

**BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO  
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH**

**NGUYỄN HÀ THẠCH**

**QUY TẮC TAYLOR MỞ RỘNG  
VỚI TỶ GIÁ HỐI ĐOÁI - NGHIÊN  
CỨU THỰC NGHIỆM TẠI MỘT SỐ  
QUỐC GIA ĐÔNG NAM Á**

**LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ**

**TP. Hồ Chí Minh  
NĂM 2019**

**BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO  
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH**

**NGUYỄN HÀ THẠCH**

**QUY TẮC TAYLOR MỞ RỘNG  
VỚI TỶ GIÁ HỐI ĐOÁI - NGHIÊN  
CỨU THỰC NGHIỆM TẠI MỘT SỐ  
QUỐC GIA ĐÔNG NAM Á**

**Chuyên ngành: Tài chính**

**Mã số: 9340201**

**LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ**

**NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC**

**1. PGS.TS. NGUYỄN KHẮC QUỐC BẢO**

**2. PGS.TS. NGUYỄN HỮU HUY NHỰT**

**TP.Hồ Chí Minh**

**NĂM 2019**

## **LỜI CAM ĐOAN**

Tôi cam đoan đây là công trình nghiên cứu khoa học độc lập của riêng tôi, với sự hướng dẫn của PGS.TS. Nguyễn Khắc Quốc Bảo và PGS.TS. Nguyễn Hữu Huy Nhựt. Các số liệu sử dụng phân tích trong luận án có nguồn gốc rõ ràng, đã công bố theo đúng quy định. Các kết quả nghiên cứu trong luận án do tôi tự tìm hiểu, phân tích một cách trung thực, khách quan, phù hợp với các quốc gia được nghiên cứu và chưa từng được công bố trong bất kỳ luận văn, luận án nào khác. Tất cả những tham khảo và kế thừa đều được trích dẫn đầy đủ.

**Nghiên cứu sinh**

**Nguyễn Hà Thạch**

## MỤC LỤC

DANH MỤC HÌNH .....	i
DANH MỤC BẢNG.....	ii
DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT.....	iii
CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU .....	1
1.1 Lý do chọn đề tài .....	1
1.2 Mục tiêu nghiên cứu và câu hỏi nghiên cứu .....	5
1.3 Phạm vi và phương pháp nghiên cứu .....	5
1.3.1 Phạm vi nghiên cứu (Dữ liệu nghiên cứu) .....	5
1.3.2 Phương pháp nghiên cứu .....	6
1.4 Đóng góp mới của Luận án.....	7
1.4.1 Đóng góp về cơ sở lý thuyết.....	7
1.4.2 Đóng góp về thực tiễn .....	8
1.5 Cấu trúc của Luận án .....	9
CHƯƠNG 2: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VỀ QUY TẮC TAYLOR.....	10
2.1 Chính sách tiền tệ và quy tắc Taylor .....	10
2.1.1 Giới thiệu.....	10
2.1.2 Phương pháp tiếp cận tùy nghi .....	11
2.1.3 Phương pháp tiếp cận theo quy tắc.....	12
2.1.4 Quy tắc Taylor.....	15
2.1.4.1 Quy tắc Taylor tuyến tính .....	16
2.1.4.2 Quy tắc Taylor phi tuyến .....	21

2.1.5	Kết luận về chính sách tiền tệ và quy tắc Taylor .....	22
2.2	Các hướng mở rộng đối với quy tắc Taylor.....	23
2.2.1	Giới thiệu.....	23
2.2.2	Cơ sở lý thuyết quy tắc Taylor và ổn định tài chính .....	25
2.2.2.1	Quan điểm về ổn định tài chính .....	25
2.2.2.2	Ổn định tài chính và quy tắc Taylor .....	26
2.2.3	Các hướng mở rộng đối với quy tắc Taylor .....	32
2.2.3.1	Quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái .....	32
2.2.3.2	Quy tắc Taylor mở rộng với giá tài sản .....	37
2.2.3.3	Quy tắc Taylor mở rộng với tín dụng .....	43
2.2.3.4	Quy tắc Taylor mở rộng với chênh lệch lãi suất.....	49
2.2.3.5	Quy tắc Taylor mở rộng với điều kiện tài chính.....	54
2.2.4	Kết luận về các hướng mở rộng trong quy tắc Taylor .....	56
2.3	Tổng quan chính sách tiền tệ tại một số quốc gia Đông Nam Á .....	59
2.3.1	Giới thiệu.....	59
2.3.2	Chính sách tiền tệ tại các quốc gia Đông Nam Á.....	60
2.3.2.1	Chính sách tiền tệ của NHTU' Indonesia .....	60
2.3.2.2	Chính sách tiền tệ của NHTU' Malaysia .....	61
2.3.2.3	Chính sách tiền tệ của NHTU' Philippines.....	64
2.3.2.4	Chính sách tiền tệ của NHTU' Thailand.....	65
2.3.2.5	Chính sách tiền tệ của NHNN Việt Nam.....	67
2.3.3	Kết luận tổng quan chính sách tiền tệ tại các quốc gia Đông Nam Á.....	72
2.4	Kết luận chương tổng quan lý thuyết về quy tắc Taylor .....	73

CHƯƠNG 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU .....	76
3.1 Mô hình quy tắc Taylor .....	76
3.1.1 Quy tắc Taylor tuyến tính.....	76
3.1.1.1 Quy tắc Taylor gốc.....	76
3.1.1.2 Quy tắc Taylor động .....	79
3.1.2 Quy tắc Taylor phi tuyến.....	80
3.1.2.1 Tổng quan các dạng mô hình phi tuyến trong nghiên cứu CSTT.....	81
3.1.2.2 Quy tắc Taylor và mô hình STR.....	84
3.1.3 Mô hình quy tắc Taylor đề xuất cho nghiên cứu.....	89
3.2 Phương pháp nghiên cứu .....	90
3.3 Dữ liệu .....	91
3.4 Kết luận chương phương pháp nghiên cứu và dữ liệu.....	96
CHƯƠNG 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN.....	99
4.1 Ước lượng quy tắc Taylor tuyến tính .....	99
4.2 Ước lượng quy tắc Taylor phi tuyến.....	110
4.3 Kết luận chương kết quả nghiên cứu và thảo luận .....	122
CHƯƠNG 5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH.....	125
5.1 Đóng góp về cơ sở lý thuyết .....	125
5.2 Đóng góp về thực tiễn.....	126
5.3 Những hạn chế của luận án và hướng nghiên cứu xa hơn.....	128
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO.....	131
PHỤ LỤC	

## DANH MỤC HÌNH

STT	Tên hình	Trang
Hình 2.1	Mối liên kết giữa ổn định tài chính và ổn định tiền tệ	27
Hình 2.2	Kênh truyền dẫn của CSTT	31
Hình 3.1	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn dạng Logistic bậc 1	86
Hình 3.2	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn dạng Logistic bậc 2	88
Hình 3.3	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn dạng mũ	89
Hình 4.1	Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.20) tại Indonesia	115
Hình 4.2	Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.20) tại Malaysia	116
Hình 4.3	Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.20) tại Philippines	117
Hình 4.4	Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.21) tại Indonesia	119
Hình 4.5	Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.21) tại Malaysia	120
Hình 4.6	Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.21) tại Philippines	121

