Nguyen, 2015).

Thứ hai, nghiên cứu xem xét sự thay đổi của ERPT qua thời gian. Nguyen và Vo (2021) sử dụng kỹ thuật cửa sổ cuộn trong hồi quy chuỗi thời gian và phát hiện ERPT có xu hướng giảm ở bốn thành viên Châu Á Thái Bình Dương. Ghosh (2013) ủng hộ kết luận này, dù tác giả phân tách chuỗi thời gian 03 thập niên của các quốc gia thành mỗi thập niên và so sánh mức độ của ERPT qua 03 thời kỳ. Thứ ba, hướng nghiên cứu mới xuất hiện gần đây xem xét rằng mức độ ERPT có thể là phi tuyến tính và/hoặc bất đối xứng. Delatte và Lopez-Villavicencio (2012), Shintani, Terada-Hagiwara, và Yabu (2013) tìm thấy bằng chứng ERPT phi tuyến đến giá tiêu dùng ở các nền kinh tế phát triển. Kết luận tương tự được rút ra bởi Kassi và cộng sự (2019) khi quan sát sáu nước mới nổi và đang phát triển khu vực Châu Á. Bussiere (2013) xác nhận hai đặc điểm này cho trường hợp các nền kinh tế phát triển G7 cho sự chuyển dịch của tỷ giá hối đoái đến giá xuất nhập khẩu và tác giả nhận định rằng tính phi tuyến và bất đối xứng là vấn đề quan trọng trong phân tích ERPT.

Nghiên cứu của chúng tôi về Việt Nam dựa trên hướng nghiên cứu thực nghiệm thứ nhất. Thực tế là cả hai mô hình VAR và SVAR được sử dụng trong đánh giá mức độ ERPT tại các quốc gia công nghiệp hóa (McCarthy, 2007), các quốc gia Châu Á (Ito & Sato, 2008), Trung Quốc (Jiang & Kim, 2013) hay Vương quốc Anh (Forbes, Hjortsoe, & Nenova, 2018). Điểm chung của các nghiên cứu này là sự phát hiện mức độ không hoàn toàn của các quốc gia xem xét và mức độ ERPT có xu hướng giảm qua thời gian. Cụ thể, Forbes và cộng sự (2018) áp dụng mô hình SVAR với các hạn chế ngắn hạn, dài hạn, và các hạn chế trong bối cảnh nền kinh tế mở nhỏ và ứng dụng vào tính toán ERPT tại Vương quốc Anh. Tác giả kết luận mức độ ERPT thấp khi xem xét phản ứng của lạm phát đối với các cú sốc nhu cầu trong nước trong khi mức độ ERPT cao được ghi nhận đối với các cú sốc tiền tệ. Tại các quốc gia Châu Á, tính toán của Ito và Sato (2008) cho thấy mức độ ERPT tới CPI tại Thái Lan, Philippines và Malaysia dưới 20%, và mức độ truyền dẫn còn thấp hơn đối với Hàn Quốc tại mức 0.07%, và trường hợp ngoại lệ là Indonesia với mức độ ERPT là 0.41% sau 24 tháng. Chúng tôi cho rằng xem xét mức độ ERPT tại Việt Nam là bước đầu tiên và là bước quan trọng trước khi các phân tích sâu hơn về tính bất đối xứng, tính thay đổi qua thời gian, hay việc xác định các yếu tố tác động đến hiện tượng này.

3. Phương pháp nghiên cứu

Dựa trên các nghiên cứu trước (Ito & Sato, 2008; Jiang & Kim, 2013; Vo & ctg., 2021), chúng tôi sử dụng mô hình gồm sáu biến nội sinh trong vectơ Y_t .

$$Y_t = (\Delta oilp_t, ygap_t, \Delta ms_t, \Delta intr_t, \Delta er_t, \Delta cpi_t)' \quad (1)$$

Trong đó định nghĩa và cách đo lường các biến được thể hiện trong Bảng 1.

Mô hình SVAR có dạng:

$$A(L)Y_t = \alpha + u_t \quad (2)$$

Trong đó, α là vectơ hệ số, $A(L) = A_0 - A_1L^1 - \dots - A_pL^p$ là toán tử lùi L của các hệ số hồi quy với độ trễ p , và v_t là vectơ của các cú sốc cấu trúc. Chúng tôi giả định rằng các cú sốc không có tương quan và chúng độc lập với nhau từng đôi một. Khi đó, mô hình SVAR được rút gọn thành:

$$Y_t = \alpha + B(L)Y_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Trong đó, $B(L) = B_1L^1 + B_2L^2 + \dots + B_pL^p$ là toán tử lùi tương ứng của $A(L)$ và $v_t = A_0^{-1}u_t$ là vectơ phần dư.

