**BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO**

**TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ TP. HỒ CHÍ MINH**

-------------------------

**QUÁCH DOANH NGHIỆP**

**ẢNH HƯỞNG CỦA MÔI TRƯỜNG VĨ MÔ LÊN**

**TRUYỀN DẪN TỶ GIÁ Ở VIỆT NAM**

Chuyên ngành: Tài chính – Ngân hàng

Mã số: 9340201

TÓM TẮT LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

TP.HCM, Năm 2020

**Công trình được hoàn thành tại:**

Trường Đại học Kinh tế Tp.Hồ Chí Minh

**Người hướng dẫn khoa học:**

PGS.TS. Nguyễn Thị Ngọc Trang

Phản biện 1 :

Phản biện 2 :

Phản biện 3 :

Luận án sẽ được bảo vệ trước Hội đồng chấm luận án cấp trường họp tại

Vào hồi giờ ngày tháng năm

Có thể tìm hiểu luận án tại thư viện:

**Chương 1: MỞ ĐẦU**

* 1. **Bối cảnh nghiên cứu**

Năm 2000 là cột mốc đánh dấu 15 năm Việt Nam thực hiện chính sách đổi mới canh tân đất nước. Trong giai đoạn 2000 – 2018, thế giới nói chung và nền kinh tế Việt Nam nói riêng đã trải qua 2 cuộc khủng hoảng lớn đó là khủng hoảng kinh tế toàn cầu bắt nguồn từ khủng hoảng nợ dưới chuẩn của Mỹ (2008) và khủng hoảng nợ công Châu Âu (2010). Sau hai cuộc khủng hoảng này, chính sách tiền tệ, tài khóa của nhiều quốc gia đã thay đổi mạnh mẽ, nhiều gói kích thích kinh tế đã được đổ vào nền kinh tế để giúp hồi phục và ổn định nền kinh tế thế giới. Một hệ quả tất yếu của quá trình can thiệp này là đồng tiền của các quốc gia trên thế giới ngày càng biến động phức tạp và tiền đồng Việt Nam cũng chịu nhiều ảnh hưởng. Trong giai đoạn 2000 – 2018, Ngân hàng Nhà nước đã thực hiện chính sách tỷ giá hối đoái linh hoạt hơn. Lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn này chịu nhiều áp lực từ kinh tế thế giới và áp lực từ nội địa. Nhiều biện pháp can thiệp nhằm bình ổn tỷ giá, ổn định giá cả và kinh tế vĩ mô đã được Chính phủ, Ngân hàng nhà nước Việt Nam thực hiện trong suốt giai đoạn này. Những thay đổi trong tỷ giá là một yếu tố đầu vào quan trọng ảnh hưởng đến tình hình kinh tế vĩ mô đặc biệt là mức độ lạm phát trong nền kinh tế. Giai đoạn 2000 – 2018 với nhiều xáo trộn lại càng cho thấy mối quan hệ hữu cơ chặt chẽ giữa lạm phát và tỷ giá ở Việt Nam, mối quan hệ này được các nhà kinh tế học gọi là truyền dẫn tỷ giá.

Truyền dẫn tỷ giá (*Exchange rate pass through -* *ERPT*) là phần trăm thay đổi của các mức giá cả nội địa (giá nhập khẩu, giá sản xuất và giá tiêu dùng) tính bằng đồng tiền địa phương khi tỷ giá danh nghĩa thay đổi 1%. Nếu giá phản ứng theo tỉ lệ 1:1 gọi là truyền dẫn hoàn toàn, nếu mức độ truyền dẫn nhỏ hơn 1 được gọi là truyền dẫn một phần.

* 1. **Khoảng trống nghiên cứu**

Vấn đề truyền dẫn tỷ giá ở Việt Nam trong thời gian qua đã nhận được nhiều quan tâm nghiên cứu của giới học thuật. Một số nghiên cứu gần đây điển hình như Nguyễn Thị Ngọc Trang và Lục Văn Cường (2012), Trần Văn Hùng (2015), Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015), Phạm Thị Thanh Xuân và cộng sự (2017) đã xem xét mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá, chẳng hạn như truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát sẽ khác biệt nhau tùy thuộc vào mức độ lạm phát và chu kỳ kinh tế. Tuy nhiên, các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá trên thế giới cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá còn chịu ảnh hưởng của một số yếu tố khác thuộc môi trường vĩ mô như: mức độ biến động và độ bất ổn trong tỷ giá, độ mở thương mại của nền kinh tế.

Trong số các nghiên cứu về truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá ở Việt Nam thì môi trường lạm phát và chu kỳ kinh tế đã được đề cập. *Tuy nhiên còn một số khía cạnh về truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vẫn mà chưa được thực hiện tại nền kinh tế Việt Nam chẳng hạn như ảnh hưởng của độ bất ổn trong tỷ giá, độ mở thương mại đây cũng chính là những khoảng trống mà luận án này muốn lấp đầy.*

*Luận án sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn nhằm* *diễn tả quá trình thay đổi mức độ truyền dẫn từ từ của nền kinh tế khi yếu tố vĩ mô vượt qua một mức ngưỡng nhất định bởi vì phản ứng của các doanh nghiệp trong nền kinh tế có độ trễ nhất định nên quá trình truyền dẫn không thể dịch chuyển một cách đột ngột như các mô hình hồi quy ngưỡng. Mô hình này cũng là một điểm khác biệt với các công trình đã công bố nhằm tìm kiếm bằng chứng về truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá hối đoái ở Việt Nam.*

* 1. **Mục tiêu nghiên cứu**

Luận án này được thực hiện hướng đến các mục tiêu sau:

*Thứ nhất,* nghiên cứu ảnh hưởng của các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô lên quá trình truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam. Tác giả sẽ ước tính sự khác biệt trong truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát liên quan tới các trạng thái vĩ mô khác nhau của nền kinh tế Việt Nam như môi trường lạm phát cao/thấp, mức độ biến động và độ bất ổn trong tỷ giá cao/thấp, nền kinh tế mở rộng/thu hẹp và độ mở thương mại cao/thấp.

*Thứ hai,* tìm kiếm bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát trong các điều kiện vĩ mô khác nhau thông qua sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn.

*Thứ ba,* trên cơ sở các kết quả thực nghiệm, luận án sẽ đưa ra các khuyến nghị nhằm giúp các cơ quan hoạch định chính sách có cơ sở để xây dựng chính sách điều hành tỷ giá và ổn định mức giá cả phù hợp với từng bối cảnh kinh tế cụ thể trong nền kinh tế Việt Nam.

* 1. **Những đóng góp của luận án**

*Thứ nhất*, luận án sử dụng mô hình chuyển tiếp trơn (Smooth Transition Regressive - STR), mô hình cho phép quá trình chuyển tiếp trơn giữa các chế độ/trạng thái (regimes) của nền kinh tế. Mô hình này phù hợp để mô tả phản ứng không đồng nhất của các doanh nghiệp trong nền kinh tế, khiến cho ảnh hưởng của tỷ giá vào trong các mức giá cả diễn ra từ từ hơn là diễn ra một cách nhanh chóng, dứt khoát. Đây cũng là điểm khác biệt về mặt phương pháp so với các công trình đã công bố của các tác giả khác cùng lĩnh vực này ở Việt Nam.