## DANH MỤC BẢNG

STT	Tên bảng	Trang
Bảng 3.1	Mô tả thống kê dữ liệu	93
Bảng 3.2	Kiểm định tính dừng các biến	94
Bảng 4.1	Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Indonesia	99
Bảng 4.2	Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Malaysia	101
Bảng 4.3	Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Philippines	102
Bảng 4.4	Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Thái Lan	104
Bảng 4.5	Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Việt Nam	105
Bảng 4.6	Kiểm tra tính tuyến tính với biến ngưỡng lạm phát quy tắc Taylor phi tuyến (mô hình 3.20)	112
Bảng 4.7	Kiểm tra tính tuyến tính với biến ngưỡng lạm phát quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với TGHD (mô hình 3.21)	112
Bảng 4.8	Kết quả ước lượng quy tắc Taylor phi tuyến (mô hình 3.20)	114
Bảng 4.9	Kết quả ước lượng quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với TGHD (mô hình 3.21)	118
Bảng 4.10	Kiểm tra sự tồn tại tính phi tuyến	122



## DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

STT	Từ viết tắt	Ý nghĩa từ viết tắt
1	BOE	Ngân hàng trung ương Anh
2	BOT	Ngân hàng trung ương Thái Lan
3	BRICS	Các nền kinh tế lớn mới nổi gồm Brasil, Nga, Ấn Độ, Trung Quốc và Nam Phi.
4	CBT	Ngân hàng trung ương Thổ Nhĩ Kỳ
5	CSTT	Chính sách tiền tệ
6	DSGE	Mô hình cân bằng tổng thể ngẫu nhiên (Dynamic Stochastic General Equilibrium)
7	E3	Anh, Pháp và Ý
8	ECB	Ngân hàng trung ương Châu Âu
9	EMEs	Các nước có nền kinh tế mới nổi
10	ESTR	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn dạng mũ (Exponential Smooth Transition Regressive)
11	FCI	Chỉ số điều kiện tài chính (Financial Conditions Index)
12	FED	Cục dự trữ liên bang Mỹ
13	G3	Đức, Nhật Bản và Mỹ
14	GMM	Phương pháp ước lượng GMM
15	ID	Indonesia
16	IMF	Quỹ tiền tệ quốc tế
17	IS	Đường cong IS
18	KCSL	Khoảng cách sản lượng
19	LPMT	Lạm phát mục tiêu
20	LSTR1	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn dạng Logistic bậc 1 (Logistic Smooth Transition Regressive - 1st Order)
21	LSTR2	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn dạng Logistic bậc 2 (Logistic Smooth Transition Regressive - 2nd Order)

22	MCI	Chỉ số điều kiện tiền tệ (Monetary Conditions Index)
23	MRSTAR	Hàm tự hồi quy chuyển tiếp trơn nhiều chế độ (Multiple Regime Smooth Transition Autoregressive)
24	MY	Malaysia
25	NHNN	Ngân hàng nhà nước
26	NHTM	Ngân hàng thương mại
27	NHTƯ	Ngân hàng trung ương
28	NIT	Thu nhập danh nghĩa mục tiêu
29	PH	Phillippines
30	PPP	Lý thuyết ngang giá sức mua
31	STAR	Hàm tự hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth Transition Autoregressive)
32	STR	Hàm hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth Transition Regression)
33	TGHD	Tỷ giá hối đoái
34	TAR	Mô hình tự hồi quy ngưỡng (Threshold Autoregression)
35	TL	Thái Lan
36	VAR	Mô hình vectơ tự hồi quy
37	VN	Việt Nam

## CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU

### 1.1 Lý do chọn đề tài

Mishkin (2013) cho rằng bên cạnh mục tiêu ổn định giá cả thì chính sách tiền tệ (CSTT) của các quốc gia còn hướng đến một hoặc nhiều hoặc cả năm vấn đề sau: (i) tạo ra công ăn việc làm và ổn định sản lượng đầu ra, (ii) tăng trưởng kinh tế, (iii) ổn định thị trường tài chính, (iv) ổn định lãi suất, và (v) ổn định tỷ giá hối đoái. Vì vậy, các nhà nghiên cứu hàn lâm và nhà hoạch định chính sách không ngừng tranh cãi về việc CSTT nên theo đuổi mục tiêu duy nhất (ổn định giá cả, lạm phát mục tiêu), hay là Ngân hàng trung ương (NHTU) cần điều hành CSTT tùy nghi tùy theo từng điều kiện và hoàn cảnh kinh tế cụ thể của mỗi quốc gia trong gần một thế kỷ qua. Do đó, luận án tập trung phân tích các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm để làm rõ vấn đề NHTU trên thế giới có xu hướng điều hành CSTT theo quy tắc hay tùy nghi. Ngoài ra, luận án phân tích quy tắc Taylor tuyến tính cũng như phi tuyến, hay các hướng mở rộng của quy tắc Taylor được đề cập trong những nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm. Điều đó giúp nhà điều hành chính sách và các nhà nghiên cứu có cách nhìn tổng quan về quy tắc Taylor và có thể vận dụng để đưa ra khuyến hướng điều hành CSTT cho tương lai.

Ở Việt Nam, một số nghiên cứu cũng đã tiếp cận việc điều hành CSTT của NHNN theo quy tắc Taylor từ một số góc độ khác nhau. Liên (2010) đã sử dụng dữ liệu theo quý giai đoạn 2000 – 2008 và chứng minh rằng (Ngân hàng nhà nước) NHNN Việt Nam không tuân theo quy tắc Taylor trong hành vi thiết lập lãi suất, tuy nhiên tác giả cho rằng quy tắc Taylor sẽ có tác động tích cực nếu NHNN tuân theo quy tắc này. Tuấn (2013) nghiên cứu khả năng áp dụng quy tắc Taylor để xác định lãi suất chiết khấu trong quá trình thực thi CSTT. Tác giả đã nghiên cứu mối quan hệ giữa lãi suất với tốc độ tăng trưởng kinh tế và lạm phát, thông qua mô hình kinh tế vĩ mô đơn giản. Từ kết quả nghiên cứu, tác giả kết luận rằng NHNN Việt Nam điều hành lãi suất (biến động lãi suất) có tỷ lệ cao hơn so với quy tắc Taylor, điều này ngụ ý trong giai đoạn 2006 – 2012 CSTT đã được thắt chặt. Bên cạnh đó, sản lượng thực tế không bị tác động bởi lãi suất chiết khấu của NHNN Việt Nam. Do đó, để CSTT

có tính hiệu quả cao hơn, tác giả đề xuất cần nên xem xét các kênh truyền dẫn khác trong điều hành CSTT. Ân (2016) sử dụng quy tắc Taylor gốc (thể hiện mối quan hệ giữa lãi suất, khoảng cách lạm phát và khoảng cách sản lượng) để phân tích chính sách lãi suất của NHNN Việt Nam giai đoạn 2000-2014 qua trần lãi suất huy động, một trong những công cụ NHNN Việt Nam đã và đang sử dụng để kiềm chế lạm phát cao và duy trì tăng trưởng kinh tế. Kết quả nghiên cứu cho thấy, mức lãi suất tính theo quy tắc Taylor gần sát trần lãi suất huy động NHNN Việt Nam áp dụng. Như vậy, các kết quả nghiên cứu ở Việt Nam về việc áp dụng quy tắc Taylor trong điều hành CSTT cũng mới chỉ dừng lại ở việc xem xét có hay không việc NHNN Việt Nam áp dụng quy tắc Taylor gốc trong việc xác định lãi suất của CSTT. Khoảng trống nghiên cứu còn để mở đó là chưa có các nghiên cứu xem xét đến quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai để có thể đưa các yếu tố kỳ vọng lạm phát và xu hướng sản lượng vào việc điều hành CSTT của NHNN Việt Nam.