Bảng 1

Mô tả biến và nguồn dữ liệu

Viết tắt	Tên biến	Nguồn
oilp	Giá dầu thế giới tính theo đô la Mỹ	Ngân hàng Dự trữ Liên bang Louis (EIA, 2020)
ygap	Khoảng trống sản lượng	Tổng cục thống kê Việt Nam (GSO, 2020)
ms	Cung tiền tính theo triệu đô la Mỹ	Quỹ tiền tệ quốc tế (IFS, 2020b)
intr	Lãi suất bình quân liên ngân hàng kỳ hạn một tháng (% năm)	Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (SBV, 2020)
er	Tỷ giá danh nghĩa đa phương (NEER) hoặc tỷ giá thực đa phương (REER), năm gốc 2010	Darvas (2012)
cpi	Chỉ số giá tiêu dùng, năm gốc là 2010	Quỹ tiền tệ quốc tế (IFS, 2020a)

Ghi chú: Sự gia tăng của tỷ giá hối đoái, er , tương ứng với sự mất giá của đồng tiền Việt Nam

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

Các cú sốc cấu trúc được xác định thông qua phân rã Cholesky như sau:

$$\begin{bmatrix} u_t^{oilp} \\ u_t^{ygap} \\ u_t^{ms} \\ u_t^{ir} \\ u_t^{er} \\ u_t^{cpi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^{oilp} \\ v_t^{ygap} \\ v_t^{ms} \\ v_t^{ir} \\ v_t^{er} \\ v_t^{cpi} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Yếu tố quan trọng trong mô hình SVAR là thứ tự của sáu biến nội sinh nhằm xác định cấu trúc của cú sốc. Trong nghiên cứu này, thứ tự được sắp xếp theo sau. Thứ nhất, giá dầu, *oilp*, biểu thị cho những cú sốc bên ngoài đối với Việt Nam, được đặt ở vị trí đầu tiên vì nó có tác động đến các biến số còn lại và chỉ bị ảnh hưởng bởi chính nó chứ không phải những cú sốc khác. Thứ hai, khoảng trống sản lượng, *ygap*, được đặt hàng thứ hai. Khoảng trống sản lượng là chênh lệch giữa giá trị GDP thực tế và giá trị tiềm năng được xác định trong xu hướng dài hạn bằng phương pháp lọc Hodrick-Prescott (HP). Chúng tôi sử dụng chỉ số sản xuất công nghiệp thay thế cho GDP đối với dữ liệu tháng, năm gốc là 2010. Chênh lệch dương có nghĩa là nền kinh tế đang hoạt động trên mức tiềm năng và do đó nhu cầu trong nước đang mở rộng. Lúc này, ERPT có thể thấp hơn nếu các công ty xuất khẩu cố gắng lấp đầy khoảng trống sản lượng bằng cách hấp thụ các biến động tỷ giá hối đoái trong biên lợi nhuận của họ. Do đó, các nền kinh tế nhập khẩu với khoảng cách sản lượng ngày càng tăng có thể là động cơ cho các công ty nước ngoài để giảm bớt ERPT (Brun-Aguerre, Fuertes, & Phylaktis, 2012). Chúng tôi cho rằng Việt Nam đang nhấn mạnh tăng trưởng kinh tế so với các mục tiêu vĩ mô khác, xem nó như là một trong những mục tiêu tiên quyết quan trọng nhất trong năm tài chính. Thực tế là nền kinh tế Việt Nam đã đạt được tốc độ tăng trưởng cao và ổn định trong thời gian qua, nằm trong danh sách những quốc gia tăng trưởng kinh tế ấn tượng trên thế giới. Hai vị trí liên tiếp thuộc chính sách tiền tệ, với cung tiền, *ms*, đặt liền sau lãi suất, *intr*. Chúng tôi cho rằng Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đạt lượng cung tiền mục tiêu trên thị trường bằng cách thông tin lãi suất trước đó. Biên tỷ giá hối đoái (*neer* hoặc *reer*) được liền sau biến tiền tệ. Sau cùng, tương tự tác giả McCarthy (2007), chỉ số giá tiêu dùng, *cpi*, được xếp sau cùng. Nghĩa là chỉ số giá chỉ ghi nhận các cú sốc từ biến số khác mà đồng thời không có ảnh hưởng đến các biến số khác này. Như vậy, các biến số tiền tệ được đặt trước biến tỷ giá hối đoái và chỉ số giá theo giả định rằng chính sách tiền tệ tập trung nhiều hơn vào lạm phát kỳ vọng hơn là lạm phát thực tế (Ito & Sato, 2008).¹