*Thứ hai*, nghiên cứu sử dụng các biến chuyển tiếp tiềm năng mô phỏng các trạng thái khác nhau của nền kinh tế: lạm phát cao/thấp, tỷ giá biến động cao/thấp, độ bất ổn trong tỷ giá cao/thấp, nền kinh tế mở rộng/thu hẹp và độ mở thương mại cao/thấp để nghiên cứu phản ứng của lạm phát trước cú sốc tỷ giá trong từng bối cảnh này. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy sự ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam. Nghiên cứu cũng xác nhận tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa mức truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam với các trạng thái vĩ mô khác nhau của nền kinh tế. Theo đó, mức độ truyền dẫn sẽ thay đổi khi nền kinh tế chuyển từ trạng thái này sang trạng thái khác.

*Thứ ba,* kết quả thực nghiệm từ luận án cho thấy truyền dẫn tỷ giá có tính thuận chiều với mức độ lạm phát của nền kinh tế Việt Nam trong ngắn hạn lẫn dài hạn. Cụ thể khi mức lạm phát lớn hơn mức ngưỡng 1,195%/tháng thì mức độ truyền dẫn sẽ gia tăng đáng kể.

*Thứ tư,* kết quả từ nghiên cứu cho thấy mối quan hệ ngược chiều trong ngắn hạn và dài hạn giữa những thay đổi trong tỷ giá và hệ số truyền dẫn tỷ giá. Khi tỷ giá vượt qua mức ngưỡng 0,094%/tháng thì hệ số truyền dẫn lại giảm. Điều này gợi ý rằng không có bằng chứng về vấn *đề “chi phí thực đơn”* nhưng có bằng chứng về *“vấn đề thị phần”* trong giai đoạn nghiên cứu tại Việt Nam. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy các doanh nghiệp sẽ điều chỉnh giá để đáp ứng lại những thay đổi dưới ngưỡng trong tỷ giá bỏ qua vấn đề chi phí thực đơn. Tuy nhiên, có thể do áp lực giữ thị phần sẽ khiến doanh nghiệp hạn chế điều chỉnh giá khi tỷ giá biến động vượt mức ngưỡng.

*Thứ năm,* kết quả cho thấy các doanh nghiệp sẽ truyền dẫn những thay đổi của tỷ giá vào giá nhiều hơn khi họ nhận thấy rủi ro tỷ giá (đo lường bằng độ lệch chuẩn tỷ giá hàng ngày) trong thị trường tăng lên. Khi mức rủi ro tỷ giá thấp thì các doanh nghiệp sẽ chịu đựng nhằm duy trì thị phần nhưng khi độ bất ổn trong tỷ giá gia tăng thì doanh nghiệp sẽ hành động phản ánh những biến động này vào trong giá làm cho hệ số truyền dẫn tăng lên.

*Thứ sáu,* kết quả từ nghiên cứu cho thấy mức độ truyền dẫn có tương quan nghịch chiều với chu kỳ kinh tế trong ngắn hạn nhưng thuận chiều với chu kỳ kinh tế trong dài hạn. Trong ngắn hạn, khi nền kinh tế bùng nổ sẽ làm giảm mức độ truyền dẫn nhưng trong dài hạn khi kinh tế thuận lợi mức độ truyền dẫn sẽ gia tăng nên chính phủ cần lưu ý điều này trong quá trình điều hành nền kinh tế.

*Thứ bảy,* độ mở thương mại cho thấy tốc độ mở cửa thị trường thấp thì mức truyền dẫn sẽ cao hơn so với khi nền kinh tế mở cửa lớn hơn cả trong ngắn hạn và dài hạn. Điều này cho thấy sức ép cạnh tranh giữa doanh nghiệp khi nền kinh tế mở cửa lớn hơn góp phần làm giảm mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào trong giá cả. Như vậy chính sách mở cửa nền kinh tế đón nhận các doanh nghiệp nước ngoài vào kinh doanh tại Việt Nam có thể mang lại môi trường cạnh tranh cao hơn từ đó góp phần trung hòa bớt sự dịch chuyển biến động trong tỷ giá vào các mức giá cả.

**Chương 2: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VÀ CÁC NGHIÊN CỨU**

Trong số các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá vào các mức giá cả đã có nhiều nghiên cứu nhấn mạnh đến sự ảnh hưởng của các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn. Chẳng hạn như Ghosh (2013) nhấn mạnh rằng khi phân tích mối quan hệ giữa ERPT và lạm phát hoặc giá nhập khẩu cần phải chú ý đến vai trò của nền tảng kinh tế vĩ mô của một quốc gia. Hoặc Taylor (2000) đã cho thấy quốc gia có chính sách tiền tệ ổn định và tỷ lệ lạm phát thấp hơn thì mức độ truyền dẫn sẽ thấp hơn. Hoặc biến động trong tỷ giá hối đoái và độ bất ổn trong tỷ giá hối đoái cũng có thể ảnh hưởng đến mức độ truyền dẫn tỷ giá được đề cập trong nghiên cứu Devereux và Engel (2001), Froot và Klemper (1989) và Meurers (2003). Một nhân tố vĩ mô khác có thể ảnh hưởng đến ERPT đó là độ mở thương mại như trong các nghiên cứu của McKinnon (1963), Romer (1993), Menon (1995), McCarthy (2007).

### ***2.1.1*** ***Mối quan hệ giữa môi trường lạm phát và ERPT***

Môi trường lạm phát khác nhau có ảnh hưởng đến hành vi định giá của các doanh nghiệp. Thông qua mô hình thiết lập giá so le Taylor (2000) đã cho thấy những thay đổi trong sức mạnh định giá của doanh nghiệp đến từ thay đổi trong kỳ vọng của doanh nghiệp về mức độ dai dẳng trong thay đổi của giá và chi phí của doanh nghiệp khác trong nền kinh tế. Nghĩa là một doanh nghiệp sẽ quyết định mức độ tăng giá bán tùy thuộc vào kỳ vọng về sự gia tăng dai dẳng trong chi phí và giá ở các doanh nghiệp khác.

Nghiên cứu của Baharumshah và cộng sự (2017) một mặt đồng thuận với quan điểm của Taylor (2000) đồng thời bổ sung vai trò của độ bất ổn trong lạm phát. Các tác giả cho rằng doanh nghiệp sẽ không chuyển tiếp những thay đổi của tỷ giá vào giá nếu như độ bất ổn của lạm phát thấp. Độ bất ổn trong lạm phát cao biểu thị cho sự bất ổn định và khó dự đoán của lạm phát trong nền kinh tế, hàm ý rủi ro trong nền kinh tế gia tăng. Điều này làm cho các doanh nghiệp có khuynh hướng tăng mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào trong giá cả để hạn chế rủi ro về phía mình và ngược lại. Do đó, độ bất ổn trong lạm phát cũng có thể được xem là nguồn gốc tạo mối quan hệ phi tuyến trong truyền dẫn tỷ giá.