Tuy nhiên, quy tắc Taylor chỉ liên quan đến lạm phát và khoảng cách sản lượng cũng bị chỉ trích vì không tính đến tác động của tỷ giá hối đoái lên CSTT (Ball, 1999; Ghosh và cộng sự, 2016; Svensson, 2000; Taylor, 2000). Các quốc gia có nền kinh tế mới nổi nên xem xét sự biến động TGHĐ trong quá trình điều hành CSTT (Ghosh và cộng sự, 2016). Svensson (2000) giải thích tác động trực tiếp và gián tiếp của TGHĐ đối với nền kinh tế và việc thiết lập lãi suất, và Goldberg và Campa (2010) cho rằng biến động TGHĐ có thể ảnh hưởng lớn đến giá nội địa thông qua kênh nhập khẩu. Việc giảm giá đồng nội tệ có thể buộc các NHTU hướng đến mục tiêu ổn định giá, thắt chặt CSTT, trong khi điều này có thể làm tăng sự cạnh tranh quốc tế (Bailliu và Fujii, 2004; Baily, 2003; Gagnon và Ihrig, 2004; Ghosh và cộng sự, 2016).

Bên cạnh đó, quy tắc Taylor tuyến tính là dạng hàm phản ứng chuẩn trong lựa chọn CSTT tối ưu của NHTU trong các điều kiện thông thường, cho thấy NHTU tối thiểu hóa hàm tổn thất bậc hai đối xứng theo cấu trúc tuyến tính của hệ thống kinh tế, như hàm tổng cầu tuyến tính. Tuy nhiên, trong thực tế, NHTU có thể gán các trọng số khác nhau cho các chênh lệch âm và dương từ tập hợp các mục tiêu trong hàm tổn thất. Hơn nữa, lạm phát và khoảng cách sản lượng có thể điều chỉnh khác nhau với

trạng thái của chu kỳ kinh doanh: sản lượng có khuynh hướng giảm nhanh trong khi phục hồi từ từ và kéo dài; Lạm phát cũng có xu hướng gia tăng nhanh hơn mức giảm trong chu kỳ kinh doanh (Hamilton, 1989). Trong những trường hợp này, NHTU' nên phản ứng khác nhau đến chênh lệch sản lượng và lạm phát dương hay âm. Những lập luận này khẳng định tầm quan trọng của việc tính toán quy tắc Taylor phi tuyến trong phân tích hàm phản ứng của NHTU' (Castro, 2011).

Lý thuyết về CSTT cũng đang gia tăng các nghiên cứu sử dụng mô hình phi tuyến để giải thích sự bất cân xứng trong điều hành CSTT theo quy tắc của các NHTU', như (Kaufmann, 2002), (Altavilla và Landolfo, 2005) ứng dụng mô hình chuyển đổi Markov; (Bunzel và Enders, 2010) sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng và một số nghiên cứu khác sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (STR) (Castro, 2011; Martin và Milas, 2004, 2013; Qin và Enders, 2008). Nhìn chung, lý thuyết CSTT cho thấy mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn, đặc biệt mô hình STR dạng logistic và dạng mũ, là những mô hình hồi quy phi tuyến được sử dụng chủ yếu trong phân tích thực nghiệm các quy tắc CSTT, do mô hình STR cung cấp nền tảng cấu trúc và trực quan khi giải thích hành vi phi tuyến (Qin và Enders, 2008). Cả 2 phiên bản của mô hình STR là dạng mô hình chế độ chuyển đổi ngưỡng trong đánh giá mức độ phản ứng của CSTT theo các trạng thái khác nhau của nền kinh tế. Ngoài việc cung cấp nền tảng cấu trúc và trực quan khi giải thích hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT, mô hình STR còn cung cấp nền tảng cấu trúc của CSTT phù hợp hơn liên quan đến các mô hình chế độ chuyển đổi khác như mô hình hồi quy ngưỡng và mô hình chuyển đổi Markov. Mô hình STR giả định chế độ chuyển tiếp nội sinh trong các quy tắc CSTT của NHTU' và cho phép các thông số hồi quy thay đổi một cách mượt mà từ chế độ này sang chế độ khác, trong khi mô hình Markov cũng như mô hình hồi quy ngưỡng đưa ra chế độ chuyển đổi ngoại sinh bởi các quy trình không quan sát được và cho thấy sự thay đổi đột ngột giữa các chế độ CSTT (Castro, 2011; Jawadi và cộng sự, 2011). Ngoài ra, mô hình chuyển đổi Markov và mô hình hồi quy ngưỡng không thể tính được trực quan đằng sau quy tắc CSTT bất cân xứng, cũng như không cho

biết được NHTU' điều hành CSTT theo mục tiêu cụ thể hay vùng mục tiêu đối với một biến ngưỡng (Castro, 2011).

Miles và Schreyer (2012) sử dụng phân tích hồi quy phân vị để kiểm tra hàm phản ứng trong điều hành CSTT của các NHTU' ở 4 quốc gia châu Á gồm Thái Lan, Malaysia, Hàn Quốc và Indonesia. Bên cạnh đó, Akdoğan (2015) sử dụng mô hình chuyển tiếp tron tự hồi quy mũ bất đối xứng trong phân tích CSTT của 19 quốc gia theo lạm phát mục tiêu, trong đó có Indonesia, Thái Lan và Phillipines. Do đó, có thể thấy nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor để cung cấp bằng chứng về tính phi tuyến và các hiệu ứng ngưỡng trong phản ứng của cơ quan điều hành CSTT đến lạm phát và khoảng cách sản lượng ít được đề cập tại Việt Nam, cũng như các quốc gia trong khu vực Đông Nam Á.

Từ phân tích ở trên, có thể nhận thấy phương trình cơ sở của quy tắc Taylor gốc có thể không phù hợp cho nền kinh tế mở chịu tác động bởi những cú sốc bên ngoài (Svensson, 2000, 2003), trong trường hợp này nó cần thiết bao gồm các biến số khác như TGHD (Ball, 2000; Galimberti và Moura, 2013; Ghosh và cộng sự, 2016; Leitemo và Söderström, 2005; Obstfeld và Rogoff, 2000; Ostry và cộng sự, 2012; Svensson, 2000, 2003). Taylor (2001), Edwards (2007) và Mishkin (2007) kết luận rằng việc bổ sung biến TGHD trong quy tắc Taylor có thể không cần thiết trong trường hợp của các nền kinh tế phát triển, tuy nhiên điều đó là quan trọng đối với các nước mới nổi. Do đó, luận án tập trung phân tích quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai, cũng như quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với TGHD trong điều hành CSTT tại các quốc gia đang phát triển khu vực Đông Nam Á, gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam. Bên cạnh đó với những ưu điểm của hàm hồi quy chuyển tiếp trong phân tích sự bất cân xứng trong điều hành CSTT, nghiên cứu sử dụng mô hình STR để xem xét quy tắc Taylor phi tuyến, vấn đề vẫn chưa được đề cập tại các quốc gia được nghiên cứu. Nghiên cứu giúp bổ sung khoảng trống chưa được đề cập tại các nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor.

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

Để bổ sung khoảng trống nghiên cứu thực nghiệm chưa được đề cập là quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai, quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, hay quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành chính sách tiền tệ của một số NHTU tại các quốc gia đang phát triển khu Đông Nam Á (gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam), luận án tập trung trả lời hai câu hỏi nghiên cứu cụ thể sau:

**Câu hỏi nghiên cứu thứ nhất:** CSTT của NHTU tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á có thể được mô tả bởi quy tắc Taylor tuyến tính và quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với tỷ giá hối đoái hay không? Hay nói cách khác, sự thay đổi trong độ trễ lãi suất, lạm phát, sản lượng hay tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến việc điều hành lãi suất của NHTU theo quy tắc Taylor không?

**Câu hỏi nghiên cứu thứ hai:** NHTU tại các quốc gia được nghiên cứu có điều hành CSTT theo quy tắc Taylor phi tuyến? Hay nói một cách khác, NHTU có phản ứng khác nhau với lạm phát trên hoặc dưới mức ngưỡng không?

