**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**

**LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ**

TP.Hồ Chí Minh – Năm 2020

**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**

**LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ**

NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC

**PGS.TS NGUYỄN THỊ NGỌC TRANG**

TP.Hồ Chí Minh – Năm 2020

**LỜI CAM ĐOAN**

Tôi xin cam đoan luận án này là công trình nghiên cứu độc lập của tôi dưới sự hướng dẫn của PGS.TS Nguyễn Thị Ngọc Trang. Các kết quả trong luận án này do bản thân tôi thực hiện một cách nghiêm túc, trung thực dựa trên nguồn số liệu rõ ràng, đáng tin cậy. Các kết quả trong bài nghiên cứu này chưa từng được công bố trong bất kỳ công trình nào của người khác. Các tài liệu mà tôi tham khảo từ các tác giả khác đã được trích dẫn khách quan, đầy đủ trong luận án.

**Nghiên cứu sinh**

**Quách Doanh Nghiệp**

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN

[DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT ii](#_Toc52547489)

[DANH MỤC BẢNG iv](#_Toc52547490)

[DANH MỤC HÌNH VẼ vi](#_Toc52547491)

[Tóm tắt 1](#_Toc52547492)

[CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU 3](#_Toc52547493)

[1.1 Lý do chọn đề tài 3](#_Toc52547494)

[1.2 Mục tiêu nghiên cứu và câu hỏi nghiên cứu 10](#_Toc52547495)

[***1.2.1 Mục tiêu*** 10](#_Toc52547496)

[***1.2.2 Câu hỏi nghiên cứu:*** 11](#_Toc52547497)

[1.3 Phạm vi và phương pháp nghiên cứu 14](#_Toc52547498)

[***1.3.1 Phạm vi nghiên cứu*** 14](#_Toc52547499)

[***1.3.2 Phương pháp nghiên cứu*** 14](#_Toc52547500)

[***1.4.1 Đóng góp về cơ sở lý thuyết*** 15](#_Toc52547501)

[***1.4.2 Đóng góp về mặt thực tiễn*** 16](#_Toc52547502)

[1.5 Cấu trúc của luận án 17](#_Toc52547503)

[1.6 Kết luận Chương giới thiệu 18](#_Toc52547504)

[CHƯƠNG 2: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VÀ BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM 19](#_Toc52547505)

[2.1 Ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn 19](#_Toc52547506)

[***2.1.1 Mối quan hệ giữa môi trường lạm phát và ERPT*** 19](#_Toc52547507)

[***2.1.2 Mối quan hệ giữa mức độ biến động tỷ giá và ERPT*** 24](#_Toc52547508)

[***2.1.3 Mối quan hệ giữa chu kỳ kinh tế và ERPT*** 28](#_Toc52547509)

[***2.1.4 Mối quan hệ giữa độ mở thương mại và ERPT*** 31](#_Toc52547510)

[*2.2 Một số nghiên cứu về ERPT điển hình ở Việt Nam* 34](#_Toc52547511)

[2.3 Sơ lược về mối hệ giữa lạm phát và tỷ giá ở Việt Nam giai đoạn 2000 – 2018 40](#_Toc52547512)

[***2.3.1 Diễn biến tỷ giá và lạm phát giai đoạn 2000 – 2011*** 40](#_Toc52547513)

[***2.3.2 Giai đoạn 2012 - 2018*** 43](#_Toc52547514)

[2.4 Tổng kết chương Tổng quan lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm. 45](#_Toc52547515)

[CHƯƠNG 3: PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU 47](#_Toc52547516)

[3.1 Khung lý thuyết 47](#_Toc52547517)

[3.2 Phương pháp nghiên cứu 53](#_Toc52547518)

[***3.2.1 Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn*** 54](#_Toc52547519)

[***3.2.2 Quy trình xây dựng mô hình STR*** 59](#_Toc52547520)

[3.3 Mô hình thực nghiệm 67](#_Toc52547521)

[***3.3.1 Mô hình thực nghiệm*** 67](#_Toc52547522)

[***3.3.2 Mô tả biến nghiên cứu*** 69](#_Toc52547523)

[3.4 Dữ liệu 72](#_Toc52547524)

[3.5 Tổng kết chương phương pháp nghiên cứu và dữ liệu 73](#_Toc52547525)

[CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN 74](#_Toc52547526)

[4.1 Thống kê mô tả các biến 74](#_Toc52547527)

[4.2 Hệ số tương quan 76](#_Toc52547528)

[4.3 Kiểm định nghiệm đơn vị 77](#_Toc52547529)

[4.4 Kết quả thực nghiệm 79](#_Toc52547530)

[***4.4.1 Mô hình hồi quy tuyến tính cơ sở*** 79](#_Toc52547531)

[***4.4.2 Kết quả hồi quy từ mô hình STR (Smooth transition regression)*** 82](#_Toc52547532)

[4.5 Tổng kết chương Kết quả nghiên cứu 112](#_Toc52547533)

[4.6 Hạn chế và hướng mở rộng 114](#_Toc52547534)

[CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH 115](#_Toc52547535)

[DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH CỦA TÁC GIẢ 120](#_Toc52547536)

[DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO 121](#_Toc52547537)

[PHỤ LỤC 1](#_Toc52547538)

[1. Khảo sát tính mùa vụ của lạm phát 1](#_Toc52547539)

[2. Kiểm định tính dừng 1](#_Toc52547540)

[2.1 Biến lạm phát (inf\_sa) 1](#_Toc52547541)

[2.2 Biến tỷ giá hối đoái (er) 3](#_Toc52547542)

[2.3 Biến sản lượng công nghiệp (iip\_sa) 5](#_Toc52547543)

[2.4 Biến chỉ số giá hàng hóa toàn cầu (gpi) 7](#_Toc52547544)

[3. STR VỚI INF\_SA LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP 9](#_Toc52547545)

[3.1 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-1) 9](#_Toc52547546)

[3.2 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-2) 10](#_Toc52547547)

[3.3 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-3) 11](#_Toc52547548)

[3.4 Biến chuyển tiếp là inf\_sa (-4) 12](#_Toc52547549)

[3.5 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-5) 12](#_Toc52547550)

[3.6 Biến chuyển tiếp là inf\_sa (-6) 13](#_Toc52547551)

[**3.6.1 Kết quả hồi quy** 13](#_Toc52547552)

[**3.6.2 Kiểm định phi tuyến** 14](#_Toc52547553)

[**3.6.3 Kiểm định phi tuyến còn lại** 15](#_Toc52547554)

[**3.6.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan** 16](#_Toc52547555)

[**3.6.5 Kiểm định hệ số hồi quy ổn định** 17](#_Toc52547556)

[**3.6.6 Kiểm định Wald cho hệ số ERPT** 17](#_Toc52547557)

[4. STR VỚI ER LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP 18](#_Toc52547558)

[4.1 Biến chuyển tiếp là er(-1) 18](#_Toc52547559)

[4.2 Biến chuyển tiếp là er(-2) 19](#_Toc52547560)

[4.3 Biến chuyển tiếp là er(-3) 20](#_Toc52547561)

[**4.3.1 Kết quả hồi quy** 20](#_Toc52547562)

[**4.3.2 Kiểm định phi tuyến** 21](#_Toc52547563)

[**4.3.3 Kiểm định phi tuyến còn lại** 22](#_Toc52547564)

[**4.3.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan** 22](#_Toc52547565)

[**4.3.5 Kiểm định hệ số hồi quy ổn định** 23](#_Toc52547566)

[**4.3.6 Kiểm định Wald cho hệ số hồi quy** 24](#_Toc52547567)

[4.4 Biến chuyển tiếp là er(-4) 25](#_Toc52547568)

[4.5 Biến chuyển tiếp là er(-5) 26](#_Toc52547569)

[4.6 Biến chuyển tiếp là er(-6) 26](#_Toc52547570)

[5. STR VỚI BIẾN BIẾN ĐỘNG TỶ GIÁ LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP 27](#_Toc52547571)

[5.1 Biến chuyển tiếp lner\_std (-1) 27](#_Toc52547572)

[5.2 Biến chuyển tiếp lner\_std (-2) 28](#_Toc52547573)

[5.3 Biến chuyển tiếp lner\_std (-3) 29](#_Toc52547574)

[5.4 Biến chuyển tiếp lner\_std (-4) 29](#_Toc52547575)

[5.5 Biến chuyển tiếp lner\_std (-5) 30](#_Toc52547576)

[5.6 Biến chuyển tiếp lner\_std (-6) 31](#_Toc52547577)

[5.7 Biến chuyển tiếp lner\_std (-7) 32](#_Toc52547578)

[**5.7.1 Kết quả hồi quy** 32](#_Toc52547579)

[**5.7.2 Kiểm định phi tuyến** 33](#_Toc52547580)

[**5.7.3 Kiểm định phi tuyến còn lại** 33](#_Toc52547581)

[**5.7.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan** 34](#_Toc52547582)

[**5.7.5 Kiểm định hệ số hồi quy ổn định** 35](#_Toc52547583)

[**5.7.6 Kiểm định Wald cho hệ số hồi quy** 36](#_Toc52547584)

[6. STR VỚI G\_IIP LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP 38](#_Toc52547585)

[6.1 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-1) 38](#_Toc52547586)

[6.2 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-2) 38](#_Toc52547587)

[6.3 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-3) 39](#_Toc52547588)

[**6.3.1 Kết quả hồi quy** 39](#_Toc52547589)

[**6.3.2 Kiểm định phi tuyến** 40](#_Toc52547590)

[**6.3.3 Kiểm định không còn phi tuyến** 41](#_Toc52547591)

[**6.3.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan** 42](#_Toc52547592)

[**6.3.5 Kiểm định các hệ số hồi quy ổn định** 43](#_Toc52547593)

[**6.3.6 Kiểm định Wald cho hệ số hồi quy** 43](#_Toc52547594)

[7. STR VỚI BIẾN OPEN LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP 47](#_Toc52547595)

[7.1 Biến chuyển tiếp là open(-1) 47](#_Toc52547596)

[7.2 Biến chuyển tiếp là open(-2) 47](#_Toc52547597)

[**7.2.1 Kết quả hồi quy** 47](#_Toc52547598)

[**7.2.2 Kiểm định phi tuyến** 48](#_Toc52547599)

[**7.2.3 Kiểm định không còn phần phi tuyến** 49](#_Toc52547600)

[**7.2.4 Kiểm định phần dư không còn tự tương quan** 50](#_Toc52547601)

[**7.2.5 Kiểm định các hệ số hồi quy ổn định** 51](#_Toc52547602)

[**7.2.6 Kiểm định Wald-test** 51](#_Toc52547603)

[7.3 Biến chuyển tiếp là open(-3) 52](#_Toc52547604)

[7.4 Biến chuyển tiếp là open(-4) 53](#_Toc52547605)

[7.5 Biến chuyển tiếp là open(-5) 54](#_Toc52547606)

[7.6 Biến chuyển tiếp là open(-6) 54](#_Toc52547607)

**DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT**

ARDL : Mô hình tự hồi quy phân phối trễ (Autoregressive Distributed Lag model)

CPI : chỉ số giá tiêu dùng

ERPT : Truyền dẫn tỷ giá (Exchange rate pass-through)

ESTR : Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn dạng mũ (Exponential Smooth transition regression model)

EU : Liên minh Châu Âu

G7 : Nhóm các quốc gia công nghiệp tiên tiến nhất

LM-tets : Lagrange Multiplier test

LSTR : Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn dạng logic (logistic smooth‐transition regression model)

Mark-up : Phần lợi nhuận cộng thêm tính trên chi phí

NEER : Tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương

NER : Tỷ giá hối đoái danh nghĩa song phương

NHNN : Ngân hàng nhà nước

NHTM : Ngân hàng thương mại

NHTW : Ngân hàng trung ương

NLS : Bình phương nhỏ nhất phi tuyến

PTM : Định giá để thương mại (pricing to market)

REER : Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực đa phương

RER : tỷ giá hối đoái thực hiệu lực song phương

STAR : Mô hình véc tơ tự hồi quy chuyển tiếp trơn

STR : Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth transition regression model)

TGHĐ : Tỷ giá hối đoái

TVAR : Mô hình véc tơ tự hồi quy có ngưỡng

VAR : Mô hình véc tơ tự hồi quy

VECM : Mô hình véc tơ hiệu chỉnh sai số

WTO : Tổ chức thương mại thế giới

# **DANH MỤC BẢNG**

Bảng 2.1: Tóm tắt một số nghiên cứu về ERPT ở Việt Nam *Trang 36*

Bảng 2.2: Diễn biến tỷ giá và CPI (2012 – 2018) *Trang 45*

Bảng 3.1 Các biến số sử dụng trong nghiên cứu  *Trang 72*

Bảng 4.1: Thống kê mô tả các biến (tần suất tháng) *Trang 74*

Bảng 4.2: Thống kê mô tả các biến (tần suất quý) *Trang 75*

Bảng 4.3: Hệ số tương quan tần suất tháng *Trang 76*

Bảng 4.4: Hệ số tương quan tần suất quý *Trang 77*

Bảng 4.5: Kiểm định tính dừng bộ dữ liệu theo tần suất tháng *Trang 78*

Bảng 4.6: Kiểm định tính dừng bộ dữ liệu theo tần suất quý *Trang 78*

Bảng 4.7: Kết quả hồi quy mô hình ARDL (2,2,9,1) *Trang 81*

Bảng 4.8: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là lạm phát *Trang 83*

Bảng 4.9: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là lạm phát inf\_sa (-6)

*Trang 85*

Bảng 4.10: Kiểm định không còn phần phi tuyến với biến lạm phát *Trang 86*

Bảng 4.11:Tốc độ lạm phát của Việt Nam và một số khu vực trên thế giới *Trang 88*

Bảng 4.12: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là tỷ giá

*Trang 91*

Bảng 4.13: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là tỷ giá *Trang 92*

Bảng 4.14: Kiểm định không còn phần phi tuyến với biến tỷ giá *Trang 93*

Bảng 4.15: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là biến động tỷ giá *Trang 96*

Bảng 4.16: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là biến động tỷ giá lner\_std (-7) *Trang 97*

Bảng 4.17: Kiểm định không còn phần phi tuyến với biến biến động tỷ giá

*Trang 98*

Bảng 4.18: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp *Trang 101*

Bảng 4.19: Kết quả hồi quy mô hình với biến chuyển tiếp là tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp *Trang 103*

Bảng 4.20 Kiểm định không còn phi tuyến với biến tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp (iip\_sa (-3)) *Trang 104*

Bảng 4.21: Kết quả hồi quy mô hình ARDL (2,3,1,0) *Trang 107*

Bảng 4.22: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là thay đổi độ mở thương mại (open) *Trang 108*

Bảng 4.23: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là độ mở thương mại open(-2) bằng mô hình LSTR *Trang 110*

Bảng 4.24: Kiểm định không còn phần phi tuyến với biến độ mở thương mại

*Trang 111*

Bảng 5.1: Tập hợp kết quả hồi quy từ các mô hình STR *Trang 115*

# **DANH MỤC HÌNH VẼ**

Hình 1.1: Kênh truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát *Trang 7*

Hình 1.2: Ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên quá trình truyền dẫn tỷ giá *Trang 13*

Hình 2.1: Diễn biến lạm phát và TGHĐ ở Việt Nam giai đoạn 2000 – 2018 *Trang 40*

Hình 3.1: Hàm chuyển tiếp LSTR1 với c = 1 *Trang 57*

Hình 3.2: Hàm chuyển tiếp LSTR2 với c = -1 và c = 1 *Trang 57*

Hình 3.3: Hàm chuyển tiếp ESTR1 với c = 0 *Trang 58*

Hình 3.4: Quy trình các bước ước lượng mô hình STR *Trang 60*

Hình 4.1: Lạm phát trước và sau khi xử lý tính mùa vụ (theo tháng) *Trang 77*

Hình 4.2: Tiêu chuẩn AIC lựa chọn mô hình ARDL *Trang 80*

Hình 4.3: Kiểm định CUSUM cho mô hình ARDL(2,2,91) *Trang 80*

Hình 4.4: Hàm chuyển tiếp đối với biến lạm phát *Trang 89*

Hình 4.5: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp lạm phát theo thời gian *Trang 90*

Hình 4.6: Hàm chuyển tiếp đối với biến tỷ giá *Trang 94*

Hình 4.7: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp tỷ giá theo thời gian *Trang 95*

Hình 4.8: Hàm chuyển tiếp đối với biến động trong tỷ giá *Trang 99*

Hình 4.9: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp là độ bất ổn trong tỷ giá theo thời gian *Trang 99*

Hình 4.10: Hàm chuyển tiếp đối với biến tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp *Trang 105*

Hình 4.11: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp theo thời gian *Trang 105*

Hình 4.12: Tiêu chuẩn AIC lựa chọn mô hình ARDL (dữ liệu quý) *Trang 106*

Hình 4.13: Kiểm định CUSUM cho mô hình ARDL(2,3,10) *Trang 107*

Hình 4.14: Hàm chuyển tiếp đối với thay đổi trong độ mở *Trang 111*

Hình 4.15: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp độ mở theo thời gian *Trang 112*

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

**TRUYỀN DẪN TỶ GIÁ Ở VIỆT NAM**

# **Tóm tắt**

Luận án này được thực hiện nhằm đánh giá ảnh hưởng của các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam giai đoạn từ tháng 1/2000 đến tháng 12/2018. Trong luận án này, tác giả sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn để ước tính mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát có tính tới từng bối cảnh cụ thể của nền kinh tế như: môi trường lạm phát, mức độ biến động tỷ giá, độ bất ổn trong tỷ giá, chu kỳ kinh tế và độ mở thương mại của nền kinh tế Việt Nam.

Kết quả từ luận án cho thấy tồn tại bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến giữa truyền dẫn tỷ giá và các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô tại Việt Nam. Mức độ truyền dẫn tăng lên khi nền kinh tế rơi vào giai đoạn lạm phát hoặc rủi ro tỷ giá tăng cao trong ngắn hạn lẫn dài hạn. Tuy nhiên mức độ truyền lại giảm khi tỷ giá thay đổi vượt ngưỡng hoặc khi nền kinh tế mở cửa mạnh.

Kết quả từ nghiên cứu cung cấp các thông tin tham khảo có giá trị giúp cơ quan quản lý xây dựng các chính sách điều hành thị trường tiền tệ, ngoại hối phù hợp, hiệu quả nhằm bình ổn mức giá cả của nền kinh tế phù hợp với từng bối cảnh kinh tế cụ thể.

*Từ khóa:* Truyền dẫn tỷ giá, hồi quy chuyển tiếp trơn, môi trường vĩ mô, độ mở thương mại, độ bất ổn tỷ giá

**THE IMPACT OF MACRO-ENVIRONMENT TO EXCHANGE RATE PASS-THROUGH IN VIETNAM**

**Abstract**

This dissertation investigates the impact of macro-environmental factors on the level of exchange rate pass-through into inflation in Vietnam with monthly data from January 2000 to December 2018. The smooth transition regression model is applied to estimate the non-linear relationship between exchange rate pass-through and inflation concern with the level of inflation, exchange rate volatility, level of exchange rate changes, business cycles, and trade openness.

Results from this dissertation show that there exists evidence of a nonlinear relationship between exchange rate pass-through and macro-environmental factors in Vietnam. In general, exchange rate pass-through increases when the economy falls into a period of high inflation or high exchange rate risks in both the short and long term. However, the amount of transmission decreases when the exchange rate changes beyond the threshold or when the economy opens sharply.

The results from this dissertation are valuable reference resources to help the policymakers conduct suitably and effective intervention policies on the foreign exchange and money market to stabilize the price level of the economy suitably for each specific economic context.

*Key words:* exchange rate pass-through, smooth transition regression, macro-environmental factors, trade openness, exchange rate volatility.

# **CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU**

## **1.1 Lý do chọn đề tài**

Năm 2000 là cột mốc đánh dấu 15 năm Việt Nam thực hiện chính sách đổi mới canh tân đất nước. Năm 2000 được xem là năm bản lề của công cuộc đổi mới, nền kinh tế Việt Nam bước vào thiên niên kỷ mới với nhiều chiến lược quan trọng nhằm đưa Việt Nam sớm trở thành một nước công nghiệp hóa - hiện đại hóa. 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 (NHNN) 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*) theo Goldberg và Knetter (1997) là phần trăm thay đổi trong giá nhập khẩu tính bằng đồng tiền địa phương từ một phần trăm thay đổi trong tỷ giá giữa quốc gia xuất khẩu và quốc gia nhập khẩu. Ban đầu, các nghiên cứu chỉ chú ý đến mối quan hệ giá hàng hóa nhập khẩu và sự thay đổi của tỷ giá hối đoái danh nghĩa, theo thời gian, định nghĩa này đã được các nhà nghiên cứu kế thừa và mở rộng ra đối với giá sản xuất và giá tiêu dùng. Vì vậy, giờ đây truyền dẫn tỷ giá hối đoái được hiểu 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 (hoặc không hoàn toàn).

Các nghiên cứu trước đây chia ảnh hưởng của biến động tỷ giá vào trong các chỉ số giá thành 2 giai đoạn, giai đoạn đầu là ảnh hưởng của biến động tỷ giá lên giá nhập khẩu và giai đoạn sau là sự biến động của giá sản xuất, giá tiêu dùng sau khi giá nhập khẩu đầu vào đã bị làm thay đổi trước đó.

Cơ chế truyền dẫn những thay đổi trong tỷ giá lên các mức giá thông qua 2 kênh: *kênh truyền dẫn trực tiếp và kênh truyền dẫn gián tiếp.*

*Kênh truyền dẫn trực tiếp* là khi đồng nội tệ tăng giá hoặc giảm giá một cách tương đối so với ngoại tệ sẽ ảnh hưởng lên giá của hàng hóa tiêu dùng nhập khẩu hoặc nguyên liệu đầu vào nhập khẩu phục vụ cho sản xuất từ đó làm ảnh hưởng đến giá tiêu dùng cuối cùng. Ví dụ, khi đồng nội tệ giảm giá sẽ làm cho giá hàng hóa nhập khẩu sử dụng trực tiếp cho tiêu dùng tăng lên dưới góc nhìn của người tiêu dùng trong nước, do đó tỷ lệ hàng hóa nhập khẩu đầu vào chiếm càng nhiều trong rổ hàng hóa tiêu dùng thì mức độ truyền dẫn càng lớn, kết quả làm cho mức lạm phát trong nền kinh tế tăng cao. Ở góc độ sản xuất, khi đồng nội tệ giảm giá làm cho chi phí nguyên vật liệu đầu vào ngoại nhập trở nên đắt đỏ hơn khi quy theo nội tệ, điều này dẫn đến chi phí sản xuất tăng. Đứng trước hoàn cảnh này, nhà sản xuất và nhà bán lẻ nội địa có thể sẽ tăng giá bán đầu ra làm giá hàng hóa trong nước tăng lên và cuối cùng làm lạm phát gia tăng.

*Kênh truyền dẫn trực tiếp* cho thấy biến động trong tỷ giá ảnh hưởng trực tiếp vào giá nhập khẩu (giai đoạn 1) và sau đó là vào các mức giá nội địa (giai đoạn 2), vì vậy truyền dẫn của tỷ giá vào giá nhập khẩu thường được kỳ vọng sẽ cao hơn so với mức truyền dẫn vào các mức giá nội địa còn lại. Trong kênh truyền dẫn này, ở giai đoạn 1, hệ số truyền dẫn phụ thuộc vào chiến lược định giá của nhà sản xuất nước ngoài, trong khi đó ở giai đoạn 2 mức độ truyền dẫn phụ thuộc vào hành vi định giá của doanh nghiệp nội địa. Truyền dẫn trực tiếp chia thành 3 mức độ: truyền dẫn hoàn toàn, truyền dẫn một phần và không truyền dẫn. Truyền dẫn hoàn toàn xảy ra khi các doanh nghiệp điều chỉnh sự thay đổi của giá bán tương ứng với phần thay đổi trong tỷ giá nhằm duy trì lợi nhuận. Truyền dẫn một phần xảy ra khi các doanh nghiệp hấp thụ bớt một phần biến đổi trong tỷ giá bằng cách cắt giảm phần lợi nhuận tăng thêm (mark-up) tính vào giá bán, kết quả có thể làm giá bán tăng nhưng mức độ tăng không bằng với thay đổi trong tỷ giá. Không truyền dẫn xảy ra khi các doanh nghiệp giữ nguyên giá bán, chấp nhận lợi nhuận giảm xuống, trong tình huống này mọi biến động trong tỷ giá đã được doanh nghiệp hấp thụ hoàn toàn. Các tình huống kể trên phụ thuộc vào sức mạnh định giá của doanh nghiệp, tính chất hàng hóa dịch vụ mà họ cung ứng, mức độ cạnh tranh trong thị trường và môi trường vĩ mô mà các doanh nghiệp đó đang hoạt động.

*Kênh truyền dẫn gián tiếp* là ảnh hưởng của những thay đổi trong tỷ giá lên sức cạnh tranh của hàng hóa trong thị trường qua đó ảnh hưởng lên tổng cầu nội địa và tiền lương. Khi nội tệ giảm giá sẽ làm gia tăng nhu cầu của thị trường nội địa và thị trường nước ngoài đối với hàng hóa nội địa vì chúng rẻ hơn tương đối so với hàng hóa nước ngoài, đây được gọi là hiệu ứng dịch chuyển chi tiêu. Nếu một nền kinh tế đã hoạt động ở mức sản lượng toàn dụng thì một sự gia tăng nhu cầu của thị trường trong nước lẫn nước ngoài sẽ khiến tổng cầu gia tăng và gây ra áp lực lạm phát lên nền kinh tế. Bên cạnh đó, áp lực cầu đối với hàng hóa nội địa dẫn tới một mức cầu cao hơn về lao động và kéo theo tiền lương gia tăng trong dài hạn, cuối cùng điều này sẽ khiến chi phí sản xuất của các doanh nghiệp tăng lên làm cho giá bán đầu ra sẽ trở nên cao hơn góp phần thúc đẩy lạm phát. Một hiệu ứng quan trọng khác là sự cứng nhắc của tiền lương danh nghĩa trong ngắn hạn, nghĩa là tiền lương ít thay đổi hoặc thay đổi rất chậm trong ngắn hạn. Khi giá nội địa tăng, tiền lương thực sẽ giảm và sản lượng sẽ tăng. Đối với khía cạnh này thì tiền lương thực sẽ trở lại mức ban đầu qua thời gian, chi phí sản xuất và mức giá chung sẽ tăng nhưng sản lượng lại giảm. Vì vậy, cuối cùng tỷ giá giảm để lại một sự gia tăng lâu dài trong mức giá nhưng chỉ với một sự gia tăng tạm thời trong sản lượng.

Như trong **Hình 1.1**, chúng ta có thể dễ dàng nhìn thấy ở kênh *truyền dẫn trực tiếp*, hệ số truyền dẫn sẽ phụ thuộc vào hành vi định giá của doanh nghiệp nước ngoài hoặc doanh nghiệp nội địa. Hành vi định giá của doanh nghiệp lại thay đổi do các điều kiện vĩ mô nhất định của nền kinh tế chẳng hạn như môi trường lạm phát, quy mô biến động trong tỷ giá hoặc chu kỳ của nền kinh tế. Do đó, nghiên cứu ảnh hưởng của môi trường vĩ mô được đại diện bởi một số các biến vĩ mô lên mức độ truyền dẫn thông qua hành vi định giá của doanh nghiệp là một xu hướng nghiên cứu đã và đang được quan tâm trên thế giới. Trong luận án này, tác giả sẽ tập trung đo lường mức độ truyền dẫn những biến động trong tỷ giá vào lạm phát được đo lường bằng thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng có tính đến các trạng thái kinh tế vĩ mô khác nhau của nền kinh tế Việt Nam.

Nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn tỷ giá vào trong các mức giá cả có ý nghĩa quan trọng vì các lý do sau đây:

*Thứ nhất,* một trong những mục tiêu quan trọng của Ngân hàng trung ương (NHTW) khi thực thi chính sách tiền tệ là nhằm ổn định giá cả tức là kiểm soát lạm phát trong nền kinh tế. Mục tiêu này được đo lường bằng sự thay đổi của các chỉ số giá trong nền kinh tế. Một trong các nhân tố ảnh hưởng lớn đến sự thay đổi của chỉ số giá chính đó là sự thay đổi trong tỷ giá. Theo Nogueira và León-Ledesma (2011) mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào các mức giá cả đứng dưới góc nhìn vĩ mô lại chịu sự ảnh hưởng của các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô. Do đó, để thực thi chính sách tiền tệ hiệu quả NHTW không chỉ cần quan tâm đến mức độ truyền dẫn tỷ giá vào trong các mức giá mà còn phải nắm bắt được các yếu tố vĩ mô sẽ làm cho mức độ độ truyền dẫn này thay đổi như thế nào. Hiểu biết mức độ ảnh hưởng từ các kịch bản vĩ mô lên mức độ truyền dẫn tỷ giá sẽ giúp NHTW xây dựng được các chính sách phù hợp và hiệu quả để bình ổn mức giá cả của nền kinh tế.

**Hình 1.1: Kênh truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát**

**Nội tệ GIẢM GIÁ**

*Kênh trực tiếp*

Hàng hóa nhập khẩu cho tiêu dùng

**TĂNG GIÁ**

Đầu vào nhập khẩu cho

sản xuất

**TĂNG GIÁ**

Chi phí sản xuất **TĂNG**

**Giá tiêu dùng TĂNG**

*Kênh gián tiếp*

Cầu nội địa đối với hàng hóa thay thế **TĂNG**

Xuất khẩu **TĂNG**

Hàng hóa thay thế và xuất khẩu trở nên đắt đỏ hơn

Cầu lao động **TĂNG**

Tiền lương

**TĂNG**

*Hành vi thiết lập giá của doanh nghiệp nước ngoài*

*Hành vi thiết lập giá của doanh nghiệp nội địa*

*Nguồn:* *Laflèche (1997) và tổng hợp của tác giả*

*Thứ hai,* mức độ truyền dẫn tỷ giá là một yếu tố đầu vào quan trọng để xác định xu hướng điều chỉnh thâm hụt thương mại. Quy mô truyền dẫn sẽ ảnh hưởng đến cầu nội địa đối với nhập khẩu và qua đó góp phần điều chỉnh cán cân thương mại nội địa. Thị trường có mức độ truyền dẫn cao có nghĩa là giá của hàng hóa thương mại lẫn phi thương mại sẽ rất nhạy cảm với những biến động trong tỷ giá hối đoái. Kết quả này có thể ảnh hưởng lớn đến độ co giãn của cầu theo giá, do đó có thể làm cho quá trình điều chỉnh tài khoản vãng lai diễn ra tương đối nhanh chóng. Thí dụ, khi đồng nội tệ giảm nếu mức truyền dẫn tỷ giá cao sẽ làm cho giá hàng hóa nhập khẩu trở nên đắt đỏ hơn, kết quả là người tiêu dùng sẽ chuyển từ nhập khẩu sang tiêu dùng hàng hóa nội địa, do đó thâm hụt thương mại có thể được điều chỉnh trong thời gian ngắn. Tuy nhiên, khi mức độ truyền dẫn thấp, nghĩa là giá hàng hóa ít nhạy cảm với những thay đổi trong tỷ giá dẫn đến dòng thương mại phản ứng chậm chạp trước những cú sốc trong giá thì thâm hụt thương mại sẽ khó được điều chỉnh hoặc điều chỉnh tương đối chậm.

*Thứ ba,* mức độ truyền dẫn của tỷ giá lên giá có thể ảnh hưởng lên lựa chọn chính sách tỷ giá. Các nhà nghiên cứu cho rằng sự linh hoạt của tỷ giá cho phép điều chỉnh giá hàng hóa nhập khẩu tính theo đồng nội tệ một cách nhanh chóng nhằm hấp thụ những cú sốc thực. Sự điều chỉnh của giá tương đối tạo ra hiệu ứng dịch chuyển tiêu dùng giữa hàng hóa nội địa và hàng hóa nước ngoài nhằm phản ứng lại ảnh hưởng ban đầu của cú sốc. Tuy nhiên, nếu mức độ truyền dẫn của tỷ giá là thấp, hiệu ứng chuyển đổi tiêu dùng sẽ yếu, do đó làm giới hạn vai trò điều chỉnh ngắn hạn của chế độ tỷ giá hối đoái linh hoạt. Đặc biệt, khi mức độ truyền dẫn tỷ giá bằng không nghĩa là giá hàng hóa nhập khẩu không phản ứng với tất cả các mức thay đổi trong đồng tiền thì một chế độ tỷ giá linh hoạt cũng sẽ không cung cấp bất cứ lợi ích nào. Khi đó, chính sách phù hợp là cố định tỷ giá hối đoái danh nghĩa bởi vì chế độ tỷ giá linh hoạt không phát huy được tác dụng điều chỉnh giá tối ưu. Tuy nhiên khi truyền dẫn vào trong giá hàng hóa nhập khẩu là cao hoặc truyền dẫn hoàn toàn – có nghĩa giá nhập khẩu phản ứng 1:1 đối với những thay đổi trong tỷ giá - thì một chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi linh hoạt là đáng mong ước bởi vì nó cho phép việc điều chỉnh giá tương đối xảy ra nhanh chóng.

Như vậy, có thể thấy ERPT đóng vai trò quan trọng trong việc xây dựng và điều hành chính sách tiền tệ, chính sách tỷ giá hối đoái và tài khoản vãng lai của một quốc gia. Nắm bắt được cách thức và quy mô mà biến động trong tỷ giá hối đoái danh nghĩa truyền dẫn vào trong lạm phát sẽ giúp ngân hàng trung ương thực hiện mục tiêu ổn định giá cả hiệu quả hơn thông qua khả năng dự báo được lạm phát tốt hơn trước các cú sốc của tỷ giá. Ngoài ra hiểu biết về ERPT còn giúp Ngân hàng trung ương lựa chọn cơ chế tỷ giá phù hợp, cũng như các phương thức điều chỉnh chỉnh tỷ giá cần thiết nhằm điều chỉnh các khoản thâm hụt trong cán cân thương mại.

Nền kinh tế Việt Nam ngày càng hội nhập sâu rộng vào đời sống kinh tế thế giới, điều này cho thấy mức độ nhạy cảm cao của nền kinh tế trước các cú sốc bên ngoài trong đó có cú sốc tỷ giá. Do đó, hiểu biết một cách thấu đáo cơ chế truyền dẫn của tỷ giá tương ứng với các kịch bản kinh tế khác nhau sẽ giúp các cơ quan quản lý có cơ sở để xây dựng các chính sách chủ động ứng phó với những ảnh hưởng của các cú sốc này đến nền kinh tế.

Vấn đề truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam đã được một số nhà nghiên cứu quan tâm thực hiện. Trong giai đoạn trước, các tác giả thường quan tâm đến mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát trong bối cảnh tuyến tính, điển hình như nghiên cứu của Vo Van Minh (2009). Trong giai đoạn gần đây, đã có một số các nghiên cứu tập trung vào nghiên cứu cơ chế truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá điển hình như nghiên cứu của 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). Theo như kết quả từ các nghiên cứu ở nhóm thứ hai này, các yếu tố vĩ mô như mức độ lạm phát, biến động tỷ giá, chu kỳ kinh tế đều có thể là nguồn gốc tạo nên mối quan hệ phi tuyến trong truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam.

Trong luận án này, tác giả sẽ kế thừa và mở rộng các nghiên cứu về truyền dẫn phi tuyến đã có ở Việt Nam. Theo đó, tác giả sẽ kiểm tra mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bị ảnh hưởng như thế nào bởi các yếu tố vĩ mô quan trọng như mức độ lạm phát, mức độ biến động và bất ổn của tỷ giá, chu kỳ kinh tế và độ mở thương mại. Thông qua đó, tác giả mong muốn cung cấp bằng chứng sự về tác động của môi trường vĩ mô được đại diện bằng các yếu tố vĩ mô trên lên mức độ truyền dẫn tỷ giá ở Việt Nam. Ngoài ra, nghiên cứu muốn tìm kiếm bằng chứng thuyết phục để cho thấy khi chúng ta muốn đo lường mức độ truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam thì luôn cần xem xét trong một ngữ cảnh phi tuyến hơn là tuyến tính.

## **1.2** **Mục tiêu nghiên cứu và câu hỏi nghiên cứu**

### ***1.2.1 Mục tiêu***

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. Các nghiên cứu trước đây, điển hình như Vo Van Minh (2009) thường giả định mối quan hệ tuyến tính giữa những thay đổi trong tỷ giá vào giá cả, đồng thời giả định ERPT độc lập với môi trường vĩ mô, nghĩa là hệ số ERPT được xem như giống nhau cho mọi hoàn cảnh vĩ mô khác nhau. Do giả định như vậy nên các nghiên cứu này thường bỏ qua ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên cơ chế truyền dẫn tỷ giá. 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.

Ở Việt Nam trong số các nghiên cứu về truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá đã đề cập ở phía trên thì nghiên cứu của Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015) đề cập đến ERPT và môi trường lạm phát, nghiên cứu của Phạm Thị Thanh Xuân và cộng sự (2017) xem xét ERPT và chu kỳ kinh tế. *Tuy nhiên còn một số khía cạnh về truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vẫn 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 cũng sử dụng phương pháp hồi quy phù hợp (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.*

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.

Trong luận án này, 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.

### ***1.2.2 Câu hỏi nghiên cứu:***

Các nghiên cứu khác nhau về ERPT trên thế giới đã cho thấy ảnh hưởng của các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát như là môi trường lạm phát, biến động của tỷ giá, độ bất ổn trong tỷ giá, chu kỳ kinh tế và độ mở thương mại. Các nghiên cứu trên thế giới cho thấy các yếu tố vĩ mô này tác động lên hành vi định giá của doanh nghiệp. Các doanh nghiệp sẽ điều chỉnh tỷ lệ lợi nhuận mong muốn (mark-up) trong giá trước các cú sốc đến từ tỷ giá, kết quả là làm thay đổi mức độ dịch chuyển những biến động trong tỷ giá vào các mức giá cả. Nói cách khác, dưới góc độ tổng thể của nền kinh tế, hệ số ERPT sẽ thay đổi tùy theo các ngữ cảnh kinh tế vĩ mô cụ thể, điều này được gọi là mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá. Cụ thể chúng ta có thể diễn giải rằng ứng với mỗi một trạng thái khác nhau của nền kinh tế thì mức độ truyền dẫn sẽ khác nhau.

Như đã đề cập ở phần trước, ở Việt Nam trong giai đoạn gần đây đã có một số tác giả tập trung vào mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá trong một số hoàn cảnh vĩ mô nhất định thay vì giả định mối quan hệ này là tuyến tính. Một số yếu tố vĩ mô có thể là nguồn gốc của truyền dẫn phi tuyến cũng đã được các nghiên cứu tại Việt Nam đề cập đến bao gồm: yếu tố liên quan đến độ ổn định của nền kinh tế (trước và sau khi gia nhập WTO), môi trường lạm phát, chu kỳ kinh tế.

Tuy nhiên, vẫn còn nhiều yếu tố thuộc về môi trường vĩ mô có thể là nguồn gốc giải thích cho mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vẫn chưa được khám phá ở Việt Nam như: mức độ biến động của tỷ giá, độ bất ổn trong tỷ giá và độ mở thương mại. Do đó luận án này được thực hiện để xem xét mức độ phản ứng của lạm phát trước cú sốc tỷ giá dưới các trạng thái vĩ mô khác nhau ở Việt Nam nhằm lắp đầy khoảng trống nghiên cứu này. Nghiên cứu này kế thừa các nghiên cứu đã thực hiện ở một số nơi trên thế giới, trong đó đã xác nhận mức độ thay đổi của lạm phát do biến động của tỷ giá phụ thuộc vào trạng thái của môi trường vĩ mô như Taylor (2000), Gagnon và Ihrig (2004), Choudhri và Hakura (2006), Bussière (2013), Khundrakpam (2007), Nogueira và León-Ledesma (2011), Kılıç (2010), Przystupa và Wróbel (2011), Cheikh (2012), Ghosh (2013),Khemiri và Ali (2012).

Luận án trả lời cho các câu hỏi nghiên cứu sau:

* *Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bị ảnh hưởng bởi môi trường lạm phát như thế nào lên?*
* *Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bị ảnh hưởng bởi những thay đổi trong tỷ giá như thế nào?*
* *Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bị ảnh hưởng bởi độ bất ổn trong tỷ giá như thế nào?*
* *Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bị ảnh hưởng bởi trạng thái kinh tế tăng trưởng hay suy thoái như thế nào?*
* *Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát bị ảnh hưởng bởi độ mở thương mại cao hay thấp như thế nào?*

Hình 1.2: Ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên quá trình truyền dẫn tỷ giá

Giá tiêu dùng

Giá sản xuất

Giá nhập khẩu

Tỷ giá

**MÔI TRƯỜNG VĨ MÔ**

**Hành vi định giá**

**của doanh nghiệp**

*Nguồn:* tác giả tự tổng hợp

## **1.3 Phạm vi và phương pháp nghiên cứu**

### ***1.3.1*** ***Phạm vi nghiên cứu***

Luận án được thực hiện với dữ liệu kinh tế vĩ mô của Việt Nam giai đoạn 2000 đến 2018. Luận án sẽ nghiên cứu truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam thông qua việc ước tính mức độ phản ứng của lạm phát (đo lường bằng mức độ thay đổi trong chỉ số CPI) trước cú sốc của tỷ giá trong các điều kiện vĩ mô cụ thể của nền kinh tế.