Baqueiro và cộng sự (2003) tìm thấy bằng chứng rằng ERPT trong giai đoạn lạm phát cao thì cao hơn so với giai đoạn lạm phát thấp. Những bằng chứng này gợi ý rằng mối quan hệ giữa mức độ truyền dẫn tỷ giá vào các mức giá nội địa và môi trường lạm phát là phi tuyến.

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. 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.

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.

Nghiên cứu củaCa’Zorzi và cộng sự (2007) 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.

Nogueira và León-Ledesma (2011) 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.

### ***2.1.2*** ***Mối quan hệ giữa mức độ biến động tỷ giá và ERPT***

Một số mô hình lý thuyết đã được dùng để lý giải phản ứng bất đối xứng của giá cả trước xu hướng biến đổi của tỷ giá: doanh nghiệp muốn duy trì thị phần, hiệu ứng dịch chuyển sản xuất, giới hạn năng lực cung ứng và chi phí thực đơn.

Knetter (1994) 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.

Gil-Pareja (2000) thấy tồn tại bằng chứng sự bất đối xứng trong hành vi thiết lập giá để thương mại của các doanh nghiệp vào thời kỳ đồng tiền của nhà xuất khẩu tăng giá và giảm giá.

Pollard và Coughlin (2004) cho thấy các doanh nghiệp cũng phản ứng bất đối xứng trước những thay đổi lớn hoặc nhỏ của tỷ giá.

Bussière (2013), Faryna (2016) cũng cho thấy truyền dẫn tỷ giá là phi tuyến và bất đối xứng.

Cheikh (2012) cho thấy không có bằng chứng rõ ràng về chiều hướng bất đối xứng của ERPT ở các nước trong mẫu nghiên cứu.

### ***2.1.3*** ***Mối quan hệ giữa chu kỳ kinh tế và ERPT***

Trong thời kỳ nền kinh tế bùng nổ mức độ truyền dẫn tỷ giá được trông đợi sẽ cao hơn so với trong thời kỳ nền kinh tế suy thoái. Nguyên nhân là do các công ty thấy dễ truyền dẫn những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán của họ trong thời kỳ nền kinh tế đang tăng trưởng hơn là khi nền kinh tế trì trệ và doanh số của các công ty đang giảm.

Goldfajn và Werlang (2000) cho thấy giai đoạn kinh tế suy thoái mức truyền dẫn vào giá cao hơn giai đoạn nền kinh tế mở rộng. Correa và Minella (2006) và Przystupa và Wróbel (2011) thông qua khung phân tích đường công Phillips có ngưỡng cũng xác nhận hành vi bất đối xứng của ERPT với tốc độ tăng trưởng kinh tế.

Nogueira và León-Ledesma (2008) cho thấy bằng chứng về một mối quan hệ phi tuyến giữa ERPT và chênh lệch sản lượng ở một vài quốc gia trong mẫu nghiên cứu của họ.

### ***2.1.4*** ***Mối quan hệ giữa độ mở thương mại và ERPT***

Hầu hết các nghiên cứu trong chủ đề này đều kỳ vọng mối quan hệ cùng chiều giữa ERPT và độ mở thương mại. Độ mở thương mại cao hơn thì phản ứng của giá đối với những thay đổi trong tỷ giá càng cao hơn (McKinnon (1963), McCarthy (2007)).

Tuy nhiên, Romer (1993) cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy lạm phát có mối quan hệ ngược chiều với độ mở, theo đó tỷ lệ lạm phát bình quân nhỏ hơn ở những quốc gia có độ mở lớn hơn. Theo giả thuyết của Taylor (2000) lạm phát và truyền dẫn có mối tương quan cùng chiều từ đó có thể đưa ra nhận định độ mở thương mại và hệ số truyền dẫn tỷ giá có mối tương quan nghịch chiều.

Menon (1995) đã kết luận mức độ truyền dẫn là khác biệt nhau do ảnh hưởng của là quy mô và độ mở của mỗi nền kinh tế.

McCarthy (2000) và Bitāns (2005) mức độ truyền dẫn có mối quan hệ cùng chiều với độ mở của quốc gia. Tương tự Barhoumi (2005) cho thấy mức độ mở cửa quốc gia khi đo bằng rào cản thuế quan có ảnh hưởng đến ERPT, mức độ rào cản thấp tức là độ mở cửa lớn thì truyền dẫn ERPT dài hạn lớn hơn.

Nghiên cứu của Ca’Zorzi và cộng sự (2007) cũng cho rằng quốc gia càng mở cửa thương mại thì những thay đổi trong tỷ giá càng được truyền dẫn nhiều vào chỉ số giá tiêu dùng thông qua giá nhập khẩu.

Ghosh (2013) cũng tìm thấy bằng chứng các quốc gia theo đuổi chính sách mở cửa thương mại lớn hơn có ảnh hưởng cùng chiều lên ERPT.

Sek và Kapsalyamova (2008) tìm thấy một mối liên hệ yếu giữa độ mở thương mại và mức độ truyền dẫn tỷ giá ở 4 quốc gia Châu Á.

## ***2.2*** ***Một số nghiên cứu về ERPT điển hình ở Việt Nam***

Nguyễn Thị Ngọc Trang và Lục Văn Cường (2012) cho thấy mức truyền dẫn của tỷ giá vào trong giá nhập khẩu là hoàn toàn nhưng không tìm thấy bằng chứng về sự truyền dẫn bất đối xứng của quy mô biến động tỷ giá vào trong giá nhập khẩu.

Trần Văn Hùng (2015) đã sử dụng mô hình VAR cung cấp bằng chứng xác nhận giả thuyết Taylor (2000) về sự truyền dẫn tỷ giá phụ thuộc vào môi trường lạm phát.

Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015) sử dụng mô hình TVAR cho thấy quá trình truyền dẫn phụ thuộc vào môi trường lạm phát, mức độ truyền dẫn gia tăng khi nền kinh tế ở vào trạng thái lạm phát cao được biểu thị bằng mức lạm phát vượt ngưỡng 0,339%/tháng.

Phạm Thị Thanh Xuân và cộng sự (2017) đã sử dụng mô hình không gian trạng thái cho thấy cơ chế truyền dẫn tỷ giá sang lạm phát mang tính động, thay đổi theo thời gian và phụ thuộc vào môi trường kinh tế vĩ mô trong nước và thế giới.

**Chương 3: PHƯƠNG PHÁP VÀ DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU**

**3.1. Phương pháp nghiên cứu**

Luận án sử dụng phân tích định lượng nhằm cung cấp bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá với các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô ở Việt Nam thông qua một mô hình thực nghiệm dạng phi tuyến.