## 1.3 Phạm vi và phương pháp nghiên cứu

### 1.3.1 Phạm vi nghiên cứu (Dữ liệu nghiên cứu)

Thực tế cho thấy quy tắc Taylor có thể áp dụng trong trường hợp CSTT thực hiện mục tiêu kép là ổn định giá cả và tăng trưởng kinh tế hoặc CSTT theo chế độ lạm phát mục tiêu (LPMT) chính yếu đối với các quốc gia áp dụng chính sách lạm phát mục tiêu như Mỹ, Anh, Nhật, Chi Lê, Thụy Sĩ... (Asso và cộng sự, 2010). Trong năm quốc gia được nghiên cứu, có Indonesia, Philippines, Thái Lan theo CSTT theo LPMT và trong khi Malaysia và Việt Nam không theo chế độ CSTT LPMT.

Một số quốc gia điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu thường sử dụng công cụ lãi suất để tác động đến lãi suất thị trường. Và quy tắc Taylor thường được đề xuất xem xét tại các quốc gia điều hành CSTT theo LPMT. Trong phân tích tổng quan về CSTT ở chương 2, các quốc gia được phân tích đều xem lãi suất là một trong những

công cụ để đạt được mục tiêu CSTT. Đây cũng là cơ sở để bài viết xem xét NHTU có điều hành CSTT theo quy tắc Taylor hay không? Ngoài ra, luận án sử dụng quy tắc Taylor rút gọn, để không sử dụng dữ liệu lạm phát mục tiêu khi phân tích CSTT tại các quốc gia. Việc phân tích quy tắc Taylor của các quốc gia điều hành CSTT theo LPMT hay không theo LPMT có thể có những kết quả khác nhau. Bên cạnh đó, cả năm quốc gia được nghiên cứu đều là các nước đang phát triển thường bị ảnh hưởng nhiều bởi sự biến động của tỷ giá hối đoái (TGHD), đây cũng là cơ sở để nghiên cứu thực hiện phân tích quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu vĩ mô Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan, Việt Nam theo tháng trong giai đoạn từ tháng 1/2000 đến tháng 12/2016. Đặc biệt trong giai đoạn này, năm 2007 đã xảy ra cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu, ảnh hưởng đến CSTT tại các quốc gia được nghiên cứu, điều này có thể dẫn tới những phản ứng phi tuyến trong điều hành CSTT. Đây cũng là cơ sở để thực hiện phân tích quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành CSTT tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, để bổ sung khoảng trống nghiên cứu thực nghiệm trong các nghiên cứu trước đây.

### **1.3.2 Phương pháp nghiên cứu**

Để kiểm tra CSTT của NHTU có thể được mô tả theo quy tắc Taylor tuyến tính hay phi tuyến, nghiên cứu thực hiện các bước sau:

Bước 1: Thu thập số liệu

Bước 2: Tính toán, chuyển đổi thành các dữ liệu cần thiết trong nghiên cứu

Bước 3: Thống kê mô tả dữ liệu

Bước 4: Kiểm tra tính dừng của dữ liệu

Bước 5: Phân tích quy tắc Taylor tuyến tính

Theo nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 1998, 2000), phương pháp GMM hữu ích trong việc ước tính hàm phản ứng của NHTU theo quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai, do quy tắc này bao gồm các giá trị kỳ vọng không thể quan sát



được tại thời điểm NHTU đưa ra quyết định đối với lãi suất. Hơn nữa, phương pháp này có thể loại bỏ sự sai lệch đồng thời có thể có giữa biến công cụ và biến giải thích. Biến công cụ được sử dụng trong nghiên cứu này, bao gồm hằng số cố định, lãi suất, tỷ giá hối đoái và các độ trễ 1-6, 9,12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng (Castro, 2011).

#### Bước 6: Phân tích quy tắc Taylor phi tuyến

Phân tích quy tắc Taylor phi tuyến, bài viết sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp tron (STR) để kiểm tra hành vi phi tuyến của NHTU trong điều hành CSTT, được chia làm 3 bước: (i) Kiểm định tính tuyến tính để xem xét quy tắc Taylor có dạng tuyến tính hay phi tuyến, (ii) Nếu có hiện tượng phi tuyến, bài viết xem xét hàm phi tuyến có dạng Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 1 (LSTR1), Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 2 (LSTR2) hay Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng mũ (ESTR) thông qua kiểm định tham số  $G(\gamma, c, s_t)$ , và (iii) Ước lượng hàm phi tuyến được đề xuất.

### 1.4 Đóng góp mới của Luận án

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

Trong chương Tổng quan lý thuyết về quy tắc Taylor, luận án đã tổng hợp và phân tích một cách chi tiết, rõ ràng về CSTT và quy tắc Taylor, các hướng mở rộng của quy tắc này gắn với ổn định tài chính trong các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm. Luận án đã có những đóng góp về cơ sở lý thuyết như sau:

- Nhiều nghiên cứu lý thuyết đồng thuận rằng, NHTU nên cân nhắc việc điều hành CSTT theo quy tắc nhất định, trong đó có quy tắc Taylor.

- Khi phân tích hướng mở rộng của quy tắc Taylor gần đây trong điều hành CSTT có xem xét đến ổn định tài chính của các NHTU, kết quả cho thấy: Tùy theo đặc điểm trong điều hành CSTT của mỗi quốc gia, NHTU cũng như các nhà nghiên cứu cần phải xem xét quy tắc Taylor mở rộng bổ sung thêm một số biến phù hợp. Từ nghiên cứu lý thuyết đến thực nghiệm có thể phân chia thành bốn hướng bao gồm

TGHĐ, giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất. Bên cạnh đó, chỉ số tổng hợp đại diện cho các biến trên như chỉ số điều kiện tài chính (FCI) cũng đã được nghiên cứu trong mối quan hệ với quy tắc Taylor mở rộng.

- Luận án chỉ mới tập trung phân tích quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái (cả quy tắc tuyến tính và phi tuyến) tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á để bổ sung khoảng trống mà các nghiên cứu thực nghiệm trước chưa đề cập. Các nghiên cứu tiếp theo về quy tắc Taylor có thể xem xét đến các yếu tố khác như giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất hay là một chỉ số tổng hợp bao gồm nhiều biến như chỉ số điều kiện tài chính FCI.

#### **1.4.2 Đóng góp về thực tiễn**

- Việc điều hành CSTT phù hợp với quy tắc Taylor tuyến tính, hay nói cách khác quy tắc Taylor tuyến tính có thể diễn tả việc thiết lập lãi suất của các NHTU tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia Philippines, Thái Lan và Việt Nam. Các biến chính (gồm lãi suất kỳ trước, lạm phát, chênh lệch sản lượng, hay tỷ giá hối đoái) có ảnh hưởng khác nhau đến việc thiết lập lãi suất của các NHTU được thể hiện tại chương 4 của luận án.

Kết quả nghiên cứu đối với quy tắc Taylor mở rộng với TGHĐ cho thấy TGHĐ có ảnh hưởng đến hành vi điều hành CSTT của NHTU Malaysia và Philippines, thể hiện mối tương quan giữa lãi suất và TGHĐ. Kết quả nghiên cứu giúp cung cấp bằng chứng thực nghiệm về phản ứng đáng kể của NHTU đến TGHĐ tại 2 quốc gia thuộc khu vực Đông Nam Á, điều này cũng phù hợp với các nghiên cứu trước đây của (Aizenman và cộng sự, 2011; Calvo và Reinhart, 2002; Mohanty và Klau, 2005; Moura và De Carvalho, 2010). Tỷ giá hối đoái không ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHTU Indonesia, Thái Lan và NHNN Việt Nam. Do đó, NHTU Malaysia và Philippines nên cân nhắc đến quy tắc Taylor mở rộng với TGHĐ nếu các NHTU này dự định điều hành CSTT theo quy tắc Taylor.