Nghiên cứu được thực hiện với bộ dữ liệu hàng tháng từ tháng 1 năm 2000 đến tháng 12 năm 2018.

Trong câu hỏi nghiên cứu về ảnh hưởng của độ mở thương mại lên quá trình truyền dẫn tỷ giá, do giới hạn về dữ liệu nên tác giả sử dụng bộ dữ liệu có tần suất theo quý từ Q3:2001 đến Q4:2018 cho câu hỏi này.

Môi trường vĩ mô trong luận án này được đại diện bởi một tập hợp các yếu tố: mức độ lạm phát, mức độ biến động và bất ổn của tỷ giá hối đoái, chu kỳ kinh tế và độ mở thương mại. Khái niệm này được tiếp thu có mở rộng từ các nghiên cứu của Nogueira và León-Ledesma (2011), Cheikh (2012), theo đó sự thay đổi của các yếu tố vĩ mô này mô tả tính ổn định về mặt vĩ mô của nền kinh tế.

### ***1.3.2 Phương pháp nghiên cứu***

Luận án sử dụng phương pháp phân tích và tổng hợp để hệ thống lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm liên quan đến truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát dưới các điều kiện kinh tế vĩ mô cụ thể.

Mô hình định lượng được sử dụng trong luận án là hồi quy chuyển tiếp trơn nhằm ước tính mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào mức giá tiêu dùng dưới các trạng thái khác nhau của môi trường kinh tế vĩ mô. Phương pháp hồi quy này cho phép đo lường hệ số truyền dẫn tỷ giá trong điều kiện nền kinh tế chuyển tiếp dần dần từ một trạng thái này sang một trạng thái khác.

Quy trình nghiên cứu định lượng trong luận án gồm các bước sau:

*Bước 1:* Thu thập số liệu

*Bước 2:* Xử lý dữ liệu, hiệu chỉnh tính mùa vụ, xu hướng của dữ liệu

*Bước 3:* Thống kê mô tả và phân tích đặc tính dữ liệu

*Bước 4:* Kiểm tra tính dừng của dữ liệu

*Bước 5:* Xây dựng mô hình hồi quy cơ sở (mô hình tuyến tính)

Đối với bước này tác giả sử dụng mô hình hồi quy đa biến theo mô hình tự hồi quy có độ trễ - ARDL (p,q) để ước tính các hệ số trong mô hình.

*Bước 6:* Xây dựng và kiểm định mô hình hồi quy phi tuyến.

Ở bước này tác giả sử dụng khung phân tích và mô hình dựa theo nghiên cứu của Campa và Goldberg (2002, 2005), Nogueira và León-Ledesma (2008, 2011). Sau đó tác giả xây dựng hàm chuyển tiếp và thực hiện các kiểm định để lựa chọn biến chuyển tiếp và dạng hàm chuyển tiếp phù hợp.

* *Thứ nhất*, kiểm định xem có tồn tại mối quan hệ truyền dẫn tỷ giá phi tuyến ở Việt Nam hay không
* *Thứ hai,* nếu tồn tại mối quan hệ phi tuyến thì dạng hàm phi tuyến sẽ là logics (LSTR) hay hàm mũ (ESTR) là phù hợp, biến chuyển tiếp sẽ có giá trị trễ là bao nhiêu
* *Thứ ba,* ước lượng hàm phi tuyến vừa tìm được, đồng thời thực hiện các kiểm định hậu nghiệm để đánh giá chất lượng mô hình như: mô hình không còn hiện tượng phi tuyến, mô hình không có tương quan chuỗi trước khi bình luận các kết quả ước lượng.

1.4 Đóng góp mới của luận án

### ***1.4.1*** ***Đóng góp về cơ sở lý thuyết***

*Thứ nhất,* luận án đã tổng hợp và phân tích có hệ thống các lý thuyết, bằng chứng thực nghiệm và phương pháp nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn tỷ giá phi tuyến ở Việt Nam và trên thế giới.

*Thứ hai*, nghiên cứu của tác giả 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 điển hỉnh như nghiên cứu sử dụng mô hình véc tơ tự hồi quy ngưỡng (TVAR) của Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015), mô hình không gian trạng thái trong nghiên cứu của tác giả Phạm Thị Thanh Xuân và cộng sự (2017) và một số tác giả khác ở thị trường Việt Nam.

*Thứ ba*, 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 cap/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.

### ***1.4.2 Đóng góp về mặt thực tiễn***

*Thứ nhất,* kết quả từ nghiên cứu cho thấy các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô có ảnh hưởng lên quy mô truyền dẫn những thay đổi trong tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam. Kết quả từ luận án cũng xác nhận mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến giữa tỷ giá hối đoái và lạm phát ở Việt Nam trong các trạng thái vĩ mô khác nhau của nền kinh tế. Theo đó, hệ số truyền dẫn sẽ thay đổi khi nền kinh tế chuyển từ trạng thái này sang trạng thái khác.

*Thứ hai,* 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 ba,* tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa hệ số truyền dẫn tỷ giá và mức biến động tỷ giá trong nền kinh tế*.* Cụ thể khi tỷ giá thay đổi tăng vượt quá một mức ngưỡng thì ERPT sẽ giảm. Kết quả cho thấy khả năng các doanh nghiệp bỏ qua vấn đề chi phí thực đơn, sẵn sàng thay đổi giá với những thay đổi thấp trong tỷ giá. Tuy nhiên, khi tỷ giá biến vượt ngưỡng, các doanh nghiệp sẽ giảm phần chuyển những thay đổi trong tỷ giá vào giá nhằm bảo vệ thị phần của mình nên làm cho hệ số truyền dẫn giảm.

*Thứ tư,* khi xét đến mức độ rủi ro tỷ giá trong nền kinh tế đến hành vi điều chỉnh giá của doanh nghiệp nói chung trong nền kinh tế, kết quả cho thấy độ bất ổn trong tỷ giá càng cao thì mức độ truyền dẫn càng lớn. Điều này hỗ trợ bằng chứng về sự hiện diện của vấn đề “duy trì thị phần” ở thị trường Việt Nam, khi mức rủi ro tỷ giá thấp, sự thay đổi không thường xuyên các doanh nghiệp ít điều chỉnh và duy trì giá bán làm cho mức độ truyền dẫn giảm xuống. Nhưng khi doanh nghiệp nhận thấy mức rủi ro tỷ giá tăng lên thông những biến động lớn, thường xuyên thì họ sẽ chuyển những thay đổi này trong giá và làm hệ số truyền dẫn tăng lên.

*Thứ năm,* kết quả của luận án cũng cho thấy tính thuận chu kỳ của truyền dẫn trong tỷ giá ở Việt Nam, theo đó mức truyền dẫn sẽ cao hơn khi nền kinh tế ở giai đoạn mở rộng nếu xét trong dài hạn. Trong ngắn hạn, hệ số truyền dẫn lại cao hơn ở giai đoạn nền kinh tế thu hẹp.

*Thứ sáu,* độ mở thương mại cho thấy mức độ mở cửa thị trường thấp thì mức truyền dẫn sẽ cao hơn so với khi nền kinh tế có mức độ mở lớn hơn. Điều này cho thấy sức ép cạnh tranh giữa doanh nghiệp khi nền kinh tế mở cửa lớn hơn đã góp phần làm giảm quy mô 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.

## **1.5 Cấu trúc của luận án**

Luận án được trình bày thành 5 chương như sau:

- Chương 1: Giới thiệu

- Chương 2: Tổng quan lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm

- Chương 3: Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

- Chương 4: Kết quả nghiên cứu và thảo luận

- Chương 5: Kết luận và hàm ý chính sách

## **1.6 Kết luận Chương giới thiệu**

Trong chương này, luận án đã giới thiệu về khái niệm truyền dẫn tỷ giá, giới thiệu về kênh truyền dẫn trực tiếp và gián tiếp những cú sốc trong tỷ giá vào các mức giá cả.

Luận án đã chỉ ra khoảng trống nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá cho bối cảnh Việt Nam. Cụ thể, có thể có một số yếu tố thuộc môi trường vĩ mô giúp cung cấp thêm bằng chứng về mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát. Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn được sử dụng để phản ánh tốt hơn phản ứng không đồng nhất của các doanh nghiệp trước cú sốc của tỷ giá hỗ trợ cho việc đo lường mức độ truyền dẫn phù hợp hơn trên quy mô của toàn bộ nền kinh tế so với một số mô hình đã được các nghiên cứu trước đây thực hiện ở Việt Nam.

Luận án cũng đã nêu bật 3 mục tiêu và 4 câu hỏi nghiên cứu cụ thể trong luận án. Đồng thời luận án cũng đã trình bày các đóng góp về mặt học thuật và thực tiễn từ các kết quả thực nghiệm được tìm thấy.

# **CHƯƠNG 2: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VÀ BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM**

## **2.1** **Ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn**

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 cần phải chú ý đến vai trò của nền tảng kinh tế vĩ mô của một quốc gia khi phân tích mối mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào giá nhập khẩu hoặc lạm phát. Hoặc Taylor (2000) đã nhấn mạnh đến vai trò của chính sách tền tệ khi kết luận rằng quốc gia có chính sách tiền tệ ổn định và tỷ lệ lạm phát thấp thì mức độ truyền dẫn sẽ thấp hơn trong nghiên cứu của mình. 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).

Tiếp theo, luận án sẽ trình bày và thảo luận các lý thuyết cùng với bằng chứng thực nghiệm liên quan đến ảnh hưởng của các nhân tố thuộc môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn của tỷ giá hối đoái vào lạm phát trong nền kinh tế. Đây sẽ là cơ sở lý thuyết để luận án xây dựng các giả thuyết kiểm định về sự ảnh hưởng các nhân tố thuộc môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát trong bối cảnh Việt Nam.

### ***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. Taylor (2000) đưa ra kết luận rằng nền kinh tế có mức lạm phát thấp và ổn định đã tạo điều kiện đưa đến mức truyền dẫn thấp hơn là do kỳ vọng của doanh nghiệp vào sự dai dẳng của những thay đổi trong giá và chi phí thấp hơn. Theo Taylor sự sụt giảm trong sức mạnh định giá của doanh nghiệp là lời giải thích hợp lý cho tình huống lạm phát thấp trước áp lực cầu bởi vì nó khiến cho các doanh nghiệp kìm nén giá hoặc tiền lương.

Tiếp nối nghiên cứu tiên phong của Taylor (2000), nghiên cứu của Choudhri và Hakura (2006) còn nhấn mạnh rằng niềm tin vào một môi trường lạm phát thấp cần phải được xây dựng trước thì truyền dẫn thấp mới có thể xuất hiện sau đó.

Shitani và cộng sự (2012) là một trong những tác giả tiên phong sử dụng lớp mô hình chuyển tiếp trơn tự hồi quy (STAR) để kiểm chứng giả thuyết của Taylor (2000) về mối quan hệ cùng chiếu giữa ERPT và môi trường lạm phát. Các tác giả nhận thấy ERPT hoàn toàn có thể được ước tính phù hợp bằng các mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn với các biến trễ của lạm phát đóng vai trò là biến chuyển tiếp. Shitani và cộng sự đã mở rộng nghiên cứu của Taylor (2000) bằng cách ước tính ERPT theo thời gian nhằm mục đích loại trừ tình huống ERPT thấp có liên quan đến sự chọn mẫu dữ liệu trong thời gian lạm phát thấp như Taylor (2000) đã từng đề cập. Kết quả từ nghiên cứu vẫn cho thấy giai đoạn ERPT thấp có liên quan đến môi trường lạm phát thấp.

Junttila và Korhonen (2012) đồng thuận rằng mức độ truyền dẫn của tỷ giá bị ảnh hưởng cùng chiều và phi tuyến bởi môi trường lạm phát của quốc gia nhập khẩu. Các tác giả ủng hộ quan điểm của Taylor (2000) rằng lạm phát thấp khiến cho ERPT thấp hơn, bên cạnh đó nghiên cứu còn nhấn mạnh vai trò của mức độ cứng nhắc trong giá ở quốc gia nhập khẩu. Bởi vì kết quả từ nghiên cứu cho thấy các công ty xuất khẩu sử dụng đồng thời thông tin về môi trường lạm phát và giá cứng nhắc để điều chỉnh giá của họ. Tác giả cũng nhấn mạnh cần có thêm nghiên cứu cho các nền kinh tế nhỏ mở vì sự thay đổi trong tỷ giá ảnh hưởng đăc biệt lớn đến lạm phát ở các nền kinh tế nhỏ so với nền kinh tế lớn. Tác giả lập luận rằng trong một thị trường hội nhập những nước nhỏ thường là nước chấp nhận giá, điều này có thể khiến sự điều chỉnh giá của các nhà xuất khẩu ở những thị trường này diễn ra thường xuyên hơn và nhiều hơn.

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.

*Dưới đây là một số bằng chứng thực nghiệm chính liên quan đến truyền dẫn tỷ giá và môi trường lạm phát:*

Nghiên cứu của Taylor (2000) cho thấy rằng ở môi trường lạm phát khác nhau thì mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào giá cả 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 khi lạm phát được duy trì ổn định và ở mức thấp, có mối quan hệ cùng chiều với mức độ dai dẳng thấp trong lạm phát. Kỳ vọng về sự dai dẳng thấp của lạm phát ảnh hưởng đến hành vi điều chỉnh giá của doanh nghiệp. 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.

Baqueiro và cộng sự (2003) đã nghiên cứu truyền dẫn tỷ giá tại nhiều quốc gia khác nhau bằng cách chia mẫu nghiên cứu theo giai đoạn quốc gia có lạm phát thấp và quốc gia có lạm phát cao. Họ 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 của chính sách bình ổn 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.

Nghiên cứu củaCa’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 với mức lạm phát thấp, có mức truyền dẫn của tỷ giá vào giá nhỏ hơn.

Nghiên cứu củaNogueira và León-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 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 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 và cộng sự (2013) đã tìm thấy mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến giữa tỷ giá và lạm phát. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy rằng môi trường lạm phát thấp ở Mỹ trong giai đoạn thập niên 80, 90 góp phần làm cho hệ số ERPT giảm. Trong khi đó, kể từ năm 2000, khi lạm phát ở Mỹ bắt đầu tăng lên thì ERPT cũng trở nên cao hơn.

Aleem và Lahiani (2014) sử dụng mô hình vectơ tự hồi quy bán cấu trúc với biến ngoại sinh (VARX) cho nhóm các quốc gia Mỹ Latin và Đông Á cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá chịu ảnh hưởng của chính sách tiền tệ đáng tin cậy. Các tác giả cho thấy ERPT thấp hơn ở các quốc gia thiết kế và thực thi một chính sách tiền tệ hướng đến việc kiểm soát lạm phát. Kết quả là hệ số truyền dẫn đã thấp hơn ở các quốc gia chấp chận chính sách lạm phát mục tiêu. Sự sụt giảm của hệ số truyền dẫn được cho là có liên quan đến môi trường lạm phát thấp và ổn định.

Từ các nghiên cứu điển hình trên có thể thấy mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát chịu ảnh hưởng bởi môi trường lạm phát. Trong điều kiện lạm phát thấp mức độ truyền dẫn sẽ thấp hơn và ngược lại. Nhiều phương pháp khác nhau đã được các nhà nghiên cứu sử dụng và xác nhận giả thuyết về sự phụ thuộc của mức độ truyền dẫn tỷ giá vào môi trường lạm phát như đề xuất Taylor (2000). Mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá và môi trường lạm phát cho thấy khi mức lạm phát trong nền kinh tế vượt quá một giá trị ngưỡng nào đó thì hệ số truyền dẫn sẽ thay đổi. Mối quan hệ này thường được giải thích bởi các bằng chứng vi mô về hành vi định giá của doanh nghiệp phụ thuộc vào kỳ vọng của họ về sự dai dẳng và mức độ của lạm phát.

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

Các nghiên cứu trước đây về ảnh hưởng của biến động tỷ giá lên truyền dẫn tỷ giá cho thấy giá cả trong nền kinh tế phản ứng bất đối xứng với xu hướng và quy mô thay đổi trong tỷ giá. 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.

*Duy trì thị phần*

Hành vi định giá theo thị trường (*pricing to market* - PTM) của các doanh nghiệp nhằm tối ưu hóa lợi thế của mình trong từng hoàn cảnh cụ thể làm cho truyền dẫn thấp hơn mức 1:1. Doanh nghiệp có thể vì mục tiêu duy trì thị phần mà giữ giá hàng hóa ở thị trường nội địa (home country) không đổi bất chấp sự biến động trong tỷ giá. Trong tình huống này, lợi nhuận của doanh nghiệp bị sụt giảm trong suốt thời kỳ đồng nội tệ giảm giá nhưng có thể được bù trừ khi đồng nội tệ tăng giá. Marston (1990) và Knetter (1994) cho rằng còn có một khả năng khác đó là các công ty nước ngoài có thể điều chỉnh phần lợi nhuận cộng thêm tính trên chi phí (mark-up) của họ để gia tăng thị phần khi đồng nội tệ tăng giá và giữ nguyên thị phần khi đồng nội tệ giảm giá.

*Hiệu ứng dịch chuyển sản xuất*

Pollard và Coughlin (2004) cũng dẫn ra một nguồn gốc khác nhằm giải thích cho hiện tượng truyền dẫn bất đối xứng đến từ việc sử dụng đầu vào nhập khẩu trong tiến trình sản xuất hàng hóa dựa theo nghiên cứu của Webber (1999). Theo đó các công ty nước ngoài sẽ thay đổi giữa đầu vào nhập khẩu và đầu vào nội địa tùy thuộc vào giá của 2 mặt hàng này. Mức độ truyền dẫn tùy thuộc vào độ co giãn của hàm markup của doanh nghiệp trước những biến động trong tỷ giá. Cụ thể, khi đồng nội tệ của nhà xuất khẩu tăng giá thì các công ty nước ngoài có thể sử dụng đầu vào chủ yếu tại nước của họ để sản xuất hàng hóa., mức truyền dẫn tỷ giá khi đó sẽ là , trong đó là độ co giãn của cầu hàng hóa nội địa theo giá. Khi đồng nội tệ của nhà xuất khẩu giảm giá thì các công ty nước ngoài sẽ sử dụng nguồn đầu vào nhập khẩu để sản xuất và truyền dẫn lúc đó bằng 0.

*Giới hạn về năng lực cung ứng*

Trong mô hình duy trì thị phần và dịch chuyển sản xuất, khi đồng tiền của nhà nhập khẩu tăng tương đối so với đồng tiền nước xuất khẩu sẽ làm hệ số truyền dẫn gia tăng. Tuy nhiên, trong mô hình liên quan đến giới hạn về năng lực cung ứng của nhà xuất khẩu thì kết quả ngược lại. Nghĩa là khi đồng tiền của của nhà nhập khẩu giảm giá thì khi hệ số truyền dẫn sẽ cao hơn.

Khi đồng tiền nhà nhập khẩu tăng giá sẽ làm gia tăng sức mua tương đối, nhu cầu hàng hóa nhập khẩu của họ cũng gia tăng. Khi đó, có thể nhà xuất khẩu không thể đáp ứng đầy đủ nhu cầu của nhà nhập khẩu ta gọi đó là giới hạn năng lực cung ứng. Khi đồng tiền của nhà nhập khẩu tăng giá, các công ty nước ngoài sẽ tăng phần mark-up để giữ giá bán, cho nên giá tính theo đồng tiền của nhà nhập khẩu vẫn cố định, truyền dẫn trong tình huống này trở nên rất thấp. Thay vì tăng doanh số dễ gây áp lực lên năng lực cung ứng, các doanh nghiệp nước ngoài sẽ tăng mark-up để tăng lợi nhuận biên. Khi đồng tiền của nhà nhập khẩu giảm giá, ràng buộc sản lượng sẽ ít xuất xuất hiện, vì giá hàng hóa nhập khẩu tính theo nội tệ sẽ trở nên cao hơn ngăn trở một phần nhu cầu nhập khẩu. Doanh nghiệp xuất khẩu có thể giảm phần mark-up xuống nhưng vẫn cho phép giá bán tính bằng đồng tiền của nhà nhập khẩu tăng lên, qua đó phản ánh một phần biến động của tỷ giá vào giá cả. Lập luận này cho thấy truyền dẫn có khuynh hướng cao hơn khi đồng nội tệ giảm giá so với khi nội tệ tăng giá.

Ngoài ra, ràng buộc về khối lượng cung ứng có thể tăng lên bởi các giới hạn về thương mại từ đó giới hạn năng lực xuất khẩu hàng hóa từ nước này sang nước khác như: hạn ngạch hoặc các quy định hạn chế xuất khẩu hoặc sự giới hạn trong năng lực sản xuất của doanh nghiệp.

*Chi phí thực đơn*

Nhiều doanh nghiệp phản ứng không đồng nhất với quy mô thay đổi trong tỷ giá. Chi phí của việc thông báo/ điều chỉnh giá ghi hóa đơn khi tỷ giá thay đổi được gọi là chi phí thực đơn. Một sự thay đổi nhỏ của tỷ giá sẽ không đáng để doanh nghiệp thông báo điều chỉnh giá của mình, họ sẽ hấp thụ sự thay đổi này do đó mức độ truyền dẫn thấp. Tuy nhiên khi tỷ giá biến động một mức lớn, doanh nghiệp sẽ cân nhắc để điều chỉnh giá bán để cập nhật sự biến động trong tỷ giá. Quá trình này có thể đưa đến kết quả truyền dẫn bất đối xứng khi tỷ giá biến động lớn hoặc nhỏ. Bên cạnh đó, truyền dẫn bất đối xứng còn phụ thuộc vào đồng tiền ghi hóa đơn.

Giả sử, đầu vào nhập khẩu được ghi hóa đơn bằng đồng tiền của nhà nhập khẩu thì một sự thay đổi nhỏ trong tỷ giá, công ty vẫn giữ giá đó cố định và hấp thụ sự thay đổi trong tỷ giá, trong tình huống này truyền dẫn sẽ bằng 0. Nếu thay đổi của tỷ giá trở nên lớn hơn thì doanh nghiệp sẽ điều chỉnh giá ghi hóa đơn của họ, truyền dẫn lúc này sẽ lớn hơn 0. Khi đồng tiền ghi giá hóa đơn là đồng nội tệ (đồng tiền của nhà nhập khẩu) truyền dẫn sẽ lớn hơn khi tỷ giá biến động lớn.

Tuy nhiên nếu đầu vào nhập khẩu được ghi hóa đơn bằng đồng tiền của nhà xuất khẩu thì một sự thay đổi nhỏ trong tỷ giá sẽ được truyền dẫn đầy đủ vào giá khi chuyển sang đồng tiền của nhà nhập khẩu. Tuy nhiên, khi tỷ giá biến động lớn các nhà xuất khẩu sẽ hấp thụ một phần và chuyển một phần biến động của tỷ giá vào trong giá bán, kết quả làm cho mức độ tăng giá khi quy sang nội tệ sẽ không bằng với mức độ biến động trong tỷ giá, do đó tình huống này truyền dẫn lại thấp hơn. Khi đồng tiền ghi giá hóa đơn là đồng ngoại tệ (của nhà xuất khẩu) truyền dẫn sẽ lớn hơn khi tỷ giá biến động nhỏ.

*Dưới đây là một số bằng chứng thực nghiệm chính liên quan đến mối quan hệ truyền dẫn tỷ giá và xu hướng biến động trong tỷ giá:*

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

Gil-Pareja (2000) đã sử dụng dữ liệu hàng quý trong giai đoạn từ 1988 đến 1996 ở các nước Châu Âu để kiểm tra sự bất đối xứng trong hành vi thiết lập giá để thương mại ở trong khu vực các ngành xuất khẩu. Kết quả từ nghiên cứu cho 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) thực hiện nghiên cứu truyền dẫn của tỷ giá vào trong giá nhập khẩu đối với 29 ngành công nghiệp của Mỹ trong giai đoạn 1978 đến 2000 cho thấy rằng quá nửa số công ty trong mẫu đã phản ứng bất đối xứng trước việc tỷ giá tăng và giảm nhưng xu hướng của sự không đối xứng thì không giống nhau. Ngoài ra nghiên cứu còn cho thấy các doanh nghiệp cũng phản ứng bất đối xứng trước những thay đổi lớn hoặc nhỏ của tỷ giá. Bằng chứng từ nghiên cứu cho thấy ERPT nhìn chung cùng chiều mức độ biến động phản ánh rõ nét lý thuyết chi phí thực đơn và quy mô biến động của tỷ giá ảnh hưởng vượt trội hơn so với xu hướng biến động của tỷ giá.

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

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

Faryna (2016) cũng tìm thấy một mối quan hệ phi tuyến giữa thay đổi trong tỷ giá và lạm phát. Cụ thể hiệu ứng truyền dẫn cao hơn trong giai đoạn tỷ giá biến động nhỏ, trong khi tỷ giá biến động vừa hoặc tương đối lớn lại ảnh hưởng không có ý nghĩa thống kê lên giá tiêu dùng. Tác giả lý giải rằng do công ty nước ngoài thường theo đuổi chiến lược định giá bằng đồng tiền nhà sản xuất khi xuất khẩu hàng hóa vào Ukraina, kết quả này cho thấy sự hiện diện của vấn đề chi phí thực đơn đối với các nhà sản xuất nước ngoài. Cụ thể, việc thay đổi giá ghi hóa đơn trở nên đáng giá đối với các nhà xuất khẩu nước ngoài và do đó giá được yết bằng đồng tiền của nhà nhập khẩu phản ứng với một biến động nhỏ trong tỷ giá. Tác giả còn cho thấy khi tỷ giá giảm một mức tương đối lớn thì có một ảnh hưởng đáng kể lên sự thay đổi của giá. Giai đoạn mà đồng tiền giảm giá kịch tính ở Ukraina trong giai đoạn 2008, 2014 và 2015 trong suốt thời kỳ kinh tế suy thoái, môi trường lạm phát bất lợi và khủng hoảng niềm tin có thể giải thích cho hiệu ứng truyền dẫn ở mức độ cao.

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

Chu kỳ kinh doanh hay còn gọi là chu kỳ kinh tế hoặc chu kỳ thương mại là sư dịch chuyển theo hướng tăng hoặc giảm của tổng sản phẩm quốc nội và liên quan đến giai đoạn mở rộng hoặc thu hẹp trong các hoạt động kinh tế (Madhani, 2010). Theo kinh tế học, chu kỳ kinh tế[[1]](#footnote-1) bao gồm 3 pha: suy thoái, phục hồi và hưng thịnh (bùng nổ). Cũng có quan điểm coi pha phục hồi là thứ yếu nên chu kỳ kinh doanh chỉ gồm hai pha chính là suy thoái và hưng thịnh (hay mở rộng). Trong nghiên cứu này, luận án sẽ phân tích ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế lên truyền dẫn tỷ giá dựa theo giả định chu kỳ kinh tế gồm 2 pha chính: suy thoái và mở rộng.

Trong thời kỳ nền kinh tế bùng nổ hệ số truyền dẫn 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) đã cung cấp bằng xác nhận điều này thông qua sử dụng dữ liệu bảng của 71 nền kinh tế, các tác giả cho thấy giai đoạn kinh tế suy thoái mức truyền dẫn vào giá cao hơn giai đoạn nền kinh tế mở rộng. Trong khi đó 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. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (STR) đầu tiên của 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. Cũng sử dụng mô hình STR nghiên cứu của Cheikh (2012) cho thấy các kết quả ngược nhau, ERPT cao hơn trong giai đoạn kinh tế mở rộng so với giai đoạn suy thoái ở nhóm quốc gia này nhưng ở các quốc gia khác lại xảy ra điều ngược lại. Tác giả kết luận mối quan hệ giửa ERPT là chu kỳ kinh tế là không đồng nhất, tuy nhiên nhấn mạnh rằng mối ERPT thay đổi phi tuyến theo chu kỳ kinh tế cần thì được chú ý trong quá trình thiết kế chính sách tiền tệ.

Trong lý thuyết kinh tế vĩ mô, sự cạnh tranh không hoàn hảo được xác định bởi phần mark-up lên giá trong phần chi phí biên. Phần mark-up là dấu hiệu cho thấy sự thiếu cạnh tranh vì vậy một doanh nghiệp có mức mark-up cao được cho là doanh nghiệp có sức mạnh thị trường lớn hơn. Bils (1987) đã cho rằng phần mark-up lên giá thông qua chi phí biên không giữ nguyên trong các điều kiện kinh tế khác nhau. Tuy nhiên, các lý thuyết không đưa ra một kết luận nào nhất quán nào sự thuận chu kỳ hay nghịch chu kỳ đối với mark-up (Nekarda và Ramey, 2013).

Hành vi khác biệt trong mark-up là do khác biệt của tổng cầu đối với thị trường lao động, giá hàng hóa trung gian, nguyên vật liệu cùng với các chiến lược của doanh nghiệp trong các kịch bản kinh tế khác nhau. Các nhà nghiên cứu đã phát triển nhiều mô hình khác nhau để tìm hiểu tính chu kỳ của mark-up. Sự khác biệt trong các mô hình nghiên cứu về tính chu kỳ của mark-up được cho là do hành vi khác nhau của các doanh nghiệp đối với các nhân tố vĩ mô (Nekarda và Ramey, 2013).

Chẳng hạn, sự khác biệt trong mark-up có liên quan đến độ co giãn của cầu. Độ co giãn của tổng cầu sẽ giảm trong thời kỳ nền kinh tế suy thoái điều này làm cho sức mạnh thị trường mạnh lên và do đó hành vi mark-up là nghịch chu kỳ như kết luận trong nghiên cứu của Bils (1987).

Còn trong mô hình thị trường tiêu dùng, Greenwald và Stiglitz (1993) cho rằng sau khi nhận thấy một mức doanh số cao hơn trong tương lai, các công ty có thể giảm giá bán của họ hôm nay để hưởng lợi từ số lượng khách hàng lớn hơn của họ trong tương lai. Hành vi này sẽ làm cho các công ty thay đổi phần mark-up thuận theo chu kỳ.

Như luận án đã trình bày trong phần 2.2.1, hành vi mark-up khác nhau của các doanh nghiệp sẽ ảnh hưởng lên mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào các mức giá cả. Bởi vì mark-up chịu ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế cho nên ERPT cũng sẽ chịu ảnh bởi chu kỳ kinh tế.

*Dưới đây là một số bằng chứng thực nghiệm chính liên quan đến truyền dẫn tỷ giá và chu kỳ kinh tế:*

Goldfajn và Werlang (2000) sử dụng mẫu nghiên cứu với 71 quốc gia, các tác giả tìm thấy rằng hệ số truyền dẫn của tỷ giá vào giá cao hơn khi nền kinh tế có mức tăng trưởng cao. Correa và Minella (2010), Przystupa và Wróbel (2011) cũng xác nhận hành vi bất đối xứng giữa mức độ truyền dẫn tỷ giá và tốc độ tăng trưởng bằng khung phân tích đường cong Phillips có ngưỡng.

Nogueira và León-Ledesma (2008) xem xét ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế được đại diện bằng tốc độ tăng trưởng sản lượng đầu ra ở nhóm các nền kinh tế phát triển và đang phát triển. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy quá trình truyền dẫn tỷ giá là mối quan hệ phi tuyến. Một nửa các nước trong mẫu nghiên cứu cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá khác biệt nhau khi sản lượng đầu ra vượt qua một mức ngưỡng. Tương tự Cheikh (2012) cũng cho thấy mức truyền dẫn trở nên cao trong thời kỳ nền kinh tế bùng nổ, nghĩa là khi GDP thực tăng trên một mức ngưỡng thì ERPT trở nên cao hơn. Tuy nhiên ở một số nước lại cho thấy điều ngược lại, nghĩa là ERPT cao hơn khi kinh tế suy thoái, tác giả cho rằng chính sách tiền tệ có thể là nguyên nhân đưa đến tình trạng không đồng nhất trong ERPT.

Tan và cộng sự (2011) cung cấp bằng chứng cho thấy trong giai đoạn đầu tiên, trong thời kỳ nền kinh tế tăng trưởng các nhà xuất khẩu chuyển một tỉ lệ nhỏ phần chi phí tiết kiệm được tăng lên do tỷ giá hối đoái tăng lên vào giá xuất khẩu. Trong giai đoạn kinh tế suy thoái, các nhà xuất khẩu sẽ chuyển một tỉ lệ lớn hơn phần chi phí tăng lên do tỷ giá giảm vào trong giá xuất khẩu. Như vậy ERPT giai đoạn đầu có tính ngược chu kỳ. Trong giai đoạn thứ hai, các nhà bán lẻ có xu hướng tích cực hơn chuyển phần gia tăng trong chi phí nhập khẩu ở giai đoạn đầu vào trong giá trong giai đoạn kinh tế tăng trưởng, do đó ERPT lại thuận chu kỳ trong giai đoạn thứ hai. Kết quả từ nghiên cứu còn cho thấy chu kỳ kinh tế của Singapore có mối tương quan cùng chiều với chu kỳ kinh tế toàn cầu.

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

Độ mở thương mại thường được thể hiện dưới dạng tỷ số thương mại (tổng khối lượng xuất nhập khẩu) so với GDP của một quốc gia thể hiện kết quả của quá trình toàn cầu hóa và tự do hóa thương mại. Độ mở thương mại của một nền kinh tế phụ thuộc vào sự hiện diện của hàng hóa khả mại trong nền kinh tế, thông qua loại hàng hóa này các mức giá trong nước sẽ thể hiện mức độ nhạy cảm với những thay đổi trong tỷ giá. Độ mở thương mại có mối tương quan cùng chiều với mức độ truyền dẫn tỷ giá. Mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào các mức giá được kỳ vọng lớn hơn ở những quốc gia có độ mở lớn hơn. Bởi vì sự hiện diện hàng hóa nhập khẩu trong rổ hàng hóa tiêu dùng với mật độ cao hơn sẽ khiến cho giả cả trở nên nhạy cảm hơn với những thay đổi trong tỷ giá. Đây còn được gọi là kênh truyền dẫn trực tiếp. Ngoài ra, khi tỷ trọng hàng hóa nước ngoài vào thị trường nội địa ngày càng cao còn cho thấy sức cạnh tranh kém của hàng hóa nội địa. Khi đó nếu đồng nội tệ giảm giá làm cho giá nhập khẩu tăng cao nhưng vì nhu cầu trong nước đã quá phụ thuộc vào hàng hóa nước ngoài nên nhà xuất khẩu không có động lực điều chỉnh giá bán kết quả có thể dẫn đến mức ERPT cao.

Hầu hết các nghiên cứu trong chủ đề này đều kỳ vọng mối quan hệ cùng chiều giữa ERPT và độ mở thương mại. Quốc gia có độ mở thương mại cao hàm ý rằng nền kinh tế đó sẽ có mức nhạy cảm cao với biến động trong tỷ giá. Nói cách khác, 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. Romer giải thích rằng sự mở rộng tiền tệ không dự báo trước làm cho tỷ giá hối đoái thực giảm và bởi vì tác hại của sự giảm tỷ giá thực lớn hơn trong một nền kinh tế mở cửa nhiều hơn cho nên lợi ích từ một sự mở rộng bất ngờ làm giảm ảnh hưởng của độ mở thương mại. Theo Romer khi thiếu vắng các ràng buộc được thiết kế trước, các nhà xây dựng chính sách tiền tệ trong nền kinh tế có độ mở lớn hơn sẽ mở rộng cung tiền ít hơn và kết quả là đưa đến mức lạm phát thấp 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. Đây được xem là ảnh hưởng gián tiếp của độ mở thương mại đến lạm phát.

Các kênh trực tiếp và gián tiếp có xu hướng đối lập nhau nên mối tương quan giữa truyền dẫn và độ mở có thể cùng chiều hoặc ngược chiều (Ca’Zorzi và cộng sự (2007))

*Dưới đây là một số bằng chứng thực nghiệm chính liên quan đến mối quan hệ giữa truyền dẫn tỷ giá và độ mở thương mại:*

Menon (1995) đã tổng hợp một cách toàn diện các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá từ 43 nghiên cứu thực nghiệm ở các nền kinh tế phát triển. Hầu hết các nghiên cứu điều cho thấy truyền dẫn tỷ giá là không hoàn toàn và mức độ truyền dẫn là khác biệt nhau giữa các quốc gia. Nhân tố chính ảnh hường đến mức độ truyền dẫn được Menon chỉ ra là quy mô và độ mở của mỗi nền kinh tế.

McCarthy (2000) trình bày một nghiên cứu toàn diện về truyền dẫn tỷ giá vào mức giá tổng hợp của nhiều nền kinh tế phát triển. Tác giả sử dụng mô hình VAR cho giá nhập khẩu, xuất khẩu và giá tiêu dùng với khung thời gian từ 1976 đến 1998. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy truyền dẫn tỷ giá vào giá tiêu dùng là khiêm tốn nhất. Mức độ truyền dẫn có mối quan hệ cùng chiều với độ mở của quốc gia.

Bitāns (2005) cho rằng độ lớn của ERPT tương quan dương với độ mở thương mại của quốc gia. Gia tăng nhập khẩu hàm ý rằng một mức truyền dẫn cao hơn vào khối lượng hàng hóa nhập khẩu vì hàng hóa này tùy thuộc vào thay đổi trong biến động của tỷ giá**.**

Barhoumi (2005) cho thấy mức độ mở cửa quốc gia khi đo bằng rào cản thuế quan có ảnh hưởng đến ERPT. Cụ thể mức độ rào cản thấp tức là độ mở cửa lớn thì truyền dẫn ERPT dài hạn là 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.

An và Wang (2012) cho rằng tỷ trọng nhập khẩu tăng sẽ làm gia tăng mức độ truyền dẫn bởi vì một sự thâm nhập hàng hóa nhập khẩu cao cho thấy mức cạnh tranh kém của các doanh nghiệp nội địa. Trong tình huống này, các công ty nước ngoài hoặc các công ty nhập khẩu hàng hóa nước ngoài có thể chuyển những thay đổi trong tỷ giá vào nước nhập khẩu nhiều hơn. Kết quả này cho thấy mức độ phụ thuộc của một quốc gia vào đầu vào nhập khẩu càng lớn (độ mở càng cao) thì quy mô truyền dẫn tỷ giá vào trong giá tiêu dùng càng cao.

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 Hàn Quốc, Malaysia, Singapore và Thái Lan, trong nghiên cứu này Singapore có độ mở thương mại cao nhất tuy nhiên nước này không có mức truyền dẫn tỷ giá cao nhất, nguyên nhân có thể là do sự thay đổi trong cấu trúc thương mại của quốc gia này.

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

Vo Van Minh (2009) đã sử dụng mô hình VAR cho nghiên cứu tại Việt Nam giai đoạn 2001 – 2006, để đánh giá mức độ và thời gian của truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát, tác giả kết luận rằng trong năm đầu tiên mức độ truyền dẫn là 0.61. Tác giả cho thấy cú sốc trong tỷ giá được chuyển vào trong giá nhập khẩu nhanh chóng sau 5-7 tháng trong khi đó đối với giá tiêu dùng là gần 10 tháng. Tác giả cũng cho thấy cú sốc giá dầu và chính sách tiền tệ có tác động có ý nghĩa thống kê vào trong giá tiêu dùng, góp phần đáng kể làm tăng giá tiêu dùng ở Việt Nam. Tác giả còn cho thấy sự gia tăng trong giá nhập khẩu do cú sốc tỷ giá gây ra góp phần làm gia tăng giá tiêu dùng bởi vì làm gia tăng giá sản xuất của các doanh nghiệp. Nghiên cứu cho thấy không đủ bằng chứng để kết luận áp lực cầu đại diện bằng chênh lệch sản lượng áp lực lên lạm phát ở Việt Nam do dó tác giả đã cho rằng chính sách thắt chặt tiền tệ nhằm ngăn chặn áp lực cầu lên lạm phát dường như đã sai hướng.

Nguyễn Thị Ngọc Trang và Lục Văn Cường (2012) đã sử dụng phương pháp đồng liên kết Johansen, mô hình VECM và VAR để đánh giá mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát theo chuỗi giá: giá nhập khẩu, giá sản xuất và giá tiêu dùng ở Việt Nam giai đoạn quý 1/2001 đến quý 4/2011. Theo đó mức độ truyền dẫn giảm dần theo chuỗi giá. Nghiên cứu 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. Kết quả từ nghiên cứu này cho thấy chưa có đủ bằng chứng để kết luận về mối quan hệ phi tuyến trong cơ chế truyền dẫn biến động tỷ giá vào giá nhập khẩu tại Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu.

Trần Văn Hùng (2015) đã sử dụng mô hình VAR với các biến lạm phát, tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương, chênh lệch sản lượng và lãi suất tái chiết khấu, cùng với dữ liệu hàng tháng giai đoạn 2002 – 2014 để đánh giá mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam. Nghiên cứu cho thấy mức độ truyền dẫn lớn hơn và nhanh hơn sau giai đoạn Việt Nam gia nhập WTO. Tác giả gợi ý rằng truyền dẫn tỷ giá đến các mức giá nội địa có thể là phi tuyến ở Việt Nam cho nên cần có một cách tiếp cận trực tiếp khác để giải thích mối quan hệ này. Nghiên cứu này cũng chưa làm rõ sự kiện gia nhập WTO ảnh hưởng đến cơ chế truyền dẫn tỷ giá như thế nào.

Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015) sử dụng mô hình TVAR (Threshold Vector Autoregression) với các biến lạm phát, tỷ giá danh nghĩa đa phương, chênh lệch sản lượng và lãi suất liên ngân hàng với dữ liệu hàng tháng từ 2000 đến 2014 đã tìm thấy mối quan hệ phi tuyến trong truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam với 2 mức ngưỡng lạm phát 0,159%/tháng và 0,339%/tháng. Nghiên cứu 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. Trong các giai đoạn khác khi lạm phát thấp hơn 0,339%/tháng thì mức truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát cũng thấp hơn nhưng không có ý nghĩa thống kê. Đây là nghiên cứu đầu tiên ở Việt Nam cung cấp bằng chứng xác nhận giả thuyết Taylor (2000) về sự truyền dẫn tỷ giá phụ thuộc vào môi trường lạm phát.

Phạm Thị Thanh Xuân và cộng sự (2017) đã sử dụng mô hình không gian trạng thái (State-space) dựa trên bộ lọc Kalman để phân tích mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000 - 2016. Tác giả 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. Tác giả cho thấy mức độ truyền dẫn ở thời kỳ kinh tế tăng trưởng nóng thì cao hơn so với thời kỳ nền kinh tế nguội lạnh. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá vào giá nhập khẩu là không hoàn toàn và thay đổi trong khoảng từ 0 – 0,3 trong suốt giai đoạn nghiên cứu. Tác giả tiếp tục nghiên cứu tác động của biến động trong giá xuất khẩu vào lạm phát và cho thấy mức truyền dẫn này cao hơn, đồng thời thay đổi theo từng giai đoạn của nền kinh tế dao động từ mức 0 đến 0,4, trong đó đỉnh điểm là giai đoạn 12/2007. Thông qua việc đo lường hệ số truyền dẫn theo thời gian tác giả kết luận rằng ở những giai đoạn lạm phát thấp và nền kinh tế không ở trong trạng thái tăng trưởng nóng, hiệu ứng truyền dẫn sẽ thấp hơn so với giai đoạn lạm phát cao và nền kinh tế tăng trưởng nóng. Nghiên cứu này cũng cho rằng truyền dẫn tỷ giá đến lạm phát là khá yếu, do đó chính sách tiền tệ không cần quá nhạy cảm với những thay đổi trong tỷ giá mà cần xem xét kết hợp với thực trạng môi trường kinh tế vĩ mô và cấu trúc của thị trường tại thời điểm hiện hành. Giá hàng hóa nhập khẩu tại Việt Nam hầu hết đều được định danh bằng USD, trong giai đoạn từ 2008 đến nay đồng USD hầu như tăng giá so với VND, điều này cho thấy giá nhập khẩu rõ ràng chịu một ảnh hưởng lớn từ tỷ giá và sau đó là mức lạm phát trong nền kinh tế. Cho nên lập luận của tác giả có phần chưa thỏa đáng và phản ánh đúng bản chất truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam khi cho rằng mức độ truyền dẫn tỷ giá vào trong lạm phát là thấp. Nghiên cứu này chưa cho thấy ảnh hưởng của sự dai dẳng trong biến động của lạm phát hoặc tỷ giá tác động đến cơ chế truyền dẫn tỷ giá.

Bảng 2.1: Tóm tắt một số nghiên cứu về ERPT ở Việt Nam

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Nghiên cứu** | **Dữ liệu và biến** | **Mục tiêu và phương pháp** | **Kết quả** |
| Vo Van Minh (2009) | Tỷ giá danh nghĩa đa phương (NEER), chỉ số giá nhập khẩu (IMP), chỉ số giá tiêu dùng (CPI) và giá dầu (OIL)  Thời gian 2001 – 2006, | Đánh giá mức độ và thời gian của truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát  Mô hình VAR | Mức độ truyền dẫn là 0,61 trong năm đầu tiên.  Cú sốc tỷ giá chuyển vào trong giá nhập khẩu nhanh so với giá tiêu dùng |
| Nguyễn Thị Ngọc Trang và Lục Văn Cường (2012) | Chỉ giá nhập khẩu (IMP), chỉ số giá sản xuất (PPI), chỉ số giá tiêu dùng (CPI), tổng sản phẩm quốc nội (GDP), tỷ giá danh nghĩa đa phương (NEER), Chi phí sản xuất của nhà xuất khẩu (EPC), thay đổi lớn trong tỷ giá (NEERL), thay đổi nhỏ trong tỷ giá (NEERS)  Thời gian: quý 1/2001 đến quý 4/011 | Nghiên cứu ERPT trong dài hạn  Đánh giá sự chuyển dịch bất cân xứng của tỷ giá vào giá nhập khẩu.  Sử dụng phương pháp đồng liên kết Johansen, VECM, VAR | Trong dài hạn ERPT là hoàn toàn.  Sự chuyển dịch của tỷ giá giảm dần theo chuỗi giá: IMP, PPI, CPI.  Tác giả không tìm thấy bằng chứng truyền dẫn bất đối của tỷ giá vào trong giá nhập khẩu. |
| Trần Văn Hùng (2015) | Chỉ số giá tiêu dùng (CPI), chênh lệch sản lượng (output gap), lãi suất tái cấp vốn (IRF), tỷ giá danh nghĩa đa phương (NEER).  Thời gian: 2002-2014 | ERPT vào lạm phát trước và sau khi Việt Nam gia nhập WTO  Mô hình VAR (4 biến) | Truyền dẫn tỷ giá mạnh hơn và nhạy hơn trong giai đoạn sau khi gia nhập WTO so với trước khi gia nhập WTO. |
| Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015) | Lạm phát (CPI), tỷ giá danh nghĩa đa phương (NEER), chênh lệch sản lượng và lãi suất liên ngân hàng.  Dữ liệu tháng từ 2000 đến 2014 | Mô hình TVAR (Threshold Vector Autoregression) | Tìm thấy bằng chứng truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát ở Việt nam là phi tuyến. Mức độ truyền dẫn sẽ thay đổi khi lạm phát vượt qua các giá trị ngưỡng ở Việt Nam.  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. |
| Phạm Thị Thanh Xuân và cộng sự (2017) | Giai đoạn 2000 - 2016.  Pha một: giá nhập khẩu, tỷ giá danh nghĩa đa phương (REER), chi phí sản xuất của nước ngoài, chênh lệch sản lượng, giá dầu thế giới  Pha hai: lạm phát danh nghĩa, giá nhập khẩu, chênh lệch sản lượng | Phân tích mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam.  Mô hình không gian trạng thái (State-space) dựa trên bộ lọc Kalman. | Tác giả cho thấy mức độ truyền dẫn ở thời kỳ kinh tế tăng trưởng nóng thì cao hơn so với thời kỳ nền kinh tế nguội lạnh dựa trên việc so sánh hệ số ERPT theo thời gian.  Nghiên cứu này cũng cho rằng truyền dẫn tỷ giá đến lạm phát là khá yếu, do đó chính sách tiền tệ không cần quá nhạy cảm với những thay đổi trong tỷ giá. |

*Nguồn:* *Tác giả tự tổng hợp*

Trên đây là một số nghiên cứu điển hình về truyền dẫn tỷ giá phi tuyến đã thực hiện tại Việt Nam. Môi trường lạm phát và chu kỳ kinh tế cũng đã được nghiên cứu để đánh giá mức ảnh hưởng của 2 nhân tố vĩ mô này lên mức độ truyền dẫn tỷ giá. Tuy nhiên, yếu tố sự thay đổi trong tỷ giá, độ bất ổn trong tỷ giá và độ mở thương mại vẫn chưa được nghiên cứu ở Việt Nam.

Hiện tại có ít các nghiên cứu thực nghiệm về truyền dẫn tỷ giá dành cho các nước nhỏ, mở cửa hội nhập ngày càng sâu rộng như Việt Nam. Trong khi đó, các quốc gia này lại dễ bị tổn thương bởi sự thay đổi bởi những cú sốc như là cú sốc tỷ giá tác động vào lạm phát. Một trạng thái vĩ mô cụ thể có khả năng là những “bộ khuếch đại” và cũng có khả năng là “bộ chống sốc” làm thay đổi sự truyền dẫn cú sốc tỷ giá vào trong lạm phát. Các nhà quản lý Việt Nam cần có các cơ sở thực nghiệm đáng tin cậy để đánh giá mức độ truyền dẫn tỷ giá ứng với các hoàn cảnh cụ thể để từ đó có khả năng xây dựng các chính sách phản ứng chủ động trước các biến cố này nhằm giữ cho kinh tế vĩ mô ổn định. Do đó nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá toàn diện hơn mối quan hệ giữa sự truyền dẫn những thay đổi trong tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam trong các môi trường kinh tế vĩ mô khác nhau. Kết quả từ nghiên cứu sẽ làm cơ sở để chính phủ xây dựng các chính sách phù hợp nhằm mục tiêu bình ổn giá và kiềm chế lạm phát ở Việt Nam.

## **2.3** **Sơ lược về mối hệ giữa lạm phát và tỷ giá ở Việt Nam giai đoạn 2000 – 2018**

Hình 2.1: Diễn biến lạm phát và TGHĐ ở Việt Nam giai đoạn 2000 - 2018



*Nguồn: Dữ liệu từ Thomson Reuters*

Trong giai đoạn từ 2000 đến 2018, biến động lạm phát và tỷ giá ở Việt Nam có khuynh hướng diễn tiến cùng chiều, **Hình 2.1** cho thấy mức lạm phát tăng khi tỷ giá danh nghĩa tăng lên đại diện cho giai đoạn đồng nội tệ mất giá. Mối quan hệ này gợi ý về sự tương quan cùng chiều trong truyền dẫn những biến động của tỷ giá vào lạm phát ở Việt Nam.

### ***2.3.1 Diễn biến tỷ giá và lạm phát giai đoạn 2000 – 2011***

Khủng hoảng kinh tế Châu Á năm 1997 đã để lại nhiều ảnh hưởng nặng nề cho các nền kinh tế Châu Á trong đó có Việt Nam. Mặc dù vào thời điểm 1997, nền kinh tế Việt Nam chưa hội nhập sâu vào đời sống kinh tế thế giới nhưng cũng gánh chịu nhiều hậu quả khi mà cơn bão khủng hoảng tài chính tràn qua, biểu hiện cụ thể đó là kinh tế Việt Nam tăng trưởng chậm lại.

Để thúc đẩy tăng trưởng, chính phủ Việt Nam một mặt đã thực hiện một chính sách nới lỏng tín dụng, mặt khác mở cửa đón nhận các dòng vốn đầu tư nước ngoài từ năm 2000. Các chính sách này đã giúp nền kinh tế Việt Nam phục hồi nhưng cũng tiềm ẩn các nguy cơ làm bùng phát lạm phát ở Việt Nam.

Tháng 11/2006, sự kiện Việt Nam chính thức trở thành thành viên thứ 150 của tổ chức Thương mại thế giới, đánh dấu một bước tiến quan trọng trong tiến trình hội nhập kinh tế thế giới của Việt Nam. Kể từ thời điểm này hoạt động giao thương và đầu tư giữa Việt Nam và thế giới diễn ra ngày càng sôi động hơn.

Phan Le (2008) đã tóm tắt một số điểm nổi bật trong giai đoạn 2006 – 2007 của nền kinh tế Việt Nam như sau:

***“Thứ nhất****,* năm 2007 nước ta nhập siêu khoảng 12 tỷ USD, nhưng kim ngạch xuất khẩu hàng hoá, dịch vụ của nước ta đạt 45 tỷ USD, tăng hơn năm trước, nhiều mặt hàng xuất khẩu vượt kim ngạch 1 tỷ USD;

***Thứ hai****,* thị trường chứng khoán nước ta phát triển mạnh, vốn đầu tư gián tiếp (FII) đổ vào thị trường chứng khoán tăng mạnh, vào khoảng hơn 6 tỷ USD;

***Thứ ba****,* vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) năm 2007 ước đạt 20,3 tỷ USD, tăng 69,3% so với năm 2006;

***Thứ tư****,* sau khi Việt Nam gia nhập WTO, chúng ta tự do hoá nguồn vốn vãng lai, gồm: nguồn vốn USD từ nước ngoài chuyển vào nước ta và từ nước ta chuyển ra nước ngoài;

***Thứ năm****,* kiều hối năm 2007 đạt khoảng gần 6 tỷ USD, bên thụ hưởng kiều hối được lĩnh bằng ngoại tệ;

***Thứ sáu****,* tình trạng đôla hoá ở mức cao, thể hiện nguồn vốn huy động của nhiều NHTM được phép kinh doanh ngoại tệ quy đổi ra VND chiếm tỷ trọng 30% tổng nguồn vốn huy động.”

Đứng trước tình hình dòng vốn đầu tư quốc tế ồ ạt đổ vào Việt Nam, Ngân hàng nhà nước mua vào một lượng lớn USD, lượng mua trong năm 2006 – 2007 bằng khối lượng dự trữ tích lũy trong 10 năm trước. Cụ thể NHNN đã mua lần lượt 2,9 tỷ USD trong năm 2006, 3 tỷ USD trong Quý 1/2007 và 4 tỷ USD trong quý 2/2007.

Ngân hàng thế giới đã cho rằng Việt Nam đang có cơ hội lớn để mua vào ngoại tệ làm gia tăng dự trữ ngoại hối quốc gia. Bởi vì theo Ngân hàng thế giới dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và viện trợ phát triển chính thức (ODA) đang đổ vào Việt Nam một cách mạnh mẽ, đồng thời dòng vốn gián tiếp cũng đang đổ mạnh vào thị trường chứng khoán đang trên đà tăng trưởng của Việt Nam.

Trước sức ép của các dòng vốn ngoại trong giai đoạn 2006 – 2007, tiền đồng (VND) đã có lúc tăng giá nhẹ so với USD, điều này đã gây ảnh hưởng ít nhiều đến hoạt động xuất khẩu của Việt Nam. Chính sách mua USD được NHNN thực hiện trong giai đoạn này góp phần quan trọng nhằm điều chỉnh tỷ giá theo xu hướng có lợi cho xuất khẩu của Việt Nam. Tuy nhiên, tác dụng không mong muốn từ quá trình can thiệp đó là lạm phát bắt đầu bùng phát vào năm 2008.

Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) năm 2007 đạt mức 12,63%, đặc biệt tăng mạnh vào những tháng cuối năm báo hiệu cho giai đoạn lạm phát cao của nền kinh tế Việt Nam sau đó. Trong 2 tháng đầu năm 2008, chỉ số CPI đã tăng lên mức 6,02% và tăng liên tục với tốc độ 2%/tháng trong các tháng tiếp theo. Đến cuối năm 2008, lạm phát Việt Nam đã đạt mức kỷ lục gần 30% so với cùng kỳ năm 2017.

Nguyên nhân chính gây ra bùng nổ của lạm phát trong năm 2008 như đã phân tích là do hệ quả từ một lượng cung tiền đã được NHNN bơm ra để trung hòa lượng USD dư thừa trong nền kinh tế kết hợp với lượng tín dụng gia tăng trong năm 2007. Mức cung tiền trong năm 2007 đã tăng lên đến 49,11% và tăng trưởng tín dụng tăng vọt lên mức 49,79% trong hệ thống NHTM. Một nguyên nhân quan trọng khác là do giá lương thực và nguyên, nhiên liệu trên thế giới giai đoạn này cũng tăng góp phần đáng kể làm bùng nổ lạm phát (CPI lương thực tăng 22,19%).

Lạm phát những tháng cuối năm 2008 bắt đầu giảm nguyên nhân do NHNN đã thực hiện chính sách thắt chặt tiền tệ trong giai đoạn này tăng trưởng tín dụng cuối năm chỉ còn 27,6%, cung tiền M2 chỉ còn 20,7% vào cuối năm 2018. Một nguyên nhân quan trọng khác cần kể tới đó là vào tháng 9/2008 khủng hoảng kinh tế Mỹ bắt đầu lan rộng và ảnh hưởng đến nền kinh tế thế giới làm giảm giá các loại hàng hóa toàn cầu, điều này khiến CPI cuối năm 2018 ở Việt Nam liên tiếp có giá trị âm, lạm phát nửa đầu năm 2009 cũng tăng với tốc độ 0,45%/tháng, lạm phát tháng 7/2009 tăng 3,22% so với cuối năm 2008.

Trong năm 2009, CPI ở mức thấp (6,52%), đồng VND tăng giá so với USD đã góp phần làm cán cân thanh toán Việt Nam chuyển từ thặng dư trong năm 2007, 2008 sang thâm hụt mạnh 5,7 tỷ USD trong năm 2009, trong đó nhập siêu khoảng 12,5 tỷ USD. Vào khoảng cuối năm 2009, NHNN can thiệp làm giảm giá VND lên mức 5,4% để chống đầu cơ và giảm áp lực thị trường, đồng thời thu hẹp biên độ dao động xuống còn +/-3%. Theo nghiên cứu của Hoàng Đình Minh (2013) do hàm lượng đầu vào nhập khẩu trong sản xuất của Việt Nam ở mức cao vào khoảng 70% nên khi tỷ giá tăng sẽ tác động mạnh đến chi phí sản xuất. Chi phí đầu vào tăng làm gia tăng giá thành sản xuất góp phần làm giá hàng hóa trong nước tăng và gây ảnh hưởng tiêu cực lên sức mạnh cạnh tranh của hàng hóa sản xuất trong nước.

Năm 2010 cán cân thanh toán lại tiếp tục thâm hụt khoảng 4 tỷ USD, nhập siêu trong năm 2010 khoảng 13,5 tỷ USD lại càng gia tăng sức ép lên tỷ giá.

Theo Nguyễn Mạnh Hùng (2013) sau quyết định số 230/2011/QĐ-NHNN ngày 11/2/2011, tỷ giá (USD/VND) bình quân liên ngân hàng đã được NHNN điều chỉnh tăng lên mức 9,3% từ 18.932 lên 20.693 VND/USD. Đồng thời, biên độ dao động thu hẹp từ +/- 3% xuống +/- 1% thể hiện khả năng can thiệp mạnh từ NHNN để duy trì tỷ giá ổn định. Kết thúc năm 2011, tỷ giá bình quân USD trên thị trường liên ngân hàng là 20.828 VND, trong khi đó tỷ giá thị trường tự do cao hơn tỷ giá NHTM khoảng 150-250 VND/ 1 USD vào khoảng 21.200 – 21.300 VND/ 1 USD. Lạm phát năm 2011 tiếp tục ở mức cao đạt mức 18,13%. Có nhiều nguyên nhân được đưa ra để giải thích cho hành vi của lạm phát trong năm 2011 trong đó có sức ép lớn từ sự gia tăng trong tỷ giá mà NHNN đã thực hiện sau Quyết định 230.

### ***2.3.2 Giai đoạn 2012 - 2018***

Tỷ giá được NHNN giữ ổn định trong biên độ tăng không quá 2 - 3%/năm trong năm 2012. Đến cuối năm 2012, giá USD mua vào tại các NHTM đã giảm trung bình 1% so với cùng kỳ năm 2011. Tỷ giá giữa thị trường chính thức và thị trường tự do đã được thu hẹp đã thúc đẩy nguồn cung USD dồi dào tạo điều kiện để NHNN gia tăng dự trữ ngoại hối quốc gia.

Trong năm 2013, NHNN đã tiếp tục duy trì biên độ dao động tỷ giá không quá 2-3% như năm 2012 nhằm duy trì mức độ ổn định tỷ giá, hạn chế kỳ vọng của thị trường về khả năng giảm giá VND, qua đó góp phần tạo một chiếc neo tâm lý về tỷ giá ổn định cho thị trường.

Trong năm 2014, trước áp lực biến động tỷ giá từ thị trường, NHNN đã điều chỉnh tỷ giá bình quân liên ngân hàng tăng thêm 1% lên 21.246 VND/USD có hiệu lực từ 19/6/2014 và đây cũng là lần tăng duy nhất của tỷ giá.

Năm 2015, khi Ngân hàng Trung ương Trung Quốc phá giá đồng nhân dân tệ (CNY) vào tháng 8/2015 thì NHNN Việt Nam đã nhanh chóng điều chỉnh nới lỏng biên độ tỷ giá USDVND từ +/-1% lên +/-2%. Hành động của NHNN được xem là nhằm chủ động ứng phó với tác động lan tỏa từ hiệu ứng phá giá đồng CNY từ Trung Quốc. Sau đó cũng trong tháng 8, NHNN lại một lần nữa điều chỉnh biên độ tỷ giá từ +/-2% lên +/-3% khi thị trường kỳ vọng Fed sẽ tăng lãi suất, đồng thời điều chỉnh tỷ giá bình quân liên ngân hàng giữa đồng Việt Nam và USD tăng thêm 1%.[[2]](#footnote-2)

Tỷ giá trong năm 2017 khá ổn định, tỷ giá trung tâm đã được điều chỉnh tăng tổng cộng 267 đồng, tương đương 1,2% so với cuối năm 2015. NHNN sau một năm thử nghiệm, cơ chế tỷ giá trung tâm giúp chuyển biến mạnh mẽ tâm lý và hành vi của thị trường, tỷ giá USDVND đã phản ánh được tốt hơn cung cầu ngoại tệ của nền kinh tế.

Năm 2018 tỷ giá trung tâm tăng khoảng 1,5% so với đầu năm, tỷ giá NHTM tăng khoảng 2,8% và tỷ giá thị trường tự do tăng khoảng 3,5% so với đầu năm

Kết quả thực hiện Nghị quyết 11/2012/NQ-CP của Chính phủ nhằm kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô đã mang lại nhiều kết quả tích cực. Trong giai đoạn từ 2012 đến năm 2018 lạm phát Việt Nam đã được kiểm soát ở mức thấp cùng với đó là mức độ biến động tỷ giá cũng dao động quanh một biên độ hẹp.

Bảng 2.2: Diễn biến tỷ giá và CPI (2012 – 2018)

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Năm** | **2012** | **2013** | **2014** | **2015** | **2016** | **2017** | **2018** |
| **CPI** | 9,21% | 6,6% | 4,09% | 0,63% | 2,66% | 3,53% | 3,54% |
| **Biến động TGHĐ** | -1% | 1% | 1% | 5,34% | 1% | 1,2% | 1,5% |

*Nguồn: Tổng hợp của tác giả*

Trong giai đoạn này tỷ giá hối đoái vẫn được NHNN kiềm giữ quanh một biên độ hẹp, mức độ biến động tương đối thấp. Lạm phát trong giai đoạn 2012 – 2018 (xem **Bảng 2.2**) được giữ ở mức khá thấp so với giai đoạn trước thể hiện quyết tâm ổn định kinh tế vĩ mô của chính phủ. Lạm phát thấp trong giai đoạn này một phần đến từ biến động tỷ giá thấp, một phần đến từ môi trường vĩ mô ổn định, hạn chế tâm lý kỳ vọng về sự dai dẳng trong lạm phát hoặc biến động tỷ giá cao như giai đoạn trước.[[3]](#footnote-3)

## **2.4 Tổng kết chương tổng quan lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm.**

Trong chương này, luận án đã trình bày cơ sở lý thuyết về sự ảnh hưởng của những yếu tố thuộc môi trường vĩ mô lên mức độ truyền dẫn tỷ giá đồng thời cung cấp các bằng chứng thực nghiệm đã có về truyền dẫn tỷ giá phi tuyến trên thế giới. Theo đó, mức độ truyền dẫn của tỷ giá bị ảnh hưởng bởi mức độ lạm phát của nền kinh tế, sự biến động của tỷ giá hối đoái, chu kỳ kinh tế và độ mở thương mại.

Lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối tương quan cùng chiều giữa ERPT với mức độ lạm phát trong nền kinh tế và chu kỳ kinh tế. Ngược lại, mối tương quan giữa ERPT với biến động trong tỷ giá và độ mở thương mại thì không đồng nhất.

Luận án cũng đã lược khảo các nghiên cứu thực nghiệm về ERPT điển hình ở Việt Nam tập trung chủ yếu vào các nghiên cứu khám phá mối quan hệ phi tuyến của ERPT. Một vài yếu tố vĩ mô đã được các nghiên cứu nhận diện trực tiếp hoặc gián tiếp là nguồn gốc tạo nên mối quan hệ phi tuyến của truyền dẫn tỷ giá như mức độ lạm phát và chu kỳ kinh tế.

Ngoài ra, tác giả cũng phân tích mối quan hệ giữa diễn tiến tỷ giá và lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn 2000 – 2018 thông qua một số cột mốc chính đáng chú ý.

# **CHƯƠNG 3:** **PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU**

## **3.1 Khung lý thuyết**

Luận án sử dụng khung lý thuyết dựa theo các nghiên cứu của Campa và Goldberg (2002, 2005), Nogueira và León-Ledesma (2008, 2011) về mối quan hệ giữa giá cả và biến động trong tỷ giá.Khung lý thuyết này sẽ giúp mô hình hóa ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát.

Trong khung lý thuyết này, giá xuất khẩu được công ty xuất khẩu thiết lập trong điều kiện thị trường cạnh tranh hoàn hảo khi đó giá hàng hóa tính bằng đồng tiền của nước nhập khẩu sẽ được biểu diễn như sau:

**(3.1)**

Trong đó, là giá hàng hóa định danh bằng đồng tiền nước nhập khẩu (xem là đồng nội tệ) tại thời điểm t. Đại lượng là giá hàng hóa được tính bằng đồng tiền của nhà xuất khẩu (được xem là ngoại tệ) tại thời điểm t. Đại lượng là tỷ giá hối đoái được yết trực tiếp dưới dạng số lượng nội tệ trên một đơn vị ngoại tệ.

Tuy nhiên, trong thị trường cạnh tranh không hoàn hảo và nhà sản xuất/người bán luôn muốn tối đa hóa lợi nhuận của mình thì họ sẽ tính vào giá bán một phần lợi nhuận mong muốn gọi là mark-up. Theo lý thuyết thương mại, mark-up là phần lợi nhuận mong muốn mà nhà sản xuất/người bán sẽ cộng vào tổng chi phí trước khi bán cho khách hàng. Tổng chi phí thể hiện biến phí và định phí sản xuất nên hàng hóa còn mark-up thể hiện lợi nhuận mong muốn của nhà sản xuất/người bán. Mark-up thường được thể hiện dưới dạng phần trăm của tổng chi phí hoặc phần trăm của giá bán.

Mối quan hệ giữa giá bán và mark-up[[4]](#footnote-4) được giải thích như sau:

Giá bán = Chi phí\*(1+mark-up)

Mark-up = (Giá bán – Chi phí)/Chi phí

Gọi là phần mark-up được tính dưới dạng phần trăm của giá. Phương trình (3.1) được viết lại như sau:

**(3.2)**

Bailliu và Fujii (2004), Goldberg và Campa (2005) cho rằng phần mark-up có mối liên hệ với mức độ co giãn của cầu theo giá thể hiện áp lực cầu ở quốc gia nhập khẩu. Áp lực cầu này thường được đại diện bằng tổng sản lượng (Nogueira và León-Ledesma (2011)). Do đó trong luận án này, hàm mark-up được giả định là một hàm số phụ thuộc sản lượng nội địa: , với Y đại diện cho là mức sản lượng nội địa.

Goldberg và Campa (2005) và Nogueira và León-Ledesma (2011) đã mở rộng giả định hàm mark-up khi cho rằng các doanh nghiệp sẽ phản ứng khác biệt phụ thuộc vào mức độ ổn định kinh tế vĩ mô của quốc gia nhập khẩu: chẳng hạn như khi lạm phát cao hoặc khi nền kinh tế đối mặt với khủng hoảng. Theo đó, sự ổn định kinh tế vĩ mô của quốc gia nhập khẩu sẽ tác động lên quyết định truyền dẫn mức độ biến động của tỷ giá vào trong giá của doanh nghiệp dưới các kịch bản kinh tế vĩ mô khác nhau. Do đo, hàm mark-up mở rộng sẽ có dạng như sau:

**(3.3)**

Hàm mark-up theo quan điểm của Goldberg và Campa (2005), Nogueira và León-Ledesma (2011) là hàm số có dạng phi tuyến thể hiện phản ứng của doanh nghiệp trước các yếu tố đại diện cho tính ổn định của môi trường vĩ mô. Chẳng hạn trong nghiên cứu của Nogueira và León -Ledesma (2011), các tác giả giả định thông số Z đại diện cho hai trạng thái của nền kinh tế. Trạng thái kinh tế tốt được đại diện bằng mức lạm phát thấp và/hoặc mức độ tín nhiệm của thị trường đối với chính sách cao. Trong khi đó trạng thái kinh tế xấu được đại diện bằng mức lạm phát cao và/hoặc mức độ tín nhiệm chính sách thấp.

Hàm được xem như số nhân mark-up theo cách sau: khi các công ty thiết lập giá trước cho một số thời kỳ thì phần mark-up sẽ tăng lên nếu tỷ lệ lạm phát cao hoặc niềm tin của thị trường vào chính sách trở nên kém đi. Nói cách khác, trong môi trường lạm phát cao hoặc khủng hoảng niềm tin thì hệ số ERPT sẽ tăng lên và ngược lại.

Thế hàm mark-up ở phương trình (3.3) và phương trình giá (3.2) và lấy logarit hai vế của phương trình (3.2) sẽ thu được phương trình diễn tả mối quan hệ truyền dẫn giữa biến động của tỷ giá vào giá cả như sau:

**(3.4)**

Trong đó, là giá hàng hóa thương mại tính theo đồng tiền của nước nhập khẩu, là tỷ giá hối đoái, đại diện cho nhu cầu nội địa, đại diện cho giá hàng hóa nước ngoài (nhập khẩu). là hệ số truyền dẫn thay đổi của tỷ giá vào giá, hàm phi tuyến thể hiện phần truyền dẫn tỷ giá bị ảnh hưởng bởi trạng thái của biến Z

Trong phương trình (3.4), hệ số thể hiện mức độ truyền dẫn trực tiếp của tỷ giá vào mức giá và nhận các giá trị từ 0 đến 1. Nếu , truyền dẫn tỷ giá được gọi là hoàn toàn, nghĩa là giá bán tính theo đồng nội tệ sẽ thể hiện đầy đủ những biến động của tỷ giá đầu vào. Điều này thường xuất hiện trong tình huống các công ty nhập khẩu quyết định giữ nguyên phần mark-up của mình, khi đó giá hàng hóa tính bằng đồng tiền của nhà nhập khẩu sẽ thay đổi một lượng đúng bằng sự mức thay đổi trong tỷ giá, chiến lược này thường được gọi là thiết lập giá bằng đồng tiền của nhà sản xuất (Producer currency pricing – PCP). Nếu , truyền dẫn tỷ giá không xảy ra, điều này có nghĩa là giá bán tính theo đồng nội tệ vẫn giữ nguyên không đổi bất chấp tỷ giá đã thay đổi. Điều này thường xảy ra khi các công ty xuất khẩu quyết định điều chỉnh giá bán bằng cách giảm đi phần mark-up của họ tương ứng với phần thay đổi trong tỷ giá, sao cho giá hàng hóa khi quy sang đồng tiền của quốc gia nhập khẩu vẫn giữ nguyên không đổi, chiến lược này thường được gọi là thiết lập giá bằng đồng tiền địa phương (Local-currency pricing – LCP). Nếu , truyền dẫn tỷ giá được gọi là không hoàn toàn, điều này có nghĩa là giá bán tính theo đồng nội tệ sẽ điều chỉnh nhưng chỉ hấp thụ một phần những biến động trong tỷ giá, phần còn lại được trung hòa bởi phần mark-up của nhà xuất khẩu.

Lập luận trên cho thấy rằng mức độ truyền dẫn những thay đổi trong tỷ giá và giá phụ thuộc vào chiến lược định giá của các doanh nghiệp. Tùy theo xu hướng của doanh nghiệp nghiêng về chiến lược định giá theo đồng tiền nhà xuất khẩu hay theo đồng tiền của nhà nhập khẩu sẽ làm thay đổi độ lớn của mức độ truyền dẫn trực tiếp .

Các nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá đã có còn thấy hành vi định giá của doanh nghiệp không chỉ phụ thuộc độc nhất vào điều kiện cầu của quốc gia nhập khẩu mà còn liên quan đến nhiều yếu tố vĩ mô khác. Chẳng hạn như nghiên cứu của Taylor (2000) đã chỉ ra môi trường lạm phát có ảnh hưởng đến chiến lược định giá của doanh nghiệp và do đó ảnh hưởng đến quy mô của ERPT. Tác giả đã cho thấy trong môi trường lạm phát ổn định, ERPT có thể thấp hơn so với thời kỳ lạm phát cao, bởi vì trong môi trường lạm phát ổn định có thể khiến cho các nhà xuất khẩu chấp nhận chiến lược định giá bằng đồng tiền địa phương của nhà nhập khẩu (LCP). Các công ty xuất khẩu có thể hấp thụ những thay đổi tỷ giá bằng cách điều chỉnh phần mark-up từ đó dẫn tới mức truyền dẫn thấp hơn. Còn khi thị trường nhập khẩu có mức lạm phát cao, các nhà xuất khẩu có thể thay đổi chiến lược định giá của họ sang chiến lược định giá bằng đồng tiền của nhà sản xuất/xuất khẩu (PCP), điều này làm hệ số truyền dẫn cao hơn.

Một yếu tố quan trọng khác tác động lên cơ chế truyền dẫn tỷ giá đó là chu kỳ kinh tế. Trạng thái của chu kỳ kinh tế có thể ảnh hưởng đến sự truyền dẫn những thay đổi tỷ giá vào giá cả. Nghiên cứu của Goldfajn và Werlang (2000) chỉ ra rằng các doanh nghiệp sẵn lòng truyền dẫn phần gia tăng chi phí do tỷ giá thay đổi vào giá bán khi nền kinh tế tăng trưởng so với khi nền kinh tế rơi vào suy thoái.

Ngoài ra, các công ty xuất khẩu cũng sẽ điều chỉnh giá liên quan đến độ lớn và xu hướng dịch chuyển của tỷ giá. Chẳng hạn, các nhà xuất khẩu có thể để cho giá của họ không thay đổi nếu tỷ giá thay đổi nhỏ bởi vì vấn đề chi phí thực đơn. Họ chỉ thay đổi giá của họ khi tỷ giá biến động trên một mức ngưỡng nào đó. Vì vậy, tỷ giá biến động nhỏ và lớn sẽ gây ra ảnh hưởng khác biệt lên quyết định điều chỉnh giá bán và do đó ảnh hưởng lên mức độ truyền dẫn tỷ giá (Knetter (1994), Gil-Pareja (2000), Pollard và Coughlin (2004) và nhiều nghiên cứu khác).

Cuối cùng, độ mở thương mại của một quốc gia cũng ảnh hưởng đến mức độ truyền dẫn tỷ giá thông qua hành vi điều chỉnh giá của doanh nghiệp. Độ mở thương mại có thể ảnh hưởng cùng chiều hoặc ngược chiều lên mức độ truyền dẫn tùy thuộc vào kênh truyền dẫn trực tiếp hay gián tiếp chiếm ưu thế (Ca’Zorzi và cộng sự (2007)).

Dựa theo sau phân tích ở trên, chúng ta có thể thấy rằng chiến lược định giá của doanh nghiệp xuất khẩu sẽ phụ thuộc một phần vào các điều kiện vĩ mô cụ thể của nước nhập khẩu. Do đó, trong luận án này tác giả sẽ kế thừa và mở rộng các yếu tố trong hàm  bao gồm những yếu tố vĩ mô như mức lạm phát, mức độ biến động tỷ giá, độ bất ổn trong tỷ giá, chu kỳ kinh tế và độ mở thương mại.

Hàm thể hiện phần chuyển tiếp những thay đổi của tỷ giá vào mức giá nội địa trong các điều kiện vĩ mô cụ thể của nền kinh tế. Tùy thuộc vào từng kịch bản cụ thể của nền kinh tế mà các công ty sẽ quyết định quy mô chuyển tiếp phần thay đổi trong tỷ giá vào trong giá.

Trong luận án này, tác giả giả sử rằng các nhân tố vĩ mô ảnh hưởng lên phần mark-up của các doanh nghiệp theo hướng phi tuyến. Do đó, tác giả giả định rằng tồn tại một mức ngưỡng M\* phân chia nền kinh tế thành 2 trạng thái. Ví dụ, nếu yếu tố vĩ mô là mức độ lạm phát thì nền kinh tế được chia thành 2 trạng thái: môi trường lạm phát cao và môi trường lạm phát thấp.

**(3.5)**

Theo phương trình (3.4) và (3.5), mức độ truyền dẫn sẽ khác nhau và tùy thuộc vào biến số vĩ mô Z nằm dưới hay trên mức ngưỡng. Nếu quốc gia nhập khẩu có biến số vĩ mô có giá trị nhỏ (nhỏ hơn thì hệ số truyền dẫn sẽ ERPT bằng . Nếu biến số vĩ mô của quốc gia nhập khẩu đạt mức giá trị cao hơn mức ngưỡng thì hệ số ERPT sẽ là . Chúng ta có thể thấy ERPT khác nhau tùy thuộc vào yếu tố đại diện cho trạng thái kinh tế vĩ mô nằm trên hay dưới mức ngưỡng. Điểm mạnh của phương trình (3.5) có thể tách được hành vi chuyển tiếp những thay đổi của tỷ giá vào giá nội địa trong các điều kiện vĩ mô khác nhau, qua đó thấy được sự ảnh hưởng của môi trường vĩ mô lên quy mô truyền dẫn tỷ giá.

Cuối cùng, có một điều khá quan trọng cần được lưu ý là sự chuyển tiếp từ một trạng thái này sang một trạng thái khác được giả định là trơn (mượt). Giả định này là cần thiết bởi vì, xét ở góc độ vi mô thì mỗi doanh nghiệp có thể phản ứng nhanh hoặc chậm, phản ứng hoặc không phản ứng trước các cú sốc trong tỷ giá, do đó giá bán trong thị trường vì thế cũng thay đổi khác nhau. Cho nên khi xem xét ở góc độ tổng thể các doanh nghiệp trong nền kinh tế thì sẽ thấy sự phản ứng của các doanh nghiệp trước một cú sốc sẽ không thể nhanh chóng mà diễn ra từ từ. Phản ứng từ từ này có thể làm cho mức giá cả trong nền kinh tế thay đổi từ từ khi nền kinh tế chuyển từ một trạng thái này sang một trạng thái khác do đó tiếp cận theo mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn là phù hợp.

Lấy sai phân phương trình (3.4) để tính sự thay đổi trong chỉ số giá hàng hóa thương mại, chúng ta có:

**(3.6)**

Đểphân tích ảnh hưởng của thay đổi trong tỷ giá vào giá tiêu dùng chúng ta sử dụng chỉ số giá tiêu dùng tổng hợp như sau:

**(3.7)**

Trong đó là chỉ số giá tiêu dùng, H là đại diện cho hàng hóa phi thương mại (chỉ sử dụng nội địa), T là hàng hóa thương mại và là hệ số chặn thể hiện tỷ trọng tham gia của mỗi loại hàng hóa trong chỉ số giá tiêu dùng tổng hợp.

Lấy log phương trình số (3.7) chúng ta sẽ thu được công thức tính mức lạm phát của nền kinh tế π được đo lường bằng phần trăm thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng như sau:

**(3.8)**

Để thể hiện hành vi quán tính và tính ì của lạm phát, theo như nghiên cứu của McAdam và Wilman (2004), tác giả sẽ sử dụng độ trễ 1 khi tính mức lạm phát của giá cả hàng hóa thương mại và phi thương mại, khi đó chúng ta có:

**(3.9)**

**(3.10)**

Phương trình (3.9) cho thấy giá hàng hóa phi thương mại chịu ảnh hưởng với chênh lệch sản lượng và mức lạm phát quá khứ. Trong khi đó giá hàng hóa thương mại trong phương trình (3.10) phụ thuộc vào nhiều yếu tố như: lạm phát quá khứ, tỷ giá hối đoái, chênh lệch sản lượng và giá nước ngoài.

Khi thay thế phương trình đo lường lạm phát hàng hóa thương mại và phi thương mại vào phương trình (3.9), chúng ta sẽ thu được:

**(3.11)**

Sắp xếp lại phương trình (3.11) chúng ta sẽ có phương trình thể hiện mối quan hệ giữa lạm phát và các thành phần như sau:[[5]](#footnote-5)

**(3.12)**

Phương trình (3.12) được gọi là đường cong Phillips có xem xét yếu tố quá khứ (backward-looking).

## **3.2 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 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).

Junttila và Korhonen (2012) cho rằng mô hình ngưỡng (Threshold regression model) phù hợp với một doanh nghiệp nhưng trong tình huống tổng hợp các doanh nghiệp đại diện cho nền kinh tế thì chúng ta nên sử dụng mô hình phi tuyến trơn. Sự tương tác giữa các yếu tố ở cấp độ vi mô tạo nên phản ứng không đồng nhất của tất cả các doanh nghiệp trước một cú sốc trong tỷ giá có thể là nguồn gốc tiềm tàng lý giải cho quá trình chuyển tiếp của các mức giá từ trạng thái này sang trạng thái khác ở cấp độ vĩ mô. Bởi vì tồn tại một sự khác biệt lớn trong việc ra quyết định ở mỗi doanh nghiệp trong các hoàn cảnh vĩ mô khác biệt của nền kinh tế. Tuy nhiên, khi trạng thái của kinh tế đã vượt qua một mức ngưỡng nào đó thì dần dần các doanh nghiệp sẽ nhận thấy và điều chỉnh giá của mình, cú sốc sẽ từ từ lan tỏa ở cấp độ vi mô, cuối cùng nhiều doanh nghiệp sẽ lần lượt điều chỉnh giá của họ và kéo theo mức giá cả chung của nền kinh tế thay đổi. Vì lý do đó, tác giả sẽ sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn trong nghiên cứu này thay cho mô hình hồi quy ngưỡng thông thường nhằm đo lường tốt hơn hành vi định giá không đồng nhất của các doanh nghiệp trong nền kinh tế.

Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn dùng thuật toán tìm kiếm lưới “grid search” của Hansen (1999) để tìm kiếm các mức ngưỡng phù hợp của các biến vĩ mô quan tâm và sau đó ước tính hệ số truyền dẫn cho từng giai đoạn khi biến chỉ thị trạng thái nền kinh tế nằm trên hay dưới mức ngưỡng.

### ***3.2.1 Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn***

Tác giả thực hiện quy trình xây dựng, ước lượng và kiểm định mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (STR) theo Dijk và cộng sự (2002) và Teräsvirta (2006) để thực hiện nghiên cứu trong luận án. Bởi vì mục tiêu của luận án là nhằm đánh giá ảnh hưởng của các biến đại diện cho môi trường vĩ mô lên hệ số truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát, hay nói cách khác thì quá trình truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát sẽ thay đổi như thế nào khi yếu tố đại diện cho môi trường vĩ mô thay đổi, nên mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn là phù hợp với mục tiêu của nghiên cứu của luận án.

Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn *(STR)* được khởi xướng bởi Bacon và Watts (1971)là mô hình hồi quy chuỗi thời gian phi tuyến, mô hình này được xem là một sự khái quát hóa cho mô hình *hồi quy chuyển tiếp (switching* *regression)* đã được phát triển trước đó bởi Quandt (1958). Mô hình STR cho phép hệ số ước lượng thay đổi liên quan đến hành vi chuyển đổi các trạng thái. 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 (Nogueira và León-Ledesma (2011)). Mô hình STR tổng quát được xác định như sau.

= 𝜙′ + 𝜃′(; 𝛾, 𝑐) + 𝑢𝑡 **(3.13)**

= [𝜙 + *G*(s𝑡; 𝛾, 𝑐)]′z𝑡 + 𝑢𝑡, với 𝑡 = 1,..., 𝑇

Trong đó:

• z𝑡 là tập hợp các biến giải thích, bao gồm cả các biến trễ của biến nội sinh và các biến ngoại sinh;

• 𝜙 = (𝜙0, 𝜙1, … , 𝜙k)′ và 𝜃 = (𝜃0, 𝜃1, … , 𝜃k)′ là véc-tơ tham số với (k + 1)×1

• 𝑢𝑡 là sai số tuân theo quy luật phân phối chuẩn;

• G(s𝑡; 𝛾, 𝑐) là một hàm của biến chuyển tiếp s𝑡 và bị chặn trong khoảng (0,1); hàm số này liên tục tại mọi vị trí trong không gian tham số đối với bất kỳ giá trị 𝑠𝑡;

• Biến chuyển tiếp st là một thành tố của zt do đó có thể được giả định là biến trễ nội sinh (st = yt-d) hoặc một biến ngoại sinh (st = xkt), có mức độ trễ (delay) là d

• 𝛾 là tham số độ dốc (chỉ tốc độ của hàm chuyển tiếp), nếu 𝛾 nhỏ thì quá trình chuyển tiếp sẽ mượt (smooth) hơn còn khi 𝛾 nhận giá trị lớn thì quá trình chuyển tiếp sẽ đột ngột hơn.

• 𝑐 là tham số ngưỡng, tham số ngưỡng này cho biết vị trí mà quá trình chuyển tiếp có thể xảy ra. Mô hình (3.13) có thể được hiểu như là một mô hình tuyến tính với hệ số hồi quy biến đổi ngẫu nhiên theo thời gian tùy thuộc vào giá trị của 𝑠𝑡.

***Có hai dạng hàm chuyển tiếp***

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

, γ>0 **(3.14)**

Khi đó phương trình hồi quy sẽ được mô tả như sau:

**(3.15)**

Các lựa chọn phổ biến trong thực nghiệm của K là K=1 hoặc K=2

Các lựa chọn phổ biến là K = 1 và K = 2

Đối với K = 1: các tham số thay đổi đơn điệu như một hàm của từ đến . Mô hình thu được gọi là LSTR1 sẽ tồn tại 1 ngưỡng, mô hình 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.

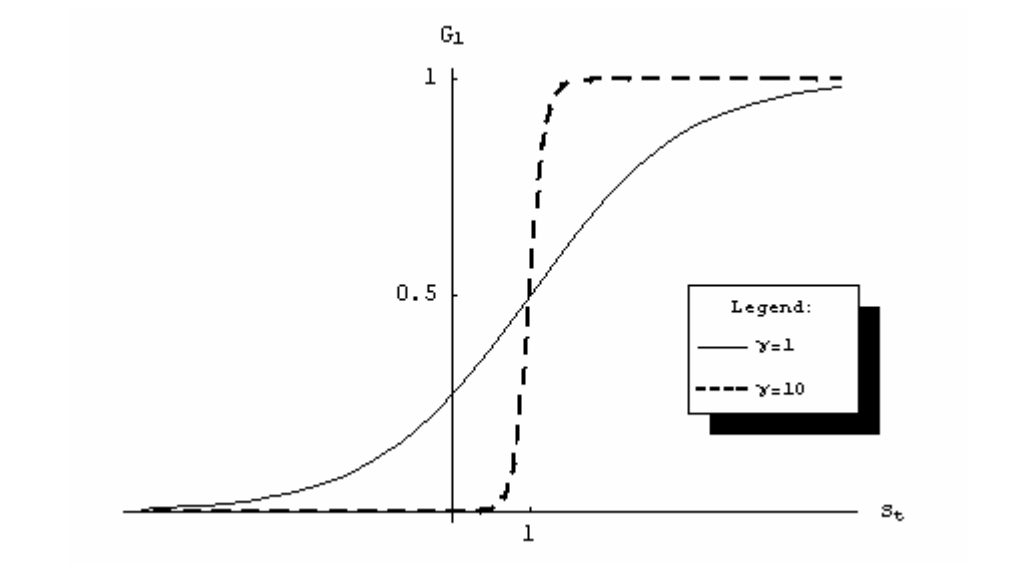
Đối với K = 2: hàm chuyển tiếp trở thành hàm bậc 2, theo đó hàm chuyển tiếp G2 xứng quanh giá trị (c1+c2)/2 và . G2 không bao giờ bằng 0; giá trị tối thiểu của G2 nằm giữa 0 và 0,5.

Hàm chuyển tiếp khi đó có dạng:

với **(3.16)**

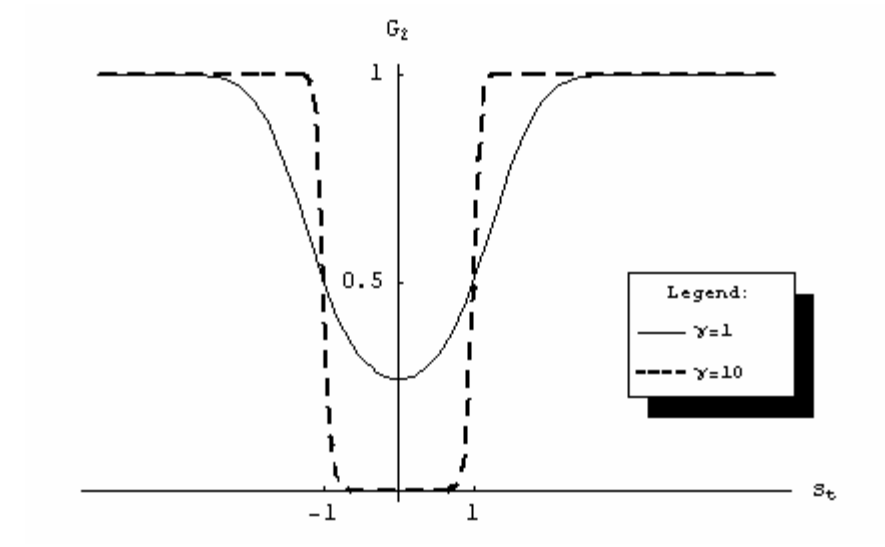
Mô hình LSTR2 phù hợp để diễn tả một sự thay đổi nhỏ và lớn của biến chuyển tiếp quanh giá trị ngưỡng sẽ ảnh hưởng như thế nào đến biến phụ thuộc.

**Hình 3.1 : Hàm chuyển tiếp LSTR1 với c = 1**



*Nguồn:* Kavkler và cộng sự (2007)

**Hình 3.2: Hàm chuyển tiếp LSTR2 với c = -1 và c = 1**



*Nguồn*: Kavkler và cộng sự (2007)

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

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

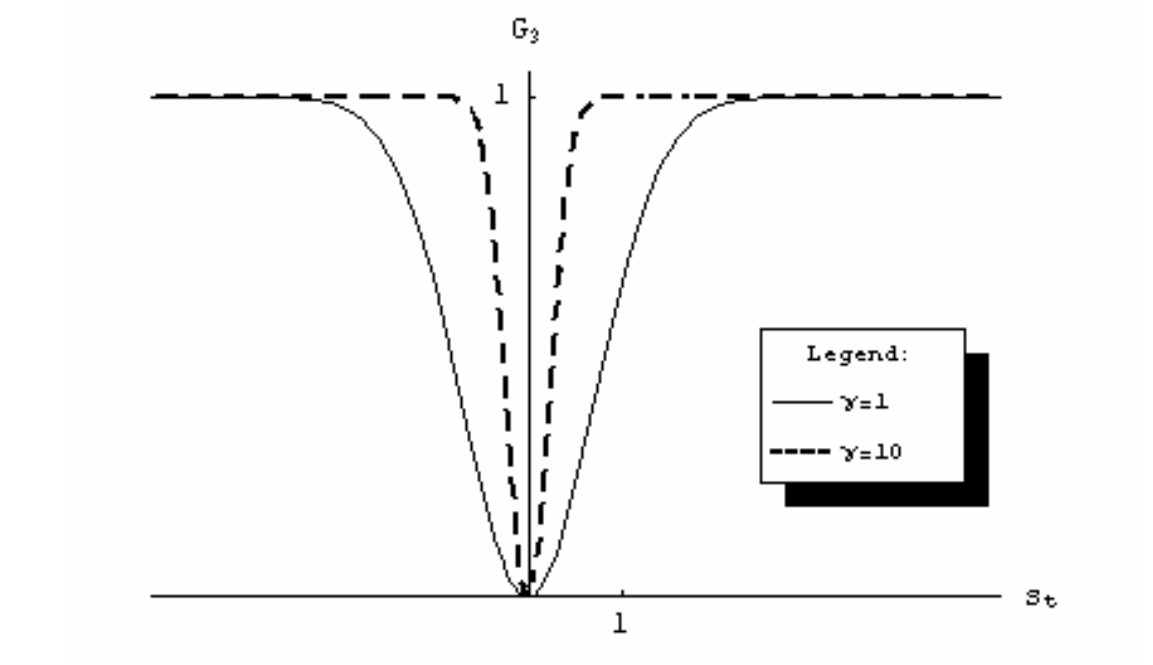
, **(3.17)**

Khi đó phương trình hồi quy sẽ được mô tả như sau:

**(3.18)**

Hàm chuyển tiếp G trong mô hình ESTR là hàm đơn điệu và đối xứng quanh giá trị Khi có giá trị nhỏ hoặc trung bình thì đồ thị của hàm ESTR tương tự như hàm LSTR2, tuy nhiên điểm cực tiểu của hai hàm này khác nhau.

**Hình 3.3: Hàm chuyển tiếp ESTR với c = 0**



*Nguồn:* Kavkler và cộng sự (2007)

Như giải thích của Christopoulos và León-Ledesma (2010) đối với cả hai mô hình, tham số *c* được giải thích là ngưỡng giữa hai cơ chế tương ứng với G(s𝑡; 𝛾, 𝑐) = 0 và G(s𝑡; 𝛾, 𝑐) = 1. Đối với mô hình LSTR, các hệ số phi tuyến sẽ có giá trị khác nhau phụ thuộc vào việc biến chuyển tiếp thấp hơn hay cao hơn giá trị ngưỡng. Vì vậy, các hệ số 𝜙′ + 𝜃′G(s𝑡; 𝛾, 𝑐) thay đổi một cách từ từ khi hàm số của st từ 𝜙′ đến 𝜙′ + 𝜃′ . Với ý nghĩa này, khi (st – c) → - và các hệ số trở thành 𝜙′, nếu (st – c) → + và các hệ số là (𝜙′ + 𝜃′) ; và nếu st = c, thì và các hệ số sẽ là (𝜙′ + 𝜃′ )/2. Mô hình LSTR có sự chuyển tiếp diễn ra từ từ (mượt) giữa hai cơ chế. Một đặc điểm của mô hình LSTR là khi , mô hình LSTR trở thành mô hình hồi quy ngưỡng, với sự chuyển tiếp diễn ra đột ngột. Nếu thì hàm chuyển tiếp  và mô hình LSTR trở thành mô hình hồi quy tuyến tính.

Trong mô hình ESTR những thay đổi của hệ số hồi quy phụ thuộc vào biến chuyển tiếp là xa hay gần giá trị ngưỡng, bất kể là chênh lệch (st – c) là dương hay âm. Do đó, hàm chuyển tiếp lũy thừa khi (st – c) → và các hệ số là 𝜙′ + 𝜃′. Và nếu (st = c), và các hệ số trở thành 𝜙′. Một hạn chế của kỹ thuật ESTR đó là khi và , mô hình hầu như trở thành tuyến tính và do đó nó không lồng một mô hình ngưỡng (với quá trình chuyển đổi đột ngột) như là một trường hợp đặc biệt.

### ***3.2.2*** ***Quy trình xây dựng mô hình STR***

Quy trình xây dựng mô hình STR gồm 3 giai đoạn theo như đề xuất của Dijk và Franses (2002) như sau:

*Bước 1:* Thiết lập mô hình hồi quy tuyến tính trên nền tảng lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan.

Thực hiện kiểm định giả thuyết tuyến tính trên mô hình nền tảng ban đầu (giả thuyết H0: mô hình tuyến tính, H1: Mô hình tồn tại dạng phi tuyến). Khi giả thuyết phi tuyến được chấp nhận thì tiến hành chọn biến chuyển tiếp st phù hợp để hình thành hàm chuyển tiếp G

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

*Bước 3:* Đánh giá chất lượng mô hình.

#### 3.2.2.1 Thiết lập mô hình

Đầu tiên là xây dựng mô hình tuyến tính thể hiện mối quan hệ giữa các biến trong nghiên cứu làm nền tảng phân tích, mô hình được xây dựng dựa trên lý thuyết kinh tế hoặc các nghiên cứu thực nghiệm đã có. Nghiên cứu này chỉ tập trung nghiên cứu ảnh hưởng của tỷ giá vào lạm phát dựa theo các điều kiện vĩ mô khác nhau nên tác giả chỉ sử dụng lớp mô hình hồi quy bội một chiều và bỏ qua sự tương tác qua lại giữa các biến. Với mục tiêu trên trong luận án này tác giả sử dụng mô hình ARDL(p,q) làm mô hình cơ sở như cách thức của Faryna (2016). Mô hình tự hồi quy ARDL(p,q) với p và q lần lượt là độ trễ tương ứng của biến phụ thuộc và biến độc lập chính. Độ trễ phù hợp được chọn căn cứ vào các giá trị như AIC, BIC, Ljung-Box statistic.

**Hình 3.4: Quy trình các bước ước lượng mô hình STR**

*Bước 1*

Thiết lập mô hình hồi quy cơ sở bằng mô hình ARDL(p,q) để tìm độ trễ tối ưu dựa theo tiêu chuẩn AIC. Bước này tuân theo cách thức của Faryna (2016)

*Bước 2*

Lần lượt chạy mô hình hồi quy cơ sở đã chọn ở bước 1 với các giá trị trễ của biến chuyển tiếp tiềm năng theo kiểu mô hình chuyển tiếp trơn (STR) với giả định mô hình tồn tại mối quan hệ phi tuyến.

*Bước 3*

Kiểm tra giả định phi tuyến trong các mô hình thu được ở bước 2, đồng thời xác định dạng hàm chuyển tiếp trơn là hàm logic hay hàm mũ. Bước này tuân theo thủ tục của Luukkonen và cộng sự (1988)

*Bước 4*

Kiểm định từng mô hình thu được ở bước 3 xem phần dư của mô hình có chứa thành phần phi tuyến không? Bước này tuân theo đề xuất Dijk và cộng sự (2002)

*Bước 5.1*

Nếu không còn phần phi tuyến, mô hình sẽ được kiểm tra tương quan chuỗi, phương sai thay đổi và sau đó ước lượng các tham số hồi quy, tiến hành phân tích kết quả.

*Bước 5.2*

Nếu phần dư mô hình còn phần phi tuyến, thì loại bỏ mô hình đó. Tiếp tục kiểm định các mô hình khác thu được ở bước 3

*Nguồn:* tác giả tự tổng hợp

Sau đó, thực hiện các thủ tục kiểm định tính phi tuyến đối với mô hình mới được lựa chọn ở trên để xem có tồn tại môi quan hệ phi tuyến hay không. Sau đó dựa trên các giá trị thống kê để quyết định dạng hàm chuyển tiếp trơn là logistic (LSTR) hay dạng hàm mũ (ESTR).

Kiểm định tính phi tuyến là một thủ tục quan trọng bậc nhất của quy trình xây dựng các lớp mô hình STR. Nếu kết quả kiểm định cho thấy không có sự tồn tại của tính phi tuyến thì quy trình xây dựng mô hình sẽ dừng lại, mô hình nghiên cứu trở về dạng tự hồi quy tuyến tính truyền thống.

Mô hình STR cụ thể sẽ phụ thuộc theo dạng hàm chuyển tiếp

Mô hình LSTR1:

Mô hình LSTR2: G = (

Mô hình ESTR: })

Có hai khả năng có thể xảy ra đối với việc kiểm định tính phi tuyến của mô hình tuyến tính nền tảng. Nếu giả thuyết H0 ban đầu (mô hình không có tính phi tuyến) bị bác bỏ thì mô hình là mô hình phi tuyến, còn nếu giả thuyết H0 được chấp nhận thì mô hình là tuyến tính. Kết quả dùng để bác bỏ giả thuyết gốc được căn cứ trên các giá trị xác suất (p\_value) của mô hình STR nào có sự bác bỏ mạnh nhất thì mô hình đó sẽ được lựa chọn.

Giả thuyết mô hình tuyến tính ban đầu được biểu thị như sau:

Ho:

Việc kiểm định trở nên phức tạp vì các tham số không xác định, điều này làm cho các lý thuyết thống kê truyền thống không có sẵn các phân phối tiệm cận của các hệ số kiểm định, khiến các giá trị kiểm định của phân phối trở nên không chuẩn, các giá trị tới hạn cũng không có sẵn.

*Kiểm định tính tuyến tính*

Theo Luukkonen và cộng sự (1988) thay thế hàm chuyển tiếp G() bằng cách triển khai chuỗi xấp xỉ Taylor bậc 3 xung quanh giả thiết gốc γ = 0

Xem xét mô hình STR tổng quát sau:

**(3.19)**

Với là véc tơ các biến giải thích. Nếu mô hình là ESTR thì và LSTR nếu Phương trình hồi quy phụ khi triển khai xấp xỉ Taylor cho hàm chuyển tiếp với γ = 0 có dạng:

**(3.20)**

Nếu trong mô hình tồn tại ít nhất 1 biến ≠ 0 (j = 1, 2, 3) thì tồn tại hiện tượng phi tuyến trong mô hình. Như vậy thay vì kiểm định tính phi tuyến ban đầu đối với mô hình đã được lựa chọn được thay thế bằng kiểm định giả thuyết gốc là:

Đặt là phần dư của phương trình (3.20) với ràng buộc và là phần dư từ hồi quy đầy đủ của phương trình (3.20). Theo đó hệ số kiểm định Larange Multiplier (LM) được tính như sau:

Với là tổng bình phương các phần dư thu được sau khi hồi quy theo , là tổng bình phương các phần dư thu được sau khi thực hiện hồi quy phụ. Kiểm định LM-test tuân theo phân phối quy luật phân phối với bậc tự do là 3(2N+1)

Theo Luukkonen và cộng sự (1988), kiểm định theo phân phối hạn chế trong tình huống mẫu nhỏ, kết quả của LM-tets chỉ đáng tin cậy trong tình huống mẫu lớn. Vì vậy, F-test được Luukkonen và cộng sự (1988), Teräsvirta (2006) đề nghị thay thế cho LM-test trong tình huống cỡ mẫu vừa hoặc nhỏ, thống kê F có bậc tự do là 3(2N+1) và [T-4(2N-1)]

Giá trị tính toán của thống kê F là:

*Lựa chọn dạng của mô hình STR*

Sau khi thực hiện các kiểm định tính phi tuyến cho mô hình ARDL(p,q). Bước tiếp theo là chọn dạng hàm chuyển tiếp nếu mô hình tồn tại tính phi tuyến.

Việc lựa chọn mô hình là LSTR hay ESTR có thể dựa theo các kết quả kiểm định của mô hình hồi quy (3.20). Cụ thể khi c = 0 thì và mô hình LSTR1 được lựa chọn. Nếu thì mô hình LSTR2 hoặc ESTR được lựa chọn.

Teräsvirta (2006) đã đưa ra các đề xuất về thứ tự kiểm định các tham số như sau:

Kiểm định giả thuyết không (H04):

Kiểm định H03:

Kiểm định H02:

Cả 3 giả thiết trên đều được kiểm định dựa theo F-test và chúng có ký hiệu là F4, F3 và F2.

Nếu kiểm định H03 có mức độ bác bỏ mạnh nhất dựa theo giá trị p-value thì mô hình được chọn là LSTR2 hoặc ESTR. Trong trường hợp còn lại thì chọn mô hình LSTR1.

Để lựa chọn hoặc là LSTR2 hoặc ESTR, chúng ta sẽ thực hiện bổ sung thêm kiểm định giả thiết là: H0: c1 = c2 ;H1: c1 ≠ c2

Nếu H0 được chấp nhận chúng ta chọn LSTR2 và ngược lại thì chọn mô hình ESTR

Theo Dijk và cộng sự (2002) với sự hỗ trợ của máy móc nên các quyết định trên thông thực hành không quá quan trọng. Chúng ta có thể ước lượng mô hình đồng thời mô hình LSTR và ESTR, sau đó lựa chọn mô hình phù hợp dựa trên các thủ tục kiểm định giá trị sai lệch (misspecification test). Trong thực tế quá trình chọn lựa mô hình trở nên nhạy cảm nếu như kết quả kiểm định không cung cấp một sự lựa chọn rõ ràng giữa 2 loại mô hình này, đó là khi p\_value của kiểm định đối với một bên là giả thuyết H03 và bên còn lại là H02 và H04 rất gần nhau. Tuy nhiên, việc đưa ra các ra các *p\_value* ở giai đoạn lựa chịn mô hình này vẫn cần thiết, mặc dù quyết định thật sự về mô hình phải đợi đến bước đánh giá mô hình mới đáng tin cậy.

#### 3.2.2.2 Ước lượng các tham số của mô hình STR

Sau khi chọn được dạng mô hình STR phù hợp, chúng ta sẽ thực hiện ước lượng các tham số trong mô hình STR. Các tham số trong mô hình STR được ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất phi tuyến (NLS) thông qua hàm ước lượng điều kiện cực đại (conditional maximum likelihood), kỹ thuật này cung cấp các giá trị ước tính vững và tiệm cận giá trị trung bình. Dijk và cộng sự (2002) phân tích rằng, dưới giả định sai số có phân phối chuẩn, NLS tương đương với maximum likelihood. Mặt khác, ước lượng bằng kỹ thuật NLS có thể giải thích như là ước lượng maximum likelihood. Việc tìm các giá trị khởi đầu khởi đầu của γ và c đóng vai trò quan trọng trong bước này. Lý thuyết về mô hình STR gợi ý xây dựng cấu trúc mạng lưới tìm kiếm “grid search” để ước tính γ và c. Giá trị trong “grid search” ban đầu đối với γ được thiết lập từ 0 đến 100 và tăng lần lượt 1 đơn vị qua mỗi lần lặp lại, trong khi đó c được ước tính cho tất cả các giá trị được xếp hạng của biến chuyển tiếp . Với mỗi giá trị của γ và c thì tổng bình phương phần dư sẽ được tính. Giá trị có với tổng bình phương nhỏ nhất được lựa chọn như là giá trị khởi đầu cho thủ tục NLS. Thủ tục này gia tăng sự chính xác của các hệ số ước tính và đảm bảo thuật toán hội tụ của NLS nhanh hơn. Hệ số chuyển tiếp γ sẽ được chuẩn hóa bằng cách chia cho độ lệch chuẩn của trong mẫu của biến chuyển tiếp , gọi là . Hàm chuyển tiếp sẽ thành:

**(3.21)**

#### 3.2.2.3 Đánh giá chất lượng mô hình

Mô hình phi tuyến sau khi ước lượng xong cần phải được kiểm định để xem xét xem mô hình STR thu được có bị bỏ sót thành phần phi tuyến hay không hoặc không có/không còn tự tương quan. Kiểm định LM-test được dùng để kiểm định phần dư không có hiện tượng tự tương quan, kiểm định LM-type để kiểm tra không còn hiệu ứng ARCH và Jarque-Bera cho phân phối chuẩn. Eitrheim và Terasvirta (1996) cũng gợi ý thêm 2 kiểm định dạng LM: kiểm định LM cho không còn phần phi tuyến và kiểm định LM cho các hệ số ước tính là ổn định.

##### *Kiểm định không còn tự tương quan:*

Để kiểm định phần dư không còn tự tương quan luận án sử dụng kiểm định Godfrey (1978) như sau:

Giả định M( có ít nhất sai phân liên tục bậc hai đối với các tham số trong không gian mẫu và , với t=1,…,T, trong đó = và

H0: không có tự tương quan trong phần sai số (

H1: có tự tương quan bậc q trong

Godfrey (1978) đề xuất sử dụng kiểm định LM để thực hiện. Đầu tiên tiến hành hồi quy phần dư của mô hình STR trên các trễ của phần dư và đạo hàm riêng phần đối với các tham số của mô hình được đánh giá tại mứ giá trị tối đa . Gọi l là số lượng các tham số trong mô hình. Hệ số kiểm định:

Với: là tổng bình phương các phần sư của mô hình, là tổng bình phương các phần dư của mô hình hồi quy phụ. Hệ số kiểm định có phân phối xấp xỉ phân phôi F với bậc tự do là q và T – l – q.

##### *Kiểm định phần dư còn lại không còn phần phi tuyến*

Sau khi ước tính các hệ số của mô hình STR, một câu hỏi quan trọng được đặt ra tiếp theo đó là liệu có phần phi tuyến nào còn sót lại và chưa được đưa vào mô hình hay không? Kiểm định này giả định rằng phần phi tuyến còn lại tiếp tục là một dạng STR. Do đó, một mô hình hồi quy phụ được xem xét như sau:

**(3.22)**

Trong đó là hàm chuyển tiếp khác và

Giả sử , nghĩa là giả thiết H0: =0

Giả thiết không này mang ý nghĩa rằng không tồn tại phần phi tuyến. Mô hình chỉ còn phần phi tuyến khi giả thiết này bị bác bỏ. Kiểm định này trở thành bài toán tìm cách xấp xỉ hàm H theo triển khai Taylor mở rộng với =0. Giả sử, Taylor bậc 3, dẫn đến mô hình phụ sau:

**(3.23)**

Với , với là phần còn lại từ xấp xỉ đa thức. Nếu thì (3.23) sẽ trở thành (3.22).

Sau khi xấp xỉ đa thức, giả thiết không trở thành: H0:

##### *Kiểm định các hệ số ước tính ổn định:*

Kiểm định này dùng để kiểm tra giả thuyết không về sự ổn định của các hệ số ước tính ngược lại với giả thuyết đối về sự thay đổi trơn tiếp tục hiện diện trong các hệ số. Đối với kiểm định này, cần viết lại mô hình (3.13) như sau:

**(3.24)**

Trong đó:

và

với và và là hàm chuyển tiếp với Giả thuyết không cho rằng không có sự thay đổi trong hệ số là . Các thông số γ và c được giả định là hằng số. Hàm hồi quy phụ được thiết lập như sau:

**(3.25)**

trong đó nếu và chỉ nếu giả thuyết không tồn tại. Thông thường F-test được đề nghị sử dụng trong tình huống này thay cho vì kích cỡ mẫu nhỏ.

Trong lý thuyết về mô hình STR, các kiểm định không còn phần phi tuyến, kiểm định phần dư không có tự tương quan và kiểm định hệ số hồi quy ổn định là các kiểm định thường được xem xét trong giai đoạn đánh giá mô hình.

## **3.3 Mô hình thực nghiệm**

Dựa theo nghiên cứu được thực hiện bởi Nogueira và León-Ledesma (2008, 2011), Shintani và cộng sự (2011), Cheikh (2012) 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.

Việc áp dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn vào nghiên cứu cơ chế truyền dẫn tỷ giá ở Việt Nam có xem xét đến các trạng thái kinh tế khác nhau là điều mới mẻ. Ở Việt Nam, đã có một số nghiên cứu sử dụng các mô hình hồi quy khác nhau để xem xét ERPT dưới các trạng thái của lạm phát hoặc chu kỳ kinh tế. Tuy nhiên luận án chưa tìm thấy nghiên cứu nào sử dụng mô hình chuyển tiếp trơn để khảo sát ERPT đặc biệt là trong các trạng thái khác nhau của độ mở thương mại và mức độ bất ổn tỷ giá cho trường hợp Việt Nam.

### ***3.3.1 Mô hình thực nghiệm***

Dựa theo khung lý thuyết đã mô tả ở phần 3.1 và mô hình STR tổng quát ở phần 3.2, luận án xây dựng mô hình thực nghiệm để nghiên cứu cho trường hợp Việt Nam như sau:

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).

Đối với hàm LSTR, hệ số ERPT có thể nhận giá trị khác nhau tùy theo giá trị của biến chuyển tiếp nằm dưới hay là trên mức ngưỡng

* Nếu , hệ số truyền dẫn sẽ là:

SR ERPT = **(3.28.1)**

và LR ERPT = **(3.28.2)**

* Nếu , hệ số truyền dẫn sẽ là:

SR ERPT = **(3.28.3)**

và LR ERPT= **(3.28.4)**

Đối với hàm ESTR, hệ số truyền dẫn tùy thuộc vào giá trị gần hoặc xa giá trị ngưỡng c, bất chấp chênh lệch ( là âm hay dương. Do đó, nếu (, hệ số ERPT ngắn hạn và dài hạn cũng tương xứng như (3.28.1) và (3.28.2) và nếu thì hệ số truyền dẫn ngắn hạn và dài hạn lại bằng với (3.28.3) và (3.28.4)

### ***3.3.2 Mô tả biến nghiên cứu***

#### 3.3.2.1 Lạm phát (inf)

Lạm phát (inf) được đo lường bằng phần trăm thay đổi trong chỉ số giá tiêu dùng CPI hàng tháng hoặc hàng quý.

Lạm phát kỳ t được tính theo công thức:

#### 3.3.2.2 Tốc độ tăng trưởng Sản lượng công nghiệp (iip) và chênh lệch sản lượng (opg)

Đại diện cho áp lực cầu trong thị trường nội địa lên lạm phát, trong nghiên cứu này luận án sử dụng tốc độ tăng trưởng sản lượng của nền kinh tế () như đề xuất của Nogueira và León-Ledesma (2008).

Vì hầu hết các câu hỏi trong nghiên cứu sử dụng dữ liệu tần suất theo tháng nên luận án sử dụng chỉ số sản xuất công nghiệp hàng tháng từ Tổng cục thống kê Việt Nam để thay thế cho tổng sản lượng (GDP) của nền kinh tế. Trên cơ sở đó, luận án đã tính tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp thay cho tốc độ tăng trưởng sản lượng để đại diện áp lực cầu của nền kinh tế như nghiên cứu của Nogueira và León-Ledesma (2011).

Tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp hàng tháng được tính theo công thức:

Riêng câu hỏi nghiên cứu ERPT liên quan đến đến độ mở thương mại, luận án cũng sử dụng dữ liệu với tần suất quý nên để đại diện cho áp lực cầu nội địa () trong mô hình lý thuyết luận án sử dụng tổng sản lượng quốc nội (GDP) để tính chênh lệch sản lượng (output gap) bằng bộ lọc HP (HP filter)

#### 3.3.2.3 Biến động chỉ số giá hàng hóa toàn cầu (gpi) và chỉ số giá nhập khẩu (imp)

Để đại diện cho phần chi phí của nhà sản xuất dịch chuyển vào trong mức giá tiêu dùng nội địa tương tự như Nogueira và Leon-Ledesma (2008) luận án sử dụng: chỉ số giá hàng hóa toàn cầu (tần suất theo tháng và chỉ số giá nhập khẩu *(imp)* tần suất theo quý. Như đã đề cập trong phần khung lý thuyết, chi phí nhập khẩu đầu vào là một thành phần quan trọng giải thích sự biến động của lạm phát.

* Công thức tính tốc độ thay đổi chỉ số giá hàng hóa toàn cầu hàng tháng:

* Công thức tính tốc độ thay đổi chỉ số giá nhập khẩu hàng quý:

#### 3.3.2.4 Biến động tỷ giá hối đoái (er)

Tỷ giá trong luận án được sử dụng là tỷ giá danh nghĩa song phương giữa VND và USD. Luận án nhận thấy rằng các doanh nghiệp thường dựa vào sự biến động tỷ giá danh nghĩa song phương USD/VND một cách trực quan để điều chỉnh giá bán của họ hơn là tham khảo một tỷ giá danh nghĩa đa phương hoặc tỷ giá thực. Do đó nghiên cứu sử dụng tỷ giá danh nghĩa song phương sẽ phản ánh hành vi điều chỉnh giá của doanh nghiệp phù hợp hơn với thực tiễn.

Biến động của tỷ giá được tính theo công thức sau:

#### 3.3.2.5 Biến chuyển tiếp (st)

Luận án này lần lượt được sử dụng các biến sau làm biến chuyển tiếp trong mô hình hồi quy: lạm phát; mức độ thay đổi của tỷ giá; độ bất ổn của tỷ giá (volatility); tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp (đại diện cho chu kỳ kinh tế) và độ mở thương mại của nền kinh tế.

Các biến chuyển tiếp được lấy giá trị trễ ít nhất 1 kỳ để tránh đi tác động đồng thời và thể hiện nguồn gốc hình thành kỳ vọng của doanh nghiệp xuất phát từ trạng thái của nền kinh tế được định hình từ trước đó.

* Giá trị trễ của lạm phát (inf) làm biến chuyển tiếp đại diện cho môi trường lạm phát: lạm phát thấp và lạm phát cao.
* Để đánh giá ảnh hưởng của ERPT liên quan đến biến động trong tỷ giá luận án sử dụng độ lớn biến động tỷ giá và độ bất ổn trong tỷ giá làm biến chỉ thị trạng thái trong hàm hồi quy. Giá trị trễ của biến động tỷ giá (er) làm biến chuyển tiếp đai diện cho trạng thái tỷ giá biến động cao và thấp, trong khi độ bất ổn tỷ giá đại diện cho mức độ ổn định của tỷ giá trong nền kinh tế. Trong khi đó, độ bất ổn của tỷ giá hàng tháng (volatility) được tính bằng độ lệch chuẩn của tỷ giá danh nghĩa hàng ngày cho toàn bộ các ngày giao dịch trong tháng phản ánh mức độ ổn định của tỷ giá hối đoái theo thời gian và được theo công thức sau:
* Độ mở thương mại trong luận án được tính bằng sự thay đổi trong tổng giá trị xuất nhập khẩu so với GDP, thước đo này được sử dụng rộng rãi bởi các tổ chức quốc tế lớn như Ngân hàng thế giới (World Bank), Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF), Tổ chức hợp tác phát triển kinh tế (OECD) hoặc trong nghiên cứu cùng chủ đề về truyền dẫn tỷ giá của Ghosh (2013):
* Giá trị trễ của tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp hàng tháng (iip) được sử dụng để đại diện cho chu kỳ kinh tế tương tự như nghiên cứu của Cheikh và cộng sự (2018)

## **3.4 Dữ liệu**

**Bảng 3.1: Các biến số sử dụng trong nghiên cứu**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Nội dung** | **Tần suất** | **Nguồn** |
| CPI | Chỉ số giá tiêu dùng | Tháng, quý | Thomson Reuters |
| IIP | Chỉ số sản xuất công nghiệp | Tháng | Tổng cục thống kê |
| GDP | Tổng sản phẩm quốc nội | Quý | Thomson Reuters |
| GPI | Chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu (Global Price Index of All Commodities) | Tháng | Thomson Reuters |
| IMP | Chỉ số giá nhập khẩu | Quý | Tổng cục thống kê |
| ER | Tỷ giá hối đoái danh nghĩa song phương USDVND | Ngày, tháng, quý | Thomson Reuters |
| Import/GDP | Giá trị nhập khẩu so với GDP | Quý | Thomson Reuters |
| Export/GDP | Giá trị xuất khẩu so với GDP | Quý | Thomson Reuters |

*Nguồn:* *Tác giả tự tổng hợp.*

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 (*xem* **Bảng 3.1**)

## **3.5 Tổng kết chương phương pháp nghiên cứu và dữ liệu**

Trong chương này luận án đã trình bày khung phân tích về mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát có tính đến các kịch bản kinh tế vĩ mô khác nhau. Luận án đã triển khai mô hình lý thuyết làm cơ sở để xây dựng mô hình thực nghiệm để trả lời các câu hỏi nghiên cứu.

Quy trình xây dựng mô hình thực nghiệm và các kiểm định chất lượng mô hình cũng đã được trình bày cụ thể để phục vụ đánh giá mô hình hồi quy về sau.

Các biến số hồi quy, biến chuyển tiềp sử dụng trong nghiên cứu đã được mô tả cụ thể về ý nghĩa và cách thức đo lường. Dữ liệu về các biến nghiên cứu cũng đã được mô tả rõ nguồn gốc trong chương này.

# **CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN**

## **4.1 Thống kê mô tả các biến**

Dưới đây là bảng thống kê mô tả của các biến sử dụng chính trong mô hình:

Bảng 4.1: Thống kê mô tả các biến (tần suất tháng) (%)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **inf\_sa[[6]](#footnote-6)** | **er** | **iip\_sa[[7]](#footnote-7)** | **gpi** |
| Trung bình | 0,526 | 0,224 | 0,566 | 0,435 |
| Trung vị | 0,432 | 0,087 | 0,546 | 0,763 |
| Giá trị lớn nhất | 3,724 | 6,552 | 6,162 | 8,552 |
| Giá trị nhỏ nhất | -1,444 | -1,384 | -5,436 | -9,073 |
| Độ lệch chuẩn | 0,660% | 0,721% | 3,038 | 3,901 |
| Skewness | 1,650 | 4,250 | -0,059 | -0,457 |
| Kurtosis | 8,306 | 31,903 | 2,754 | 2,842 |
| Jarque-Bera | 369,332 | 8584,787 | 0,703 | 8,105 |
| Probability | 0,000 | 0,000 | 0,704 | 0,017 |
| Sum | 1,194 | 0,507 | 1,284 | 0,986 |
| Sum Sq. Dev. | 0,010 | 0,012 | 0,209 | 0,344 |
| Số quan sát | 227 | 227 | 227 | 227 |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Kết quả thống kê số liệu từ **Bảng 4.1** cho thấy:

Lạm phát bình quân hàng tháng ở Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu là 0,526%/tháng, giá trị bình quân gần với giá trị trung vị 0,432%/tháng về mặt trực quan có thể cho thấy mức độ biến động của lạm phát tương đối thấp trong giai đoạn nghiên cứu. Lạm phát có giá trị cao nhất là 3,72% vào tháng 5/2008, thời điểm giá cả hàng hóa đặc biệt là giá gạo, xăng dầu trong nước và trên thị trường thế giới tăng mạnh. Vào thời điểm tháng 3/2000, chỉ số giá tiêu dùng sụt giảm so với tháng 2 là 1,44%, nền kinh tế Việt Nam rơi vào tình trạng giảm phát và đây cũng là tình trạng suy thoái chung của nền kinh tế thế giới trong giai đoạn này.

Trong giai đoạn nghiên cứu, biến động tỷ giá bình quân 0,22%/tháng, so với mức trung vị 0,09% cho thấy biến động tỷ giá bình quân hàng tháng khá lớn và có độ phân tán rộng. Tỷ giá danh nghĩa USDVND có mức độ biến động cao nhất là 6,55% vào tháng 2/2011 khi Ngân hàng nhà nước quyết định phá giá mạnh VND nhằm điều chỉnh thâm hụt thương mại của Việt Nam so với các đối tác. Năm 2008 được xem là năm có nhiều biến động của tỷ giá USDVND, Ngân hàng nhà nước đã 3 lần điều chỉnh biên độ tỷ giá từ 1%, 2% và sau cùng là 3%. Áp lực từ dòng kiều hối lớn đổ vào Việt Nam giai đoạn đầu năm 2008 đã khiến cho tiền đồng tăng mạnh, kết quả vào tháng 3/2008 biến động tỷ giá thấp nhất là -1,38% tương ứng với tiền đồng tăng giá 0,536% so với USD.