Sau khi mô hình SVAR được ước lượng, hàm phản ứng phân rã cấu trúc và tiến hành nhằm xem xét mức độ phản ứng của chỉ số giá với các biến số khác. Chúng tôi chú trọng đặc biệt đến biến tỷ giá hối đoái vì nó là trọng tâm của nghiên cứu. Kết quả hàm phản ứng phân rã cấu trúc SIRFs nhằm thấy rõ các tác động từ các cú sốc tới lạm phát. Dựa trên kết quả này, chúng tôi tính toán độ co giãn tích lũy để xem xét những thay đổi trong tỷ giá hối đoái truyền tới lạm phát theo thời gian. Giống như các học giả (Ito & Sato, 2008; Pham, 2019; Vo & ctg., 2021), phương trình tính độ co giãn tích lũy như sau:

$$ERPT_{t,t+j} = \sum_{j=1}^t \widehat{cpi}_{t,t+j} / \sum_{j=1}^t \widehat{er}_{t,t+j} \quad (5)$$

Trong đó $\widehat{cpi}_{t,t+j}$ biểu thị những thay đổi tích lũy của chỉ số CPI để phản ứng với các cú sốc tỷ giá hối đoái sau khoảng thời gian j và $\widehat{er}_{t,t+j}$ biểu thị những thay đổi tích lũy của tỷ giá hối đoái để ứng phó với các cú sốc của chính nó sau khoảng thời gian j . Hệ số $ERPT_{t,t+j}$ cho biết phản ứng tích lũy của tỷ giá hối đoái sau khoảng thời gian j .

¹ Pham (2019) sử dụng thứ tự $Y_t = (\Delta oilp_t, ygap_t, \Delta cpi_t, \Delta ms_t, \Delta intr_t, \Delta er_t)'$ trong phân rã Cholesky.

Khoảng thời gian được áp dụng là giai đoạn 12 năm giữa 2008:M1 và 2019:M12, tương ứng với 144 quan sát. Bảng 2 tóm lược thống kê mô tả của dữ liệu gốc. Các biến số được chuyển đổi dưới dạng logarithm và sai phân bậc nhất. Hệ số tương quan trong Bảng 3 có giá trị nhỏ, hàm ý không có hiện tượng đa cộng tuyến trong khung phân tích.

Ma trận hệ số tương quan thể hiện sự tương quan mạnh giữa 02 biến tỷ giá hối hoái NEER và REER với mức độ tương quan hơn 0.9. Tương quan giữa hai biến tỷ giá với các biến khác đều trong mức thấp dưới 0.3. Do vậy, phương trình 1 sẽ được thể hiện với hai mô hình khác nhau sau đây:

Mô hình A:

$$Y_t = (\Delta oilp_t, ygap_t, \Delta ms_t, \Delta intr_t, \Delta neer_t, \Delta cpi_t)' \quad (6A)$$

Mô hình B:

$$Y_t = (\Delta oilp_t, ygap_t, \Delta ms_t, \Delta intr_t, \Delta reer_t, \Delta cpi_t)' \quad (6B)$$

Bảng 2

Thống kê mô tả dữ liệu

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
oilp	144	73.78	23.42	30.32	133.88
ygap	144	0.00	0.09	-0.27	0.21
intr	144	6.77	4.14	1.28	18.24
ms	144	164,898.70	81,181.70	50,634.90	325,077.40
neer	144	104.40	8.88	82.57	120.00
reer	144	87.04	10.59	72.83	110.50
cpi	144	131.36	25.66	75.89	168.82

Ghi chú: Định nghĩa các biến thể hiện trong Bảng 1

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

Bảng 3

Ma trận hệ số tương quan

	dlnoilp	ygap	dlnintr	dlnms	dlnneer	dlnreer	dlncpi
dlnoilp	1						
ygap	0.03	1					
dlnintr	0.05	0.00	1				
dlnms	0.04	-0.13	-0.09	1			
dlnneer	0.31	0.14	-0.05	-0.18	1		
dlnreer	0.21	0.10	-0.09	-0.22	0.91	1	
dlncpi	0.30	-0.10	0.18	0.10	0.24	-0.12	1