- Kiểm định tính tuyến tính cho thấy mô hình phi tuyến không phù hợp khi giải thích CSTT tại Việt Nam, trong khi CSTT tại các quốc gia Thái Lan, Malaysia,

Indonesia và Philippines có thể được miêu tả bằng mô hình phi tuyến LSTR1. Kết quả ước lượng cung cấp bằng chứng có hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT của NHTU Indonesia, Malaysia, Philippines, như các nghiên cứu của (Martin và Milas, 2004, 2013; Petersen, 2007; Castro, 2008, 2011; Jawadi và cộng sự, 2011), và mô hình hồi quy chuyển tiếp tron dạng logistic bậc 1 (LSTR1) phù hợp khi phân tích CSTT. Kết quả này nhằm bổ sung nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor phi tuyến tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, vấn đề chưa được đề cập trong các nghiên cứu trước đây.

### **1.5 Cấu trúc của Luận án**

Luận án được trình bày thành năm chương như sau:

- Chương 1. Giới thiệu
- Chương 2. Tổng quan lý thuyết về quy tắc Taylor
- 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

## CHƯƠNG 2: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VỀ QUY TẮC TAYLOR

### 2.1 Chính sách tiền tệ và quy tắc Taylor

#### 2.1.1 Giới thiệu

Chính sách tiền tệ được điều hành bởi NHTU hướng đến mục tiêu ổn định giá cả của nền kinh tế thông qua việc quản lý cung tiền. Trong đó, NHTU có thể đặt mục tiêu ổn định giá cả là mục tiêu chính yếu của CSTT và công bố cho công chúng để hình thành neo danh nghĩa trong mong đợi của người dân. Cách điều hành như vậy giúp NHTU tránh được vấn đề thiếu tính đồng nhất theo thời gian và đó được xem là yếu tố cốt lõi dẫn đến khả năng thành công của CSTT.

Tuy nhiên, Mishkin (2013) cho rằng bên cạnh mục tiêu ổn định giá cả thì CSTT của các quốc gia còn hướng đến một hoặc nhiều hoặc cả năm vấn đề sau: (i) tạo ra công ăn việc làm và ổn định sản lượng đầu ra, (ii) tăng trưởng kinh tế, (iii) ổn định thị trường tài chính, (iv) ổn định lãi suất, và (v) ổn định tỷ giá hối đoái. Vì vậy, các nhà nghiên cứu hàn lâm và nhà hoạch định chính sách không ngừng tranh cãi về việc CSTT nên theo đuổi mục tiêu duy nhất (ổn định giá cả, lạm phát mục tiêu), hay là NHTU cần điều hành CSTT tùy nghi tùy theo từng điều kiện và hoàn cảnh kinh tế cụ thể của mỗi quốc gia trong gần một thế kỷ qua.

CSTT tùy nghi cho phép nhà hoạch định chính sách phản ứng nhanh chóng với những tình huống xảy ra, tuy nhiên, CSTT tùy nghi dễ dẫn tới hiện tượng không nhất quán theo thời gian. Chẳng hạn, NHTU tuyên bố sẽ nâng lãi suất không hạn chế để kiềm chế lạm phát, nhưng sau đó lại không làm như vậy. Hành động như thế sẽ khiến các cá nhân mất lòng tin vào NHTU và mất dần tính hiệu quả của CSTT. Do đó, Taylor (1993) và Mayer (1993) cho rằng CSTT tùy nghi được quản lý một cách chủ quan và phê phán những hành vi để đáp ứng với những thay đổi kinh tế mà không theo bất kỳ quy tắc đã công bố hoặc kế hoạch cho tương lai. Kydland và Prescott (1977), Barro và Gordon (1983) không ủng hộ CSTT tùy nghi, khi các tác giả lập luận rằng nếu nhà hoạch định chính sách tăng cung tiền để tăng sản lượng, người dân và doanh nghiệp sẽ điều chỉnh lại mong đợi của mình, từ đó làm thay đổi lạm phát

theo mức tăng của cung tiền. Vì thế, lạm phát kỳ vọng và lạm phát thực tế sẽ cao hơn, trong khi CSTT sẽ không có ảnh hưởng đến sản lượng.

Do đó, một số nhà nghiên cứu hàn lâm và thực nghiệm đưa ra hướng tiếp cận điều hành CSTT theo quy tắc. Hall và Mankiw (1994); Bernanke và Mishkin (1997); Ball (1999); (Taylor, 1993, 2013a) cho thấy có nhiều quy tắc trong điều hành CSTT. Trong đó, lý thuyết số lượng tiền tệ của Milton Friedman, quy tắc tập trung vào thu nhập danh nghĩa mục tiêu (NIT) của McCallum, hoặc quy tắc Taylor với lạm phát mục tiêu được nghiên cứu và ứng dụng nhiều trong thực tiễn.

Do đó trong phần này, dựa trên các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm, luận án tập trung phân tích để làm rõ nội dung sau: (i) một số NHTU điều hành CSTT theo phương pháp nào, và (ii) quan trọng hơn phương pháp nào được chứng minh là phù hợp, giúp NHTU đạt được mục tiêu của CSTT. Các kết quả nghiên cứu thực nghiệm về chủ đề này đã rút ra được những kết luận quan trọng nào về điều hành CSTT quy tắc Taylor. Việc đúc kết lại lý thuyết và các kết quả nghiên cứu gần đây về quy tắc trong điều hành CSTT không chỉ giúp các nhà hoạch định chính sách có những quyết định đúng đắn, mà còn giúp cho nhiều nhà nghiên cứu kinh tế có nền tảng lý thuyết vững chắc để xây dựng các nghiên cứu phù hợp.

Trong phần tiếp theo, luận án sẽ thảo luận ngắn gọn về lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm trong phương pháp tiếp cận tùy nghi và phương pháp dựa trên quy tắc trong điều hành CSTT của NHTU, trong đó chú ý phân tích quy tắc Taylor.

### **2.1.2 Phương pháp tiếp cận tùy nghi**

King (1997) và Sauer (2010) cho rằng cơ quan điều hành CSTT có thể đạt được một số lợi ích từ việc áp dụng các hành động tùy nghi như sau: (i) phương pháp này linh hoạt để đáp ứng với một cú sốc; (ii) làm gia tăng chính trị; (iii) để giảm nợ thực tế của chính phủ bằng cách tạo ra lạm phát bất ngờ; (iv) lạm phát bất ngờ có thể để tăng cường hoạt động kinh tế thực và giảm tỷ lệ thất nghiệp trong ngắn hạn. Tuy nhiên, Taylor (1993) và Mayer (1993) cho rằng CSTT tùy nghi được quản lý một cách chủ quan và phê phán những hành vi để đáp ứng với những thay đổi kinh tế mà không theo bất kỳ quy tắc đã công bố hoặc kế hoạch cho tương lai. Các quan điểm

chống lại CSTT tùy nghi đã được nhấn mạnh bởi Kydland và Prescott (1977) và Barro và Gordon (1983), khi lập luận rằng nếu nhà hoạch định chính sách mong muốn tăng sản lượng bằng cách tạo ra một bất ngờ mới mỗi năm, các cơ quan tư nhân sẽ nhận ra sự hợp lý đó và điều chỉnh lại mong đợi của họ. Do đó, lạm phát kỳ vọng và lạm phát thực tế sẽ cao hơn nhưng không ảnh hưởng đến sản lượng.