Bảng 4.2: Thống kê mô tả các biến (tần suất quý)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **cpi\_sa** | **er** | **opg** | **imp** |
| Trung bình | 0,016 | 0,004 | -0,235 | 0,001 |
| Trung vị | 0,013 | 0,003 | -0,191 | 0,001 |
| Giá trị lớn nhất | 0,054 | 0,011 | 2,218 | 0,032 |
| Giá trị nhỏ nhất | -0,006 | -0,005 | -2,263 | -0,027 |
| Độ lệch chuẩn | 0,013 | 0,004 | 1,242 | 0,015 |
| Skewness | 1,165 | 0,313 | 0,287 | 0,149 |
| Kurtosis | 4,202 | 2,155 | 2,838 | 2,804 |
| Jarque-Bera | 20,034 | 3,224 | 1,040 | 0,372 |
| Probability | 0,000 | 0,200 | 0,594 | 0,830 |
| Sum | 1,133 | 0,278 | -16,449 | 0,055 |
| Sum Sq. Dev. | 0,011 | 0,001 | 106,513 | 0,016 |
| Số quan sát | 70 | 70 | 70 | 70 |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Tốc độ tăng trưởng sản lượng sản xuất công nghiệp bình quân 0,566%/tháng. Trong đó tốc độ tăng trưởng cao nhất là 28,602% vào tháng 3/2016 và tốc độ tăng trưởng thấp nhất là -49,504% vào tháng 1/2017.

Đối với chỉ số giá hàng hóa toàn cầu, tốc độ thay đổi bình quân là 0,435%/tháng. Mức tăng cao nhất là 8,55% vào tháng 3/2002 thời điểm mà các giá hàng hóa quan trọng trên thế giới như vàng, dầu, lúa mì và một số mặt hàng chiến lược khác tăng giá mạnh. Mức giảm nhiều nhất là -9,07% vào tháng 10/2008 tương ứng với giai đoạn kinh tế thế giới rơi vào thời kỳ ảm đạm từ hệ lụy của cuộc khủng hoảng nợ dưới chuẩn ở Mỹ.

## **4.2 Hệ số tương quan**

Hệ số tương quan của các biến sử dụng trong mô hình được tính toán trong **Bảng 4.3, Bảng 4.4** theo đó các hệ số tương quan giữa các biến đều nhỏ hơn 0,8, theo lý thuyết thống kê các biến trong mô hình phù hợp để đưa vào mô hình hồi quy.

Thống kê tương quan còn cho thấy biến động trong tỷ giá và giá cả thể giới tương quan có ý nghĩa thống kê với biến động trong lạm phát ở Việt Nam.

Bảng 4.3: Hệ số tương quan tần suất tháng

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Hệ số tương quan**  *Xác suất* | **inf\_sa** | **er** | **iip\_sa** | **gpi** |
| **inf\_sa** | 1,000 |  |  |  |
|  | ----- |  |  |  |
| **er** | 0,064 | 1,000 |  |  |
| *p\_value* | *0,339* | ----- |  |  |
| **iip\_sa** | -0,028 | 0,021 | 1,000 |  |
| *p\_value* | *0,677* | *0,759* | ----- |  |
| **gpi** | 0,321 | 0,062 | 0,008 | 1,000 |
| *p\_value* | *0,000* | *0,354* | *0,908* | ----- |
|  |  |  |  |  |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Bảng 4.4: Hệ số tương quan tần suất quý

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Hệ số tương quan**  *Xác suất* | **inf\_sa** | **er** | **opg** | **imp** |
| **inf\_sa** | 1,000 |  |  |  |
|  | ----- |  |  |  |
| **er** | 0,080 | 1,000 |  |  |
| *p\_value* | *0,508* | ----- |  |  |
| **opg** | -0,155 | 0,055 | 1,000 |  |
| *p\_value* | *0,199* | *0,652* | ----- |  |
| **imp** | 0,182 | -0,282 | -0,125 | 1,000 |
| *p\_value* | *0,131* | *0,018* | *0,301* | ----- |
|  |  |  |  |  |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

## **4.3 Kiểm định nghiệm đơn vị**

Trước khi kiểm định nghiệm đơn vị, biến lạm phát đã được xử lý tính mùa vụ bằng phương pháp X-12 (X-12 monthly seasonal adjustment Method) để khử tính mùa vụ do lạm phát thu thập theo tháng, quý thường có yếu tố mùa vụ (xem **Hình 4.1**). Ngoài ra giá trị sản lượng công nghiệp cũng được xử lý mùa vụ.

**Hình 4.1: Lạm phát trước và sau khi xử lý tính mùa vụ (theo tháng)**

****

*Nguồn:* *Tác giả tự vẽ từ dữ liệu Thomson Reuters*

Để đảm bảo kết quả hồi quy được tin cậy, các biến cần phải được kiểm tra tính dừng. Luận án đã sử dụng lần lượt các kiểm định nghiệm đơn vị như kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller), kiểm định PP (Phillips-Perron), kiểm định KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) được sử dụng để kiểm tra tính dừng của các biến trước khi thực hiện hồi quy. *(xem chi tiết ở Phụ lục 1)*

Kết quả kiểm định tính dừng được trình bày trong **Bảng 4.5** và **Bảng 4.6** như sau:

**Bảng 4.5:** **Kiểm định tính dừng bộ dữ liệu theo tần suất tháng**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **Giá trị thống kê**  **ADF** | **P**  **value** | **Giá trị thống kê**  **PP** | **P**  **value** | **Giá trị thống kê**  **KPSS** | **Critical value (1%)** | **Kết luận** |
| **inf\_sa** | -5,341 | 0,000 | -5,186 | 0,000 | 0,280 | 0,739 | Chuỗi dừng |
| **er** | -12,098 | 0,000 | -14,055 | 0,000 | 0,135 | 0,739 | Chuỗi dừng |
| **iip\_sa** | -13,360 | 0,000 | -16,981 | 0,000 | 0,501 | 0,739 | Chuỗi dừng |
| **gpi** | -10,487 | 0,000 | -10,647 | 0,000 | 0,279 | 0,739 | Chuỗi dừng |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Bảng 4.6: Kiểm định tính dừng bộ dữ liệu theo tần suất quý**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **Giá trị thống kê**  **ADF** | **P**  **value** | **Giá trị thống kê**  **PP** | **P**  **value** | **Giá trị thống kê**  **KPSS** | **Critical value (1%)** | **Kết luận** |
| **inf\_sa** | -3.601 | 0,008 | -3,743 | 0,005 | 0,309 | 0,739 | Chuỗi dừng |
| **er** | -6.479 | 0,000 | -6,481 | 0,000 | 0,076 | 0,739 | Chuỗi dừng |
| **opg** | -6.479 | 0,000 | -7,277 | 0,000 | 0,110 | 0,739 | Chuỗi dừng |
| **imp** | -9.381 | 0,000 | -14,530 | 0,000 | 0,114 | 0,739 | Chuỗi dừng |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Các kết quả từ kiểm định cho thấy các biến đầu vào của mô hình đều là các chuỗi dừng bậc 0, phù hợp để thực hiện các mô hình hồi quy.

## **4.4 Kết quả thực nghiệm**

### ***4.4.1 Mô hình hồi quy tuyến tính cơ sở***

Đầu tiên luận án ước tính mô hình truyền dẫn tỷ giá tuyến tính (4.1) bằng mô hình ARDL (p,q) với độ trễ p, q chạy từ 1 đến 12 tương ứng với 12 tháng quan sát. Mục đích thứ nhất của việc này là mô hình ARDL(p,q) sẽ giúp tìm ra độ trễ phù hợp cho mô hình tuyến tính cơ sở, sử dụng tiêu chí AIC (Akaike info criterion), theo đó mô hình ARDL(2,2,9,1) là phù hợp nhất vì có giá trị AIC thấp nhất trong các mô hình **(Hình 4.2).** Kết quả kiểm định CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) thể hiện tổng tích lũy các giá trị phần dư nằm trong dãy tiêu chuẩn với mức ý nghĩa 5% (**Hình 4.3)** cho thấy mô hình ARDL (2,2,9,1) vừa chọn là ổn định. Thứ hai, thông qua 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 lý thuyết tổng quát về truyền dẫn tỷ giá. Thứ ba, kết quả từ mô hình ARDL có thể giúp so sánh với kết quả từ mô hình STR.

Theo Matlasedi (2017) mô hình ARDL (p,q) phù hợp để áp dụng cho chuỗi dữ liệu hoàn toàn dừng ở bậc 0 hoặc bậc 1 nên luận án cũng sử dụng mô hình ARDL (p,q) với các chuỗi dữ liệu dừng ở bậc 0 trong nghiên cứu này.

Mô hình ARDL(p,q) được cho như sau:

**(4.1)**

Trong mô hình ARDL(p,q), hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn và dài hạn được tính như sau:

**Hình 4.2:** **Tiêu chuẩn AIC lựa chọn mô hình ARDL**



*Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews*

**Hình 4.3:** **Kiểm định CUSUM cho mô hình ARDL (2,2,9,1)**



*Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews*

**Bảng 4.7** trình bày kết quả truyền dẫn tỷ giá tiếp cận theo mô hình ARDL tuyến tính. Trong ngắn hạn, khi tỷ giá biến động 1% thì lạm phát sẽ thay đổi 0,039%, còn trong dài hạn sẽ là 0,315%. Kết quả này cho thấy trong dài hạn mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát sẽ cao hơn trong ngắn hạn. Điều này có thể lý giải rằng theo thời gian những thay đổi trong tỷ giá sẽ ảnh hưởng đến hành vi định giá của doanh nghiệp, họ sẽ dần dần điều chỉnh giá bán để phản ánh những thay đổi trong đầu vào. Kết quả làm gia tăng mức độ dịch chuyển những biến động trong tỷ giá vào mức giá cả chung của nền kinh tế.

**Bảng 4.7: Kết quả hồi quy mô hình ARDL (2,2,9,1)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | **Xác xuất** |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| inf\_sa(-1) | 0,638 | 0,069 | 9,262 | 0,000 |
| inf\_sa(-2) | 0,105 | 0,064 | 1,634 | 0,104 |
| er | 0,040 | 0,036 | 1,103 | 0,271 |
| er(-1) | 0,104 | 0,036 | 2,916 | 0,004 |
| er(-2) | -0,063 | 0,037 | -1,705 | 0,090 |
| iip\_sa | -0,007 | 0,009 | -0,800 | 0,425 |
| iip\_sa (-1) | 0,016 | 0,009 | 1,777 | 0,077 |
| iip\_sa (-2) | 0,002 | 0,009 | 0,205 | 0,838 |
| iip\_sa (-3) | -0,018 | 0,009 | -2,048 | 0,042 |
| iip\_sa (-4) | 0,638 | 0,069 | 9,262 | 0,000 |
| iip\_sa (-5) | 0,105 | 0,064 | 1,634 | 0,104 |
| iip\_sa (-6) | 0,040 | 0,036 | 1,103 | 0,271 |
| iip\_sa (-7) | 0,104 | 0,036 | 2,916 | 0,004 |
| iip\_sa (-8) | -0,063 | 0,037 | -1,705 | 0,090 |
| iip\_sa (-9) | -0,007 | 0,009 | -0,800 | 0,425 |
| gpi | 0,016 | 0,009 | 1,777 | 0,077 |
| gpi(-1) | 0,002 | 0,009 | 0,205 | 0,838 |
| c | -0,018 | 0,009 | -2,048 | 0,042 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0,697 | Mean dependent var | | 0,554 |
| R2 | 0,672 | S.D. dependent var | | 0,656 |
| S.E. of regression | 0,376 | Akaike info criterion | | 0,961 |
| Sum squared resid | 28,280 | Schwarz criterion | | 1,240 |
| Log likelihood | -86,711 | Hannan-Quinn criter. | | 1,074 |
| F-statistic | 27,118 | Durbin-Watson stat | | 2,030 |
| Prob(F-statistic) | 0,000 |  |  |  |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

### ***4.4.2 Kết quả hồi quy từ mô hình STR (Smooth transition regression)***

Kết quả ước lượng từ mô hình STR được dựa theo mô hình thực nghiệm sau**:**

**(4.2)**

Các giá trị trễ của các biến trong phương trình 4.2 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. Trong nghiên cứu này, các biến chuyển tiếp tiềm năng được sử dụng là các giá trị trễ lạm phát, biến động tỷ giá, độ bất ổn của tỷ giá, tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp và độ mở thương mại.

Do đặc tính của biến chuyển tiếp nên lạm phát và tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp, độ mở thương mại có thể phù hợp với mô hình LSTR nhằm nắm bắt hệ số ERPT trong trạng thái nền kinh tế có lạm phát cao hoặc thấp, nền kinh tế suy thoái hoặc tăng trưởng, độ mở thương mại cao hay thấp. Trong khi đó đối với biến tỷ giá hối đoái cả mô hình LSTR và mô hình ESTR đều phù hợp, bởi vì LSTR sẽ giúp nắm bắt hệ số truyền dẫn khi tỷ giá cao hay thấp hơn một mức ngưỡng. Trong khi đó mô hình ESTR sẽ phù hợp để đánh giá mối quan hệ phi tuyến của lạm phát trước quy mô thay đổi của tỷ giá, tức là mức độ thay đổi nhiều (xa) hoặc ít (gần) so với giá trị ngưỡng.

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

**Bảng 4.8: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là lạm phát**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | inf\_sa  (-1) | inf\_sa  (-2) | inf\_sa  (-3) | inf\_sa  (-4) | inf\_sa  (-5) | inf\_sa  (-6) |
| Linearity Tests | | | | | | |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,031 | 0,005 | 0,024 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0,000 | 0,001 | 0,000 | 0,031 | 0,022 | 0,025 |
| H02: b1=b2=0 | 0,000 | 0,000 | 0,008 | 0,091 | 0,006 | 0,042 |
| H01: b1=0 | 0,001 | 0,002 | 0,011 | 0,032 | 0,001 | 0,024 |
| Terasvirta Sequential Tests | | | | | | |
|  | inf\_sa  (-1) | inf\_sa  (-2) | inf\_sa  (-3) | inf\_sa  (-4) | inf\_sa  (-5) | inf\_sa  (-6) |
| H3: b3=0 | 0,487 | 0,603 | 0,001 | 0,063 | 0,653 | 0,121 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,000 | 0,005 | 0,103 | 0,527 | 0,472 | 0,297 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0,001 | 0,002 | 0,011 | 0,032 | 0,001 | 0,024 |
| Lựa chọn mô hình | ESTR | LSTR1 | LSTR1 | LSTR1 | LSTR1 | LSTR1 |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Trong phần này luận án 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 ERPT cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa ERPT và lạm phát (Taylor (2000), Gagnon và Ihrig (2004), Choudhri và Hakura (2006), Nogueira và León-Ledesma (2011), Shitani và cộng sự (2012), Junttila và Korhonen (2012), Baharumshah và cộng sự (2017)). 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. Kết quả từ **Bảng 4.9** cho thấy tồn tại hiệu ứng truyền dẫn tỷ giá phụ thuộc phi tuyến vào trạng thái lạm phát của nền kinh tế ở Việt Nam.

Luận án lần lượt kiểm tra giá trị trễ từ 1 đến 6 của biến lạm phát làm biến chuyển tiếp đại diện cho môi trường lạm phát. So sánh kết quả từ các mô hình này với thủ tục kiểm định đề xuất của Luukkonen và cộng sự (1998), Teräsvirta (2006) cho thấy mô hình với giá trị trễ là 6 của biến chuyển tiếp là phù hợp nhất (**Bảng 4.8**). 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 *(Xem Phụ lục 3.6).*

Do giá trị p\_value của giả thiết H04 < 5% đối với kiểm định tuyến tính (Linearity Tests) cho phép bác bỏ mối quan hệ tuyến tính, chấp nhận mô hình tồn tại mối quan hệ phi tuyến. Giả thuyết H2 đối với kiểm định Terasvirta (Terasvirta Sequential Tests) không phải là giả thiết bị bác bỏ mạnh nhất trong các giả thiết kiểm định nên theo quy trình lựa chọn mô hình được thảo luận trong phần 3.2.2 thì mô hình phù hợp để ước lượng là LSTR 1 ngưỡng. Điều này phù hợp với lập luận phía trước rằng quá trình truyền dẫn sẽ khác biệt khi lạm phát ở trên hoặc dưới một mức ngưỡng nào đó.

Ước tính ERPT được tóm tắt trong **Bảng 4.9**, luận án cũng tính hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn và dài hạn. Các giá trị thống kê của mô hình R2, F test và AIC cũng được trình bày ở đây. Kết quả này cũng đã được kiểm tra không còn phi tuyến, với mức ý nghĩa 5%, kết quả từ kiểm định cho thấy mô hình không còn chứa phần phi tuyến **(Bảng 4.10).**

Kết quả từ **Bảng 4.9** cho thấy mức ngưỡng lạm phát có ý nghĩa thống kê là 1,195%/tháng. Hệ số tốc độ điều chỉnh là 31,453 cho mức độ chuyển tiếp khá đột ngột của những thay đổi trong tỷ giá vào lạm phát khi trạng thái của nền kinh tế thay đổi.

Trong ngắn hạn, kết quả chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa môi trường lạm phát và sự truyền dẫn tỷ giá. Cụ thể, khi môi trường lạm phát thấp được đại diện bởi mức lạm phát thấp hơn mức ngưỡng thì hệ số truyền dẫn là 0,01, còn khi lạm phát vượt qua mức ngưỡng báo hiệu nền kinh tế ở trong môi trường lạm phát cao thì ERPT là 0,1.

**Bảng 4.9:** **Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là lạm phát inf\_sa(-6)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **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* |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Trong dài hạn, kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa môi trường lạm phát và sự truyền dẫn tỷ giá. Khi nền kinh tế ở trạng thái lạm phát thấp, hệ số truyền dẫn là -0,483 còn khi nền kinh tế ở trạng thái lạm phát cao thì hệ số ERPT tích lũy tăng lên mức 1,396 thể hiện mối tương quan cùng chiều giữa truyền dẫn tỷ giá và môi trường lạm phát.

Giá trị xác suất theo Wald-test được dùng để kiểm định ý nghĩa thống kê của chỉ số ERPT và sự khác biệt giữa ERPT trong các kịch bản khác nhau của nền kinh tế có khác biệt nhau thật sự hay không. Kết quả cho thấy trong ngắn hạn, khi lạm phát vượt ngưỡng có hệ số ERPT có ý nghĩa ở mức 5%. Trong dài hạn, ERPT trong môi trường lạm phát thấp không có ý nghĩa thống kê nhưng ERPT trong dài hạn khi nền kinh tế ở mức lạm phát cao thì có ý nghĩa thống kê ở mức 5%.

**Bảng 4.10: Kiểm định không còn phần phi tuyến với biến lạm phát**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Additive Nonlinearity Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1,306 | (16, 178) | 0,197 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1,210 | (12, 182) | 0,279 |
| H02: b1=b2=0 | 1,632 | (8, 186) | 0,118 |
| H01: b1=0 | 1,145 | (4, 190) | 0,337 |
| *The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i).* | | | |
| **Terasvirta Sequential Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H3: b3=0 | 0,409 | (4, 182) | 0,802 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2,093 | (4, 186) | 0,084 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1,145 | (4, 190) | 0,337 |
| *All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). Original model is not rejected at the 5% level using H03.* | | | |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Kết quả truyền dẫn cùng chiều trong ngắn hạn 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 (Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành, 2010). Thật ra, các doanh nghiệp vẫn truyền dẫn phần gia tăng của tỷ giá vào trong giá bán nhưng khi lạm phát trong nền kinh tế vượt quá một mức ngưỡng thì chính phủ sẽ kích hoạt các chính sách bình ổn giá. Có thể xem đây như là một chiếc phanh giúp kiềm chế sự tăng giá trong nền kinh tế do đó góp phần làm truyền dẫn ở mức thấp. Các doanh nghiệp có thể sẽ chấp nhận giảm lợi nhuận biên để chia sẻ một phần sự gia tăng trong tỷ giá nếu như họ không kỳ vọng về sự dai dẳng của lạm phát.

Kết quả tìm thấy 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. Kết quả này cũng tương đồng với các bằng chứng thực nghiệm khác được tìm thấy bởi Taylor(2000), Gagnon và Ihrig (2004), Campa và Goldbeg (2005), Choudhri và Hakura (2006), Ca’Zorzi và cộng sự (2007), Nogueira và León-Ledesma (2011), Shintani và cộng sự (2013) đó là sự phản ứng của mức giá trước các cú sốc trong tỷ giá phụ thuộc vào môi trường lạm phát.

Kết quả này có thể lý giải rằng trong dài hạn, 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. Kết quả nghiên cứu cũng phù hợp với kết quả được tìm thấy bởi Trần Ngọc Thơ, Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015) cũng cho thấy ERPT sẽ cao hơn trong trong môi trường lạm phát cao ở Việt Nam.

Mức độ truyền dẫn cùng chiều với mức lạm phát trong dài hạn có thể được lý giải bởi kỳ vọng của doanh nghiệp vào mức độ dai dẳng trong lạm phát ở nền kinh tế Việt Nam. Trong thời gian 20 năm trở lại đây, nền kinh tế Việt Nam và thế giới đã nhiều lần chứng kiến các cuộc khủng hoảng kinh tế tồi tệ như: khủng hoảng kinh tế Mỹ 2008, khủng hoảng nợ công 2010. Theo sau các cuộc khủng hoảng, để khôi phục nền kinh tế, chính phủ các nước trên thế giới đã thực thi các chính sách nới lỏng tài khóa, nới lỏng tiền tệ và Việt Nam cũng không ngoại lệ. Việc thường xuyên thực thi chính sách mở rộng cung tiền đã góp phần tạo dựng và duy trì một chiếc neo kỳ vọng của doanh nghiệp về sự dai dẳng của lạm phát trong dài hạn. Khi doanh nghiệp cho rằng lạm phát sẽ trở nên dai dẳng hơn thì họ điều chỉnh nhiều hơn những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán cuối cùng làm cho mức truyền dẫn tăng lên, bất chấp những chính sách can thiệp bình ổn của chính phủ sau đó. Bằng chứng là lạm phát Việt Nam trong và sau các giai đoạn khủng hoảng đều tăng cao như năm 2008 và 2010 (xem Hình 4.1), sau đó giảm xuống khi các chính sách can thiệp quyết liệt của chính phủ được phát huy tác dụng nhưng sau đó lại quay trở lại mức cao.

**Bảng 4.11** cho thấy lạm phát của Việt Nam có giai đoạn cao hơn các nhóm nước so sánh nhưng nhìn chung trong suốt 2 thập niên qua chúng ta đã kiểm soát khá tốt lạm phát và lạm phát đang có xu hướng giảm dần (Phan Minh Ngọc, 2018).

**Bảng 4.11:** **Tốc độ lạm phát của Việt Nam và một số khu vực trên thế giới**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **%** | **2000 - 2004** | **2005 - 2009** | **2000 - 2009** | **2009 - 2014** | **2015 – 2019** | **2010 - 2019** |
| **Việt Nam** | 2,6 | 10,8 | 6,7 | 9,5 | 2,9 | 6,2 |
| **Châu Á – Thái Bình Dương** | 3,5 | 4,2 | 3,9 | 4,3 | 2,9 | 3,6 |
| **ASEAN - 5** | 4,8 | 6,6 | 5,7 | 4,7 | 3,0 | 3,8 |
| **Các nước mới nổi và đang phát triển** | 3,1 | 4,9 | 4,0 | 4,8 | 2,9 | 3,9 |
| **Thế giới** | 4,2 | 4,3 | 4,2 | 4,0 | 3,1 | 3,5 |

***Nguồn:*** Phan Minh Ngọc (2018)[[8]](#footnote-8)

**Hình 4.4:** **Hàm chuyển tiếp đối với biến lạm phát**



*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.4** cho thấy hàm chuyển tiếp đối với biến lạm phát trong nghiên cứu này không “mượt” mà gần như đột ngột, điều này cho thấy tốc độ dịch chuyển những thay đổi của tỷ giá vào giá ở Việt Nam diễn ra khá nhanh chóng. Kết quả này cho thấy các doanh nghiệp có thể đã phản ứng nhanh khi có một cú sốc trong tỷ giá xảy ra.

**Hình 4.5** thể hiện mối quan hệ giữa hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát theo thời gian và biến chuyển tiếp. Thang đo hệ số truyền dẫn nằm bên trục trái và thang đo mức độ lạm phát bên trục phải. Chúng ta có thể thấy giai đoạn 2008, 2011, 2012 và đầu năm 2013 khi lạm phát vượt trên một mức ngưỡng 1,195%/ tháng thì hệ số truyền dẫn ERPT tăng. Tuy nhiên sau khi mức lạm phát giảm xuống thì hệ số truyền dẫn cũng giảm xuống. Kết quả này cho thấy bằng chứng về mức độ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát phụ thuộc vào môi trường lạm phát ở Việt Nam.

**Hình 4.5:** **Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp**

**và biến chuyển tiếp lạm phát theo thời gian**



*Ghi chú: Trục tung bên trái đo lường giá trị của hàm chuyển tiếp; trục tung bên phải đo lường giá trị của biến chuyển tiếp*

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

#### 4.4.2.2 Biến chuyển tiếp là tỷ giá

Trong phần này, luận án xem xét sự thay đổi trong tỷ giá hối đoái là yếu tố chỉ thị cho trạng thái của thị trường ảnh hưởng đến mức độ truyền dẫn tỷ giá. Như đã trình bày ở phần trước, đối với tỷ giá có thể tồn tại hai dạng truyền dẫn phi tuyến: lạm phát sẽ thay đổi khác biệt trong trường hợp tỷ giá tăng/giảm so với một mức ngưỡng hoặc lạm phát sẽ thay đổi khác nhau khi tỷ giá biến động một giá trị lớn hoặc nhỏ. Trong nghiên cứu này luận án sử dụng mô hình LSTR theo gợi ý từ các kết quả kiểm định để đo lường hệ số truyền dẫn theo quy mô thay đổi của tỷ giá: tức là so sánh hệ số ERPT khi tỷ giá ở trên hoặc ở dưới một mức ngưỡng.

**Bảng 4.12: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là tỷ giá**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **er(-1)** | **er(-2)** | **er(-3)** | **er(-4)** | **er(-5)** | **er(-6)** |
| Linearity Tests | | | | | | | |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 0,001 | 0,657 | 0,033 | 0,324 | 0,108 | 0,046 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0,002 | 0,561 | 0,016 | 0,519 | 0,784 | 0,036 |
| H02: b1=b2=0 | 0,000 | 0,423 | 0,588 | 0,338 | 0,766 | 0,011 |
| H01: b1=0 | 0,000 | 0,399 | 0,954 | 0,365 | 0,518 | 0,090 |
| Terasvirta Sequential Tests | | | | | | | |
|  | **er(-1)** | **er(-2)** | **er(-3)** | **er(-4)** | **er(-5)** | **er(-6)** |
| H3: b3=0 | 0,746 | 0,627 | 0,001 | 0,716 | 0,543 | 0,631 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,086 | 0,384 | 0,215 | 0,316 | 0,792 | 0,020 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0,000 | 0,399 | 0,954 | 0,365 | 0,518 | 0,090 |
| Lựa chọn mô hình | LSTR1 | Linear | LSTR1 | Linear | Linear | ESTR |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Biến chuyển tiếp tỷ giá được kiểm tra với 6 độ trễ để tìm biến phù hợp thỏa mãn các kiểm định của mô hình phi tuyến và kết quả ước lượng từ mô hình vượt qua được các kiểm định hậu nghiệm *(Xem phụ lục 4.3).* Trong phần này biến chuyển tiếp là thay đổi trong tỷ giá với độ trễ 3 phù hợp với các thủ tục kiểm định được đề xuất bởi Luukkonen và cộng sự (1998), Teräsvirta (2006).

Do giá trị p\_value của giả thiết H03 < 5% đối với kiểm định tuyến tính (Linearity Tests) cho phép bác bỏ mô hình tuyến tính và chấp nhận mô hình phi tuyến là phù hợp. Giả thuyết H2 đối với kiểm định Terasvirta (Terasvirta Sequential Tests) không phải là giả thiết bị bác bỏ mạnh nhất trong các giả thiết kiểm định nên theo quy trình lựa chọn mô hình được thảo luận trong phần 3.2.2 thì mô hình phù hợp để ước lượng là LSTR 1 ngưỡng với biến chuyển tiếp tỷ giá.

**Bảng 4.13** trình bày kết quả hồi quy mô hình STR với biến chuyển tiếp là biến động của tỷ giá. Trong bảng này còn thể hiện các giá trị: R2, SSR, AIC cho thấy mô hình phi tuyến cho kết quả phù hợp hơn so với mô hình tuyến tính.

**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 |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Kết quả trong **Bảng 4.14** cũng đã được kiểm định cho thấy không còn phần phi tuyến trong kết quả hồi quy. Với mức ý nghĩa 5%, kết quả từ kiểm định trong **Bảng 4.14** cho thấy không còn phần phi tuyến trong mô hình.

**Bảng 4.14: Kiểm định không còn phần phi tuyến với biến tỷ giá**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Additive Nonlinearity Tests** | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1,800 | (12, 182) | 0,051 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1,800 | (12, 182) | 0,051 |
| H02: b1=b2=0 | 1,984 | (8, 186) | 0,051 |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
| **Terasvirta Sequential Tests** | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H3: b3=0 | 1,398 | (4, 182) | 0,236 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,929 | (4, 186) | 0,448 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3,043 | (4, 190) | 0,018 |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). Original model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Kết quả từ nghiên cứu cho thấy mức ngưỡng 0,094%/tháng chia nền kinh tế thành 2 trạng thái: tỷ giá biến động dưới và trên mức ngưỡng 0,094%/tháng. Trong ngắn hạn, khi tỷ giá biến động dưới mức 0,094%/tháng, hệ số truyền dẫn ERPT là 0,115 khi tỷ giá biến động vượt trên mức ngưỡng thì hệ số truyền dẫn lại giảm xuống mức -0,291. Trong dài hạn, kết quả cho thấy khi tỷ giá biến động dưới mức ngưỡng thì hệ số truyền dẫn tích lũy ở mức cao là 1,079 so với -0,994 khi biến động tỷ giá biến động vượt trên mức ngưỡng. Cả trong ngắn hạn và dài hạn đều cho thấy ERPT giảm khi tỷ giá biến động vượt giá trị ngưỡng.

Kết quả từ nghiên cứu này cho thấy trong ngắn hạn và dài hạn, sự thay đổi trong tỷ giá có mối quan hệ ngược chiều với mức độ truyền dẫn tỷ giá có ý nghĩa thống kê, ở mức 1%.

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 trong giai đoạn tỷ giá biến động vượt mức ngưỡng. Có nghĩa là doanh nghiệp sẽ chuyển nhiều hơn những thay đổi trong tỷ giá vào giá bán khi mức biến động này thấp dẫn đến hệ số truyền dẫn cao. Còn khi biến động tỷ giá trở nên cao thì các doanh nghiệp sẽ ngần ngại chuyển nhiều những thay đổi trong tỷ giá vào giá nhằm tránh gây biến động thị phần, kết quả làm giảm mức độ truyền dẫn.

Trong dài hạn khi biến động của tỷ giá đã vượt qua một mức ngưỡng, các doanh nghiệp trong nền kinh tế cũng hành động tương tự, điều này cho thấy tâm lý “duy trì thị phần” tồn tại khá mạnh ở nền kinh tế Việt Nam.

Kết quả nghiên cứu này tương đồng với các bằng chứng thực nghiệm vế mối quan hệ phi tuyến của ERPT với biến động trong tỷ giá đã được tìm thấy bởi Gil-Pareja (2000), Olivei (2002), Pollard và Coughlin (2004), Bussière (2013), Nogueira và León-Ledesma (2008), Cheikh (2012).

**Hình 4.6: Hàm chuyển tiếp đối với biến tỷ giá**



*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.6** cho thấy quá trình chuyển tiếp rất đột ngột giữa 2 trạng thái minh họa một phần cho sự nhạy cảm cao của các doanh nghiệp trước cú sốc tỷ giá ở thị trường Việt Nam

**Hình 4.7** cho thấy khi biến chuyển tiếp tỷ giá vượt trên mức ngưỡng thì hệ số truyền dẫn sẽ gia tăng. Các giai đoạn ERPT cao tương ứng với các thời kỳ mà biến động tỷ giá cao ở Việt Nam như giai đoạn cuối năm 2008, giai đoạn 2010 – 2012 và giai đoạn 2015 – 2016.

**Hình 4.7:** **Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp**

**và biến chuyển tiếp tỷ giá theo thời gian**



*Ghi chú: Trục tung bên trái đo lường giá trị của hàm chuyển tiếp; trục tung bên phải đo lường giá trị của biến chuyển tiếp*

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

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

Phần này luận án kiểm tra sâu thêm nhằm đánh giá liệu độ bất ổn trong tỷ giá có ảnh hưởng đến cơ chế truyền dẫn tỷ giá hay không. Độ bất ổn trong tỷ giá được tính bằng độ lệch chuẩn của tỷ giá danh nghĩa hàng ngày. Độ bất ổn trong tỷ giá được lấy logarit để đảm bảo dữ liệu dừng trước đưa vào mô hình hồi quy. Độ bất ổn của tỷ giá biểu thị cho mức độ phân tán của những thay đổi trong tỷ giá theo thời gian. Độ bất ổn thấp nghĩa là những biến đổi của tỷ giá không bị biến động đột ngột mà diễn ra từ từ sau một khoảng thời gian. Ngược lại, độ bất ổn cao biểu thị cho sự thay đổi đột ngột (có thể tăng hoặc giảm) của tỷ giá trong một thời gian ngắn.

Luận án lần lượt kiểm tra giá trị trễ từ 1 đến 7 của biến động trong tỷ giá làm biến chuyển tiếp và thu được kết quả như **Bảng 4.15**. So sánh kết quả từ các mô hình với đề xuất của Luukkonen và cộng sự (1998), Teräsvirta (2006) cho thấy giá trị trễ là 7 của biến chuyển tiếp là phù hợp nhất. Mô hình xây dựng với biến trễ bằng 7 cũng vượt qua được các kiểm định hậu nghiệm quan trọng như: không còn phần phi tuyến trong mô hình, mô hình không có tự tương quan chuỗi *(Xem phụ lục 5.7)*. Mô hình chuyển tiếp được lựa chọn phù hợp trong tình huống này là mô hình LSTR 1 ngưỡng.

Ước tính ERPT được tóm tắt trong **Bảng 4.16**, luận án cũng tính hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn và dài hạn. Các giá trị thống kê của mô hình R2, F test và AIC cũng được trình bày ở đây. Kết quả này đã được kiểm tra không còn phi tuyến, với mức ý nghĩa 5%, kết quả từ kiểm định cho thấy mô hình có biến chuyển tiếp lner\_std(-7) không còn chứa phần phi tuyến **(Bảng 4.17)**

**Bảng 4.15: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là** **biến động tỷ giá**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | erstd[[9]](#footnote-9) | erstd | erstd | erstd | erstd | erstd | erstd |
| (-1) | (-2) | (-3) | (-4) | (-5) | (-6) | (-7) |
| Linearity Tests | | | | | | | |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 0,094 | 0,500 | 0,349 | 0,002 | 0,742 | 0,004 | 0,008 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0,134 | 0,431 | 0,277 | 0,001 | 0,834 | 0,030 | 0,006 |
| H02: b1=b2=0 | 0,043 | 0,256 | 0,119 | 0,000 | 0,770 | 0,177 | 0,002 |
| H01: b1=0 | 0,059 | 0,179 | 0,191 | 0,000 | 0,386 | 0,177 | 0,006 |
| Terasvirta Sequential Tests | | | | | | | |
|  | erstd | erstd | erstd | erstd | erstd | erstd | erstd |
| (-1) | (-2) | (-3) | (-4) | (-5) | (-6) | (-7) |
| H3: b3=0 | 0,804 | 0,715 | 0,791 | 0,248 | 0,650 | 0,024 | 0,545 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,142 | 0,424 | 0,155 | 0,236 | 0,943 | 0,270 | 0,030 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0,059 | 0,179 | 0,191 | 0,000 | 0,386 | 0,177 | 0,006 |
| Lựa chọn mô hình | Linear | Linear | Linear | LSTR1 | Linear | LSTR1 | LSTR1 |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Kết quả từ **Bảng 4.16** cho thấy tồn một mức ngưỡng có ý nghĩa thống kê đối với độ bất ổn trong tỷ giá là 4,22%. Kết quả từ mô hình LSTR cho thấy ERPT sẽ thay đổi như thế nào khi độ biến động của tỷ giá ở dưới mức ngưỡng và trên mức ngưỡng.

Trong ngắn hạn, kết quả chỉ ra mối quan hệ cùng chiều có ý nghĩa giữa mức độ bất ổn trong tỷ giá và mức độ truyền dẫn tỷ giá. Cụ thể, khi độ bất ổn của tỷ giá dưới mức ngưỡng mức độ truyền dẫn sẽ thấp và 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.

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.

**Bảng 4.16: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là biến động tỷ giá lner\_std(7)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **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 |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Bảng 4.17: Kiểm định không còn phi tuyến với biến biến động tỷ giá**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Additive Nonlinearity Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1,163 | (16, 178) | 0,302 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1,500 | (12, 182) | 0,127 |
| H02: b1=b2=0 | 2,128 | (8, 186) | 0,035 |
| H01: b1=0 | 3,364 | (4, 190) | 0,011 |
| *The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i).* | | | |
| **Terasvirta Sequential Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d,f, | p-value |
| H3: b3=0 | 0,308 | (4, 182) | 0,872 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,898 | (4, 186) | 0,466 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3,364 | (4, 190) | 0,011 |
| *All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). Original model is not rejected at the 5% level using H03.* | | | |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.8:** **Hàm chuyển tiếp đối với biến động trong tỷ giá**



*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.8** thể hiện mối quan hệ giữa hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát theo thời gian và biến chuyển tiếp là độ bất ổn trong tỷ giá.

**Hình 4.9: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp**

**và biến chuyển tiếp là độ bất ổn trong tỷ giá theo thời gian**



*Ghi chú: Trục tung bên trái đo lường giá trị của hàm chuyển tiếp; trục tung bên phải đo lường giá trị của biến chuyển tiếp*

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.9** cho thấy mối quan hệ giữa mức độ truyền dẫn ERPT và độ bất ổn của tỷ giá theo thời gian. Chúng ta dễ dàng nhận thấy mối quan hệ cùng chiều giữa hệ số ERPT và độ bất ổn trong tỷ giá. Vào những giai đoạn độ bất ổn trong tỷ giá tăng lên thì mức độ truyền dẫn cũng tăng còn vào những giai đoạn độ bất ổn tỷ giá thấp thì mức độ truyền dẫn những thay đổi của tỷ giá vào giá sẽ có khuynh hướng thấp.

#### 4.4.2.4 Biến chuyển tiếp là tăng trưởng sản lượng công nghiệp (đại diện cho chu kỳ kinh tế)

Trong phần phân tích này, luận án đi tìm lời giải đáp cho câu hỏi liệu mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào trong lạm phát có phụ thuộc vào chu kỳ kinh tế dưới dạng phi tuyến hay không và mối iquan hệ này là đồng biến hay nghịch biến. Bằng chứng từ thực nghiệm từ một số các nghiên cứu điển hình trên thế giới như Goldfajn và Werlang (2000), Correa và Minella (2006), Przystupa và Wróbel (2011), Nogueira và Leon Ledesma (2008), Cheikh (2012) cho thấy chu kỳ kinh tế có ảnh hưởng đến mức độ truyền dẫn tỷ giá, tuy nhiên kết quả về mối quan hệ đồng biến hay nghịch biến giữa mức độ truyền dẫn và chu kỳ kinh tế thì có sự khác biệt nhau giữa các nghiên cứu.

Chúng ta dễ thấy rằng, trong thời kỳ nền kinh tế bùng nổ, các doanh nghiệp sẵn sàng truyền dẫn sự gia tăng trong chi phí đến từ biến động trong tỷ giá vào trong giá, nghĩa là ERPT sẽ tăng lên trong giai đoạn nền kinh tế thịnh vượng hơn là trong thời kỳ nền kinh tế suy thoái. Lập luận trên xuất phát từ quan điểm của trường phái kinh tế học keynes mới (New Keynesian) theo đó phần mark-up và lợi nhuận biên có tính thuận chu kỳ từ đó làm cho giá có khuynh hướng di chuyển cùng chiều với chu kỳ kinh tế, giá sẽ gia tăng trong suốt thời kỳ mở rộng và giảm trong suốt thời kỳ nền suy thoái (Nekarda và Ramey, 2013). Ngoài ra, trường phái kinh tế học Keynes mới còn lập luận rằng sức mạnh đàm phán tiền lương sẽ trở nên mạnh hơn trong thời kỳ nền kinh tế phục hồi, điều này góp phần làm cho giá tăng. Như vậy có thể thấy các doanh nghiệp sẽ sẵn lòng chuyển những thay đổi trong tỷ giá vào giá khi nền kinh tế bùng nổ hơn là trong thời kỳ suy thoái.