Ghi chú: “ln” thể hiện các biến ở dạng logarithm và “d” thể hiện sai phân bậc 1

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bước đầu tiên trong ước lượng mô hình SVAR là kiểm tra tính dừng của tất cả các chuỗi thời gian. Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey Fuller- General Least Square (DF-GLS) và Phillips-Perron (PP) cho thấy các biến dừng khi dữ liệu ở dạng logarithm và sai phân bậc nhất². Do đó, mô hình SVAR được xem là một cách tiếp cận phù hợp, và nó giúp xác định mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái tới lạm phát Việt Nam trong một chuỗi biến số. Bước tiếp theo là xác định độ trễ tối ưu. Trong Bảng 4, tiêu chí thông tin HQIC và SBIC xác định độ trễ tối ưu là một, và tiêu chí FPE và AIC chọn ba độ trễ. Kết quả phân tích trình bày bên dưới được thực hiện với độ trễ tối ưu 1.³

Kết quả hồi quy mô hình SVAR được thể hiện trong Bảng 5, trong đó phần A thể hiện mô hình đối với biến tỷ giá NEER trong mô hình 6A và phần B đối với tỷ giá REER trong mô hình 6B.

Bảng 6 cho thấy phân tích phương sai sai số - dự báo cấu trúc (Structural Forecast-Error Variance Decomposition - SFEVD) của sáu biến nội sinh trong mô hình đề xuất. SFEVD báo cáo tỷ lệ phương sai cho từng biến số đó được giải thích bằng các cú sốc. Bảng A trình bày kết quả cho mô hình của NEER, cho thấy phương sai của lạm phát được giải thích chủ yếu bởi chính nó, chiếm hơn 50% sau một năm, và tiếp theo là biến giá dầu và khoảng trống sản lượng với tổng tỷ trọng đóng góp khoảng 25%. Các biến số tiền tệ giải thích một tỷ lệ khiêm tốn về phương sai của CPI ở Việt Nam, chiếm khoảng 5%. Kết quả gần tương tự cũng được thể hiện trong bảng B cho mô hình của REER. Điểm đáng lưu ý nhất là cú sốc từ NEER chiếm 12.64% trong tỷ lệ phương sai của CPI, và con số này gấp đôi so với cú sốc từ REER tại mức 6.46%.

Bảng 7 thể hiện truyền dẫn ERPT đối với lạm phát Việt Nam sau mười hai tháng. Giá trị đạt mức 0.34 đối với mô hình của NEER và 0.22 với REER. Hai số liệu hàm ý rằng sự thay đổi 1% đối với NEER và REER sẽ dẫn đến mức tăng lạm phát lần lượt là 0.34% và 0.22%. Truyền dẫn tỷ giá hối đoái ERPT được ghi nhận có mức độ truyền dẫn tương đối nhanh chóng, mạnh mẽ đến lạm phát chỉ trong sáu tháng đầu tiên, tại mức khoảng 85% đối với mô hình của NEER và 68% đối với mô hình của REER (tương ứng với 0.29 và 0.15).

Bảng 4

Kết quả lựa chọn mô hình tối ưu

Độ trễ	LL	LR	df	p	AIC	HQIC	SBIC
0	1,530.75				-22.59	-22.54	-22.46
1	1,656.60	251.70	36	0.00	-23.92	-23.55*	-23.02*
2	1,686.81	60.42	36	0.01	-23.83	-23.15	-22.16
3	1,730.14	86.67	36	0.00	-23.94*	-22.95	-21.49
4	1,756.99	53.68	36	0.03	-23.81	-22.50	-20.58
5	1,780.17	46.37	36	0.12	-23.62	-21.99	-19.61
6	1,812.77	65.21	36	0.00	-23.57	-21.63	-18.79
7	1,843.65	61.75	36	0.01	-23.49	-21.23	-17.94
8	1,881.02	74.75*	36	0.00	-23.51	-20.94	-17.18

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

² Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị DF-GLS và PP sẽ được cung cấp theo yêu cầu.

³ Ước lượng ERPT với độ trễ tối ưu 3 cũng được thực hiện, và kết quả là mức độ ERPT cũng gần tương tự như mô hình có độ trễ 1. Kết quả sẽ được cung cấp theo yêu cầu.