Luận án này sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth Transition Regression - STR) để nghiên cứu mối liên hệ giữa truyền dẫn tỷ giá và các trạng thái vĩ mô khác nhau của nền kinh tế, cách tiếp này tương đồng phương thức được sử dụng trong các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá của Herzberg và cộng sự (2003), Nogueira và León-Ledesma (2008), Cheikh (2012) Shintani và cộng sự (2013).

Để ước lượng mối quan hệ giữa truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam dưới các điều kiện vĩ mô khác nhau, luận án sử dụng một số biến chuyển tiếp tiềm năng như: biến lạm phát, mức độ biến động và độ lệch chuẩn của tỷ giá hối đoái danh nghĩa USD/VND, tốc độ thay đổi trong sản lượng công nghiệp và độ mở thương mại.

### ***3.3.1 Mô hình thực nghiệm***

Mô hình thực nghiệm sử dụng dữ liệu tần suất theo tháng:

**(3.26)**

Mô hình thực nghiệm sử dụng dữ liệu theo quý:

**(3.27)**

Trong đó:

* **inf:** lạm phát được tính bằng phần trăm thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng CPI
* **:** phần trăm thay đổi của chỉ số sản xuất công nghiệp
* **opg:** chênh lệch sản lượng
* **gpi:** phần trăm thay đổi của chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu
* **imp:** phần trăm thay đổi của chỉ số giá nhập khẩu
* **er:** phần trăm thay đổi của tỷ giá hối đoái danh nghĩa song phương USDVND
* **:** là hàm chuyển tiếp trong mô hình hồi quy
* **:** là tham số độ dốc chỉ tốc độ chuyển tiếp giữa hai miền của hàm chuyển tiếp
* **:** giá trị ngưỡng.
* **s:** biến chuyển tiếp
* phần dư

Hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn:

* SR ERPT =

Hệ số truyền dẫn dài hạn

* LR ERPT =

được giả định là hàm logic (LSTR) hoặc hàm mũ (ESTR).

**3.2. Dữ liệu nghiên cứu**

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu tần suất theo tháng trong khung thời gian từ tháng 1/2000 đến tháng 12/2018. Tuy nhiên, trong câu hỏi nghiên cứu mức độ truyền dẫn tỷ giá phụ thuộc vào trạng thái độ mở thương mại do giới hạn về mặt dữ liệu nên luận án sử dụng bộ dữ liệu theo tần suất quý. Nguồn dữ liệu được thu thập từ Data Stream của Thomson Reuters và Tổng cục thống kê Việt Nam.

**Chương 4: TÓM TẮT KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU**

#### 4.4.2.1 Biến chuyển tiếp là lạm phát (inf\_sa)

**Bảng 4.9:** **Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là lạm phát**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | | **Xác suất** |
| **Phần tuyến tính G=0** | | | | | |
| c | 0,145 | 0,042 | 3,481 | | 0,001 |
| er | 0,010 | 0,054 | 0,183 | | 0,855 |
| er (-1) | -0,065 | 0,054 | -1,198 | | 0,233 |
| er (-2) | -0,060 | 0,050 | -1,201 | | 0,231 |
| **Phần phi tuyến G=1** | | | | | |
| c | -0,248 | 0,135 | -1,842 | | 0,067 |
| er | 0,090 | 0,076 | 1,185 | | 0,238 |
| er (-1) | 0,317 | 0,075 | 4,240 | | 0,000 |
| er (-2) | 0,041 | 0,077 | 0,540 | | 0,590 |
| **Các biến độc lập khác** | | | | | |
| inf\_sa (-1) | 0,622 | 0,071 | 8,748 | | 0,000 |
| inf\_sa (-2) | 0,140 | 0,067 | 2,097 | | 0,037 |
| iip\_sa | -0,007 | 0,009 | -0,816 | | 0,415 |
| iip\_sa (-1) | 0,017 | 0,009 | 1,921 | | 0,056 |
| iip\_sa (-2) | 0,000 | 0,009 | -0,033 | | 0,974 |
| iip\_sa (-3) | -0,020 | 0,009 | -2,308 | | 0,022 |
| iip\_sa (-4) | 0,003 | 0,009 | 0,348 | | 0,728 |
| iip\_sa (-5) | -0,003 | 0,009 | -0,371 | | 0,711 |
| iip\_sa (-6) | -0,002 | 0,009 | -0,244 | | 0,808 |
| iip\_sa (-7) | -0,003 | 0,009 | -0,338 | | 0,736 |
| iip\_sa (-8) | -0,022 | 0,008 | -2,668 | | 0,008 |
| iip\_sa (-9) | 0,013 | 0,008 | 1,577 | | 0,116 |
| gpi | 0,027 | 0,007 | 3,769 | | 0,000 |
| gpi (-1) | 0,014 | 0,008 | 1,860 | | 0,064 |
| **Tốc độ điều chỉnh** | | | | | |
| Tốc độ điều chỉnh | 31,453 | 85,371 | 0,368 | | 0,713 |
| **Giá trị ngưỡng** | | | | | |
| Ngưỡng | 1,195 | 0,091 | 13,095 | | 0,000 |
| R2 | 0,727 | Mean dependent var | | | 0,554 |
| Adj. R2 | 0,694 | S.D. dependent var | | | 0,656 |
| S.E. of regression | 0,363 | Akaike info criterion | | | 0,914 |
| Sum squared resid | 25,549 | Schwarz criterion | | | 1,287 |
| Log likelihood | -75,645 | Hannan-Quinn criter. | | | 1,065 |
| F-statistic | 22,421 | Durbin-Watson stat | | | 2,025 |
| Prob(F-statistic) | 0,000 |  |  | |  |
|  | | **G = 0** | | **G = 1** | |
| ERPT ngắn hạn | | 0,010 | | 0,100 | |
| *p\_value* | | *0,855* | | *0,044* | |
| ERPT dài hạn | | -0,483 | | 1,396 | |
| *p\_value* | | *0,193* | | *0,032* | |

Kết quả từ nghiên cứu cho thấy truyền dẫn tỷ giá mối quan hệ cùng chiều giữa môi trường lạm phát ở Việt Nam. Cụ thể, khi mức lạm phát trong nền kinh tế vượt quá ngưỡng 1,195%/ tháng thì mức độ truyền dẫn tăng lên mức 0,1 trong ngắn hạn và 1,39 trong dài hạn.

Trong ngắn hạn ERPT cùng chiếu với mức lạm phát nhưng có giá trị nhỏ ở Việt Nam có thể đến từ các chính sách bình ổn lạm phát mà Chính Phủ theo đuổi trong suốt thời gian qua.