Goldfajn và Werlang (2000) đã tìm thấy bằng chứng về sự phản ứng bất đối xứng của ERPT đối với chu kỳ kinh tế ở mẫu nghiên cứu 71 quốc gia. Theo các tác giả này, khi đồng nội tệ giảm giá thì mức độ truyền dẫn cao hơn vào trong giá trong suốt thời kỳ kinh tế thịnh vượng. Correa và Minella (2006), Przystupa và Wrobel (2011) cũng đã thảo luận rằng khi chênh lệch sản lượng vượt trên một mức ngưỡng nhất định nào đó thì ERPT sẽ trở nên cao hơn. Nghiên cứu của Nogueira và León-ledesma (2008) sử dụng mô hình LSTR để nắm bắt hiệu ứng ERPT phi tuyến liên quan đến chu kỳ kinh tế và cho thấy sự hiện diện của ERPT phi tuyến trong mẫu 6 nước phát triển và đang phát triển có thực thi chính sách lạm phát mục tiêu. Tương tự Cheikh (2012) cũng sử dụng mô hình STR để nghiên cứu ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế lên mức độ truyền dẫn. Tác giả cho thấy một kết quả không đồng nhất, cụ thể có nước trong mẫu nghiên cứu thì ERPT cao hơn trong thời kỳ kinh tế mở rộng nhưng cũng có bằng chứng ERPT cao hơn trong thời kỳ suy thoái ở một nhóm nước khác.

**Bảng 4.18:** **Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là**

**tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa |
| (-1) | (-2) | (-3) | (-4) | (-5) | (-6) |
| Linearity Tests | | | | | | |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 0,139 | 0,180 | 0,000 | 0,021 | 0,007 | 0,003 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0,315 | 0,221 | 0,001 | 0,006 | 0,363 | 0,013 |
| H02: b1=b2=0 | 0,254 | 0,731 | 0,001 | 0,015 | 0,329 | 0,019 |
| H01: b1=0 | 0,544 | 0,444 | 0,008 | 0,062 | 0,108 | 0,189 |
| Terasvirta Sequential Tests | | | | | | |
|  | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa | iip\_sa |
| (-1) | (-2) | (-3) | (-4) | (-5) | (-6) |
| H3: b3=0 | 0,444 | 0,046 | 0,141 | 0,068 | 0,408 | 0,008 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,147 | 0,781 | 0,014 | 0,039 | 0,735 | 0,018 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0,544 | 0,444 | 0,008 | 0,062 | 0,108 | 0,189 |
| Lựa chọn mô hình | Linear | Linear | LSTR | ESTR | Linear | Linear |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Dựa theo nghiên cứu của Nogueira và León-Ledesma (2008) và Cheikh (2012), luận án đã sử dụng mô hình LSTR nghiên cứu mối quan hệ phi tuyến của ERPT khi nền kinh tế trong tình trạng mở rộng hoặc thu hẹp. Để đại diện cho chu kỳ kinh tế Nogueira và León-Ledesma (2008), Cheikh (2012) đề xuất sử dụng tốc độ tăng trưởng GDP. Tuy nhiên dữ liệu GDP ở Việt Nam không có dữ liệu theo tháng nên luận án thay GDP bằng sản lượng công nghiệp và do đó tỉ lệ tăng trưởng trong sản lượng công nghiệp sẽ được dùng để đại diện cho chu kỳ kinh tế trong nghiên cứu này.

Luận án đã sử dụng biến trễ của tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp như là biến chuyển tiếp () trong mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn. Khi giá trị của biến chuyển tiếp vượt trên mức ngưỡng thì sẽ đại diện cho trạng thái nền kinh tế mở rộng và ngược lại là nền kinh tế thu hẹp hoặc suy thoái. Luận án lần lượt kiểm tra giá trị trễ của biến đo lường tốc độ tăng trưởng trong sản lượng công nghiệp đại diện cho chu kỳ kinh tế Việt Nam từ 1 đến 6. So sánh kết quả từ các mô hình trong **bảng 4.18** với đề xuất của Luukkonen và cộng sự (1998), Teräsvirta (2006) cho thấy giá trị trễ bằng 3 là phù hợp. Mô hình xây dựng với biến tăng trưởng sản lượng nghiệp có giá trị trễ là 3 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 (*xem phụ lục 6.3*). Theo Dijk và cộng sự (2002), dựa vào kết quả kiểm định từ **bảng 4.19** cho thấy mô hình LSTR 1 ngưỡng phù hợp để diễn tả tiến trình truyền dẫn tỷ giá khi nền kinh tế chuyển từ trạng thái thu hẹp sang mở rộng.

Khi sử dụng biến tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp để đại diện cho chu kỳ kinh tế của Việt Nam, theo kết quả thực nghiệm từ **Bảng 4.19** thì nếu tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp vượt mức 0,902%/tháng được xem là kinh tế tăng trưởng hoặc mở rộng, còn nếu mức tăng trưởng dưới mức ngưỡng được gọi là kinh tế suy thoái hoặc thu hẹp. Ngoài việc ước tính giá trị ngưỡng, **Bảng 4.19** cũng trình bày tốc độ của biến chuyển tiếp và hệ số truyền dẫn trong hai trạng thái khi nền kinh tế thu hẹp (G =0) và khi nền kinh tế tăng trưởng/mở rộng (G=1). Hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn và dài hạn cũng được trình bày trong **Bảng 4.19.** Dựa theo các giá trị R2, AIC, SSR, nghiên cứu cho thấy mô hình phi tuyến này phù hợp với bộ dữ liệu hơn so với một mô hình tuyến tính. Kiểm định sự phù hợp của mô hình có biến chuyển tiếp tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp có độ trễ 3 được trình bày trong bảng **Bảng 4.20**, theo đó mô hình này không còn chứa phần phi tuyến.

Luận án tìm thấy bằng chứng về sự truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát theo chu kỳ kinh tế. Mặc dù kết quả chỉ có ý nghĩa thống kê đối với phần đại diện trạng thái thu hẹp của nền kinh tế cho trường hợp ngắn hạn. Kết quả từ nghiên cứu không đồng nhất giữa ngắn hạn và dài hạn. Cụ thể, 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.

**Bảng 4.19: Kết quả hồi quy mô hình với biến chuyển tiếp là**

**tốc độ tăng trưởng 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* |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Bảng 4.20:** **Kiểm định không còn phi tuyến với biến tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Additive Nonlinearity Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H04:b1=b2=b3=b4=0 | 1,971 | (7, 187) | 0,061 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1,971 | (7, 187) | 0,061 |
| H02: b1=b2=0 | 1,971 | (7, 187) | 0,061 |
| H01: b1=0 | 0,709 | (3, 191) | 0,548 |
| *The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i).* | | | |
| **Terasvirta Sequential Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H3: b3=0 | NA | (0, 187) | NA |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2,896 | (4, 187) | 0,023 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0,709 | (3, 191) | 0,547 |
| *All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). Original model is not rejected at the 5% level using H03.* | | | |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.10** minh họa hàm chuyển tiếp theo thời gian với biến chuyển tiếp là tốc độ tăng trưởng sản lượng.

Phát hiện từ phần nghiên cứu này cho quá trình truyền dẫn ở Việt Nam chịu ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế trong tương tự với các bằng chứng thực nghiệm đã được tìm thấy bởi Nogueira và León-Ledesma (2008), Correa và Minella (2006), Goldfajn và Werlang (2000), Cheikh (2012). Ngoài ra, nghiên cứu cũng cho thấy quan hệ cùng chiều giữa mức độ truyền dẫn tỷ giá và chu kỳ kinh tế ở Việt Nam trong dài hạn góp phần làm sáng tỏ tính chất thuận chu kỳ của giá cả hàng hóa ở Việt Nam trong dài hạn theo lý thuyết Keynes.

**Hình 4.10:** **Hàm chuyển tiếp đối với biến tốc độ tăng trưởng sản lượng**

**công nghiệp**



*Nguồn: tác giả tự vẽ*

**Hình 4.11: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp và biến chuyển tiếp**

**tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp theo thời gian**



*Ghi chú: Trục tung bên trái đo lường giá trị của hàm chuyển tiếp; trục tung bên phải đo lường giá trị của biến chuyển tiếp.*

*Nguồn: tác giả tự vẽ*

**Hình 4.11** thể hiện mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp theo thời gian, giá trị ngưỡng và biến ngưỡng. Theo đó ở bất cứ thời điểm nào sản lượng công nghiệp vượt trên giá trị ngưỡng thì giá trị của hàm chuyển tiếp cũng tăng tương xứng và ngược lại.

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

Phần này luận án kiểm tra sự ảnh hưởng của độ mở thương mại đến cơ chế truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát. Đầu tiên luận án sẽ sử dụng mô hình ARDL(p,q) để xây dựng mô hình hồi quy cơ bản, sau đó xây dựng mô hình STR và thực hiện kiểm định mối quan hệ truyền dẫn phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát theo mức độ mở cửa nền kinh tế.

Để đánh giá mối quan hệ truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát theo mối quan hệ tuyến tính luận án sử dụng mô hình hối quy tuyến tính ARDL với dữ liệu theo quý. Mô hình ARDL(p,q) được thiết lập như sau:

Trong mô hình ARDL(p,q), hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn và dài hạn được tính như sau:

**Hình 4.12:** **Tiêu chuẩn AIC lựa chọn mô hình ARDL (dữ liệu quý)**



*Nguồn: tác giả tự vẽ*

**Bảng 4.21: Kết quả hồi quy mô hình ARDL (2,3,1,0)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Biến** | **Hệ số hồi quy** | **Sai số chuẩn** | **Thống kê t** | **Xác xuất** |
| inf\_sa(-1) | 1,046 | 0,134 | 7,794 | 0,000 |
| inf\_sa(-2) | -0,427 | 0,153 | -2,789 | 0,007 |
| er | 0,178 | 0,142 | 1,255 | 0,214 |
| er(-1) | -0,019 | 0,157 | -0,121 | 0,904 |
| er(-2) | -0,242 | 0,135 | -1,795 | 0,078 |
| er(-3) | 0,387 | 0,127 | 3,050 | 0,004 |
| opg | -0,001 | 0,001 | -0,936 | 0,353 |
| opg(-1) | 0,001 | 0,001 | 1,419 | 0,161 |
| imp | 0,012 | 0,046 | 0,251 | 0,802 |
| c | 0,005 | 0,002 | 2,413 | 0,019 |
| R2 | 0,692 | Mean dependent var | | 0,018 |
| Adjusted R2 | 0,643 | S.D. dependent var | | 0,017 |
| S.E. of regression | 0,010 | Akaike info criterion | | -6,210 |
| Sum squared resid | 0,006 | Schwarz criterion | | -5,881 |
| Log likelihood | 218,025 | Hannan-Quinn criter. | | -6,080 |
| F-statistic | 14,229 | Durbin-Watson stat | | 1,913 |
| Prob(F-statistic) | 0,000 |  | |  |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.13: Kiểm định CUSUM cho mô hình ARDL (2,3,1,0)**



*Nguồn: Từ phần mềm Eviews*

**Bảng 4.21** cho thấy hệ số truyền dẫn tỷ giá tiếp cận theo mô hình ARDL tuyến tính. Trong ngắn hạn, kết quả cho thấy khi tỷ giá biến động 1% thì lạm phát sẽ thay đổi 0,178%, còn trong dài hạn sẽ là 0,798%. Kết quả này cho thấy trong dài hạn mức độ truyền dẫn của tỷ giá vào lạm phát sẽ lớn hơn.

Tiếp theo, dựa trên mô hình ARDL(2,3,1,0) cơ sở, luận án lần lượt kiểm tra giá trị trễ từ 1 đến 6 của biến độ mở thương mại làm biến chuyển tiếp trong mô hình hồi quy chuyểp tiếp trơn. So sánh các giá trị kiểm định mô hình trong **Bảng 4.22** với đề xuất của Luukkonen và cộng sự (1998), Teräsvirta (2006) cho thấy giá trị trễ là 2 của biến chuyển tiếp là phù hợp nhất. Mô hình xây dựng với biến trễ bằng 2 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 *(xem phụ lục 7.2)*. Mô hình chuyển tiếp được lựa chọn phù hợp trong tình huống này là mô hình LSTR 1 ngưỡng.

**Bảng 4.22: Kiểm định lựa chọn mô hình với biến chuyển tiếp là thay đổi độ mở thương mại (open)**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | open  (-1) | open  (-2) | open  (-3) | open  (-4) | open  (-5) | open  (-6) |
| Linearity Tests | | | | | | |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 0,004 | 0,075 | 0,000 | 0,001 | 0,005 | 0,004 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0,100 | 0,041 | 0,000 | 0,000 | 0,008 | 0,001 |
| H02: b1=b2=0 | 0,197 | 0,125 | 0,001 | 0,001 | 0,004 | 0,018 |
| H01: b1=0 | 0,043 | 0,180 | 0,438 | 0,237 | 0,459 | 0,748 |
| Terasvirta Sequential Tests | | | | | | |
|  | open  (-1) | open  (-2) | open  (-3) | open  (-4) | open  (-5) | open  (-6) |
| H3: b3=0 | 0,125 | 0,067 | 0,040 | 0,009 | 0,285 | 0,006 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,780 | 0,171 | 0,000 | 0,001 | 0,001 | 0,003 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0,043 | 0,190 | 0,438 | 0,237 | 0,459 | 0,748 |
| Lựa chọn mô hình | Linear | LSTR | ESTR | ESTR | ESTR | ESTR |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

Hệ số ERPT được tóm tắt trong **Bảng 4.23**, luận án cũng tính hệ số truyền dẫn trong ngắn hạn và dài hạn. Các giá trị thống kê của mô hình R2, F test và AIC cũng được trình bày ở đây. Kết quả này đã được kiểm tra không còn phi tuyến, với mức ý nghĩa 5%, kết quả từ kiểm định cho thấy mô hình không còn chứa phần phi tuyến **(Bảng 4.24).**

Kết quả từ **Bảng 4.23** cho thấy tồn một mức ngưỡng có ý nghĩa thống kê đối với tốc độ gia tăng trong độ mở thương mại là 1,7%. Kết quả từ mô hình LSTR sẽ cho thấy hệ số truyền dẫn tỷ giá thay đổi phụ thuộc vào độ mở thương mại cao hay thấp ở Việt Nam.

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. Tuy nhiên các kết quả hồi quy ngắn hạn và dài hạn trong mô hình chưa đủ bằng chứng thống kê, ngoại trừ kết quả ERPT trong dài hạn khi độ mở thương mại dưới ngưỡng là có ý nghĩa thống kê.

Kết quả từ mô hình STR chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa mức độ truyền dẫn và mức độ mở cửa nền kinh tế ở Việt Nam nghĩa là khi độ thương mại gia tăng thì mức độ truyền dẫn sẽ giảm đi, còn khi độ mở cửa nền kinh tế thấp thì mức độ truyền dẫn lại cao. Kết quả từ nghiên cứu cung cấp thêm bằng chứng giúp làm sáng tỏ sự kết nối từ lập luận của Romer (1993) và Taylor (2000). Bởi vì Romer (1993) cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa lạm phát và độ mở thương mại còn Taylor (2000) đã cho thấy ERPT cùng chiều với mức lạm phát của nền kinh tế, như vậy giữa ERPT và độ mở thương mại cũng có thể tồn tại mối quan hệ ngược chiều.

Kết quả từ nghiên cứu có thể 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.

**Bảng 4.23: Kết quả hồi quy với biến chuyển tiếp là độ mở thương mại open(-2) bằng mô hình LSTR**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **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* |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Bảng 4.24: Kiểm định không còn phần phi tuyến độ mở thương mại (open)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Additive Nonlinearity Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H04:b1=b2=b3=b4=0 | 0,884 | (20, 31) | 0,606 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1,074 | (15, 36) | 0,411 |
| H02: b1=b2=0 | 0,851 | (10, 41) | 0,585 |
| H01: b1=0 | 1,087 | (5, 46) | 0,381 |
| *The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i).* | | | |
| **Terasvirta Sequential Tests** | |  |  |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
| H3: b3=0 | 1,432 | (5, 36) | 0,236 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0,655 | (5, 41) | 0,659 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1,087 | (5, 46) | 0,381 |
| *All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). Original model is not rejected at the 5% level using H03.* | | | |

*Nguồn: tác giả tự tính toán*

**Hình 4.14:** **Hàm chuyển tiếp đối với thay đổi trong độ mở thương mại (open)**



*Nguồn: tác giả tự vẽ*

**Hình 4.14** minh họa hàm chuyển tiếp theo thời gian với biến chuyển tiếp là độ mở thương mại và ngưỡng 1,69%.

**Hình 4.15: Mối quan hệ giữa hàm chuyển tiếp**

**và biến chuyển tiếp độ mở theo thời gian**



*Ghi chú: Trục tung bên trái đo lường giá trị của hàm chuyển tiếp; trục tung bên phải đo lường giá trị của biến chuyển tiếp.*

*Nguồn: Tác giả tự vẽ*

**Hình 4.15** thể hiện mối quan hệ giữa hệ số truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát theo thời gian và biến chuyển tiếp.

## **4.5 Tổng kết chương kết quả nghiên cứu**

Kết quả từ nghiên cứu cho thấy tồn tại nhiều bằng chứng phong phú về mối quan hệ phi tuyến giữa truyền dẫn tỷ giá và các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô tại Việt Nam. Nghĩa là hệ số truyền dẫn sẽ khác nhau tùy thuộc vào các yếu tố chỉ thị trạng thái nền kinh tế thay đổi thấp hoặc cao hơn mức ngưỡng.

Nhìn chung, truyền dẫn tỷ giá có tương quan cùng chiều với mức độ lạm phát trong nền kinh tế cũng như rủi ro trong tỷ giá hối đoái. Tuy nhiên, hệ số truyền dẫn tỷ giá lại tương quan nghịch chiều với thay đổi trong tỷ giá và độ mở thương mại.

Sự bùng phát của lạm phát cao, kinh tế tăng trưởng hoặc mức rủi ro tỷ giá gia tăng sẽ thúc đẩy các doanh nghiệp chuyển dịch những thay đổi của tỷ giá vào giá nhiều hơn bởi vì người tiêu dùng sẽ ít chú ý hoặc dễ dàng chấp nhận sự tăng giá trong những bối cảnh này.

Khi biến động tỷ giá vượt mức ngưỡng và khi độ mở thương mại cao sẽ làm giảm mức độ truyền dẫn tỷ giá, điều này cho thấy một phần các doanh nghiệp ngại chuyển quá nhiều những biến động của tỷ giá vào giá bán vì có thể sẽ ảnh hưởng đến thị phần của họ. Mức độ cạnh tranh cao cũng thúc đẩy các doanh nghiệp bảo vệ thị phần từ đó hạn chế truyền dẫn nhiều những thay đổi trong tỷ giá. Mặt khác, điều này phản ánh sinh động thực trạng kiểm soát giá cả trong nước của Chính phủ trong thời gian qua. Có thể thấy rằng khi các điều kiện vĩ mô thay đổi lớn dễ tạo ra kỳ vọng lạm phát cao ở Việt Nam - điều gần như trở thành một vấn đề “mạn tính” trong nền kinh tế. Do đó trong các thời điểm này, các chính sách bình ổn lạm phát của Chính phủ đã thực hiện trong suốt thời gian qua phát huy tác dụng, hàng loạt các chương trình như: quỹ bình ổn giá xăng, chương trình bình ổn giá hàng hóa, khung giá viện phí, quỹ bình ổn giá điện, gạo[[10]](#footnote-10) được triển khai. Do đó, trong môi trường Chính Phủ kiểm soát mạnh mẽ các loại giá cả thì các doanh nghiệp sẽ không thể chuyển quá nhiều những biến động của tỷ giá vào giá bán được cũng là điều dễ hiểu.

Một điều thú vị khác mà luận án tìm thấy đó là trong dài hạn, khi mức độ lạm phát, rủi ro tỷ giá, tốc độ tăng trưởng kinh tế dưới mức ngưỡng thì ERPT sẽ thấp và khi các yếu tố này vượt ngưỡng thì ERPT sẽ cao. Điều này cho thấy trong dài hạn các doanh nghiệp điều chỉnh giá bán nhiều hơn, đặc biệt khi các tình trạng bất ổn vĩ mô kéo dài hoặc khi chu kỳ kinh tế thuận lợi. Luật giá 2012[[11]](#footnote-11) quy định khá chi tiết về danh mục, dịch vụ hàng hóa được bình ổn, tuy nhiên căn cứ bình ổn giá, mục tiêu bình ổn giá trong Luật chưa rõ ràng dẫn đến sự áp đặt chủ quan mỗi người một cách trong chính sách bình ổn giá. Kết quả là cơ quan nhà nước điều hành các chính sách “giật cục” và có độ trễ lớn với diễn biến giá cả thực tế. Sự can thiệp có thể chưa khoa học và thiếu đồng bộ, thiếu cơ sở vững chắc đã không phát huy tác dụng trong dài hạn. Cho nên vào những thời điểm nhất định khi giá cả trong nền kinh tế như chiếc lò xo bị nén quá chặt, các hoạt động sản xuất trong nước bị bóp nghẹt, nhiều doanh nghiệp rơi vào thế khó khăn để duy trì hoạt động kinh doanh thì buộc nhà nước phải nới lỏng chính sách kiểm soát giá dẫn đến mức truyền dẫn tăng cao đáng kể trong giai đoạn này.

## **4.6 Hạn chế và hướng mở rộng**

Luận án chỉ tập trung vào hành vi của doanh nghiệp thay đổi như thế nào trước những trạng thái đơn lẻ khác nhau của nền kinh tế mà chưa kết hợp nhiều trạng thái khác nhau trong mô hình để có bức tranh tổng hợp và toàn diện hơn. Việc này đòi hỏi phải có một hỗ trợ kỹ thuật khá phức tạp mà hiện giờ trên thế giới cũng có rất ít các nghiên cứu đi theo hướng này.

Luận án phân tích trên cơ sở hành vi định giá doanh nghiệp làm thay đổi hệ số truyền dẫn mà chưa lồng ghép với vấn đề chính sách tiền tệ, tài khóa, sự kết hợp này cần thực hiện dựa theo một khung phân tích khác rộng hơn và tổng quát hơn nghiên cứu này, đó có thể là một hướng mở rộng thú vị cho các nghiên cứu tiếp theo.

Mở rộng nghiên cứu bằng cách sử dụng các mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn trên một hệ phương trình (STVAR, STVECM) để khai thác mối quan hệ đan xen, tương tác lẫn nhau giữa các biến vĩ mô.

Mở rộng bộ dữ liệu theo hướng đi vào từng ngành chi tiết (sản xuất thương mại, dịch vụ) hoặc từng loại mặt hàng cụ thể (xăng dầu, lương thực) để thấy rõ hành vi định giá của doanh nghiệp khi yếu tố vĩ mô thay đổi.

# **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 |

*Nguồn:* *Tổng hợp kết quả nghiên cứu của tác giả*

*Thứ nhất,* trong ngắn hạn hệ số truyền dẫn của tỷ giá vào trong lạm phát ở Việt Nam khi mức lạm phát ở dưới và trên mức ngưỡng tương đối thấp cho nên trong ngắn hạn chính phủ sẽ có thêm thời gian để quan sát mà chưa cần vội vã can thiệp để bình ổn giá.

*Thứ hai,* trong dài hạn truyền dẫn tỷ giá hối đoái ở Việt Nam sẽ tương quan cùng chiều với mức độ lạm phát trong nền kinh tế. 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 trong dài hạn. 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. Nhìn chung, bằng chứng mức truyền dẫn tỷ giá có tính thuận chu kỳ với mức độ lạm phát của nền kinh tế cung cấp cho chính phủ một chỉ dẫn quan trọng để kiểm soát mức lạm phát trong nền kinh tế.

*Thứ ba,* đối với vấn đề ảnh hưởng của biến động tỷ giá lên hệ số truyền dẫn, kết quả từ nghiên cứu cho thấy 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,* nghiên cứu sâu hơn vai trò của rủi ro tỷ giá đối với mức độ truyền dẫn tỷ giá luận án đã sử dụng độ bất ổn của tỷ giá làm thước đo. 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.

Hàng năm diễn đàn kinh tế thế giới (WEF) có công bố chỉ số năng lực cạnh tranh các nước (Global Competitiveness Report-GCR), chỉ số này là một thông tin tham khảo có uy tín về năng lực cạnh tranh của một quốc gia. Nền kinh tế Việt Nam trong những năm gần đây đã có nhiều tiến bộ để cải thiện năng lực cạnh tranh quốc gia thể hiện qua việc cải thiện thứ bậc trong bảng xếp hạng. Tuy nhiên trong số 12 nhóm chỉ tiêu/trụ cột cấu thành chỉ số năng lực cạnh tranh thì một trong những điểm còn yếu của Việt Nam là thị trường hàng hóa và thị trường lao động (Cấn Văn Lực và cộng sự, 2019). Như vậy khuyến nghị thúc đẩy cạnh tranh của luận án dựa trên các bằng chứng thực nghiệm vừa là giải pháp gia tăng sức mạnh của nền kinh tế đồng thời cũng là giải pháp phù hợp để kiềm chế lạm phát ở Việt Nam.

Để bình ổn những biến động trong tỷ giá, tránh những thay đổi đột ngột trong tỷ giá Ngân hàng nhà nước Việt Nam có thể xem xét sử dụng các công cụ phái sinh tiền tệ như hợp đồng hoán đổi tiền tệ để điều hòa những biến động trong tỷ giá, giải pháp này đặc biệt phù hợp vào những giai đoạn tỷ giá biến động mạnh. Can thiệp sử dụng công cụ phái sinh tỷ giá xuất phát từ ý tưởng của Friedman (1953) và đã được một số Ngân hàng Trung Ương trên thế giới thử nghiệm thành công như Ngân hàng Nhân dân Trung Quốc (Li, 2017) hoặc Ngân hàng Trung ương Brazil (Sandri, 2020). Cách thức tiến hành có thể tóm gọn như sau:

* Ngân hàng Trung Ương sẽ can thiệp bằng cách mua hoặc bán một lượng ngoại tệ trên thị trường phái sinh, chẳng hạn để ngăn chặn hiện tượng đồng nội tệ giảm giá quá mạnh thì NHTƯ có thể tham gia một vị thế mua trong nghiệp vụ hoán đổi ngoại tệ (mua vào một lượng ngoại tệ, bán ra một lượng nội tệ trong nghiệp vụ hoán đổi).
* Lực mua ngoại tệ tại thời điểm NHTƯ công bố nếu được truyền thông một cách hợp lý đến thị trường và khi thị trường đủ niềm tin thì đồng nội tệ sẽ có thể bớt đà giảm giá. Bằng cách thức này NHTƯ can thiệp được vào tỷ giá hối đoái bằng cách dịch chuyển “thời điểm” đồng nội tệ giảm giá về một điểm trong tương lai và quan trọng là không tiêu tốn dự trữ ngoại hối tại thời điểm hiện tại.

Dominguez (1998) khi nghiên cứu ảnh hưởng của can thiệp từ ngân hàng Trung Ương lên sự ổn định tỷ giá từ 3 nền kinh tế phát triển bậc nhất Mỹ, Đức và Nhật đã cho thấy những can thiệp của NHTƯ có thể làm tăng biến động của tỷ giá, điều này đặc biệt đúng nếu như những can thiệp của NHTƯ là những can thiệp bí mật trước công chúng. Ngược lại, tác giả cũng cho thấy khi những can thiệp của NHTƯ được công khai thì những biến động trong tỷ giá sẽ giảm xuống. Như vậy bổ sung công cụ can thiệp tỷ giá bằng các công cụ phái sinh như hoán đổi ngoại tệ vào nhóm công cụ của chính sách tiền tệ, đồng thời làm tốt hoạt động truyền thông đến thị trường khi sử dụng các biện pháp can thiệp có thể là một chiến thuật hữu hiệu để bình ổn tỷ giá vào những giai đoạn tỷ giá biến động thất thường.

Ngoài ra, trong chiến lược điều hành về chính sách tỷ giá hối đoái mới của Ngân hàng nhà nước trong giai đoạn hiện nay, theo đó căn cứ để NHNN tính tỷ giá trung tâm dựa trên 3 căn cứ: (1) tỷ giá bình quân trên thị trường liên ngân hàng cuối ngày hôm trước (2) tỷ giá của tám đồng tiền trên thị trường quốc tế và (3) các cân đối kinh tế vĩ mô (Trần Ngọc Thơ, 2016). Dựa trên các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ phi tuyến của tỷ giá vào lạm phát dưới các mức độ biến động khác nhau của tỷ giá, luận án muốn đóng góp thêm một yếu tố thuộc về cân đối vĩ mô mà NHNN cần xem xét khi can thiệp vào tỷ giá hối đoái.

*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 trong dài hạn 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.

Về tổng thể có thể thấy yếu tố cạnh tranh đóng vai trò quan trọng tác động đến hành vi điều chỉnh giá của doanh nghiệp khi môi trường vĩ mô thay đổi. Từ các bằng chứng thực nghiệm, luận án cho thấy Chính phủ thông qua các chính sách của mình cần thúc đẩy và tạo môi trường cạnh tranh lành mạnh giữa các doanh nghiệp. Đây vừa là một là một giải pháp giúp kiềm chế lạm phát vừa thúc đẩy phát triển kinh tế lạnh mạnh, ổn định và không tốn qua nhiều sức lực cho các biện pháp kỹ thuật can thiệp trực tiếp vào giá như thời gian trước đây. Mở cửa nền kinh tế thúc đầy cạnh tranh sẽ không thể tránh khỏi làn sóng thâu tóm và sáp nhập và độc quyền kinh doanh nên chính phủ cần quan tâm đến vấn đề chống độc quyền. Luật cạnh tranh đã được xây dựng và thực thi từ năm 2018 ở Việt Nam là một căn cứ quan trọng để Chính phủ và các doanh nghiệp khai thác nhằm bảo vệ môi trường cạnh tranh lành mạnh ở Việt Nam. Các doanh nghiệp Việt Nam trong quá trình hội nhập cũng cần chuẩn bị các cơ sở pháp lý để bảo vệ mình trước các đối thủ.

# **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

**DANH MỤC CÁC BÀI BÁO ĐÃ CÔNG BỐ**

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 – Đại học 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”*. NXB 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

# **DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO**

# **1. Tài liệu tham khảo Tiếng Việt**

Cấn Văn Lực và Nhóm tác giả Viện Đào tạo và nghiên cứu BIDV, (2019). Việt Nam cần làm gì để tiếp tục cải thiện năng lực cạnh tranh trong các năm tới? <http://tapchitaichinh.vn/nghien-cuu-trao-doi/viet-nam-can-lam-gi-de-tiep-tuc-cai-thien-nang-luc-canh-tranh-trong-cac-nam-toi-314182.html>

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

Hoàng Đình Minh (2013). Ảnh hưởng của tỷ giá đến xuất, nhập khẩu Việt Nam. *Tạp chí tài chính*, số 4. 2013

Ngân hàng nhà nước (2011), Quyết định số 230/QĐ-NHNN về việc ban hành một số quy định liên quan đến giao dịch ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép giao dịch hối đoái, ban hành ngày 11 tháng 02 năm 2011.

Nguyễn Mạnh Hùng (2013). Điểm lại quá trình điều chỉnh giảm lãi suất. https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/trangchu/ttsk/ttsk\_chitiet?centerWidth=80%25&dDocName=CNTHWEBAP0116211749399&leftWidth=20%25&rightWidth=0%25&showFooter=false&showHeader=false&\_adf.ctrl-state=lx1z6wug9\_179&\_afrLoop=4338321919445224#%40%3F\_afrLoop%3D4338321919445224%26centerWidth%3D80%2525%26dDocName%3DCNTHWEBAP0116211749399%26leftWidth%3D20%2525%26rightWidth%3D0%2525%26showFooter%3Dfalse%26showHeader%3Dfalse%26\_adf.ctrl-state%3Dhkud64rri\_41

Nguyễn Thị Ngọc Trang và Lục Văn Cường (2012). Sự chuyển dịch tỷ giá hối đoái vào các mức giá tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, (7 (17)), 7-13.

Nguyễn Thị Thu Hằng, Nguyễn Đức Thành (2010). Nguồn gốc lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010: phát hiện mới từ những bằng chứng mới. *Trung tâm Nghiên cứu Kinh tế và Chính sách. Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội*.

Phạm Thị Thanh Xuân, Nguyễn Tiến Nhật, Lê Ngọc Quỳnh Anh (2017). Hiệu ứng truyền dẫn tỷ giá đến lạm phát - kiểm định trường hợp Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng châu Á*, S. 141 (2017).

Phan Le (2008). Nhìn lại cách điều hành tỷ giá tiền tệ năm 2007 của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và dự báo.*

Phan Minh Ngọc (2018). Liệu kinh tế Việt Nam có khủng hoảng năm 2019? <https://cafef.vn/lieu-kinh-te-viet-nam-co-khung-hoang-nam-2019-20180627141235684.chn>

Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Thị Ngọc Trang (2015). Truyền dẫn tỉ giá hối đoái ở Việt Nam dưới tác động của môi trường lạm phát. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 26(10), trang 51-71.

Trần Ngọc Thơ (2016). Cần có cơ chế kiểm soát quyền lực của tỷ giá. https://www.thesaigontimes.vn/141052/Can-co-co-che-kiem-soat-quyen-luc-cua-ty-gia.html

Trần Văn Hùng (2015). Tác động truyền dẫn tỷ giá hối đoái đến lạm phát tại Việt Nam. *Tạp chí Tài chính*, (616), 44.

# **2. Tài liệu tham khảo Tiếng Anh**

Aleem, A., & Lahiani, A. (2014). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: Some evidence from emerging countries. *Economic Modelling*, 43, 21-29.

An, L., & Wang, J. (2012). Exchange rate pass-through: Evidence based on vector autoregression with sign restrictions. *Open Economies Review*, 23(2), 359-380.

Bacon, D. W., & Watts, D. G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines. *Biometrika*, 58(3), 525-534.

Baharumshah, A. Z., Soon, S. V., & Wohar, M. E. (2017). Markov-switching analysis of exchange rate pass-through: Perspective from Asian countries. *International Review of Economics & Finance*, *51*, 245-257.

Bailliu, J., & Fujii, E. (2004), Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation, Staff Working Papers, Bank of Canada

Baqueiro, A., De Leon, A. D., & Torres, A. J. B. p. (2003). Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through. *BIS Papers chapters*, in: Bank for International Settlements (ed.), Monetary policy in a changing environment, volume 19, pages 338-354, Bank for International Settlements.

Barhoumi, K. (2005). Long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation. *Economics Bulletin*, 3(26), 1-14.

Bils, M. (1987). The cyclical behavior of marginal cost and price. *The American Economic Review*, 838-855.

Bitāns, M. (2005). Pass-through of exchange rates to domestic prices in East European countries and the role of economic environment (Vol. 4): *Latviajs Banka.*

Bussière, 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. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? *National Bureau of Economic Research*.

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

Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. *ECB Working Paper* No. 739.

Cheikh, N. B., Zaied, Y. B., Bouzgarrou, H., & Nguyen, P. (2018). Nonlinear exchange rate pass-through: Does business cycle matter?. *Journal of Economic Integration*, *33*(2), 1234-1260.

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

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

Christopoulos, D., & León-Ledesma, M. A. (2010). Current account sustainability in the US: What did we really know about it? *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 442-459.

Correa, A. D. S., & Minella, A. (2010). Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(3), 231-243.

Devereux, M. B., & Engel, C. (2002). Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect. *Journal of Monetary economics*, *49*(5), 913-940.

Dijk, D. v., Teräsvirta, T., & Franses, P.H. (2002). Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. *Econometric reviews*, 21(1), 1-47.

Dominguez, K. M. (1998). Central bank intervention and exchange rate volatility. Journal of International Money and Finance, 17(1), 161-190.

Eitrheim, Ø., & Teräsvirta, T. (1996). Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 59-75.

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

Friedman, M. (1953). The case for flexible exchange rates. Essays in positive economics, 157, 203.

Froot, K. A., & Klemperer, P. (1988). Exchange rate pass-through when market share matters (No. w2542). National Bureau of Economic Research.

Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass‐through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.

Ghosh, A. (2013). Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.

Gil-Pareja, S. (2000). Exchange rates and European countries’ export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 136(1), 1-23.

Godfrey, L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1303-1310.

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

Goldfajn, I., & Werlang, S. R. D. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Werlang, Sergio R., The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study (July 2000). *Banco Central de Brasil Working Paper*, (5).

Greenwald, B. C., & Stiglitz, J. E. (1993). Financial market imperfections and business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, *108*(1), 77-114.

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.

Herzberg, V., Kapetanios, G., & Price, S. (2003). Import prices and exchange rate pass-through: theory and evidence from the United Kingdom. *Bank of England working papers* 182, Bank of England.

Junttila, J., & Korhonen, M. (2012). The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import prices. *International Review of Economics & Finance*, 24, 88-96.

Kavkler, A., Mikek, P., Böhm, B., & Boršič, D. (2007). Nonlinear econometric models: The smooth transition regression approach.

Khemiri, R., & Ali, M. S. B. (2012). Exchange rate pass-through and inflation dynamics in Tunisia: A Markov-Switching approach (No. 2012-39). *Economics Discussion Papers.*

Khundrakpam, J. K. (2007). Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India. *BIS Working Papers* 225, Bank for International Settlements.

Kılıç, R. (2010). Exchange-rate pass-through to import prices: nonlinearities and exchange rate and inflationary regimes. *TÜSİAD-Koç University Economic Research Forum* working paper series.

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

Ladiray, D., Mazzi, G. L., & Sartori, F. (2003). Statistical methods for potential output estimation and cycle extraction. *Office for Official Publications of the European Communities*

Laflèche, T. (1997). The impact of exchange rate movements on consumer prices, *Bank of Canada Review*, 1996-1997 (Winter), 21-32.

Li, H. (2017). Foreign Exchange Intervention in China (Doctoral dissertation, Durham University).

Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3), 491-499.

Madhani, P. M. (2010). Rebalancing fixed and variable pay in a sales organization: A business cycle perspective. *Compensation & Benefits Review*, *42*(3), 179-189.

Marston, R. C. (1990). Pricing to market in Japanese manufacturing. *Journal of International Economics*. 29(3-4), 217-236.

Matlasedi, T. N. (2017). The influence of the real effective exchange rate and relative prices on South Africa’s import demand function: An ARDL approach. *Cogent Economics & Finance*, *5*(1), 1419778.

McAdam, P. and Willman, A. (2004). “Supply, Factor Shares and Inflation Persistence: Re‐examining Euro‐area New‐Keynesian Phillips Curves.” *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 66, pp. 637‐670

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.

McKinnon, R. I. (1963). Optimum currency areas. *The American economic review*, *53*(4), 717-725.

Menon, Jayant (1995). Exchange Rate Pass-Through. *Journal of Economic Surveys, Wiley Blackwell*, vol. 9(2), pages 197-231, June.

Meurers, M. (2003). Incomplete Pass Through in Import Markets and Permanent Versus Transitory Exchange Rate Shocks. *Ifo.*

Nekarda, C. J., & Ramey, V. A. (2013). The cyclical behavior of the price-cost markup (No. w19099). *National Bureau of Economic Research.*

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

Nogueira, R., & León-Ledesma, M. (2008). Exchange rate pass-through into inflation: The role of asymmetries and nonlinearities. *School of Economics, University of Kent.*

Olivei, G. P. (2002). Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the United States. *New England Economic Review*, 3-18.

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

Przystupa, J., & Wróbel, E. (2011). Asymmetry of the exchange rate pass-through: An exercise on polish data. *Eastern European Economics*, 49(1), 30-51.

Quandt, R. E. (1958). The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the American statistical association*, 53(284), 873-880.

Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The quarterly journal of economics*, *108*(4), 869-903.

Sandri, D. (2020). FX Intervention to Stabilize or Manipulate the Exchange Rate? Inference from Profitability.

Sek, S. K., & Kapsalyamova, Z. (2008). Pass-through of exchange rate into domestic prices: the case of four East-Asian countries. *International Journal of Economic Policy Studies*, *3*(1), 45-72. Sek, S.

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.

Tan, M. S. M., Chew, M. J., & Ouliaris, M. S. (2011). Exchange rate pass-through over the business cycle in Singapore (No. 11-141). *International Monetary Fund.*

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. *Handbook of economic forecasting*, 1, 413-457.

Van Minh, V. (2009). Exchange Rate Pass-Through and Its Implications for Inflation in Vietnam (Vol. 902). *Working Paper*.

Webber, A., (1999). Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in the Asia-Pacific. *Economics Working Papers* WP99-11, School of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia.