Bảng 5

Kết quả mô hình SVAR

	dlnoilp	ygap	dlnintr	dlnms	dlinneer/ dlnreer	dlncpi
Phần A: Mô hình 6A với biến NEER						
dlnoilp	1	0	0	0	0	0
ygap	0.02237	1	0	0	0	0
dlnintr	-0.19118	0.09316	1	0	0	0
dlnms	-0.00642	-0.00074	0.00775	1	0	0
dlinneer	-0.03581	-0.00555	0.00577	0.13809	1	0
dlncpi	-0.00476	0.02076	-0.00223	-0.02178	-0.00795	1
Phần B: Mô hình 6B với biến REER						
dlnoilp	1	0	0	0	0	0
ygap	0.03220	1	0	0	0	0
dlnintr	-0.20759	0.07591	1	0	0	0
dlnms	0.00468	-0.00009	0.00738	1	0	0
dlnreer	-0.03490	0.00093	0.00677	0.15734	1	0
dlncpi	0.00735	0.02108	-0.00164	-0.00769	0.06615	1

Ghi chú: Định nghĩa các biến thể hiện trong Bảng 1. “ln” thể hiện các biến ở dạng logarithm và “d” thể hiện sai phân bậc 1

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

Bảng 6

Kết quả SFEVD

	dlnoilp	ygap	dlnintr	dlnms	dlinneer/ dlnreer	dlncpi
Phần A: Mô hình 6A với biến NEER						
1	1.27	11.23	1.13	0.51	0.05	85.80
3	10.53	6.88	1.31	3.63	7.69	69.97
6	13.24	10.12	1.24	3.89	11.84	59.66
9	13.58	11.32	1.21	3.82	12.52	57.55
12	13.63	11.56	1.20	3.80	12.64	57.17
Phần B: Mô hình 6B với biến REER						
1	1.31	11.30	1.04	0.39	3.92	82.04
3	10.65	7.05	1.10	3.79	3.67	73.73
6	13.42	10.98	1.00	4.08	5.85	64.67
9	13.69	12.52	0.96	3.98	6.37	62.47
12	13.72	12.82	0.96	3.96	6.46	62.08

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

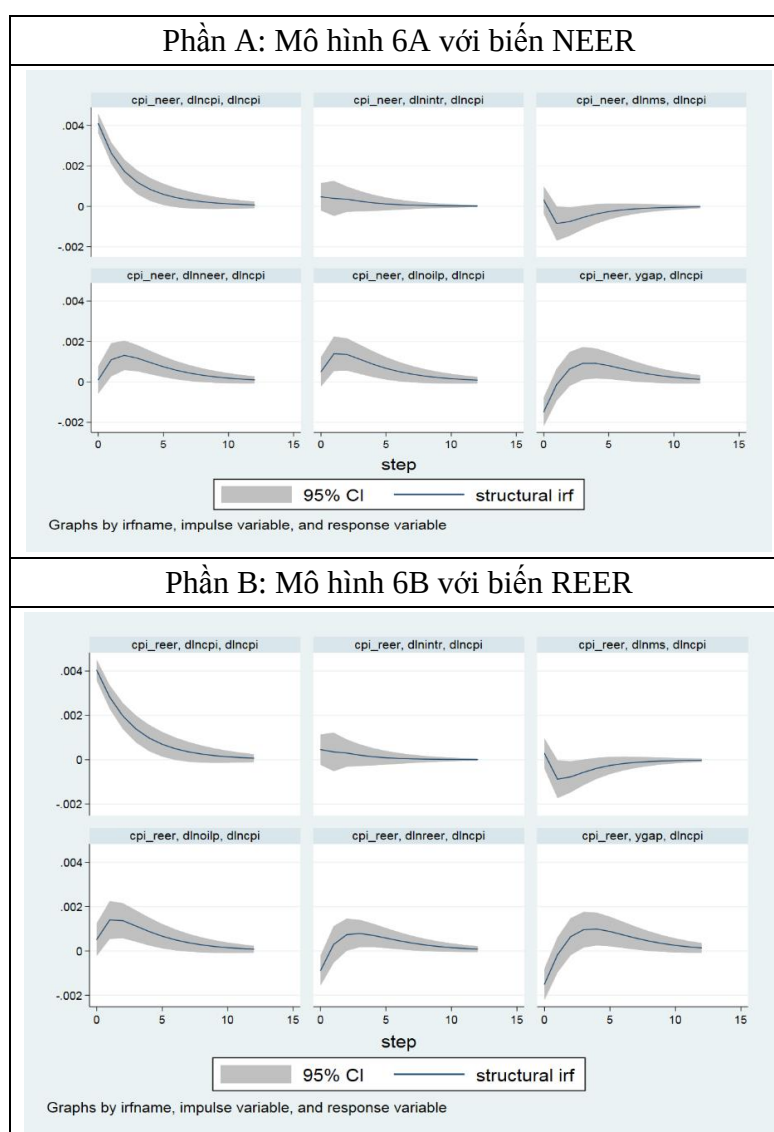
Bảng 7

Kết quả mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái

Giai đoạn	t = 1	t = 3	t = 6	t = 9	t = 12
Mô hình 6A với biến NEER	0.07	0.19	0.29	0.33	0.34
Mô hình 6B với biến REER	-0.04	0.05	0.15	0.20	0.22