Việc thực hiện hành động tùy nghi có thể dẫn đến một số bất lợi cho nền kinh tế. Đầu tiên, sự thiên vị lạm phát xuất phát từ những ưu đãi của các nhà hoạch định chính sách để tăng sản lượng trên mức cân bằng tiềm năng (Kydland và Prescott, 1977), (Walsh, 2003). Do đó, hành động này có khả năng tăng tỷ lệ lạm phát và phá vỡ kỳ vọng khu vực tư nhân về một tỷ lệ lạm phát thấp hơn (Gordon, 2006). Thứ hai, Orphanides và Williams (2007) cho rằng vấn đề không nhất quán về thời gian làm cho các NHTU đánh mất sự tín nhiệm của mình. Thứ ba, các phương pháp tiếp cận tùy nghi giống như một giải pháp thiên cận, mang đặc trưng của sự không đồng nhất và khó theo dõi bởi các cơ quan điều hành CSTT (Blanchard và Fischer, 1989), (Orphanides và Williams, 2007).

Đưa ra những khó khăn và chỉ trích của CSTT tùy nghi, các nhà nghiên cứu và các nhà kinh tế đã tập trung khuyến nghị NHTU nên điều hành CSTT theo quy tắc.

### **2.1.3 Phương pháp tiếp cận theo quy tắc**

Meltzer (1993) cho rằng quy tắc điều hành CSTT được định nghĩa là "một quy trình hệ thống các quyết định trong đó sử dụng thông tin một cách nhất quán và có thể dự đoán được". Tương tự như vậy, Taylor (2000) đã mô tả quy tắc điều hành CSTT như là "một kế hoạch dự phòng được xác định càng rõ ràng càng tốt trong trường hợp NHTU thay đổi các công cụ của CSTT". Nói cách khác, quy tắc được xác định thông qua sự lựa chọn các công cụ của CSTT và là hướng dẫn trong thiết lập CSTT (Hall và Mankiw, 1994; Svensson, 1999; Taylor, 1993). Điều này ngăn cản nhà điều hành chính sách CSTT hành động để đạt ổn định sản lượng trong ngắn hạn và tránh thiên vị lạm phát mà có thể phát sinh từ cách tiếp cận tùy nghi (Walsh, 2010).

Hơn nữa, nghiên cứu của Taylor (1993) Svensson (1999), Orphanides và Williams (2007), Walsh (2010) và Taylor (2013b) cho rằng cách tiếp cận theo quy tắc có các ý nghĩa sau: (i) tránh được các vấn đề không nhất quán trong thời gian, (ii) tăng cường kết nối với công chúng, (iii) đạt được sự tín nhiệm, (iv) giúp nhà hoạch định chính sách trong việc dự báo kỳ vọng hợp lý của các cơ quan điều hành CSTT, và (v) giảm sự không chắc chắn.

Tiếp theo, Hall và Mankiw (1994) lập luận rằng quy tắc CSTT tối ưu phải thỏa mãn ba đặc điểm chính. Đầu tiên, CSTT tối ưu đạt hiệu quả nếu thay lượng tiền cần thiết cho sự thay đổi trong sản lượng mà không ảnh hưởng hoặc ảnh hưởng tối thiểu đến mức giá. Thứ hai, quy tắc CSTT tốt nên đơn giản, làm tăng khả năng áp dụng và tiếp tục được thực hiện. Thứ ba, trách nhiệm là đặc điểm chính của một quy tắc chính sách tốt, điều này làm cho CSTT đáng tin cậy hơn nếu nhà điều hành CSTT có quyền tự chủ với hành động của mình để đạt được các mục tiêu đã công bố. Chẳng hạn, Ủy ban CSTT của NHTU Anh chịu trách nhiệm bởi một Ủy ban Nghị viện (Taylor, 1998).

Sau khi đã xác định các đặc điểm của một quy tắc chính sách tốt cần có, điều hành CSTT theo quy tắc có thể bị ảnh hưởng bởi tác động phụ. Những tác động phụ phát sinh từ việc áp dụng và kiểm soát chặt chẽ của một biến, ví dụ biến lạm phát, có thể gây ra mức độ biến động cao các biến kinh tế vĩ mô khác như tỷ lệ thất nghiệp, TGHD (Hall và Mankiw, 1994). Do đó, các nhà hoạch định chính sách cần xem xét theo đuổi quy tắc CSTT tối ưu mà có thể đạt hiệu quả cao trong ổn định giá cả và sản lượng, và thỏa mãn đủ ba đặc điểm trên.

Trong nghiên cứu của Hall và Mankiw (1994), Bernanke và Mishkin (1997), Ball (1999), (Taylor, 1993, 2013a) cho rằng quy tắc CSTT của Milton Friedman liên quan lý thuyết số lượng tiền, của McCallum tập trung vào thu nhập danh nghĩa mục tiêu (NIT) hoặc quy tắc Taylor với lạm phát mục tiêu. Tuy nhiên, sự không chắc chắn về cầu tiền đã làm cho lý thuyết số lượng tiền ít hấp dẫn đối với các NHTU, và ít được đề cập trong các nghiên cứu gần đây. Do đó, các lập luận hiện nay trong cơ sở

lý thuyết chủ yếu tập trung theo quy tắc theo lạm phát mục tiêu như quy tắc Taylor hoặc thu nhập danh nghĩa mục tiêu (Hall và Mankiw, 1994; McCallum, 1993).

McCallum (1999) tin tưởng rằng quy tắc NIT là vượt trội so với lý thuyết tiền mục tiêu khi được xem xét với những thay đổi trong quy chế tài chính và cầu tiền trong thời kỳ công nghệ đổi mới không thể đoán trước. Quan điểm này được ủng hộ bởi (Meade, 1978), (Tobin và cộng sự, 1980), và (McCallum, 1988), khi các tác giả lập luận rằng quy tắc NIT đạt hiệu quả hơn trong ổn định việc làm và sản lượng thực cao hơn so với mục tiêu cung tiền. Hơn nữa, McCallum (1993) và Hall và Mankiw (1994) cho rằng việc thông qua quy tắc NIT có thể dẫn đến sản lượng ổn định hơn khi chênh lệch trong sản lượng thực tế dường như là thấp hơn so với "lạm phát mục tiêu thuần túy". Tuy nhiên, không có sự đồng thuận về cách các thành phần của sự tăng trưởng thu nhập danh nghĩa được xác định có liên quan đến các biến tăng trưởng sản lượng thực và lạm phát. McCallum (1997) cho rằng quan điểm này có thể được kiểm tra bởi một loạt các mô hình. Ngoài ra, McCallum và Nelson (1999) cho rằng quy tắc NIT không yêu cầu NHTƯ phải ước tính sản lượng tiềm năng, như quy tắc Taylor, trong khi việc không ước tính sản lượng tiềm năng chính xác có thể dẫn đến quyết định sai lầm.

Tuy nhiên, một số nhà nghiên cứu đã không thừa nhận quy tắc NIT do cơ sở duy trì mức thu nhập danh nghĩa là trách nhiệm chính sách tài khóa chứ không phải là CSTT (Bean, 1983). Bên cạnh đó, Hall và Mankiw (1994) và Ball (1999) cho thấy quy tắc NIT không hiệu quả, vì có sự biến động cao trong GDP và mức giá, điều này mâu thuẫn quan điểm của (Hall và Mankiw, 1994; McCallum, 1993). Hơn nữa, Rudebusch (2002) kiểm tra sự không chắc chắn về việc thực hiện quy tắc NIT, bị tác động bởi những vấn đề về dữ liệu thời gian thực và mô hình không chắc chắn. Các phát hiện cho thấy một hiệu suất kém của quy tắc NIT qua một loạt các mô hình thực nghiệm và sự không chắc chắn dữ liệu. Quan trọng nhất, phản ứng của lạm phát và sản lượng cho một cú sốc chính sách là không giống nhau về mặt thời gian. Do đó, phần tiếp theo nghiên cứu sẽ tập trung mô tả quy tắc Taylor.