# **PHỤ LỤC**

# **1. Khảo sát tính mùa vụ của lạm phát**



# **2. Kiểm định tính dừng**

## **2.1 Biến lạm phát (inf\_sa)**

**Kiểm định ADF**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: INF\_SA has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | t-Statistic | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -5.340512 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459231 |  |
|  | 5% level |  | -2.874143 |  |
|  | 10% level |  | -2.573563 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |  |
| Dependent Variable: D(INF\_SA) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:44 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M03 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 226 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| INF\_SA(-1) | -0.224539 | 0.042044 | -5.340512 | 0.0000 |
| C | 0.119559 | 0.035503 | 3.367548 | 0.0009 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.112945 | Mean dependent var | | 0.000812 |
| Adjusted R-squared | 0.108985 | S.D. dependent var | | 0.440808 |
| S.E. of regression | 0.416094 | Akaike info criterion | | 1.092999 |
| Sum squared resid | 38.78207 | Schwarz criterion | | 1.123269 |
| Log likelihood | -121.5089 | Hannan-Quinn criter. | | 1.105215 |
| F-statistic | 28.52107 | Durbin-Watson stat | | 2.145554 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định Philip-Peron**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: INF\_SA has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | Adj. t-Stat | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron test statistic | | | -5.185553 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459231 |  |
|  | 5% level |  | -2.874143 |  |
|  | 10% level |  | -2.573563 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 0.171602 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 0.158862 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: D(INF\_SA) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:46 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M03 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 226 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| INF\_SA(-1) | -0.224539 | 0.042044 | -5.340512 | 0.0000 |
| C | 0.119559 | 0.035503 | 3.367548 | 0.0009 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.112945 | Mean dependent var | | 0.000812 |
| Adjusted R-squared | 0.108985 | S.D. dependent var | | 0.440808 |
| S.E. of regression | 0.416094 | Akaike info criterion | | 1.092999 |
| Sum squared resid | 38.78207 | Schwarz criterion | | 1.123269 |
| Log likelihood | -121.5089 | Hannan-Quinn criter. | | 1.105215 |
| F-statistic | 28.52107 | Durbin-Watson stat | | 2.145554 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định KPSS**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: INF\_SA is stationary | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  | LM-Stat. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | | | 0.280458 |
| Asymptotic critical values\*: | | 1% level |  | 0.739000 |
|  |  | 5% level |  | 0.463000 |
|  |  | 10% level |  | 0.347000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 0.433173 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 2.422050 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| KPSS Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: INF\_SA | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:49 | | |  |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 227 | | |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.526095 | 0.043780 | 12.01677 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.000000 | Mean dependent var | | 0.526095 |
| Adjusted R-squared | 0.000000 | S.D. dependent var | | 0.659613 |
| S.E. of regression | 0.659613 | Akaike info criterion | | 2.010069 |
| Sum squared resid | 98.33023 | Schwarz criterion | | 2.025157 |
| Log likelihood | -227.1428 | Hannan-Quinn criter. | | 2.016157 |
| Durbin-Watson stat | 0.444626 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

## **2.2 Biến tỷ giá hối đoái (er)**

**Kiểm định ADF**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: ER has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | t-Statistic | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -12.09809 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459362 |  |
|  | 5% level |  | -2.874200 |  |
|  | 10% level |  | -2.573594 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |  |
| Dependent Variable: D(ER) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:49 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M04 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 225 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| ER(-1) | -1.098076 | 0.090764 | -12.09809 | 0.0000 |
| D(ER(-1)) | 0.168519 | 0.066194 | 2.545821 | 0.0116 |
| C | 0.246948 | 0.051904 | 4.757795 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.484698 | Mean dependent var | | -0.000518 |
| Adjusted R-squared | 0.480056 | S.D. dependent var | | 0.992029 |
| S.E. of regression | 0.715324 | Akaike info criterion | | 2.181082 |
| Sum squared resid | 113.5949 | Schwarz criterion | | 2.226630 |
| Log likelihood | -242.3717 | Hannan-Quinn criter. | | 2.199465 |
| F-statistic | 104.4076 | Durbin-Watson stat | | 1.961973 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định Phillip - Perrons**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: ER has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | Adj. t-Stat | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron test statistic | | | -14.05532 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459231 |  |
|  | 5% level |  | -2.874143 |  |
|  | 10% level |  | -2.573563 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 0.517555 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 0.427240 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: D(ER) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:50 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M03 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 226 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| ER(-1) | -0.939559 | 0.066729 | -14.08021 | 0.0000 |
| C | 0.210013 | 0.050360 | 4.170231 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.469512 | Mean dependent var | | -0.001477 |
| Adjusted R-squared | 0.467143 | S.D. dependent var | | 0.989927 |
| S.E. of regression | 0.722617 | Akaike info criterion | | 2.196936 |
| Sum squared resid | 116.9674 | Schwarz criterion | | 2.227207 |
| Log likelihood | -246.2538 | Hannan-Quinn criter. | | 2.209152 |
| F-statistic | 198.2523 | Durbin-Watson stat | | 1.978291 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định KPSS**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: ER is stationary | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  | LM-Stat. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | | | 0.135235 |
| Asymptotic critical values\*: | | 1% level |  | 0.739000 |
|  |  | 5% level |  | 0.463000 |
|  |  | 10% level |  | 0.347000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 0.517164 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 0.488471 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| KPSS Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: ER | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:51 | | |  |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 227 | | |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.223527 | 0.047837 | 4.672714 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.000000 | Mean dependent var | | 0.223527 |
| Adjusted R-squared | 0.000000 | S.D. dependent var | | 0.720730 |
| S.E. of regression | 0.720730 | Akaike info criterion | | 2.187292 |
| Sum squared resid | 117.3962 | Schwarz criterion | | 2.202380 |
| Log likelihood | -247.2577 | Hannan-Quinn criter. | | 2.193381 |
| Durbin-Watson stat | 1.878173 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

## **2.3 Biến sản lượng công nghiệp (iip\_sa)**

**Kiểm định ADF**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: IIP\_SA has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | t-Statistic | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -13.36047 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459362 |  |
|  | 5% level |  | -2.874200 |  |
|  | 10% level |  | -2.573594 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |  |
| Dependent Variable: D(IIP\_SA) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:52 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M04 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 225 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| IIP\_SA(-1) | -1.296955 | 0.097074 | -13.36047 | 0.0000 |
| D(IIP\_SA(-1)) | 0.160649 | 0.065151 | 2.465776 | 0.0144 |
| C | 0.680701 | 0.204304 | 3.331812 | 0.0010 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.575233 | Mean dependent var | | -0.029792 |
| Adjusted R-squared | 0.571406 | S.D. dependent var | | 4.516036 |
| S.E. of regression | 2.956517 | Akaike info criterion | | 5.019144 |
| Sum squared resid | 1940.500 | Schwarz criterion | | 5.064692 |
| Log likelihood | -561.6538 | Hannan-Quinn criter. | | 5.037528 |
| F-statistic | 150.3196 | Durbin-Watson stat | | 2.001197 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định Phillip-Perrons**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: IIP\_SA has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | Adj. t-Stat | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron test statistic | | | -16.98138 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459231 |  |
|  | 5% level |  | -2.874143 |  |
|  | 10% level |  | -2.573563 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 8.994622 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 7.385965 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: D(IIP\_SA) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:54 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M03 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 226 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| IIP\_SA(-1) | -1.102770 | 0.065973 | -16.71548 | 0.0000 |
| C | 0.599649 | 0.203892 | 2.941013 | 0.0036 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.555032 | Mean dependent var | | -0.029660 |
| Adjusted R-squared | 0.553046 | S.D. dependent var | | 4.505989 |
| S.E. of regression | 3.012463 | Akaike info criterion | | 5.052203 |
| Sum squared resid | 2032.785 | Schwarz criterion | | 5.082473 |
| Log likelihood | -568.8989 | Hannan-Quinn criter. | | 5.064419 |
| F-statistic | 279.4073 | Durbin-Watson stat | | 2.048076 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định KPSS**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: IIP\_SA is stationary | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  | LM-Stat. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | | | 0.501369 |
| Asymptotic critical values\*: | | 1% level |  | 0.739000 |
|  |  | 5% level |  | 0.463000 |
|  |  | 10% level |  | 0.347000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 9.190557 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 6.612447 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| KPSS Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: IIP\_SA | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 10:54 | | |  |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 227 | | |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.565762 | 0.201659 | 2.805544 | 0.0055 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.000000 | Mean dependent var | | 0.565762 |
| Adjusted R-squared | 0.000000 | S.D. dependent var | | 3.038293 |
| S.E. of regression | 3.038293 | Akaike info criterion | | 5.064864 |
| Sum squared resid | 2086.257 | Schwarz criterion | | 5.079952 |
| Log likelihood | -573.8621 | Hannan-Quinn criter. | | 5.070952 |
| Durbin-Watson stat | 2.189848 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

## **2.4 Biến chỉ số giá hàng hóa toàn cầu (gpi)**

**Kiểm định ADF**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: GPI has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | t-Statistic | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -10.48741 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459231 |  |
|  | 5% level |  | -2.874143 |  |
|  | 10% level |  | -2.573563 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |  |
| Dependent Variable: D(GPI) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 11:19 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M03 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 226 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| GPI(-1) | -0.660639 | 0.062994 | -10.48741 | 0.0000 |
| C | 0.261665 | 0.246408 | 1.061920 | 0.2894 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.329313 | Mean dependent var | | -0.041167 |
| Adjusted R-squared | 0.326319 | S.D. dependent var | | 4.482069 |
| S.E. of regression | 3.678797 | Akaike info criterion | | 5.451859 |
| Sum squared resid | 3031.515 | Schwarz criterion | | 5.482129 |
| Log likelihood | -614.0601 | Hannan-Quinn criter. | | 5.464075 |
| F-statistic | 109.9857 | Durbin-Watson stat | | 2.005944 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định Phillip – Perrons**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: GPI has a unit root | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  | Adj. t-Stat | Prob.\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron test statistic | | | -10.64699 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level |  | -3.459231 |  |
|  | 5% level |  | -2.874143 |  |
|  | 10% level |  | -2.573563 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 13.41378 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 14.55725 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Phillips-Perron Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: D(GPI) | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 11:19 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M03 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 226 after adjustments | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| GPI(-1) | -0.660639 | 0.062994 | -10.48741 | 0.0000 |
| C | 0.261665 | 0.246408 | 1.061920 | 0.2894 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.329313 | Mean dependent var | | -0.041167 |
| Adjusted R-squared | 0.326319 | S.D. dependent var | | 4.482069 |
| S.E. of regression | 3.678797 | Akaike info criterion | | 5.451859 |
| Sum squared resid | 3031.515 | Schwarz criterion | | 5.482129 |
| Log likelihood | -614.0601 | Hannan-Quinn criter. | | 5.464075 |
| F-statistic | 109.9857 | Durbin-Watson stat | | 2.005944 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

**Kiểm định KPSS**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Null Hypothesis: GPI is stationary | | | |  |
| Exogenous: Constant | | |  |  |
| Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  | LM-Stat. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | | | 0.279029 |
| Asymptotic critical values\*: | | 1% level |  | 0.739000 |
|  |  | 5% level |  | 0.463000 |
|  |  | 10% level |  | 0.347000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| \*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Residual variance (no correction) | | | | 15.15279 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 29.80994 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| KPSS Test Equation | | |  |  |
| Dependent Variable: GPI | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 11:39 | | |  |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 227 | | |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.434547 | 0.258936 | 1.678205 | 0.0947 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.000000 | Mean dependent var | | 0.434547 |
| Adjusted R-squared | 0.000000 | S.D. dependent var | | 3.901260 |
| S.E. of regression | 3.901260 | Akaike info criterion | | 5.564872 |
| Sum squared resid | 3439.682 | Schwarz criterion | | 5.579960 |
| Log likelihood | -630.6130 | Hannan-Quinn criter. | | 5.570960 |
| Durbin-Watson stat | 1.314190 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

# 3. STR VỚI INF\_SA LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP

## **3.1 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-1)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:55 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using INF\_SA(-1) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 4.083109 | (15, 185) | 0.0000 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 4.021450 | (11, 189) | 0.0000 |
| H02: b1=b2=0 | 5.842506 | (7, 193) | 0.0000 |
| H01: b1=0 | 5.889468 | (3, 197) | 0.0007 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.863523 | (4, 189) | 0.4869 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 5.411618 | (4, 193) | 0.0004 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 5.889468 | (3, 197) | 0.0007 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: exponential. | | |  |
| . Pr(H2) < Pr(H3) and Pr(H2) < Pr(H1)) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.827601 | (8, 185) | 0.0055 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.384927 | (7, 185) | 0.0234 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0E) < .05 | | | |

## **3.2 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-2)**

**Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:55 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using INF\_SA(-2) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 3.695283 | (15, 185) | 0.0000 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 3.126992 | (11, 189) | 0.0007 |
| H02: b1=b2=0 | 4.552053 | (7, 193) | 0.0001 |
| H01: b1=0 | 5.141564 | (3, 197) | 0.0019 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.685121 | (4, 189) | 0.6031 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 3.884100 | (4, 193) | 0.0047 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 5.141564 | (3, 197) | 0.0019 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.606308 | (8, 185) | 0.0101 |
| H0E: b1=b3=0 | 3.235019 | (7, 185) | 0.0029 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 | | | |

## **3.3 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-3)**

**Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:56 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using INF\_SA(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 3.365410 | (16, 184) | 0.0000 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 3.717391 | (12, 188) | 0.0000 |
| H02: b1=b2=0 | 2.684588 | (8, 192) | 0.0081 |
| H01: b1=0 | 3.348493 | (4, 196) | 0.0112 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 5.301806 | (4, 188) | 0.0005 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.955394 | (4, 192) | 0.1030 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3.348493 | (4, 196) | 0.0112 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.153842 | (8, 184) | 0.0023 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.052482 | (8, 184) | 0.3986 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with zero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 and Pr(H0E) >= .05. | | | |

## **3.4 Biến chuyển tiếp là inf\_sa (-4)**

**Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:56 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using INF\_SA(-4) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.819863 | (16, 184) | 0.0313 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.950883 | (12, 188) | 0.0309 |
| H02: b1=b2=0 | 1.743309 | (8, 192) | 0.0907 |
| H01: b1=0 | 2.697744 | (4, 196) | 0.0320 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.273526 | (4, 188) | 0.0629 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.799891 | (4, 192) | 0.5266 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.697744 | (4, 196) | 0.0320 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.376913 | (8, 184) | 0.2091 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.515530 | (8, 184) | 0.8438 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) >= .05 | | | |

## **3.5 Biến chuyển tiếp là inf\_sa(-5)**

**Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:57 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using INF\_SA(-5) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.253354 | (16, 184) | 0.0052 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.058323 | (12, 188) | 0.0216 |
| H02: b1=b2=0 | 2.802975 | (8, 192) | 0.0059 |
| H01: b1=0 | 4.729299 | (4, 196) | 0.0012 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.614088 | (4, 188) | 0.6530 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.887508 | (4, 192) | 0.4724 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 4.729299 | (4, 196) | 0.0012 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.586386 | (8, 184) | 0.1314 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.375360 | (8, 184) | 0.2098 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) >= .05 | | | |

## **3.6 Biến chuyển tiếp là inf\_sa (-6)**

### **3.6.1 Kết quả hồi quy**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Dependent Variable: INF\_SA | | |  |  |
| Method: Smooth Threshold Regression | | | |  |
| Transition function: Logistic | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 11:41 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M11 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 218 after adjustments | | | |  |
| Threshold variable: INF\_SA(-6) | | | |  |
| Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients | | | | |
| Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Convergence achieved after 7 iterations | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (linear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.144550 | 0.039170 | 3.690334 | 0.0003 |
| ER | 0.009891 | 0.050937 | 0.194185 | 0.8462 |
| ER(-1) | -0.064660 | 0.050936 | -1.269449 | 0.2058 |
| ER(-2) | -0.060339 | 0.047411 | -1.272699 | 0.2046 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (nonlinear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | -0.248162 | 0.127083 | -1.952759 | 0.0523 |
| ER | 0.089736 | 0.071449 | 1.255934 | 0.2107 |
| ER(-1) | 0.316719 | 0.070463 | 4.494847 | 0.0000 |
| ER(-2) | 0.041434 | 0.072376 | 0.572485 | 0.5677 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Non-Threshold Variables | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| INF\_SA(-1) | 0.621547 | 0.067027 | 9.273048 | 0.0000 |
| INF\_SA(-2) | 0.140033 | 0.063002 | 2.222682 | 0.0274 |
| IIP\_SA | -0.006999 | 0.008089 | -0.865231 | 0.3880 |
| IIP\_SA(-1) | 0.016536 | 0.008122 | 2.036076 | 0.0431 |
| IIP\_SA(-2) | -0.000282 | 0.008174 | -0.034539 | 0.9725 |
| IIP\_SA(-3) | -0.019961 | 0.008159 | -2.446664 | 0.0153 |
| IIP\_SA(-4) | 0.003023 | 0.008202 | 0.368585 | 0.7128 |
| IIP\_SA(-5) | -0.003184 | 0.008100 | -0.393153 | 0.6946 |
| IIP\_SA(-6) | -0.002094 | 0.008102 | -0.258433 | 0.7963 |
| IIP\_SA(-7) | -0.002932 | 0.008175 | -0.358637 | 0.7203 |
| IIP\_SA(-8) | -0.022383 | 0.007915 | -2.828008 | 0.0052 |
| IIP\_SA(-9) | 0.013363 | 0.007992 | 1.672000 | 0.0961 |
| GPI | 0.026914 | 0.006736 | 3.995309 | 0.0001 |
| GPI(-1) | 0.014137 | 0.007169 | 1.971851 | 0.0500 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Slopes | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| SLOPE | 31.45341 | 80.53489 | 0.390556 | 0.6966 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Thresholds | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| THRESHOLD | 1.194971 | 0.086085 | 13.88132 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.726642 | Mean dependent var | | 0.553622 |
| Adjusted R-squared | 0.694234 | S.D. dependent var | | 0.656286 |
| S.E. of regression | 0.362901 | Akaike info criterion | | 0.914172 |
| Sum squared resid | 25.54922 | Schwarz criterion | | 1.286777 |
| Log likelihood | -75.64480 | Hannan-Quinn criter. | | 1.064673 |
| F-statistic | 22.42143 | Durbin-Watson stat | | 2.025471 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **3.6.2 Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:49 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using INF\_SA(-6) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.884916 | (16, 184) | 0.0241 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.013926 | (12, 188) | 0.0251 |
| H02: b1=b2=0 | 2.059840 | (8, 192) | 0.0416 |
| H01: b1=0 | 2.870019 | (4, 196) | 0.0243 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.849212 | (4, 188) | 0.1212 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.235848 | (4, 192) | 0.2971 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.870019 | (4, 196) | 0.0243 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.070354 | (8, 184) | 0.3858 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.871954 | (8, 184) | 0.5412 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) >= .05 | | | |

### **3.6.3 Kiểm định phi tuyến còn lại**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:49 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Additive nonlinearity tests using INF\_SA(-6) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Additive Nonlinearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.306360 | (16, 178) | 0.1974 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.210358 | (12, 182) | 0.2787 |
| H02: b1=b2=0 | 1.631923 | (8, 186) | 0.1182 |
| H01: b1=0 | 1.144931 | (4, 190) | 0.3368 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.408730 | (4, 182) | 0.8022 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.092580 | (4, 186) | 0.0835 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.144931 | (4, 190) | 0.3368 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 0.934311 | (8, 178) | 0.4895 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.722187 | (8, 178) | 0.6718 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

### **3.6.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic | 1.224732 | Prob. F(12,182) | | 0.2689 |
| Obs\*R-squared | 16.28852 | Prob. Chi-Square(12) | | 0.1784 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Test Equation: | |  |  |  |
| Dependent Variable: RESID | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 11:49 | | |  |  |
| Sample: 2000M11 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 218 | | |  |  |
| Coefficient covariance computed using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C(1) | -0.046159 | 0.059482 | -0.776009 | 0.4388 |
| C(2) | -0.007898 | 0.050088 | -0.157681 | 0.8749 |
| C(3) | 0.025081 | 0.050018 | 0.501441 | 0.6167 |
| C(4) | 2.93E-05 | 0.048156 | 0.000608 | 0.9995 |
| C(5) | 0.045411 | 0.150956 | 0.300825 | 0.7639 |
| C(6) | -0.016231 | 0.073847 | -0.219786 | 0.8263 |
| C(7) | -0.050525 | 0.073025 | -0.691889 | 0.4899 |
| C(8) | -0.054331 | 0.098106 | -0.553793 | 0.5804 |
| C(23) | 31.57668 | 81.12098 | 0.389254 | 0.6975 |
| C(24) | -0.059826 | 0.088238 | -0.678006 | 0.4986 |
| C(9) | 0.133889 | 0.226525 | 0.591053 | 0.5552 |
| C(10) | -0.049614 | 0.182250 | -0.272230 | 0.7858 |
| C(11) | 0.001105 | 0.007922 | 0.139435 | 0.8893 |
| C(12) | 0.003024 | 0.008029 | 0.376617 | 0.7069 |
| C(13) | -0.001293 | 0.008624 | -0.149976 | 0.8809 |
| C(14) | -0.000682 | 0.008072 | -0.084528 | 0.9327 |
| C(15) | 0.002856 | 0.009199 | 0.310489 | 0.7565 |
| C(16) | -0.002125 | 0.008132 | -0.261288 | 0.7942 |
| C(17) | 0.005938 | 0.008099 | 0.733198 | 0.4644 |
| C(18) | -0.003291 | 0.008128 | -0.404859 | 0.6861 |
| C(19) | 0.000349 | 0.007880 | 0.044231 | 0.9648 |
| C(20) | 0.002040 | 0.009625 | 0.211992 | 0.8324 |
| C(21) | -0.000173 | 0.006751 | -0.025615 | 0.9796 |
| C(22) | -0.007516 | 0.010021 | -0.750018 | 0.4542 |
| RESID(-1) | -0.133604 | 0.235528 | -0.567252 | 0.5712 |
| RESID(-2) | -0.066884 | 0.099745 | -0.670547 | 0.5034 |
| RESID(-3) | -0.041814 | 0.081804 | -0.511151 | 0.6099 |
| RESID(-4) | 0.024252 | 0.081135 | 0.298913 | 0.7653 |
| RESID(-5) | 0.021831 | 0.080512 | 0.271152 | 0.7866 |
| RESID(-6) | 0.027777 | 0.080935 | 0.343205 | 0.7318 |
| RESID(-7) | -0.155832 | 0.079248 | -1.966374 | 0.0508 |
| RESID(-8) | 0.057871 | 0.076808 | 0.753454 | 0.4522 |
| RESID(-9) | -0.065125 | 0.075445 | -0.863217 | 0.3892 |
| RESID(-10) | 0.142646 | 0.076442 | 1.866068 | 0.0636 |
| RESID(-11) | 0.008516 | 0.074089 | 0.114936 | 0.9086 |
| RESID(-12) | -0.131563 | 0.074744 | -1.760198 | 0.0801 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.074718 | Mean dependent var | | -3.40E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.103221 | S.D. dependent var | | 0.343130 |
| S.E. of regression | 0.360405 | Akaike info criterion | | 0.946608 |
| Sum squared resid | 23.64024 | Schwarz criterion | | 1.505515 |
| Log likelihood | -67.18022 | Hannan-Quinn criter. | | 1.172358 |
| F-statistic | 0.419908 | Durbin-Watson stat | | 1.963465 |
| Prob(F-statistic) | 0.998363 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **3.6.5 Kiểm định hệ số hồi quy ổn định**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Parameter Constancy Test | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 11:50 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Encapsulated nonlinearity test using trend as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Parameter Constancy Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.354823 | (32, 162) | 0.0003 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.865762 | (24, 170) | 0.0000 |
| H02: b1=b2=0 | 2.386886 | (16, 178) | 0.0030 |
| H01: b1=0 | 2.917817 | (8, 186) | 0.0043 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |

### **3.6.6 Kiểm định Wald cho hệ số ERPT**

#### 3.6.6.1 Hệ số ERPT ngắn hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_SA6 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 2.031021 | 194 | 0.0436 |
| F-statistic | 4.125047 | (1, 194) | 0.0436 |
| Chi-square | 4.125047 | 1 | 0.0423 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: C(2)+C(6)=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| C(2) + C(6) | | 0.099627 | 0.049053 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Restrictions are linear in coefficients. | | | |

#### 3.6.6.2 Hệ số ERPT dài hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_SA6 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -1.355908 | 194 | 0.1767 |
| F-statistic | 1.838486 | (1, 194) | 0.1767 |
| Chi-square | 1.838486 | 1 | 0.1751 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4))/(1-C(9)-C(10))=0 | | | |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4)) / (1 - C(9) - C(10)) | | -0.482799 | 0.356070 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_SA6 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 2.617231 | 194 | 0.0096 |
| F-statistic | 6.849897 | (1, 194) | 0.0096 |
| Chi-square | 6.849897 | 1 | 0.0089 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4)+C(6)+C(7)+C(8))/(1-C(9) | | | |
| -C(10))=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4) + C(6) + C(7) + C(8)) / (1 - C(9) - C(10)) | | 1.395778 | 0.533303 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

# **4. STR VỚI ER LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP**

## **4.1 Biến chuyển tiếp là er(-1)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:01 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER(-1) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.885486 | (12, 188) | 0.0011 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 3.024330 | (9, 191) | 0.0021 |
| H02: b1=b2=0 | 4.371385 | (6, 194) | 0.0004 |
| H01: b1=0 | 6.393291 | (3, 197) | 0.0004 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.409990 | (3, 191) | 0.7460 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.229750 | (3, 194) | 0.0861 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 6.393291 | (3, 197) | 0.0004 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.474614 | (5, 188) | 0.2000 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.734887 | (4, 188) | 0.1440 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

## **4.2 Biến chuyển tiếp là er(-2)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:18 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER(-2) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 0.793515 | (12, 188) | 0.6568 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0.860861 | (9, 191) | 0.5613 |
| H02: b1=b2=0 | 1.006001 | (6, 194) | 0.4226 |
| H01: b1=0 | 0.989483 | (3, 197) | 0.3988 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.583539 | (3, 191) | 0.6265 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.022185 | (3, 194) | 0.3839 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.989483 | (3, 197) | 0.3988 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 0.787789 | (5, 188) | 0.5597 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.015594 | (4, 188) | 0.4006 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **4.3 Biến chuyển tiếp là er(-3)**

### **4.3.1 Kết quả hồi quy**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Dependent Variable: INF\_SA | | |  |  |
| Method: Smooth Threshold Regression | | | |  |
| Transition function: Logistic | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 12:24 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M11 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 218 after adjustments | | | |  |
| Threshold variable: ER(-3) | | |  |  |
| Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients | | | | |
| Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Convergence achieved after 14 iterations | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (linear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.068335 | 0.047066 | 1.451884 | 0.1481 |
| ER | 0.114921 | 0.039068 | 2.941586 | 0.0037 |
| ER(-1) | 0.224691 | 0.039669 | 5.664184 | 0.0000 |
| ER(-2) | -0.033688 | 0.041975 | -0.802586 | 0.4232 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (nonlinear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.122918 | 0.055784 | 2.203458 | 0.0287 |
| ER | -0.197345 | 0.068099 | -2.897907 | 0.0042 |
| ER(-1) | -0.343639 | 0.072530 | -4.737914 | 0.0000 |
| ER(-2) | -0.046982 | 0.065873 | -0.713210 | 0.4766 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Non-Threshold Variables | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| INF\_SA(-1) | 0.624987 | 0.061572 | 10.15057 | 0.0000 |
| INF\_SA(-2) | 0.091380 | 0.057922 | 1.577656 | 0.1163 |
| IIP\_SA | -0.003370 | 0.007913 | -0.425924 | 0.6706 |
| IIP\_SA(-1) | 0.014594 | 0.007903 | 1.846729 | 0.0663 |
| IIP\_SA(-2) | 0.004357 | 0.008085 | 0.538873 | 0.5906 |
| IIP\_SA(-3) | -0.017643 | 0.007908 | -2.230937 | 0.0268 |
| IIP\_SA(-4) | 0.006529 | 0.008032 | 0.812863 | 0.4173 |
| IIP\_SA(-5) | -0.008011 | 0.007893 | -1.015002 | 0.3114 |
| IIP\_SA(-6) | -0.002687 | 0.007914 | -0.339486 | 0.7346 |
| IIP\_SA(-7) | -0.000724 | 0.007982 | -0.090736 | 0.9278 |
| IIP\_SA(-8) | -0.024616 | 0.007688 | -3.202054 | 0.0016 |
| IIP\_SA(-9) | 0.013969 | 0.007863 | 1.776530 | 0.0772 |
| GPI | 0.029655 | 0.006456 | 4.593279 | 0.0000 |
| GPI(-1) | 0.020525 | 0.006674 | 3.075278 | 0.0024 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Slopes | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| SLOPE | 267.4386 | 557.8612 | 0.479400 | 0.6322 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Thresholds | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| THRESHOLD | 0.093633 | 0.009469 | 9.888675 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.740816 | Mean dependent var | | 0.553622 |
| Adjusted R-squared | 0.710088 | S.D. dependent var | | 0.656286 |
| S.E. of regression | 0.353368 | Akaike info criterion | | 0.860931 |
| Sum squared resid | 24.22451 | Schwarz criterion | | 1.233536 |
| Log likelihood | -69.84143 | Hannan-Quinn criter. | | 1.011431 |
| F-statistic | 24.10880 | Durbin-Watson stat | | 2.035022 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **4.3.2 Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:18 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.804246 | (16, 184) | 0.0333 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.137500 | (12, 188) | 0.0164 |
| H02: b1=b2=0 | 0.816984 | (8, 192) | 0.5884 |
| H01: b1=0 | 0.168426 | (4, 196) | 0.9543 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 4.654141 | (4, 188) | 0.0013 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.463948 | (4, 192) | 0.2147 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.168426 | (4, 196) | 0.9543 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.496999 | (8, 184) | 0.0135 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.746231 | (8, 184) | 0.0904 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with zero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 and Pr(H0E) >= .05. | | | |

### **4.3.3 Kiểm định phi tuyến còn lại**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:24 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Additive nonlinearity tests using ER(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Additive Nonlinearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.799843 | (12, 182) | 0.0509 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.799843 | (12, 182) | 0.0509 |
| H02: b1=b2=0 | 1.983584 | (8, 186) | 0.0506 |
| H01: b1=0 | 3.042814 | (4, 190) | 0.0184 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.398372 | (4, 182) | 0.2363 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.928909 | (4, 186) | 0.4483 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3.042814 | (4, 190) | 0.0184 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.996272 | (4, 182) | 0.0969 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.116976 | (8, 182) | 0.0363 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

### **4.3.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic | 1.065768 | Prob. F(12,182) | | 0.3916 |
| Obs\*R-squared | 14.31316 | Prob. Chi-Square(12) | | 0.2812 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Test Equation: | |  |  |  |
| Dependent Variable: RESID | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 12:24 | | |  |  |
| Sample: 2000M11 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 218 | | |  |  |
| Coefficient covariance computed using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C(1) | -0.011494 | 0.054832 | -0.209617 | 0.8342 |
| C(2) | -0.008596 | 0.039977 | -0.215029 | 0.8300 |
| C(3) | 0.000212 | 0.039930 | 0.005303 | 0.9958 |
| C(4) | -0.007559 | 0.046693 | -0.161891 | 0.8716 |
| C(5) | -0.006219 | 0.055228 | -0.112600 | 0.9105 |
| C(6) | 0.005663 | 0.069318 | 0.081692 | 0.9350 |
| C(7) | 0.005343 | 0.072422 | 0.073777 | 0.9413 |
| C(8) | 0.027174 | 0.068886 | 0.394469 | 0.6937 |
| C(23) | -14.71584 | 548.0816 | -0.026850 | 0.9786 |
| C(24) | -0.003073 | 0.009261 | -0.331843 | 0.7404 |
| C(9) | 0.033738 | 0.143204 | 0.235593 | 0.8140 |
| C(10) | -0.006975 | 0.120246 | -0.058002 | 0.9538 |
| C(11) | 0.001115 | 0.007763 | 0.143590 | 0.8860 |
| C(12) | 0.001162 | 0.007813 | 0.148709 | 0.8819 |
| C(13) | -0.001654 | 0.008143 | -0.203166 | 0.8392 |
| C(14) | -0.000265 | 0.007785 | -0.033992 | 0.9729 |
| C(15) | 0.000561 | 0.008345 | 0.067172 | 0.9465 |
| C(16) | -0.001422 | 0.007768 | -0.183102 | 0.8549 |
| C(17) | 0.003472 | 0.007789 | 0.445780 | 0.6563 |
| C(18) | -0.000338 | 0.007858 | -0.042963 | 0.9658 |
| C(19) | -0.000141 | 0.007570 | -0.018618 | 0.9852 |
| C(20) | 0.001426 | 0.008284 | 0.172154 | 0.8635 |
| C(21) | -0.000414 | 0.006562 | -0.063055 | 0.9498 |
| C(22) | -0.004298 | 0.007748 | -0.554777 | 0.5797 |
| RESID(-1) | -0.039128 | 0.158194 | -0.247344 | 0.8049 |
| RESID(-2) | -0.011122 | 0.091353 | -0.121750 | 0.9032 |
| RESID(-3) | -0.003568 | 0.080089 | -0.044556 | 0.9645 |
| RESID(-4) | 0.029732 | 0.077536 | 0.383457 | 0.7018 |
| RESID(-5) | 0.069249 | 0.077378 | 0.894948 | 0.3720 |
| RESID(-6) | 0.006809 | 0.075014 | 0.090768 | 0.9278 |
| RESID(-7) | -0.165945 | 0.074483 | -2.227946 | 0.0271 |
| RESID(-8) | 0.036513 | 0.074551 | 0.489766 | 0.6249 |
| RESID(-9) | -0.062357 | 0.070481 | -0.884727 | 0.3775 |
| RESID(-10) | 0.021734 | 0.073316 | 0.296444 | 0.7672 |
| RESID(-11) | 0.089645 | 0.072992 | 1.228134 | 0.2210 |
| RESID(-12) | -0.127700 | 0.073496 | -1.737515 | 0.0840 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.065657 | Mean dependent var | | 5.70E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.114025 | S.D. dependent var | | 0.334116 |
| S.E. of regression | 0.352651 | Akaike info criterion | | 0.903111 |
| Sum squared resid | 22.63401 | Schwarz criterion | | 1.462018 |
| Log likelihood | -62.43909 | Hannan-Quinn criter. | | 1.128862 |
| F-statistic | 0.365406 | Durbin-Watson stat | | 1.998359 |
| Prob(F-statistic) | 0.999619 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **4.3.5 Kiểm định hệ số hồi quy ổn định**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Parameter Constancy Test | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:25 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Encapsulated nonlinearity test using trend as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Parameter Constancy Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.111935 | (32, 162) | 0.3255 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.267631 | (24, 170) | 0.1931 |
| H02: b1=b2=0 | 1.240920 | (16, 178) | 0.2411 |
| H01: b1=0 | 0.658580 | (8, 186) | 0.7274 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |

### **4.3.6 Kiểm định Wald cho hệ số hồi quy**

#### 4.3.6.1 Hệ số ERPT ngắn hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_SA601 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -1.477359 | 194 | 0.1412 |
| F-statistic | 2.182591 | (1, 194) | 0.1412 |
| Chi-square | 2.182591 | 1 | 0.1396 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: C(2)+C(6)=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| C(2) + C(6) | | -0.082424 | 0.055792 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Restrictions are linear in coefficients. | | | |

#### 4.3.6.2 Hệ số ERPT dài hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_SA601 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 3.888896 | 194 | 0.0001 |
| F-statistic | 15.12351 | (1, 194) | 0.0001 |
| Chi-square | 15.12351 | 1 | 0.0001 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4))/(1-C(9)-C(10))=0 | | | |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4)) / (1 - C(9) - C(10)) | | 1.078589 | 0.277351 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_SA601 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -2.825469 | 194 | 0.0052 |
| F-statistic | 7.983272 | (1, 194) | 0.0052 |
| Chi-square | 7.983272 | 1 | 0.0047 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4)+C(6)+C(7)+C(8))/(1-C(9) | | | |
| -C(10))=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4) + C(6) + C(7) + C(8)) / (1 - C(9) - C(10)) | | -0.994392 | 0.351939 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

## **4.4 Biến chuyển tiếp là er(-4)**

**Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:19 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER(-4) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.137341 | (16, 184) | 0.3237 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0.928709 | (12, 188) | 0.5194 |
| H02: b1=b2=0 | 1.140923 | (8, 192) | 0.3377 |
| H01: b1=0 | 1.085378 | (4, 196) | 0.3649 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.526778 | (4, 188) | 0.7162 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.192209 | (4, 192) | 0.3156 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.085378 | (4, 196) | 0.3649 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.119220 | (8, 184) | 0.3522 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.049986 | (8, 184) | 0.4004 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **4.5 Biến chuyển tiếp là er(-5)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:19 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER(-5) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.487526 | (16, 184) | 0.1080 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 0.664715 | (12, 188) | 0.7837 |
| H02: b1=b2=0 | 0.612994 | (8, 192) | 0.7664 |
| H01: b1=0 | 0.813109 | (4, 196) | 0.5182 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.773931 | (4, 188) | 0.5434 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.422462 | (4, 192) | 0.7923 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.813109 | (4, 196) | 0.5182 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.378791 | (8, 184) | 0.0184 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.348840 | (8, 184) | 0.0199 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **4.6 Biến chuyển tiếp là er(-6)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:20 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER(-6) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.721324 | (16, 184) | 0.0459 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.906993 | (12, 188) | 0.0358 |
| H02: b1=b2=0 | 2.556751 | (8, 192) | 0.0114 |
| H01: b1=0 | 2.042312 | (4, 196) | 0.0900 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.645268 | (4, 188) | 0.6309 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.988318 | (4, 192) | 0.0201 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.042312 | (4, 196) | 0.0900 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: exponential. | | |  |
| . Pr(H2) < Pr(H3) and Pr(H2) < Pr(H1)) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 0.890854 | (8, 184) | 0.5253 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.987517 | (8, 184) | 0.4472 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

# **5. STR VỚI BIẾN BIẾN ĐỘNG TỶ GIÁ LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP**

## **5.1 Biến chuyển tiếp lner\_std (-1)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:43 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-1) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.526215 | (16, 184) | 0.0943 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.481919 | (12, 188) | 0.1339 |
| H02: b1=b2=0 | 2.044806 | (8, 192) | 0.0432 |
| H01: b1=0 | 2.312703 | (4, 196) | 0.0590 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.406696 | (4, 188) | 0.8037 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.741892 | (4, 192) | 0.1424 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.312703 | (4, 196) | 0.0590 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.075047 | (8, 184) | 0.3825 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.240858 | (8, 184) | 0.2776 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **5.2 Biến chuyển tiếp lner\_std (-2)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:43 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-2) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.127508 | (16, 184) | 0.0089 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.622184 | (12, 188) | 0.0029 |
| H02: b1=b2=0 | 3.001995 | (8, 192) | 0.0034 |
| H01: b1=0 | 3.269191 | (4, 196) | 0.0127 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.766665 | (4, 188) | 0.1373 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.626296 | (4, 192) | 0.0360 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3.269191 | (4, 196) | 0.0127 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.176149 | (8, 184) | 0.3156 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.328257 | (8, 184) | 0.2318 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

## **5.3 Biến chuyển tiếp lner\_std (-3)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:44 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.473062 | (16, 184) | 0.0020 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.686236 | (12, 188) | 0.0023 |
| H02: b1=b2=0 | 1.851625 | (8, 192) | 0.0699 |
| H01: b1=0 | 2.238589 | (4, 196) | 0.0663 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 4.115124 | (4, 188) | 0.0032 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.444359 | (4, 192) | 0.2209 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.238589 | (4, 196) | 0.0663 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.099872 | (8, 184) | 0.0026 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.966697 | (8, 184) | 0.0038 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0E) < .05 | | | |

## **5.4** **Biến chuyển tiếp lner\_std (-4)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:45 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-4) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.800474 | (16, 184) | 0.0005 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.767325 | (12, 188) | 0.0017 |
| H02: b1=b2=0 | 3.814125 | (8, 192) | 0.0004 |
| H01: b1=0 | 5.550752 | (4, 196) | 0.0003 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.718468 | (4, 188) | 0.5803 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.967858 | (4, 192) | 0.1010 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 5.550752 | (4, 196) | 0.0003 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.714575 | (8, 184) | 0.0975 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.049683 | (8, 184) | 0.0429 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with zero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0L) >= .05 and Pr(H0E) < .05). | | | |

## **5.5 Biến chuyển tiếp lner\_std (-5)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:52 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-5) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.303097 | (16, 184) | 0.1990 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.340976 | (12, 188) | 0.1984 |
| H02: b1=b2=0 | 0.802373 | (8, 192) | 0.6012 |
| H01: b1=0 | 1.565766 | (4, 196) | 0.1850 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.372302 | (4, 188) | 0.0539 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.068738 | (4, 192) | 0.9913 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.565766 | (4, 196) | 0.1850 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.759375 | (8, 184) | 0.0876 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.613313 | (8, 184) | 0.1235 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **5.6** **Biến chuyển tiếp lner\_std (-6)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:52 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-6) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.340583 | (16, 184) | 0.0036 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.964204 | (12, 188) | 0.0296 |
| H02: b1=b2=0 | 1.453620 | (8, 192) | 0.1767 |
| H01: b1=0 | 1.593899 | (4, 196) | 0.1774 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.871991 | (4, 188) | 0.0243 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.303469 | (4, 192) | 0.2702 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.593899 | (4, 196) | 0.1774 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.364931 | (8, 184) | 0.0013 |
| H0E: b1=b3=0 | 3.478441 | (8, 184) | 0.0009 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 | | | |