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

Hình 1 biểu thị kết quả SIRFs, trong đó kết quả cho NEER ở Phần A, và cho REER ở Phần B. Đường liền nét cho thấy phản ứng xung của CPI đối với cú sốc 1% của các biến có liên quan với độ tin cậy 95%. Nhìn chung, phản ứng của CPI có ý nghĩa thống kê tích cực với cú sốc của chính nó và các biến giá dầu thế giới, khoảng trống sản lượng và tỷ giá hối đoái. Đặc biệt, phản ứng tích cực này đối với cú sốc tỷ giá kéo dài ít nhất 06 tháng sau cú sốc, sau đó xu hướng biến mất từ tháng thứ 10, cho thấy rằng sự mất giá của đồng nội tệ sẽ kéo theo lạm phát trong nước. Phản ứng của CPI đối với cú sốc từ hai biến cung tiền và lãi suất không có ý nghĩa thống kê. Một kết quả đáng chú ý khác là phản ứng của CPI đối với các biến trong mô hình gần như tương đồng trong 02 mô hình sử dụng NEER hoặc REER, gợi ý rằng kết quả thực nghiệm đáng tin cậy.

**Hình 1.** Hàm phản ứng xung tích lũy cấu trúc của lạm phát đối với các cú sốc

5. Kết luận và gợi ý

Hai kết luận chính được rút ra trong ước lượng mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái tới lạm phát cho trường hợp Việt Nam qua giai đoạn 2008 - 2019 dựa vào mô hình SVAR. *Thứ nhất*, mức độ truyền dẫn nhỏ hơn đơn vị. Cụ thể, khi tỷ giá thay đổi 1% thì lạm phát thay đổi 0.29% và 0.15% sau 06 tháng và tiếp tục thay đổi lên đến 0.34% và 0.22% sau 12 tháng (mô hình đối với NEER và REER, tương ứng). *Thứ hai*, cú sốc tỷ giá đóng góp lên đến 12.64% (mô hình với biến NEER) và 6.46% (mô hình với biến REER) đối với sự thay đổi phương sai của lạm phát. Cú sốc từ giá dầu thế giới và khoảng trống sản lượng đóng góp tương ứng xấp xỉ 13% và 12% vào phương sai của lạm phát. Ngoài ra, chúng tôi xác định lạm phát phản ứng tích cực với cú sốc của giá dầu, khoảng trống sản lượng và tỷ giá hối đoái, và nó ít có phản ứng với cung tiền và lãi suất. Kết luận này nhất quán trong cả hai mô hình với biến NEER và REER.