### 2.1.4 Quy tắc Taylor

Mức lạm phát thấp đạt được trong những thập kỷ gần đây ở các nước phát triển thường được xem như là kết quả của việc áp dụng CSTT theo quy tắc bởi các NHTU độc lập. Từ nghiên cứu thực nghiệm, Taylor (1993) cho thấy lãi suất của FED có mối tương quan với sản lượng và lạm phát trong giai đoạn 1987-1992, và đã đề xuất thành quy tắc Taylor trong điều hành CSTT của NHTU. Quy tắc Taylor gốc đã trở nên phổ biến và được nhiều NHTU áp dụng, do quy tắc này có tính đơn giản và giúp cho CSTT đáng tin cậy hơn nếu nhà điều hành CSTT có quyền tự chủ với hành động của mình để đạt được các mục tiêu đã công bố.

Quy tắc Taylor là quy tắc CSTT mô tả NHTU nên điều chỉnh công cụ lãi suất chính sách như thế nào để đáp ứng với những thay đổi trong lạm phát và hoạt động kinh tế vĩ mô (Orphanides, 2010). Theo Abel và Bernanke (2010), NHTU một số nước áp dụng quy tắc tương đồng với quy tắc Taylor trong điều hành CSTT. Công thức quy tắc Taylor gốc có dạng:

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(Y_t - Y_t^*) \quad (2.1)$$

Trong đó  $i_t$  là mức lãi suất danh nghĩa mong đợi tại thời điểm  $t$ ,  $r^*$  là lãi suất thực.  $\pi_t$  là tỷ lệ lạm phát,  $\pi^*$  là tỷ lệ lạm phát mục tiêu,  $Y_t$  là sản lượng và  $Y_t^*$  là sản lượng tiềm năng. Theo quy tắc Taylor, cả hai hệ số  $\alpha_\pi$  và  $\alpha_y$  lớn hơn 0, có nghĩa là NHTU nên giảm lãi suất danh nghĩa để phản ứng với chênh lệch âm của lạm phát thực so với lạm phát mục tiêu và của sản lượng thực so với mức sản lượng tiềm năng, và ngược lại.

Những nghiên cứu sau đó của Clarida và cộng sự (1998), Svensson (1999), Taylor (1999), Shortland và Stasavage (2004), Ghatak và Moore (2011) ... mở rộng quy tắc Taylor tuyến tính ban đầu. Ngoài ra, Taylor và Davradakis (2006), (Martin và Milas, 2004, 2013), Caglayan và cộng sự (2016) nhấn mạnh tính phi tuyến trong hàm phản ứng của NHTU. Đây có thể phát sinh hoặc từ các mối quan hệ kinh tế vĩ mô phi tuyến tính (Dolado và cộng sự, 2005; Nobay và Peel, 2003), hoặc từ sự ưu tiên bất đối xứng hoặc do mục tiêu của nhà điều hành CSTT được ủng hộ bởi các

nghiên cứu (Favero và cộng sự, 2000), (Taylor và Davradakis, 2006), (Surico, 2007), (Cukierman và Muscatelli, 2008), (Castro, 2011), (Martin và Milas, 2004, 2013), (Ahmad, 2016).

Một số nghiên cứu thực nghiệm gần đây đã cung cấp bằng chứng về tính phi tuyến và các hiệu ứng ngưỡng trong phản ứng của cơ quan điều hành CSTT đến lạm phát và khoảng cách sản lượng (Favero và cộng sự, 2000), (Taylor và Davradakis, 2006), (Surico, 2007), (Cukierman và Muscatelli, 2008), (Castro, 2011), (Martin và Milas, 2004, 2013), (Ahmad, 2016). Cũng có một số nghiên cứu đã đề cập đến vấn đề này trong các trường hợp các nền kinh tế mới nổi và đang phát triển (Hasanov và Omay, 2008), (Akyurek và cộng sự, 2011), (Miles và Schreyer, 2012), (Akdoğan, 2015).

Có thể thấy trong hơn hai thập kỷ qua, tính hiệu quả của quy tắc Taylor có tác động khá mạnh trong việc điều hành lãi suất của các NHTU trên thế giới. Hiện nay, quy tắc Taylor liên quan đến giá cả và ổn định sản lượng đã được công nhận rộng rãi. Bài viết sẽ trình bày hai dạng của quy tắc Taylor tuyến tính và phi tuyến trong phần tiếp theo.

#### **2.1.4.1 Quy tắc Taylor tuyến tính**

Cùng với các tranh luận về việc NHTU điều hành CSTT theo quy tắc hay tùy nghi, đã có nhiều nghiên cứu lý thuyết hữu ích về lạm phát mục tiêu trong điều hành CSTT. Bernanke và Mishkin (1997) cho rằng một số NHTU trên thế giới đã áp dụng khuôn khổ lạm phát mục tiêu từ những năm 1990. Theo nghiên cứu của Bernanke và Mishkin (1997), Svensson (2000), Gemayel và cộng sự (2011), việc áp dụng chính sách lạm phát mục tiêu được xem có nhiều ưu điểm, đó là: (i) Các NHTU độc lập hơn; (ii) Đây là chính sách giúp giảm lạm phát, làm cho CSTT đáng tin cậy hơn; (iii) Để giảm sự không chắc chắn về mức kỳ vọng lạm phát; (iv) Để cải thiện thông tin giữa các nhà hoạch định chính sách và công chúng, làm cho CSTT minh bạch hơn. Tuy nhiên, khi điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu, để đạt được tỷ lệ lạm phát

thấp hơn có thể dẫn đến sản lượng thấp hơn và tỷ lệ thất nghiệp cao hơn so với CSTT khác (Bernanke và Mishkin, 1997).

(Taylor, 1993, 1999) lập luận rằng CSTT của FED có thể được mô tả bởi một quy tắc lãi suất dựa trên độ lệch lạm phát và sản lượng so với mục tiêu (Orphanides, 2002). Việc áp dụng quy tắc như vậy dường như đã có một tác động đáng kể đến hoạt động kinh tế ở Mỹ (Bernanke, 2004), (Siegfried, 2010), (Taylor, 2013a). Clarida và cộng sự (1998) đã nghiên cứu quy tắc Taylor trong hai nhóm quốc gia là G3 (Đức, Nhật Bản và Mỹ) và E3 (Anh, Pháp và Ý). Các tác giả nhận thấy rằng cơ quan điều hành CSTT trong G3 điều chỉnh lãi suất thực tế để đáp ứng với áp lực lạm phát theo quy tắc hướng tới tương lai chứ không phải là một quy tắc nhìn về quá khứ, trong khi lãi suất ở mỗi nước E3 (việc điều hành CSTT của E3 bị tác động mạnh theo Ngân hàng Bundesbank của Đức) cao hơn nhiều trong điều kiện kinh tế vĩ mô được đảm bảo. Kết quả chung đề xuất rằng điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu có thể phù hợp hơn so với TGHĐ cố định, để đạt được neo danh nghĩa cho CSTT. Gerlach và Schnabel (2000) kết luận rằng CSTT trong khu vực Liên minh Kinh tế và Tiền tệ được mô tả bởi quy tắc Taylor, và Stuart (1996) đi đến kết luận tương tự cho Vương quốc Anh. Côté và cộng sự (2004) cho rằng ước lượng quy tắc Taylor đơn giản không đủ vững để dự báo cho nền kinh tế ở Canada.