## **5.7 Biến chuyển tiếp lner\_std (-7)**

### **5.7.1 Kết quả hồi quy**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Dependent Variable: INF\_SA | | |  |  |
| Method: Smooth Threshold Regression | | | |  |
| Transition function: Logistic | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 12:53 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M11 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 218 after adjustments | | | |  |
| Threshold variable: ER\_STD(-7) | | | |  |
| Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients | | | | |
| Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Convergence achieved after 19 iterations | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (linear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.119697 | 0.039357 | 3.041344 | 0.0027 |
| ER | -0.109269 | 0.053968 | -2.024718 | 0.0443 |
| ER(-1) | 0.142969 | 0.039023 | 3.663751 | 0.0003 |
| ER(-2) | -0.112279 | 0.040592 | -2.766012 | 0.0062 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (nonlinear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.061867 | 0.104207 | 0.593697 | 0.5534 |
| ER | 0.276825 | 0.120673 | 2.294009 | 0.0229 |
| ER(-1) | -0.194665 | 0.174601 | -1.114911 | 0.2663 |
| ER(-2) | 0.182720 | 0.190642 | 0.958444 | 0.3390 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Non-Threshold Variables | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| INF\_SA(-1) | 0.639850 | 0.063933 | 10.00819 | 0.0000 |
| INF\_SA(-2) | 0.107676 | 0.059246 | 1.817452 | 0.0707 |
| IIP\_SA | -0.006703 | 0.008191 | -0.818337 | 0.4142 |
| IIP\_SA(-1) | 0.014515 | 0.008193 | 1.771597 | 0.0780 |
| IIP\_SA(-2) | -0.001243 | 0.008272 | -0.150306 | 0.8807 |
| IIP\_SA(-3) | -0.016717 | 0.008365 | -1.998487 | 0.0471 |
| IIP\_SA(-4) | 0.000229 | 0.008313 | 0.027602 | 0.9780 |
| IIP\_SA(-5) | -0.003934 | 0.008265 | -0.475943 | 0.6347 |
| IIP\_SA(-6) | -0.002250 | 0.008238 | -0.273134 | 0.7850 |
| IIP\_SA(-7) | -0.004119 | 0.008185 | -0.503236 | 0.6154 |
| IIP\_SA(-8) | -0.022735 | 0.008000 | -2.841808 | 0.0050 |
| IIP\_SA(-9) | 0.013239 | 0.008071 | 1.640229 | 0.1026 |
| GPI | 0.023896 | 0.006771 | 3.528988 | 0.0005 |
| GPI(-1) | 0.021029 | 0.006902 | 3.046647 | 0.0026 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Slopes | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| SLOPE | 2.926944 | 4.485538 | 0.652529 | 0.5148 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Thresholds | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| THRESHOLD | 4.219489 | 0.566901 | 7.443076 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.722980 | Mean dependent var | | 0.553622 |
| Adjusted R-squared | 0.690137 | S.D. dependent var | | 0.656286 |
| S.E. of regression | 0.365324 | Akaike info criterion | | 0.927483 |
| Sum squared resid | 25.89157 | Schwarz criterion | | 1.300088 |
| Log likelihood | -77.09562 | Hannan-Quinn criter. | | 1.077983 |
| F-statistic | 22.01345 | Durbin-Watson stat | | 2.086604 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **5.7.2 Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:53 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using ER\_STD(-7) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.150432 | (16, 184) | 0.0081 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.450881 | (12, 188) | 0.0055 |
| H02: b1=b2=0 | 3.306630 | (8, 192) | 0.0015 |
| H01: b1=0 | 3.733807 | (4, 196) | 0.0059 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.770941 | (4, 188) | 0.5454 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.746379 | (4, 192) | 0.0297 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3.733807 | (4, 196) | 0.0059 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.027005 | (8, 184) | 0.4172 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.195824 | (8, 184) | 0.3037 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

### **5.7.3 Kiểm định phi tuyến còn lại**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:53 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Additive nonlinearity tests using ER\_STD(-7) as the threshold | | | |
| variable | | |  |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Additive Nonlinearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.163442 | (16, 178) | 0.3016 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.500055 | (12, 182) | 0.1274 |
| H02: b1=b2=0 | 2.127539 | (8, 186) | 0.0352 |
| H01: b1=0 | 3.364112 | (4, 190) | 0.0109 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.308374 | (4, 182) | 0.8721 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.898178 | (4, 186) | 0.4662 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 3.364112 | (4, 190) | 0.0109 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 0.389813 | (8, 178) | 0.9250 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.356215 | (8, 178) | 0.9420 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

### **5.7.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic | 1.398759 | Prob. F(12,182) | | 0.1698 |
| Obs\*R-squared | 18.40759 | Prob. Chi-Square(12) | | 0.1039 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Test Equation: | |  |  |  |
| Dependent Variable: RESID | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 12:54 | | |  |  |
| Sample: 2000M11 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 218 | | |  |  |
| Coefficient covariance computed using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C(1) | -0.066354 | 0.051726 | -1.282797 | 0.2012 |
| C(2) | 0.022772 | 0.052405 | 0.434536 | 0.6644 |
| C(3) | -0.024579 | 0.039746 | -0.618416 | 0.5371 |
| C(4) | -0.008734 | 0.041505 | -0.210427 | 0.8336 |
| C(5) | 0.044227 | 0.100785 | 0.438822 | 0.6613 |
| C(6) | -0.079754 | 0.118778 | -0.671457 | 0.5028 |
| C(7) | 0.151860 | 0.173559 | 0.874980 | 0.3827 |
| C(8) | -0.125432 | 0.194208 | -0.645863 | 0.5192 |
| C(23) | 2.503504 | 4.491859 | 0.557343 | 0.5780 |
| C(24) | -0.357578 | 0.559435 | -0.639177 | 0.5235 |
| C(9) | 0.273812 | 0.160987 | 1.700831 | 0.0907 |
| C(10) | -0.151860 | 0.135848 | -1.117867 | 0.2651 |
| C(11) | -0.001750 | 0.008012 | -0.218481 | 0.8273 |
| C(12) | 0.001633 | 0.008017 | 0.203714 | 0.8388 |
| C(13) | -0.005638 | 0.008419 | -0.669684 | 0.5039 |
| C(14) | -0.001971 | 0.008177 | -0.241089 | 0.8098 |
| C(15) | 0.004710 | 0.008580 | 0.548949 | 0.5837 |
| C(16) | -0.002566 | 0.008117 | -0.316070 | 0.7523 |
| C(17) | 0.004214 | 0.008032 | 0.524721 | 0.6004 |
| C(18) | -0.001461 | 0.008012 | -0.182334 | 0.8555 |
| C(19) | -0.000302 | 0.007798 | -0.038723 | 0.9692 |
| C(20) | 0.008029 | 0.008599 | 0.933676 | 0.3517 |
| C(21) | -0.000443 | 0.006682 | -0.066260 | 0.9472 |
| C(22) | -0.013404 | 0.008357 | -1.603985 | 0.1105 |
| RESID(-1) | -0.312232 | 0.171881 | -1.816557 | 0.0709 |
| RESID(-2) | -0.039936 | 0.095086 | -0.419998 | 0.6750 |
| RESID(-3) | 0.017282 | 0.081314 | 0.212529 | 0.8319 |
| RESID(-4) | -0.024237 | 0.075719 | -0.320098 | 0.7493 |
| RESID(-5) | -0.009611 | 0.075831 | -0.126737 | 0.8993 |
| RESID(-6) | -0.019459 | 0.073774 | -0.263761 | 0.7923 |
| RESID(-7) | -0.182077 | 0.073098 | -2.490876 | 0.0136 |
| RESID(-8) | 0.008837 | 0.072086 | 0.122591 | 0.9026 |
| RESID(-9) | -0.031745 | 0.070057 | -0.453138 | 0.6510 |
| RESID(-10) | 0.055729 | 0.072810 | 0.765406 | 0.4450 |
| RESID(-11) | 0.014961 | 0.071099 | 0.210419 | 0.8336 |
| RESID(-12) | -0.192674 | 0.072268 | -2.666106 | 0.0084 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.084438 | Mean dependent var | | 9.09E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.091631 | S.D. dependent var | | 0.345421 |
| S.E. of regression | 0.360900 | Akaike info criterion | | 0.949357 |
| Sum squared resid | 23.70532 | Schwarz criterion | | 1.508264 |
| Log likelihood | -67.47989 | Hannan-Quinn criter. | | 1.175108 |
| F-statistic | 0.479575 | Durbin-Watson stat | | 1.991516 |
| Prob(F-statistic) | 0.994141 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **5.7.5 Kiểm định hệ số hồi quy ổn định**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Parameter Constancy Test | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 12:54 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Encapsulated nonlinearity test using trend as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Parameter Constancy Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.072599 | (32, 162) | 0.3750 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.210359 | (24, 170) | 0.2391 |
| H02: b1=b2=0 | 0.994736 | (16, 178) | 0.4646 |
| H01: b1=0 | 0.715568 | (8, 186) | 0.6776 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |

### **5.7.6 Kiểm định Wald cho hệ số hồi quy**

#### 5.7.6.1 Hệ số ERPT ngắn hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_ER\_STD\_FULL7 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 1.689703 | 194 | 0.0927 |
| F-statistic | 2.855098 | (1, 194) | 0.0927 |
| Chi-square | 2.855098 | 1 | 0.0911 |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: C(2)+C(6)=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| C(2) + C(6) | | 0.167555 | 0.099163 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Restrictions are linear in coefficients. | | | |

#### 5.7.6.2 Hệ số ERPT dài hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_ER\_STD\_FULL7 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -0.951003 | 194 | 0.3428 |
| F-statistic | 0.904406 | (1, 194) | 0.3428 |
| Chi-square | 0.904406 | 1 | 0.3416 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4))/(1-C(9)-C(10))=0 | | | |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4)) / (1 - C(9) - C(10)) | | -0.311235 | 0.327271 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: INF\_ER\_STD\_FULL7 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 0.971278 | 194 | 0.3326 |
| F-statistic | 0.943380 | (1, 194) | 0.3326 |
| Chi-square | 0.943380 | 1 | 0.3314 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4)+C(6)+C(7)+C(8))/(1-C(9) | | | |
| -C(10))=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4) + C(6) + C(7) + C(8)) / (1 - C(9) - C(10)) | | 0.737900 | 0.759721 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

**5.5 Biến chuyển tiếp lner\_std (-5)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 12/15/19 Time: 08:30 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 221 | | |  |
| Test for nonlinearity using LNER\_STD(-5) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.231910 | (12, 196) | 0.0117 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.796768 | (9, 199) | 0.0041 |
| H02: b1=b2=0 | 1.041138 | (6, 202) | 0.3998 |
| H01: b1=0 | 1.717874 | (3, 205) | 0.1645 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 6.148804 | (3, 199) | 0.0005 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.379988 | (3, 202) | 0.7675 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.717874 | (3, 205) | 0.1645 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.418213 | (6, 196) | 0.0031 |
| H0E: b1=b3=0 | 3.512016 | (6, 196) | 0.0025 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 | | | |

## 

# 6. STR VỚI G\_IIP LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP

## **6.1 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-1)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:37 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using IIP\_SA(-1) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.424962 | (15, 185) | 0.1392 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.163713 | (11, 189) | 0.3149 |
| H02: b1=b2=0 | 1.295420 | (7, 193) | 0.2544 |
| H01: b1=0 | 0.715524 | (3, 197) | 0.5438 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 0.936223 | (4, 189) | 0.4441 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 1.722469 | (4, 193) | 0.1466 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.715524 | (3, 197) | 0.5438 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.986529 | (8, 185) | 0.0503 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.900534 | (7, 185) | 0.0716 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **6.2 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-2)**

**Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:37 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using IIP\_SA(-2) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.343210 | (15, 185) | 0.1803 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.311488 | (11, 189) | 0.2206 |
| H02: b1=b2=0 | 0.630069 | (7, 193) | 0.7307 |
| H01: b1=0 | 0.895751 | (3, 197) | 0.4443 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.470368 | (4, 189) | 0.0461 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.438468 | (4, 193) | 0.7807 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.895751 | (3, 197) | 0.4443 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.691645 | (8, 185) | 0.1029 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.696179 | (7, 185) | 0.6752 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

## **6.3 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-3)**

### **6.3.1 Kết quả hồi quy**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Dependent Variable: INF\_SA | | |  |  |
| Method: Smooth Threshold Regression | | | |  |
| Transition function: Logistic | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 13:38 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2000M11 2018M12 | | | |  |
| Included observations: 218 after adjustments | | | |  |
| Threshold variable: IIP\_SA(-3) | | | |  |
| Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients | | | | |
| Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Convergence achieved after 8 iterations | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (linear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.119709 | 0.049750 | 2.406202 | 0.0171 |
| ER | 0.104998 | 0.042552 | 2.467501 | 0.0145 |
| ER(-1) | -0.117560 | 0.062103 | -1.892979 | 0.0598 |
| ER(-2) | -0.024116 | 0.038896 | -0.620009 | 0.5360 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (nonlinear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.017107 | 0.084045 | 0.203545 | 0.8389 |
| ER | -0.143232 | 0.069581 | -2.058477 | 0.0409 |
| ER(-1) | 0.303752 | 0.073341 | 4.141658 | 0.0001 |
| ER(-2) | -0.081837 | 0.087341 | -0.936976 | 0.3499 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Non-Threshold Variables | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| INF\_SA(-1) | 0.618843 | 0.064026 | 9.665506 | 0.0000 |
| INF\_SA(-2) | 0.128313 | 0.059466 | 2.157744 | 0.0322 |
| IIP\_SA | -0.006250 | 0.008136 | -0.768102 | 0.4434 |
| IIP\_SA(-1) | 0.016821 | 0.008153 | 2.063102 | 0.0404 |
| IIP\_SA(-2) | 0.003423 | 0.008288 | 0.413041 | 0.6800 |
| IIP\_SA(-3) | -0.022545 | 0.012776 | -1.764670 | 0.0792 |
| IIP\_SA(-4) | 0.004900 | 0.008244 | 0.594421 | 0.5529 |
| IIP\_SA(-5) | -0.006090 | 0.008204 | -0.742285 | 0.4588 |
| IIP\_SA(-6) | -0.000568 | 0.008290 | -0.068514 | 0.9454 |
| IIP\_SA(-7) | -0.004622 | 0.008232 | -0.561382 | 0.5752 |
| IIP\_SA(-8) | -0.024202 | 0.007946 | -3.045841 | 0.0026 |
| IIP\_SA(-9) | 0.015290 | 0.008022 | 1.906017 | 0.0581 |
| GPI | 0.029556 | 0.006685 | 4.421277 | 0.0000 |
| GPI(-1) | 0.018230 | 0.006835 | 2.667307 | 0.0083 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Slopes | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| SLOPE | 63.33828 | 697.1859 | 0.090848 | 0.9277 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Thresholds | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| THRESHOLD | 0.901948 | 0.142612 | 6.324490 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.723921 | Mean dependent var | | 0.553622 |
| Adjusted R-squared | 0.691190 | S.D. dependent var | | 0.656286 |
| S.E. of regression | 0.364703 | Akaike info criterion | | 0.924079 |
| Sum squared resid | 25.80359 | Schwarz criterion | | 1.296684 |
| Log likelihood | -76.72462 | Hannan-Quinn criter. | | 1.074580 |
| F-statistic | 22.11726 | Durbin-Watson stat | | 2.050607 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **6.3.2 Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:38 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using IIP\_SA(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.926916 | (15, 185) | 0.0003 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 3.009371 | (11, 189) | 0.0010 |
| H02: b1=b2=0 | 3.672440 | (7, 193) | 0.0010 |
| H01: b1=0 | 4.080254 | (3, 197) | 0.0077 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.749209 | (4, 189) | 0.1409 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 3.228131 | (4, 193) | 0.0136 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 4.080254 | (3, 197) | 0.0077 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H1) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.139052 | (8, 185) | 0.0024 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.926003 | (7, 185) | 0.0677 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with zero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 and Pr(H0E) >= .05. | | | |

### **6.3.3 Kiểm định không còn phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:39 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Additive nonlinearity tests using IIP\_SA(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Additive Nonlinearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.970978 | (7, 187) | 0.0611 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.970978 | (7, 187) | 0.0611 |
| H02: b1=b2=0 | 1.970978 | (7, 187) | 0.0611 |
| H01: b1=0 | 0.709239 | (3, 191) | 0.5476 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | NA | (0, 187) | NA |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.896160 | (4, 187) | 0.0234 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.709239 | (3, 191) | 0.5476 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.896160 | (4, 187) | 0.0234 |
| H0E: b1=b3=0 | 0.318802 | (3, 187) | 0.8118 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

### **6.3.4 Kiểm định phần dư không có tự tương quan**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic | 1.424918 | Prob. F(12,182) | | 0.1578 |
| Obs\*R-squared | 18.72227 | Prob. Chi-Square(12) | | 0.0955 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Test Equation: | |  |  |  |
| Dependent Variable: RESID | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 13:39 | | |  |  |
| Sample: 2000M11 2018M12 | | |  |  |
| Included observations: 218 | | |  |  |
| Coefficient covariance computed using outer product of gradients | | | | |
| No d.f. adjustment for standard errors & covariance | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C(1) | -0.025927 | 0.060175 | -0.430855 | 0.6671 |
| C(2) | -0.008262 | 0.042389 | -0.194903 | 0.8457 |
| C(3) | 0.008246 | 0.060682 | 0.135893 | 0.8921 |
| C(4) | -0.022664 | 0.042213 | -0.536900 | 0.5920 |
| C(5) | -0.012402 | 0.082631 | -0.150083 | 0.8809 |
| C(6) | 0.023404 | 0.068475 | 0.341786 | 0.7329 |
| C(7) | -0.021956 | 0.074074 | -0.296403 | 0.7673 |
| C(8) | 0.033344 | 0.086019 | 0.387632 | 0.6987 |
| C(23) | 174.6730 | 690.9404 | 0.252805 | 0.8007 |
| C(24) | 0.036607 | 0.140041 | 0.261399 | 0.7941 |
| C(9) | 0.166180 | 0.166780 | 0.996405 | 0.3204 |
| C(10) | -0.102773 | 0.141487 | -0.726376 | 0.4685 |
| C(11) | 0.000340 | 0.007957 | 0.042782 | 0.9659 |
| C(12) | 0.001710 | 0.008040 | 0.212699 | 0.8318 |
| C(13) | -0.003821 | 0.008522 | -0.448412 | 0.6544 |
| C(14) | 0.001040 | 0.012638 | 0.082267 | 0.9345 |
| C(15) | 0.002483 | 0.008547 | 0.290540 | 0.7717 |
| C(16) | -0.000586 | 0.008098 | -0.072342 | 0.9424 |
| C(17) | 0.005938 | 0.008170 | 0.726813 | 0.4683 |
| C(18) | -0.001691 | 0.008127 | -0.208129 | 0.8354 |
| C(19) | -0.000463 | 0.007789 | -0.059402 | 0.9527 |
| C(20) | 0.003557 | 0.008583 | 0.414384 | 0.6791 |
| C(21) | -0.000635 | 0.006763 | -0.093921 | 0.9253 |
| C(22) | -0.010723 | 0.008446 | -1.269650 | 0.2058 |
| RESID(-1) | -0.184777 | 0.176198 | -1.048691 | 0.2957 |
| RESID(-2) | 0.009556 | 0.095147 | 0.100433 | 0.9201 |
| RESID(-3) | 0.026381 | 0.078743 | 0.335026 | 0.7380 |
| RESID(-4) | 0.026944 | 0.076642 | 0.351557 | 0.7256 |
| RESID(-5) | 0.028444 | 0.075907 | 0.374723 | 0.7083 |
| RESID(-6) | -0.013121 | 0.073819 | -0.177741 | 0.8591 |
| RESID(-7) | -0.161128 | 0.073889 | -2.180666 | 0.0305 |
| RESID(-8) | 0.014905 | 0.072674 | 0.205093 | 0.8377 |
| RESID(-9) | -0.031026 | 0.069865 | -0.444084 | 0.6575 |
| RESID(-10) | 0.110247 | 0.073002 | 1.510198 | 0.1327 |
| RESID(-11) | 0.055869 | 0.071809 | 0.778017 | 0.4376 |
| RESID(-12) | -0.200578 | 0.072909 | -2.751063 | 0.0065 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.085882 | Mean dependent var | | -1.52E-16 |
| Adjusted R-squared | -0.089910 | S.D. dependent var | | 0.344834 |
| S.E. of regression | 0.360002 | Akaike info criterion | | 0.944375 |
| Sum squared resid | 23.58753 | Schwarz criterion | | 1.503283 |
| Log likelihood | -66.93690 | Hannan-Quinn criter. | | 1.170126 |
| F-statistic | 0.488543 | Durbin-Watson stat | | 1.983660 |
| Prob(F-statistic) | 0.993070 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **6.3.5 Kiểm định các hệ số hồi quy ổn định**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Parameter Constancy Test | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:39 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Encapsulated nonlinearity test using trend as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Parameter Constancy Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.172967 | (32, 162) | 0.2570 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.153554 | (24, 170) | 0.2921 |
| H02: b1=b2=0 | 0.986946 | (16, 178) | 0.4730 |
| H01: b1=0 | 0.580451 | (8, 186) | 0.7932 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |

### **6.3.6 Kiểm định Wald cho hệ số hồi quy**

#### 6.3.6.1 Hệ số ERPT ngắn hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: IIP\_SA3 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -0.701268 | 194 | 0.4840 |
| F-statistic | 0.491777 | (1, 194) | 0.4840 |
| Chi-square | 0.491777 | 1 | 0.4831 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: C(2)+C(6)=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| C(2) + C(6) | | -0.038234 | 0.054521 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Restrictions are linear in coefficients. | | | |

#### 6.3.6.2 Hệ số ERPT dài hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: IIP\_SA3 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -0.454303 | 194 | 0.6501 |
| F-statistic | 0.206391 | (1, 194) | 0.6501 |
| Chi-square | 0.206391 | 1 | 0.6496 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4))/(1-C(9)-C(10))=0 | | | |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4)) / (1 - C(9) - C(10)) | | -0.145063 | 0.319308 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: IIP\_SA3 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 0.424901 | 194 | 0.6714 |
| F-statistic | 0.180541 | (1, 194) | 0.6714 |
| Chi-square | 0.180541 | 1 | 0.6709 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4)+C(6)+C(7)+C(8))/(1-C(9) | | | |
| -C(10))=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4) + C(6) + C(7) + C(8)) / (1 - C(9) - C(10)) | | 0.166132 | 0.390989 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

**6.4 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-4)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:41 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using IIP\_SA(-4) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.947287 | (15, 185) | 0.0212 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.483173 | (11, 189) | 0.0062 |
| H02: b1=b2=0 | 2.564883 | (7, 193) | 0.0151 |
| H01: b1=0 | 2.481780 | (3, 197) | 0.0622 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.226119 | (4, 189) | 0.0677 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 2.567953 | (4, 193) | 0.0394 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.481780 | (3, 197) | 0.0622 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: exponential. | | |  |
| . Pr(H2) < Pr(H3) and Pr(H2) < Pr(H1)) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 0.912907 | (8, 185) | 0.5070 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.440673 | (7, 185) | 0.1914 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

**6.5 Biến chuyển tiếp là iip\_sa(-5)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:42 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using IIP\_SA(-5) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.221513 | (15, 185) | 0.0071 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.100865 | (11, 189) | 0.3626 |
| H02: b1=b2=0 | 1.157158 | (7, 193) | 0.3294 |
| H01: b1=0 | 2.053599 | (3, 197) | 0.1077 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.002259 | (4, 189) | 0.4076 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.500449 | (4, 193) | 0.7354 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.053599 | (3, 197) | 0.1077 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.842881 | (8, 185) | 0.0053 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.043342 | (7, 185) | 0.0519 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with zero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 and Pr(H0E) >= .05. | | | |

**6.6 Biến chuyển tiếp là iip(-6)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:44 | | |  |
| Sample: 2000M02 2018M12 | | |  |
| Included observations: 218 | | |  |
| Test for nonlinearity using IIP\_SA(-6) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.429017 | (15, 185) | 0.0030 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.941048 | (11, 189) | 0.0013 |
| H02: b1=b2=0 | 2.467977 | (7, 193) | 0.0190 |
| H01: b1=0 | 1.606809 | (3, 197) | 0.1891 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 3.541434 | (4, 189) | 0.0082 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 3.063364 | (4, 193) | 0.0178 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.606809 | (3, 197) | 0.1891 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.878076 | (8, 185) | 0.0657 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.084712 | (7, 185) | 0.3748 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) >= .05 | | | |

# **7. STR VỚI BIẾN OPEN LÀM BIẾN CHUYỂN TIẾP**

## **7.1 Biến chuyển tiếp là open(-1)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 14:05 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 67 | | |  |
| Test for nonlinearity using GOPEN\_W(-1) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.946961 | (20, 37) | 0.0389 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.917166 | (15, 42) | 0.0493 |
| H02: b1=b2=0 | 1.319061 | (10, 47) | 0.2484 |
| H01: b1=0 | 2.073167 | (5, 52) | 0.0836 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.650237 | (5, 42) | 0.0360 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.637264 | (5, 47) | 0.6723 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.073167 | (5, 52) | 0.0836 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.074950 | (10, 37) | 0.0526 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.928050 | (10, 37) | 0.0722 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) >= .05 | | | |

## **7.2 Biến chuyển tiếp là open(-2)**

### **7.2.1 Kết quả hồi quy**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Dependent Variable: CPI\_SA | | |  |  |
| Method: Smooth Threshold Regression | | | |  |
| Transition function: Logistic | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 13:46 | | |  |  |
| Sample (adjusted): 2002Q2 2018Q4 | | | |  |
| Included observations: 67 after adjustments | | | |  |
| Threshold variable: GOPEN\_W(-2) | | | |  |
| Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients | | | | |
| Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients | | | | |
| Convergence achieved after 7 iterations | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (linear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.002734 | 0.002899 | 0.943134 | 0.3501 |
| NER | 0.118735 | 0.156266 | 0.759826 | 0.4509 |
| NER(-1) | 0.419512 | 0.210255 | 1.995249 | 0.0515 |
| NER(-2) | -0.226062 | 0.156649 | -1.443107 | 0.1552 |
| NER(-3) | 0.267125 | 0.134136 | 1.991451 | 0.0519 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Threshold Variables (nonlinear part) | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C | 0.007804 | 0.004911 | 1.589034 | 0.1184 |
| NER | -0.307870 | 0.371800 | -0.828055 | 0.4116 |
| NER(-1) | -1.433949 | 0.422290 | -3.395650 | 0.0013 |
| NER(-2) | -0.211730 | 0.505962 | -0.418471 | 0.6774 |
| NER(-3) | 0.473496 | 0.519016 | 0.912296 | 0.3660 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Non-Threshold Variables | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| CPI\_SA(-1) | 0.992422 | 0.135169 | 7.342088 | 0.0000 |
| CPI\_SA(-2) | -0.368388 | 0.148030 | -2.488610 | 0.0162 |
| IMP | -0.040496 | 0.047962 | -0.844334 | 0.4025 |
| G\_OPG\_W | -7.56E-05 | 0.000995 | -0.075944 | 0.9398 |
| G\_OPG\_W(-1) | 0.002033 | 0.001004 | 2.025030 | 0.0482 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Slopes | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| SLOPE | 915.0609 | 1436.497 | 0.637008 | 0.5270 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Thresholds | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| THRESHOLD | 0.016946 | 0.001737 | 9.755129 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.771762 | Mean dependent var | | 0.017918 |
| Adjusted R-squared | 0.698726 | S.D. dependent var | | 0.016963 |
| S.E. of regression | 0.009311 | Akaike info criterion | | -6.300470 |
| Sum squared resid | 0.004335 | Schwarz criterion | | -5.741070 |
| Log likelihood | 228.0657 | Hannan-Quinn criter. | | -6.079114 |
| F-statistic | 10.56684 | Durbin-Watson stat | | 1.649457 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **7.2.2 Kiểm định phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:46 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 67 | | |  |
| Test for nonlinearity using GOPEN\_W(-2) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.170754 | (20, 37) | 0.0202 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.274164 | (15, 42) | 0.0185 |
| H02: b1=b2=0 | 1.580503 | (10, 47) | 0.1421 |
| H01: b1=0 | 2.629284 | (5, 52) | 0.0341 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 2.991718 | (5, 42) | 0.0213 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.626220 | (5, 47) | 0.6805 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.629284 | (5, 52) | 0.0341 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) or Pr(H1) <= Pr(H2) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 2.541146 | (10, 37) | 0.0191 |
| H0E: b1=b3=0 | 2.098851 | (10, 37) | 0.0499 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0E) < .05 | | | |

### **7.2.3 Kiểm định không còn phần phi tuyến**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:47 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 67 | | |  |
| Additive nonlinearity tests using GOPEN\_W(-2) as the threshold | | | |
| variable | | |  |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Additive Nonlinearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.275423 | (20, 31) | 0.2651 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.267392 | (15, 36) | 0.2717 |
| H02: b1=b2=0 | 0.830156 | (10, 41) | 0.6025 |
| H01: b1=0 | 1.351516 | (5, 46) | 0.2601 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.949593 | (5, 36) | 0.1101 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 0.397330 | (5, 41) | 0.8478 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.351516 | (5, 46) | 0.2601 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H03. | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.645701 | (10, 31) | 0.1397 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.614288 | (10, 31) | 0.1487 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Original model is not rejected at the 5% level using H04. | | | |

### **7.2.4 Kiểm định phần dư không còn tự tương quan**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic | 2.717495 | Prob. F(4,46) | | 0.0410 |
| Obs\*R-squared | 12.80621 | Prob. Chi-Square(4) | | 0.0123 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Test Equation: | |  |  |  |
| Dependent Variable: RESID | | |  |  |
| Method: Least Squares | | |  |  |
| Date: 10/02/20 Time: 13:47 | | |  |  |
| Sample: 2002Q2 2018Q4 | | |  |  |
| Included observations: 67 | | |  |  |
| Coefficient covariance computed using outer product of gradients | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| C(1) | -0.001501 | 0.003229 | -0.464851 | 0.6442 |
| C(2) | 0.031864 | 0.151647 | 0.210120 | 0.8345 |
| C(3) | 0.164975 | 0.206965 | 0.797116 | 0.4295 |
| C(4) | 0.080229 | 0.158890 | 0.504938 | 0.6160 |
| C(5) | -0.139094 | 0.134764 | -1.032130 | 0.3074 |
| C(6) | 0.001227 | 0.004708 | 0.260638 | 0.7955 |
| C(7) | 0.034411 | 0.359969 | 0.095594 | 0.9243 |
| C(8) | -0.228021 | 0.412510 | -0.552765 | 0.5831 |
| C(9) | -0.290711 | 0.504185 | -0.576597 | 0.5670 |
| C(10) | 0.157714 | 0.516380 | 0.305423 | 0.7614 |
| C(16) | 468.3872 | 1359.346 | 0.344568 | 0.7320 |
| C(17) | -0.000660 | 0.001645 | -0.401069 | 0.6902 |
| C(11) | -0.216245 | 0.188680 | -1.146092 | 0.2577 |
| C(12) | 0.253573 | 0.207017 | 1.224890 | 0.2269 |
| C(13) | -0.041484 | 0.051504 | -0.805458 | 0.4247 |
| C(14) | 0.000211 | 0.000961 | 0.220109 | 0.8268 |
| C(15) | -0.000250 | 0.000951 | -0.262563 | 0.7941 |
| RESID(-1) | 0.525953 | 0.216472 | 2.429659 | 0.0191 |
| RESID(-2) | -0.423268 | 0.197454 | -2.143632 | 0.0374 |
| RESID(-3) | 0.025634 | 0.209555 | 0.122325 | 0.9032 |
| RESID(-4) | -0.353042 | 0.179053 | -1.971713 | 0.0547 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.191137 | Mean dependent var | | 5.81E-18 |
| Adjusted R-squared | -0.160542 | S.D. dependent var | | 0.008104 |
| S.E. of regression | 0.008730 | Akaike info criterion | | -6.393193 |
| Sum squared resid | 0.003506 | Schwarz criterion | | -5.702170 |
| Log likelihood | 235.1720 | Hannan-Quinn criter. | | -6.119754 |
| F-statistic | 0.543499 | Durbin-Watson stat | | 1.926488 |
| Prob(F-statistic) | 0.930110 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

### **7.2.5 Kiểm định các hệ số hồi quy ổn định**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Parameter Constancy Test | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 13:48 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 67 | | |  |
| Encapsulated nonlinearity test using trend as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Parameter Constancy Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 1.334580 | (40, 11) | 0.3141 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 1.430810 | (30, 21) | 0.1987 |
| H02: b1=b2=0 | 1.533350 | (20, 31) | 0.1390 |
| H01: b1=0 | 0.900153 | (10, 41) | 0.5415 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |

### **7.2.6 Kiểm định Wald-test**

#### 7.2.6.1 ERPT ngắn hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: GOPEN\_W2 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -0.553185 | 50 | 0.5826 |
| F-statistic | 0.306013 | (1, 50) | 0.5826 |
| Chi-square | 0.306013 | 1 | 0.5801 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: C(2)+C(7)=0 | | |  |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| C(2) + C(7) | | -0.189136 | 0.341903 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Restrictions are linear in coefficients. | | | |

#### 7.2.6.2 ERPT dài hạn

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: GOPEN\_W2 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | 2.580303 | 50 | 0.0129 |
| F-statistic | 6.657965 | (1, 50) | 0.0129 |
| Chi-square | 6.657965 | 1 | 0.0099 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4)+C(5))/(1-C(11)-C(12))=0 | | | |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4) + C(5)) / (1 - C(11) - C(12)) | | 1.540860 | 0.597162 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Wald Test: | |  |  |
| Equation: GOPEN\_W2 | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | df | Probability |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| t-statistic | -1.054486 | 50 | 0.2967 |
| F-statistic | 1.111942 | (1, 50) | 0.2967 |
| Chi-square | 1.111942 | 1 | 0.2917 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Null Hypothesis: (C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(7)+C(8)+C(9) | | | |
| +C(10))/(1-C(11)-C(12))=0 | | | |
| Null Hypothesis Summary: | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Normalized Restriction (= 0) | | Value | Std. Err. |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| (C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(7) + C(8) + C(9) + C(10)) / (1 - C(11) - C(12)) | | -2.395810 | 2.272016 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Delta method computed using analytic derivatives. | | | |

## **7.3 Biến chuyển tiếp là open(-3)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 14:07 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 67 | | |  |
| Test for nonlinearity using GOPEN\_W(-3) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 3.699189 | (20, 37) | 0.0003 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 4.807421 | (15, 42) | 0.0000 |
| H02: b1=b2=0 | 3.435428 | (10, 47) | 0.0019 |
| H01: b1=0 | 2.735906 | (5, 52) | 0.0287 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 4.784878 | (5, 42) | 0.0015 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 3.482013 | (5, 47) | 0.0093 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 2.735906 | (5, 52) | 0.0287 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: first-order logistic. | | | |
| . Pr(H3) <= Pr(H2) | | |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.006786 | (10, 37) | 0.0071 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.972740 | (10, 37) | 0.0656 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with zero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0L) < .05 and Pr(H0E) >= .05. | | | |

## **7.4 Biến chuyển tiếp là open(-4)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 14:07 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 66 | | |  |
| Test for nonlinearity using GOPEN\_W(-4) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 4.146862 | (20, 36) | 0.0001 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 4.305989 | (15, 41) | 0.0001 |
| H02: b1=b2=0 | 3.508461 | (10, 46) | 0.0017 |
| H01: b1=0 | 1.986627 | (5, 51) | 0.0964 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 3.780404 | (5, 41) | 0.0066 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 4.373289 | (5, 46) | 0.0024 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.986627 | (5, 51) | 0.0964 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: exponential. | | |  |
| . Pr(H2) < Pr(H3) and Pr(H2) < Pr(H1)) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 3.632390 | (10, 36) | 0.0020 |
| H0E: b1=b3=0 | 3.128153 | (10, 36) | 0.0057 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: exponential with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) < Pr(H0E) with Pr(H0E) < .05 | | | |

## **7.5 Biến chuyển tiếp là open(-5)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 14:09 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 65 | | |  |
| Test for nonlinearity using GOPEN\_W(-5) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.594308 | (20, 35) | 0.0066 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 2.689901 | (15, 40) | 0.0064 |
| H02: b1=b2=0 | 3.333064 | (10, 45) | 0.0026 |
| H01: b1=0 | 1.008047 | (5, 50) | 0.4228 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.231849 | (5, 40) | 0.3123 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 5.231524 | (5, 45) | 0.0007 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 1.008047 | (5, 50) | 0.4228 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: exponential. | | |  |
| . Pr(H2) < Pr(H3) and Pr(H2) < Pr(H1)) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.512016 | (10, 35) | 0.1765 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.848919 | (10, 35) | 0.0878 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

## **7.6 Biến chuyển tiếp là open(-6)**

Kiểm định phi tuyến

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Smooth Threshold Linearity Tests | | | |
| Date: 10/02/20 Time: 14:10 | | |  |
| Sample: 2001Q3 2018Q4 | | |  |
| Included observations: 64 | | |  |
| Test for nonlinearity using GOPEN\_W(-6) as the threshold variable | | | |
| Taylor series alternatives: b0 + b1\*s [ + b2\*s^2 + b3\*s^3 + b4\*s^4 ] | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Linearity Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H04: b1=b2=b3=b4=0 | 2.601101 | (20, 34) | 0.0068 |
| H03: b1=b2=b3=0 | 3.214158 | (15, 39) | 0.0017 |
| H02: b1=b2=0 | 3.870900 | (10, 44) | 0.0008 |
| H01: b1=0 | 0.530965 | (5, 49) | 0.7517 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| The H0i test uses the i-th order Taylor expansion (bj=0 for all j>i). | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Terasvirta Sequential Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H3: b3=0 | 1.479146 | (5, 39) | 0.2188 |
| H2: b2=0 | b3=0 | 6.891626 | (5, 44) | 0.0001 |
| H1: b1=0 | b2=b3=0 | 0.530965 | (5, 49) | 0.7517 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the third-order Taylor expansion (b4=0). | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H03. | | | |
| Recommended model: exponential. | | |  |
| . Pr(H2) < Pr(H3) and Pr(H2) < Pr(H1)) | | | |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| Escribano-Jorda Tests | | | |
| Null Hypothesis | F-statistic | d.f. | p-value |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| H0L: b2=b4=0 | 1.190605 | (10, 34) | 0.3311 |
| H0E: b1=b3=0 | 1.512269 | (10, 34) | 0.1777 |
|  |  |  |  |
|  |  |  |  |
| All tests are based on the fourth-order Taylor expansion. | | | |
| Linear model is rejected at the 5% level using H04. | | | |
| Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold. | | | |
| . Pr(H0L) >= Pr(H0E) with Pr(H0E) >= .05 | | | |

# 

1. Samuelson Paul A., Nordhalls William D., 2007. *Kinh tế học (Bản Tiếng Việt)*, Nhà xuất bản Tài chính. [↑](#footnote-ref-1)
2. *Nguồn: Ngân hàng nhà nước Việt Nam*

   [*https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/fm/ddnhnn/nctd/nctd\_chitiet?leftWidth=20%25&showFooter=false&showHeader=false&dDocName=SBVWEBAPP01SBV077719&rightWidth=0%25&centerWidth=80%25&\_afrLoop=4685075585937539#%40%3F\_afrLoop%3D4685075585937539%26centerWidth%3D80%2525%26dDocName%3DSBVWEBAPP01SBV077719%26leftWidth%3D20%2525%26rightWidth%3D0%2525%26showFooter%3Dfalse%26showHeader%3Dfalse%26\_adf.ctrl-state%3Dlx1z6wug9\_295*](https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/fm/ddnhnn/nctd/nctd_chitiet?leftWidth=20%25&showFooter=false&showHeader=false&dDocName=SBVWEBAPP01SBV077719&rightWidth=0%25&centerWidth=80%25&_afrLoop=4685075585937539#%40%3F_afrLoop%3D4685075585937539%26centerWidth%3D80%2525%26dDocName%3DSBVWEBAPP01SBV077719%26leftWidth%3D20%2525%26rightWidth%3D0%2525%26showFooter%3Dfalse%26showHeader%3Dfalse%26_adf.ctrl-state%3Dlx1z6wug9_295) [↑](#footnote-ref-2)
3. *Cổng thông tin điện tử Chính phủ nước Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam*

   [*http://chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class\_id=509&\_page=2&mode=detail&document\_id=99148*](http://chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=509&_page=2&mode=detail&document_id=99148) [↑](#footnote-ref-3)
4. *Thí dụ, giá bán của một hàng hóa là 15USD và chi phí sản xuất hàng hóa này là 12 USD, vậy phần mark-up trong thí dụ này là (15USD-12USD)/12USD = 25%. Điều này cũng có nghĩa nhà sản xuất sẽ “cộng thêm” 25% lợi nhuận mong muốn vào phần chi phí để hình thành giá bán của họ. Phần mak-up trong phần này là 3USD tương ứng với 25% chi phí sản xuất nên hàng hóa.* [↑](#footnote-ref-4)
5. *Vì nên*  [↑](#footnote-ref-5)
6. ***inf\_sa****: biến lạm phát đã được hiệu chỉnh mùa vụ (Xem Hình 4.1)*  [↑](#footnote-ref-6)
7. ***iip\_sa:*** *biến tốc độ tăng trưởng sản lượng công nghiệp đã được hiệu chỉnh mùa vụ*  [↑](#footnote-ref-7)
8. <https://cafef.vn/lieu-kinh-te-viet-nam-co-khung-hoang-nam-2019-20180627141235684.chn> [↑](#footnote-ref-8)
9. *Ký hiệu erstd trong bảng này thay cho lner\_std (tính bằng log độ lệch chuẩn của tỷ giá)* [↑](#footnote-ref-9)
10. Quỹ bình ổn giá điện, gạo đã được bãi bỏ sau Nghị định 149/2016/NĐ-CP ban hành ngày 11/11/2016 “Sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định số 177/2013/NĐ-CP ngày 14 tháng 11 năm 2013 của Chính phủ quy định chi tiết và hướng dẫn thi hành một số điều của Luật giá”  
    <http://vanban.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=1&_page=1&mode=detail&document_id=187123> [↑](#footnote-ref-10)
11. Luật Giá: 11/2012/QH13, được Quốc Hội thông qua ngày 20/6/2012.

    <http://vanban.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=1&_page=1&mode=detail&document_id=163069> [↑](#footnote-ref-11)