Kết quả trong dài hạn ở Việt Nam cung cấp bằng chứng phù hợp với giả thuyết Taylor (2000) về mối quan hệ cùng chiều giữa truyền dẫn tỷ giá và môi trường lạm phát. Điều này cho thấy, khi lạm phát thấp dưới mức ngưỡng các nhà nhập khẩu ở Việt Nam sẽ hấp thụ những thay đổi trong tỷ giá dẫn đến mức truyền dẫn thấp. Nhưng trong môi trường lạm phát cao họ sẽ chuyển những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán, hành vi này đã làm cho mức độ truyền dẫn tăng lên theo thời gian.

#### 4.4.2.2 Biến chuyển tiếp là tỷ giá

Kết quả cho thấy bằng chứng sự thay đổi trong tỷ giá có mối quan hệ ngược chiều với mức độ truyền dẫn tỷ giá. Trong ngắn hạn, khi tỷ giá biến động thấp và cao hơn mức ngưỡng 0,094%/tháng, hệ số truyền dẫn ERPT là 0,115 và giảm xuống mức -0,291. Trong dài hạn, kết quả cho thấy khi tỷ giá biến động dưới và cao mức ngưỡng thì hệ số truyền dẫn tích lũy lần lượt là 1,079 so với -0,994.

**Bảng 4.13: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là tỷ giá**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | | **Xác suất** |
| **Phần tuyến tính G=0** | | | | | |
| c | 0,068 | 0,050 | 1,370 | | 0,172 |
| er | 0,115 | 0,041 | 2,775 | | 0,006 |
| er (-1) | 0,225 | 0,042 | 5,343 | | 0,000 |
| er (-2) | -0,034 | 0,044 | -0,757 | | 0,450 |
| **Phần phi tuyến G=1** | | | | | |
| c | 0,123 | 0,059 | 2,079 | | 0,039 |
| er | -0,197 | 0,072 | -2,734 | | 0,007 |
| er (-1) | -0,344 | 0,077 | -4,470 | | 0,000 |
| er (-2) | -0,047 | 0,070 | -0,673 | | 0,502 |
| **Các biến độc lập khác** | | | | | |
| inf\_sa (-1) | 0,625 | 0,065 | 9,576 | | 0,000 |
| inf\_sa (-2) | 0,091 | 0,061 | 1,488 | | 0,138 |
| iip\_sa | -0,003 | 0,008 | -0,402 | | 0,688 |
| iip\_sa (-1) | 0,015 | 0,008 | 1,742 | | 0,083 |
| iip\_sa (-2) | 0,004 | 0,009 | 0,508 | | 0,612 |
| iip\_sa (-3) | -0,018 | 0,008 | -2,105 | | 0,037 |
| iip\_sa (-4) | 0,007 | 0,009 | 0,767 | | 0,444 |
| iip\_sa (-5) | -0,008 | 0,008 | -0,958 | | 0,340 |
| iip\_sa (-6) | -0,003 | 0,008 | -0,320 | | 0,749 |
| iip\_sa (-7) | -0,001 | 0,008 | -0,086 | | 0,932 |
| iip\_sa (-8) | -0,025 | 0,008 | -3,021 | | 0,003 |
| iip\_sa (-9) | 0,014 | 0,008 | 1,676 | | 0,095 |
| gpi | 0,030 | 0,007 | 4,333 | | 0,000 |
| gpi (-1) | 0,021 | 0,007 | 2,901 | | 0,004 |
| **Tốc độ điều chỉnh** | | | | | |
| Tốc độ điều chỉnh | 267,439 | 591,362 | 0,452 | | 0,652 |
| **Giá trị ngưỡng** | | | | | |
| Ngưỡng | 0,094 | 0,010 | 9,328 | | 0,000 |
| R2 | 0,741 | Mean dependent var | | | 0,554 |
| Adjusted R2 | 0,710 | S.D. dependent var | | | 0,656 |
| S.E. of regression | 0,353 | Akaike info criterion | | | 0,861 |
| Sum squared resid | 24,225 | Schwarz criterion | | | 1,234 |
| Log likelihood | -69,841 | Hannan-Quinn criter. | | | 1,011 |
| F-statistic | 24,109 | Durbin-Watson stat | | | 2,035 |
| Prob(F-statistic) | 0,000 |  |  | |  |
|  | | **G= 0** | | **G = 1** | |
| ERPT ngắn hạn | | 0,115 | | -0,291 | |
| *p\_value* | | 0,006 | | 0,009 | |
| ERPT dài hạn | | 1,079 | | -0,994 | |
| *p\_value* | | 0,000 | | 0,000 | |

Kết quả ngược chiều trong ngắn hạn cho thấy vấn đề *“chi phí thực đơn”* dường như không tồn tại ở Việt Nam, bởi vì các doanh nghiệp sẵn sàng chuyển những thay đổi của tỷ giá vào giá cho dù mức thay đổi này dưới ngưỡng. Tuy nhiên khi biến động tỷ giá vượt ngưỡng thì mức độ truyền dẫn tỷ giá lại giảm, điều này cho thấy ở Việt Nam có thể tồn tại vấn đề *“duy trì thị phần”* ảnh hưởng đến hành vi định giá của các doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu này tương đồng với các bằng chứng thực nghiệm đã được tìm thấy bởi Gil-Pareja (2000), Olivei (2002), Pollard và Coughlin (2004), Bussière (2013), Nogueira và León-Ledesma (2008), Cheikh (2012).

#### 4.4.2.3 Biến chuyển tiếp là độ bất ổn của tỷ giá

Kết quả từ luận án chỉ ra mối quan hệ cùng chiều có ý nghĩa giữa mức độ bất ổn trong tỷ giá (được tính bằng độ lệch chuẩn của tỷ giá danh nghĩa hàng ngày) và mức độ truyền dẫn tỷ giá. Trong ngắn hạn, khi độ bất ổn của tỷ giá dưới mức ngưỡng mức độ truyền dẫn đạt mức -0,109 trong khi mức độ biến động của tỷ giá vượt qua mức ngưỡng thì hệ số truyền dẫn sẽ tăng lên mức 0,168. Kết quả tương tự cũng tìm thấy trong dài hạn, mức độ truyền dẫn tỷ giá dài hạn tăng khi độ bất ổn tỷ giá vượt quá mức ngưỡng, tuy nhiên kết quả này chưa đủ bằng chứng thống kê.