Những phát hiện được trình bày ở trên có ý nghĩa lớn tại Việt Nam. *Thứ nhất*, chúng tôi khẳng định sự chuyển dịch không đầy đủ từ tỷ giá hối đoái sang lạm phát và có sự chuyển dịch nhanh chỉ trong khoảng 06 tháng. Như vậy, kết luận từ Việt Nam tương đồng với các quốc gia mới nổi và đang phát triển (Aleem & Lahiani, 2014; Hajek & Horvath, 2016; Winkelried, 2014) cũng như các quốc gia trong khu vực gồm Thái Lan và Malaysia (Ito & Sato, 2008; Vo & ctg., 2021). Chúng tôi ghi nhận mức truyền dẫn từ tỷ giá danh nghĩa cao hơn từ tỷ giá thực. Điều này hoàn toàn khác với phát hiện của Comunale và Simola (2018) cho trường hợp Cộng đồng các Quốc gia Độc lập, nơi mà hai tác giả phát hiện mức độ ERPT tương đối cao và nhanh khi sử dụng biến NEER, và có sự khác biệt tương đối nhỏ khi sử dụng tỷ giá song phương với đô la Mỹ. Như vậy, chúng tôi ủng hộ quan điểm rằng kỳ vọng lạm phát làm cho mối quan hệ với tỷ giá hối đoái trở nên nhạy cảm hơn (Pham, 2019). Khi chính sách can thiệp tỷ giá được thực hiện, các chủ thể (hộ gia đình, đơn vị xuất khẩu, nhập khẩu) bị tác động tâm lý, dẫn đến tác động trực tiếp tới chỉ số giá tiêu dùng thay vì gián tiếp qua giá sản xuất. Niềm tin và tâm lý rất quan trọng cho việc ổn định tỷ giá trên thị trường ngoại hối. Do vậy, nhà hoạch định chính sách cần quan tâm kiểm soát lạm phát ngay cả khi lạm phát ở mức thấp nhằm hạn chế yếu tố lạm phát tâm lý. *Thứ hai*, nguyên nhân chính của lạm phát là do các cú sốc từ giá dầu, khoảng cách sản lượng, và tỷ giá hối đoái hơn là cung tiền và lãi suất. Những phản ứng đáng kể của cú sốc dầu mỏ phản ánh mức độ mở của nền kinh tế Việt Nam sau khi gia nhập WTO, và do vậy các chính sách kiểm soát tác động từ yếu tố giá dầu đến lạm phát trong nước là cần thiết. Bên cạnh đó, chính sách tỷ giá hối đoái nhất quán cũng cần được xem xét cẩn trọng. Nếu tỷ giá hối đoái phải hứng chịu những cú sốc tiêu cực, thì nó có thể ảnh hưởng tiêu cực đến lạm phát. Mirdala (2014) nêu minh chứng từ các nước Châu Âu rằng khi lạm phát chịu phản ứng từ các cú sốc giá dầu bên ngoài, các nước chịu ít tổn thương hơn nếu theo chế độ tỷ giá hối đoái danh nghĩa cố định so với đối tác có chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi.

Trong giai đoạn 2008 - 2019, Việt Nam tồn tại hai cơ chế tỷ giá hối đoái. Giai đoạn 2008 - 2015, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam áp dụng cơ chế tỷ giá theo công cụ trung bình liên ngân hàng và biên độ tỷ giá hối đoái. Từ 2016 trở đi, cơ chế tỷ giá theo công cụ ngân hàng trung tâm và biên độ tỷ giá hối đoái được áp dụng. Sự khác nhau cơ chế tỷ giá có thể dẫn đến mức độ lạm phát khác nhau, và cũng như phản ứng của nó tới tỷ giá. Mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái tại Việt Nam thay đổi theo môi trường lạm phát được ghi nhận bởi Tran và Nguyen (2015) và Quach (2019). Sự giới hạn của dữ liệu hạn chế phân tích ERPT qua giai đoạn trước và sau sự thay đổi cơ chế tỷ giá. Trong tương lai, hạn chế này kỳ vọng sẽ được san lấp với sự cập nhật của dữ liệu.

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.

- Aron, J., Macdonald, R., & Muellbauer, J. (2014). Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *Journal of Development Studies*, 50(1), 101-143.
- Barhoumi, K. (2006). Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation. *Economic Modelling*, 23(6), 926-951.
- Brun-Aguerre, R., Fuertes, A. M., & Phylaktis, K. (2012). Exchange rate pass-through into import prices revisited: What drives it? *Journal of international Money and Finance*, 31(4), 818-844.
- 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.
- Cao, N. T. Y., & Le, G. T. (2015). Ứng dụng mô hình SVAR nghiên cứu kênh truyền dẫn tiền tệ và gợi ý chính sách tiền tệ ở Việt Nam [Application of SVAR model to research monetary transmission channel and monetary policy in Vietnam]. *Kinh Tế & Phát Triển*, 216(6), 37-47.
- Cheikh, N. B., & Rault, C. (2016). Recent estimates of exchange rate pass-through to import prices in the Euro area. *Review of World Economics*, 152(1), 69-105.
- Comunale, M., & Simola, H. (2018). The pass-through to consumer prices in CIS economies: The role of exchange rates, commodities and other common factors institute for economies in transition. *Research in International Business and Finance*, 44, 186-217.
- Darvas, Z. (2012). *Real effective exchange rates for 178 countries: A new database* (Working paper No. 2012/1). Truy cập ngày 10/11/2021 tại <http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/612/>
- Delatte, A. L., & Lopez-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844.
- Devereux, M. B., & Engel, C. (2003). Monetary policy in the open economy revisited: Price setting and exchange-rate flexibility. *The Review of Economic Studies*, 70(4), 765-783.
- Devereux, M. B., Engel, C., & Storgaard, P. E. (2004). Endogenous exchange rate pass-through when nominal prices are set in advance. *Journal of International Economics*, 63(2), 263-291.
- Do, H. T. M., & Cao, M. H. (2019). Exchange rate pass-through (Erpt) and its implications for vietnam: Vector autoregressive approach from vietnam-korea trade data. *Asian Economic and Financial Review*, 9(2), 257-266.
- Dornbusch, R. (1985). *Exchange rate and prices* (Working Paper No. 1769). Truy cập ngày 10/11/2021 tại National Bureau of Economic Research website: <https://www.nber.org/papers/w1769>
- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 114, 255-275.
- Ghosh, A. (2013). Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35(1), 163-171.