**Bảng 4.16: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là độ bất ổn tỷ giá**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | | **Xác suất** |
| **Phần tuyến tính G=0** | | | | | |
| c | 0,120 | 0,039 | 3,041 | | 0,003 |
| er | -0,109 | 0,054 | -2,025 | | 0,044 |
| er (-1) | 0,143 | 0,039 | 3,664 | | 0,000 |
| er (-2) | -0.112 | 0,041 | -2,766 | | 0,006 |
| **Phần phi tuyến G=1** | | | | | |
| c | 0,062 | 0,104 | 0,594 | | 0,553 |
| er | 0,277 | 0,121 | 2,294 | | 0,023 |
| er (-1) | -0,195 | 0,175 | -1,115 | | 0,266 |
| er (-2) | 0,183 | 0,191 | 0,958 | | 0,339 |
| **Các biến độc lập khác** | | | | | |
| inf\_sa (-1) | 0,640 | 0,064 | 10,008 | | 0,000 |
| inf\_sa (-2) | 0,108 | 0,059 | 1,817 | | 0,071 |
| iip\_sa | -0,007 | 0,008 | -0,818 | | 0,414 |
| iip\_sa (-1) | 0,015 | 0,008 | 1,772 | | 0,078 |
| iip\_sa (-2) | -0,001 | 0,008 | -0,150 | | 0,881 |
| iip\_sa (-3) | -0,017 | 0,008 | -1,998 | | 0,047 |
| iip\_sa (-4) | 0,000 | 0,008 | 0,028 | | 0,978 |
| iip\_sa (-5) | -0,004 | 0,008 | -0,476 | | 0,635 |
| iip\_sa (-6) | -0,002 | 0,008 | -0,273 | | 0,785 |
| iip\_sa (-7) | -0,004 | 0,008 | -0,503 | | 0,615 |
| iip\_sa (-8) | -0,023 | 0,008 | -2,842 | | 0,005 |
| iip\_sa (-9) | 0,013 | 0,008 | 1,640 | | 0,103 |
| gpi | 0,024 | 0,007 | 3,529 | | 0,001 |
| gpi (-1) | 0,021 | 0,007 | 3,047 | | 0,003 |
| **Tốc độ điều chỉnh** | | | | | |
| Tốc độ điều chỉnh | 2,927 | 4,486 | 0,653 | | 0,515 |
| **Giá trị ngưỡng** | | | | | |
| Ngưỡng | 4,219 | 0,567 | 7,443 | | 0,000 |
| R2 | 0,723 | Mean dependent var | | | 0,554 |
| Adj. R2 | 0,690 | S.D. dependent var | | | 0,656 |
| S.E. of regression | 0,365 | Akaike info criterion | | | 0,927 |
| Sum squared resid | 25,892 | Schwarz criterion | | | 1,300 |
| Log likelihood | -77,096 | Hannan-Quinn criter. | | | 1,078 |
| F-statistic | 22,013 | Durbin-Watson stat | | | 2,087 |
| Prob(F-statistic) | 0,000 |  |  | |  |
|  | | **G= 0** | | **G = 1** | |
| ERPT ngắn hạn | | -0,109 | | 0,168 | |
| *p\_value* | | 0,044 | | 0,093 | |
| ERPT dài hạn | | -0,311 | | 0,738 | |
| *p\_value* | | 0,343 | | 0,333 | |

Kết quả này cho thấy khi độ bất ổn trong tỷ giá thấp các doanh nghiệp có thể chịu đựng, tránh thay đổi giá bán gây xáo trộn thị phần do đó làm cho hệ số truyền dẫn thấp. Tuy nhiên, khi độ bất ổn tỷ giá trở nên cao thì việc điều chỉnh giá để phản ánh đầy đủ sự thay đổi trong tỷ giá là cần thiết nhằm duy trì hoạt động ổn định và an toàn cho doanh nghiệp, do đó hệ số truyền dẫn sẽ gia tăng cùng chiều với độ bất ổn của tỷ giá

*4.4.2.4 Biến chuyển tiếp là* *tăng trưởng sản lượng công nghiệp*

**Bảng 4.19: Kết quả với biến chuyển tiếp là** **sản lượng công nghiệp**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | | **Xác suất** |
| **Phần tuyến tính G=0** | | | | | | |
| c | | 0,120 | 0,054 | 2,234 | | 0,027 |
| er | | 0,105 | 0,053 | 1,992 | | 0,048 |
| er (-1) | | -0,118 | 0,083 | -1,425 | | 0,156 |
| er (-2) | | -0,024 | 0,040 | -0,605 | | 0,546 |
| **Phần phi tuyến G=1** | | | | | | |
| c | | 0,017 | 0,081 | 0,212 | | 0,832 |
| er | | -0,143 | 0,084 | -1,697 | | 0,091 |
| er (-1) | | 0,304 | 0,093 | 3,265 | | 0,001 |
| er (-2) | | -0,082 | 0,081 | -1,012 | | 0,313 |
| **Các biến độc lập khác** | | | | | | |
| inf\_sa (-1) | | 0,619 | 0,083 | 7,435 | | 0,000 |
| inf\_sa (-2) | | 0,128 | 0,092 | 1,400 | | 0,163 |
| iip\_sa | | -0,006 | 0,009 | -0,715 | | 0,475 |
| iip\_sa (-1) | | 0,017 | 0,008 | 2,015 | | 0,045 |
| iip\_sa (-2) | | 0,003 | 0,010 | 0,328 | | 0,743 |
| iip\_sa (-3) | | -0,023 | 0,014 | -1,574 | | 0,117 |
| iip\_sa (-4) | | 0,005 | 0,009 | 0,560 | | 0,576 |
| iip\_sa (-5) | | -0,006 | 0,009 | -0,696 | | 0,487 |
| iip\_sa (-6) | | -0,001 | 0,011 | -0,053 | | 0,958 |
| iip\_sa (-7) | | -0,005 | 0,008 | -0,547 | | 0,585 |
| iip\_sa (-8) | | -0,024 | 0,010 | -2,517 | | 0,013 |
| iip\_sa (-9) | | 0,015 | 0,009 | 1,653 | | 0,100 |
| gpi | | 0,030 | 0,006 | 4,565 | | 0,000 |
| gpi (-1) | | 0,018 | 0,006 | 3,190 | | 0,002 |
| **Tốc độ điều chỉnh** | | | | | | |
| Tốc độ điều chỉnh | | 63,338 | 362,057 | 0,175 | | 0,861 |
| **Giá trị ngưỡng** | | | | | | |
| Ngưỡng | | 0,902 | 0,071 | 12,684 | | 0,000 |
| R2 | | 0,724 | Mean dependent var | | | 0.554 |
| Adjusted R2 | | 0,691 | S.D. dependent var | | | 0.656 |
| S.E. of regression | | 0,365 | Akaike info criterion | | | 0.924 |
| Sum squared resid | | 25,804 | Schwarz criterion | | | 1.297 |
| Log likelihood | | -76,725 | Hannan-Quinn criter. | | | 1,075 |
| F-statistic | | 22,117 | Durbin-Watson stat | | | 2,051 |
| Prob(F-statistic) | | 0,000 |  |  | |  |
|  | | **G=0** | | **G=1** | |
| Ngắn hạn | | 0,105 | | -0,038 | |
| *p\_value* | | *0,0145* | | *0,484* | |
| Dài hạn | | -0,145 | | 0,166 | |
| *p\_value* | | *0,650* | | *0,671* | |

Luận án tìm thấy bằng chứng về sự truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát theo chu kỳ kinh tế. Trong ngắn hạn khi nền kinh tế thu hẹp ERPT sẽ tăng, trong khi ERPT lại giảm khi nền kinh tế mở rộng. Trong dài hạn, hệ số ERPT thể hiện sự thuận chu kỳ kinh tế, cụ thể ERPT sẽ cao hơn khi nền kinh tế ở trạng thái mở rộng/tăng trưởng so với khi nền kinh tế suy thoái.

Phát hiện từ phần nghiên cứu này cho quá trình truyền dẫn ở Việt Nam chịu ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế tương tự với các bằng chứng đã được tìm thấy bởi Nogueira và León-Ledesma (2008), Correa và Minella (2006), Goldfajn và Werlang (2000), Cheikh (2012).

#### 4.4.2.5 Biến chuyển tiếp là biến độ mở thương mại

**Bảng 4.23: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là độ mở thương mại**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | | **Xác suất** |
| **Phần tuyến tính G=0** | | | | | |
| c | 0,003 | 0,003 | 0,943 | | 0,350 |
| er | 0,119 | 0,156 | 0,760 | | 0,451 |
| er(-1) | 0,420 | 0,210 | 1,995 | | 0,052 |
| er(-2) | -0,226 | 0,157 | -1,443 | | 0,155 |
| er(-3) | 0,267 | 0,134 | 1,991 | | 0,052 |
| **Phần phi tuyến G=1** | | | | | |
| c | 0,008 | 0,005 | 1,589 | | 0,118 |
| er | -0,308 | 0,372 | -0,828 | | 0,412 |
| er(-1) | -1,434 | 0,422 | -3,396 | | 0,001 |
| er(-2) | -0,212 | 0,506 | -0,418 | | 0,677 |
| er(-3) | 0,473 | 0,519 | 0,912 | | 0,366 |
| **Các biến độc lập khác** | | | | | |
| inf\_sa(-1) | 0,992 | 0,135 | 7,342 | | 0,000 |
| inf\_sa(-2) | -0,368 | 0,148 | -2,489 | | 0,016 |
| g\_opg | 0,000 | 0,001 | -0,076 | | 0,940 |
| g\_opg(-1) | 0,002 | 0,001 | 2,025 | | 0,048 |
| imp | -0,040 | 0,048 | -0,844 | | 0,403 |
| **Tốc độ điều chỉnh** | | | | | |
| Tốc độ điều chỉnh | 915.061 | 1436.498 | 0.637 | | 0.527 |
| **Giá trị ngưỡng** | | | | | |
| Ngưỡng | 0,017 | 0,002 | 9,755 | | 0,000 |
| R2 | 0,772 | Mean dependent var | | | 0,018 |
| Adjusted R2 | 0,699 | S.D. dependent var | | | 0,017 |
| S.E. of regression | 0,009 | Akaike info criterion | | | -6,300 |
| Sum squared resid | 0,004 | Schwarz criterion | | | -5,741 |
| Log likelihood | 228,066 | Hannan-Quinn criter. | | | -6,079 |
| F-statistic | 10,567 | Durbin-Watson stat | | | 1,649 |
| Prob(F-statistic) | 0,000 |  |  | |  |
|  | | **G= 0** | | **G = 1** | |
| ERPT ngắn hạn | | 0,119 | | -0,189 | |
| *p\_value* | | *0,655* | | *0,583* | |
| ERPT dài hạn | | 0,779 | | -1,211 | |
| *p\_value* | | *0,081* | | *0,303* | |

Trong ngắn hạn, kết quả chỉ ra mối quan hệ ngược chiều độ mở thương mại và mức độ truyền dẫn tỷ giá. Cụ thể, khi độ mở thương mại dưới mức ngưỡng thì mức độ truyền dẫn sẽ cao hơn ở mức 0,119 trong khi mức độ biến động của tỷ giá vượt qua mức ngưỡng thì mức độ truyền dẫn giảm xuống còn -0,189. Kết quả trong dài hạn cũng cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá giảm khi độ mở thương mại vượt quá mức ngưỡng.

Kết quả từ nghiên cứu cho thấy rằng sức mạnh định giá của doanh nghiệp trong từng mức độ mở cửa khác nhau của nền kinh tế có thể là nguyên nhân đưa đến kết quả như trên. Khi mức độ mở cửa gia tăng nghĩa là mức độ cạnh tranh trong nền kinh tế cũng gia tăng đáng kể, các doanh nghiệp sẽ ít dịch chuyển những thay đổi của tỷ giá vào trong các mức giá hơn so với khi mức độ mở cửa còn thấp điều này làm giảm hệ số ERPT.

**Chương 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH**

Chương này luận án sẽ trình bày các kết luận chủ yếu được rút từ các kết quả thực nghiệm và gợi ý các chính sách điều hành cho các cơ quan quản lý.

**Bảng 5.1 Tập hợp kết quả hồi quy từ các mô hình STR**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Biến chuyển tiếp** | **Hệ số ERPT** | **Dưới ngưỡng**  **G = 0** | **Trên ngưỡng**  **G = 1** |
| **Lạm phát**  c = 1,195  γ = 31,453 | *Ngắn hạn* | 0,010 | 0,100\*\* |
| *Dài hạn* | -0,483 | 1,396\*\* |
| **Biến động tỷ giá**  c = 0,094  γ = 267,439 | *Ngắn hạn* | 0,115\*\*\* | -0,082\*\*\* |
| *Dài hạn* | 1,079\*\*\* | -0,994\*\*\* |
| **Độ bất ổn của tỷ giá**  c = 1,962  γ = 8,642 | *Ngắn hạn* | -0,109\*\* | 0,168\* |
| *Dài hạn* | -0,311 | 0,738 |
| **Chu kỳ kinh tế**  c = 0,902  γ = 63,338 | *Ngắn hạn* | 0,105\*\* | -0,038 |
| *Dài hạn* | -0,145 | 0,166 |
| **Độ mở thương mại**  c = 0,017 γ = 915,061 | *Ngắn hạn* | 0,119 | -0,189 |
| *Dài hạn* | 0,779\*\* | -1,211 |

*Thứ nhất,* truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam sẽ tương quan cùng chiều với mức độ lạm phát trong nền kinh tế trong ngắn hạn và dài hạn. Khi mức lạm phát trong nền kinh tế lớn hơn mức ngưỡng 1,195%/tháng thì mức độ truyền dẫn sẽ gia tăng đáng kể. Do đó, chính phủ cần phải thực thi các chính sách bình ổn nhằm kiềm giữ lạm phát bình quân hàng tháng thấp hơn mức ngưỡng để tránh tạo kỳ vọng dai dẳng trong lạm phát góp phần gia tăng hệ số truyền dẫn tỷ giá.