- Hajek, J., & Horvath, R. (2016). Exchange rate pass-through in an emerging market: The case of the Czech Republic. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(11), 2624-2635.
- International Financial Statistics (IFS). (2020a). *Price, consumer price index, all items, index: Vietnam 2008M1-2019M12 [Consumer Price Index (CPI)]*. Truy cập ngày 10/11/2021 tại International Monetary Fund website: <https://www.imf.org>
- International Financial Statistics (IFS). (2020b). *Monetary, banking institutions, central government monetary liabilities, quasi-monetary deposits (Non-Standardized Presentation), domestic currency: Vietnam 2008M1-2019M12 [Monetary and Financial Statistics (MFS)]*. Truy cập ngày 10/11/2021 tại International Monetary Fund website: <https://data.imf.org/>
- Ito, T., & Sato, K. (2008). Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: Vector autoregression analysis of the exchange rate pass-through. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1407-1438.
- Jiang, J., & Kim, D. (2013). Exchange rate pass-through to inflation in China. *Economic Modelling*, 33, 900-912.
- Kassi, D. F., Rathnayake, D. N., Edjoukou, A. J. R., Gnangoin, Y. T., Louembe, P. A., Ding, N., & Sun, G. (2019). Asymmetry in exchange rate pass-through to consumer prices: New perspective from sub-Saharan African countries. *Economies*, 7(1), 1-33.
- Krugman, P. R. (1986). *Pricing to market when the exchange rate changes* (Working Paper No. 1926). Truy cập ngày 10/11/2021 tại National Bureau of Economic Research website: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w1926/w1926.pdf
- McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.
- Mirdala, R. (2014). Exchange rate pass-through to consumer prices in the European transition economies. *Procedia Economics and Finance*, 12, 428-436.
- Ngân hàng nhà nước Việt Nam (SBV). (2020). *Interest rates [Inter-Bank Interest rate 1 months]*. Truy cập ngày 10/11/2021 tại <https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/rm/lis>
- Nguyen, C. P. (2014). Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh giá tài sản tài chính: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam [The transmission of monetary policy through the channel of financial asset prices: An empirical study in Vietnam]. *Phát Triển & Hội Nhập*, 19(29), 11-18.
- Nguyen, P. V., & Vo, D. H. (2021). Macroeconomics determinants of exchange rate pass-through: New evidence from the asia-pacific region. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), 5-20.
- Pham, A. V. (2019). Exchange rate pass-through into inflation in Vietnam: Evidence from VAR model. *Journal of Economics and Development*, 21(2), 144-155.
- Quach, N. D. (2019). Môi trường lạm phát và truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam [Inflation environment and exchange rate pass-through: Evidence in Vietnam] *Tạp Chí Khoa Học Đại học Mở Thành Phố Hồ Chí Minh*, 14(3), 31-46.
- 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(1), 512-527.

- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Tổng Cục Thống Kê (GSO). (2020). *Industry [Index of Industrial production by industrial activity]*. Truy cập ngày 10/11/2021 tại <https://www.gso.gov.vn/en/px-web/?pxid=E0701&theme=Industry>
- 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 pass-through in Vietnam under the impact of inflationary environment]. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 26(10), 51-71.
- U.S. Energy Information Administration (EIA). (2020). *Crude oil prices: West Texas Intermediate (WTI) - Cushing, Oklahoma [DCOILWTICO]*. Truy cập ngày 10/11/2021 tại FRED website: <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO>
- Vo, A. T., Le, Q. T. T., Nguyen, P. V., Ho, C. M., & Vo, D. H. (2021). Exchange rate pass-through in ASEAN countries: An application of the SVAR model. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), 21-34.
- Vo, M. V. (2009). *Exchange rate pass-through and its implications for inflation in Vietnam*. Truy cập ngày 10/11/2021 tại <http://www.vdf.org.vn/workingpapers/vdfwp0902>
- Winkelried, D. (2014). Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru. *Empirical Economics*, 46(4), 1181-1196.