*Thứ hai,* tồn tại mối quan hệ ngược chiều trong ngắn hạn và dài hạn giữa thay đổi trong tỷ giá và hệ số truyền dẫn tỷ giá. Điều này gợi ý rằng không có bằng chứng về vấn *đề “chi phí thực đơn”* trong ngắn hạn lẫn dài hạn nhưng có bằng chứng về *“vấn đề thị phần”* trong giai đoạn nghiên cứu tại Việt Nam. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy các doanh nghiệp sẽ điều chỉnh giá để đáp ứng lại những thay đổi dưới ngưỡng trong tỷ giá bỏ qua vấn đề chi phí thực đơn. Tuy nhiên, có thể do áp lực giữ thị phần sẽ phần nào khiến doanh nghiệp hạn chế điều chỉnh giá khi tỷ giá biến động vượt mức ngưỡng. Những thay đổi nhỏ, từ từ trong giá bán do tỷ giá thay đổi có thể ít được người tiêu dùng chú ý hơn là một sự thay đổi lớn và bất ngờ trong giá. Qua bằng chứng này có thể thấy yếu tố thị phần luôn được các doanh nghiệp quan tâm. Do đó, chính phủ cần có giải pháp để thúc đẩy sự canh tranh lành mạnh của các doanh nghiệp trong nền kinh tế, hạn chế tình trạng độc quyền đặc biệt là độc quyền ở những ngành hàng thiết yếu như: xăng dầu, thuốc men, điện, viễn thông. Đó có thể là một gợi ý cho chính sách nhằm bình ổn lạm phát lâu dài. Bởi vì tình trạng cạnh tranh lành mạnh của các doanh nghiệp sẽ khiến các doanh nghiệp thận trọng hơn mỗi khi họ thay đổi giá bán đặc biệt là vào các giai đoạn tỷ giá biến động mạnh. Còn về dài hạn, chính phủ cũng cần giữ ổn định tỷ giá ở mức hợp lý, bởi vì khi biến động tỷ giá vượt ngưỡng và dai dẳng sẽ làm giảm khả năng chịu đựng của các doanh nghiệp và cuộc đua giữ thị phần sẽ đánh bật các doanh nghiệp nhỏ, yếu thế.

*Thứ tư,* kết quả cho thấy các doanh nghiệp sẽ truyền dẫn những thay đổi của tỷ giá vào giá nhiều hơn khi họ nhận thấy rủi ro tỷ giá trong thị trường tăng lên. Khi mức rủi ro tỷ giá thấp (sự biến động giá thay đổi không thường xuyên và đột ngột) thì các doanh nghiệp sẽ chịu đựng nhằm duy trì thị phần nhưng khi độ bất ổn trong tỷ giá gia tăng thì doanh nghiệp sẽ hành động phản ánh những biến động này vào trong giá làm cho hệ số truyền dẫn tăng lên. Như vậy giải pháp thúc đẩy mức độ canh tranh lành mạnh vẫn hữu dụng trong tình huống này để kiếm chế lạm phát một cách tự nhiên. Trong bối cảnh hội nhập, mức độ linh hoạt của tỷ giá sẽ tăng dần để hấp thụ các cú sốc thì đồng bộ với nó Chính phủ phải thúc đẩy mức độ cạnh tranh trong nền kinh tế để kiềm chế một phần lạm phát. Nếu các cú sốc tỷ giá lớn và đột ngột xuất hiện có thể sẽ là một yếu tố khuyếch đại lạm phát trong nền kinh tế.

*Thứ năm,* kết quả từ nghiên cứu cho thấy mức độ truyền dẫn có tương quan nghịch chiều với chu kỳ kinh tế trong ngắn hạn nhưng thuận chiều với chu kỳ kinh tế trong dài hạn. Trong ngắn hạn, khi nền kinh tế bùng nổ sẽ làm giảm mức độ truyền dẫn nhưng trong dài hạn khi kinh tế thuận lợi mức độ truyền dẫn sẽ gia tăng nên chính phủ cần lưu ý điều này trong quá trình điều hành nền kinh tế. Bởi vì, khi nền kinh tế ở trong giai đoạn tăng trưởng cao và liên tục sẽ tạo điều kiện thuận lợi để các doanh nghiệp chuyển dịch những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán, do đó chính phủ cần can thiệp hợp lý để tránh bùng phát lạm phát vào các giai đoạn này.

*Thứ sáu,* độ mở thương mại cho thấy tốc độ mở cửa thị trường thấp thì mức truyền dẫn sẽ cao hơn so với khi nền kinh tế mở cửa lớn hơn cả trong ngắn hạn và dài hạn. Điều này cho thấy sức ép cạnh tranh giữa doanh nghiệp khi nền kinh tế mở cửa lớn hơn góp phần làm giảm mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào trong giá cả. Như vậy chính sách mở cửa nền kinh tế đón nhận các doanh nghiệp nước ngoài vào kinh doanh tại Việt Nam có thể mang lại môi trường cạnh tranh cao hơn từ đó góp phần trung hòa bớt sự dịch chuyển biến động trong tỷ giá vào các mức giá cả.

**DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH CỦA TÁC GIẢ**

Tên luận án: **ẢNH HƯỞNG CỦA MÔI TRƯỜNG VĨ MÔ**

**LÊN TRUYỀN** **DẪN TỶ GIÁ Ở VIỆT NAM**

Chuyên ngành: Tài chính – Ngân hàng Mã số: 9340201

Nghiên cứu sinh: Quách Doanh Nghiệp

Người hướng dẫn luận án: PGS. TS. Nguyễn Thị Ngọc Trang

1. Quách Doanh Nghiệp, Nguyễn Thị Ngọc Trang, Nguyễn Hoàng Thụy Bích Trâm (2018*).* Ảnh hưởng của độ mở thương mại đến mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam. *Tạp chí Khoa học – Đại học Mở Tp.HCM,* Số 63(6) – Năm 2018
2. Quách Doanh Nghiệp (2019). Môi trường lạm phát và truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam. *Tạp chí Khoa học – Đại học Mở Tp.HCM,* Số 14(5) – Năm 2019
3. Nguyễn Thị Ngọc Trang, Quách Doanh Nghiệp (2020). Mức độ biến động tỷ giá và truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển – ĐH Kinh tế quốc dân*, Số 279(9) – Năm 2020
4. Quách Doanh Nghiệp, Nguyễn Khắc Quốc Bảo (2019). Truyền dẫn tỷ giá và môi trường lạm phát trong mối quan hệ với tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. *Kỷ yếu Hội thảo khoa học Quốc gia năm 2019 “Tăng trưởng kinh tế dựa trên khoa học, công nghệ và đổi mới sáng tạo ở Việt Nam đến năm 2030”*. Nhà xuất bản Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh, ISBN: 978-604-922-751-6.

**Đề tài nghiên cứu cấp cơ sở (2017)**, chủ nhiệm, “Ảnh hưởng của tình trạng đô la hóa và độ mở thương mại đến mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam” – nghiệm thu đạt loại Tốt.

**Hội thảo quốc tế (2019).** Nghiep Doanh Quach (2019). Does exchange rate pass-through depend on the stage of an economy: Evidence from Vietnam. The 3rd International Conference on Business (ICB) 2019. Finance Publishing House. ISBN: 978-604-79-2326-7