Svensson (2003) lập luận rằng NHTƯ nên công bố và thực hiện theo quy tắc đơn giản, điều này cũng được đề cập bởi các nghiên cứu của (Judd và Rudebusch, 1998), (McCallum, 1999), (Taylor, 2000), (Rudebusch, 2002). Tuy nhiên, một số nghiên cứu của (Svensson, 1999, 2003), McCallum và Nelson (1999), Carlson (2007) và Martin và Milas (2013) cho rằng việc áp dụng quy tắc Taylor đơn giản một cách máy móc là không phù hợp. Chẳng hạn, Carlson (2007) cho thấy FED đã cắt giảm mạnh lãi suất trong sự sụp đổ của thị trường chứng khoán vào năm 1987 và cuộc khủng hoảng Châu Á năm 1997-1998. Tương tự như vậy, ngân hàng Anh đã thực hiện việc giảm lãi suất lớn nhất kể từ khi hình thành vào năm 1694, từ 5% năm 2008 xuống 0,5% tháng 3 năm 2009 (Astley và cộng sự, 2009). Các nhà hoạch định chính sách có thể cần phải điều chỉnh các quy tắc khi thông tin mới đến (Taylor, 2000;

Woodford, 2001). Martin và Milas (2013) đã chỉ ra ngân hàng Anh từ bỏ nguyên tắc tiền tệ của mình trong cuộc khủng hoảng tài chính gần đây với mục đích đạt được sự ổn định tài chính. Taylor (2013b) cho rằng độ lệch từ các quy tắc Taylor có thể là do tác động chệnh lệch lãi suất.

Một số vấn đề khác được nêu ra trong cơ sở lý thuyết là những ước tính chính xác về sản lượng tiềm năng (McCallum, 1999) và sự không chắc chắn về tính chính xác của dữ liệu ngay khi ra quyết định do các dữ liệu thực về nền kinh tế có độ trễ trong đo lường và tổng hợp (Hatipoglu và Alper, 2007; Orphanides và Van Norden, 2002). Dự báo dưới hoặc dự báo trên chệnh lệch sản lượng có thể dẫn đến các hành động chính sách không phù hợp (Orphanides, 2002, 2003a, 2003b). Để khắc phục tình trạng này, bộ lọc Hodrick-Prescott (HP) là phương pháp thường được sử dụng nhất do có tính linh hoạt (Saxena và Cerra, 2000), nhưng phương pháp này cũng có nhược điểm khác nhau. Đầu tiên, những quan sát gần đây nhất bị thiếu độ chính xác (Shortland và Stasavage, 2004). Thứ hai, khả năng thông số sai lệch của cơ cấu kinh tế tiềm ẩn từ các giá trị đề nghị của bộ lọc được cụ thể cho dữ liệu của Mỹ (Sarikaya và cộng sự, 2005). Thứ ba, phương pháp này không đưa vào tính toán sự biến động cao của xu hướng sản lượng trong trường hợp của các nền kinh tế mới nổi (Hatipoglu và Alper, 2007). Một chỉ trích khác đối với đường cơ sở của quy tắc Taylor gốc khi không đề cập đến việc NHTU làm mượt chuyển động lãi suất (Goodfriend, 1991), khi tham số lãi suất được làm mượt trong hàm phản ứng có thể quan trọng để đạt được sự tín nhiệm cũng như để tránh bất kỳ sự gián đoạn thị trường vốn (Clarida và cộng sự, 2000; Levin và cộng sự, 1999; McCallum, 1999).

Quan trọng hơn, đường cơ sở của quy tắc Taylor gốc có thể không phù hợp cho nền kinh tế mở chịu những cú sốc bên ngoài (Svensson, 2000, 2003), trong trường hợp này quy tắc Taylor nên xem xét đến các biến số khác như TGHD (Galimberti và Moura, 2013; Ghosh và cộng sự, 2016; Leitemo và Söderström, 2005; Obstfeld và Rogoff, 2000; Ostry và cộng sự, 2012; Svensson, 2000, 2003). Taylor (2001), Edwards (2007) và Mishkin (2007) kết luận rằng việc bổ sung biến TGHD trong quy

tắc Taylor có thể không cần thiết trong trường hợp của các nền kinh tế phát triển, tuy nhiên điều đó là quan trọng đối với các nước có nền kinh tế mới nổi (EMEs).

Ball (1999) cho rằng quy tắc Taylor gốc cần được mở rộng thêm biến TGHD. Debelle (1999) cũng cho thấy không thể dự báo về sản lượng và lạm phát giảm xuống theo quy tắc Taylor gốc. Một quy tắc Taylor mở rộng theo đề xuất của (Ball, 1999) đã được nghiên cứu thực nghiệm sau đó ở Canada trong giai đoạn 1975-2003. Nghiên cứu của Lubik và Schorfheide (2007) cho thấy quy tắc Taylor mở rộng phù hợp ở Anh cũng như Canada, nhưng không phù hợp với Úc và New Zealand.

Taylor (2000) lập luận rằng TGHD linh hoạt kết hợp với quy tắc CSTT dựa trên lạm phát mục tiêu là CSTT phù hợp cho nền kinh tế các nước đang phát triển và mới nổi. Chế độ TGHD thả nổi là công cụ để đạt được mức lạm phát thấp và ổn định ở các nước đó (Savastano và cộng sự, 1997). Truyền dẫn TGHD có thể ảnh hưởng đáng kể và cần được xem xét (Goldberg và Campa, 2010; Svensson, 2000), điều đó có thể buộc các NHTU nhắm mục tiêu ổn định giá phải thắt chặt CSTT, hoặc có thể dẫn đến mất khả năng cạnh tranh (Bailliu và Fujii, 2004; Baily, 2003; Gagnon và Ihrig, 2004; Ghosh và cộng sự, 2016).

Daude và cộng sự (2016) cho rằng NHTU tại các nước có nền kinh tế mới nổi (EMEs) với một chế độ TGHD linh hoạt thường xuyên can thiệp vào thị trường ngoại hối: NHTU đề ra một vùng TGHD nhằm từ đó điều chỉnh biến động của TGHD (nếu TGHD biến động trong vùng này, NHTU sẽ không can thiệp vào thị trường ngoại hối), ngay cả khi NHTU không chỉ định một TGHD mục tiêu (De la Torre và cộng sự, 2013; Ghosh và cộng sự, 2016; Mohanty, 2013). Gali và Monacelli (2005), Adolfson và cộng sự (2008), Caglayan và cộng sự (2016) cũng nhận thấy rằng các hành vi của các NHTU bị ảnh hưởng bởi biến động TGHD khi sử dụng mô hình cân bằng động ngẫu nhiên tổng quát (DSGE) trong phân tích CSTT. Garcia và cộng sự (2011) cũng kết luận TGHD trong quy tắc Taylor tuyến tính không phù hợp với các nước phát triển, nhưng hữu ích đối với EMEs. Filosa (2001) cho rằng NHTU đã phản ứng mạnh trong chuyển động TGHD ở Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Thái Lan,

Brazil, Chile và Mexico. Shortland và Stasavage (2004) cho thấy có sự kết hợp giữa TGHD với tỷ lệ lạm phát và chênh lệch sản lượng trong việc thiết lập quy tắc CSTT của Liên minh Tây Phi.

Mohanty và Klau (2005) và Aizenman và cộng sự (2011) đã cung cấp thêm bằng chứng điều hành CSTT với lạm phát mục tiêu có tính đến biến động TGHD của NHTU tại EMEs. Một số nghiên cứu của Calvo và Reinhart (2002), Galimberti và Moura (2013) và Herrera (2016) lập luận rằng việc ứng dụng lạm phát mục tiêu trong EMEs không ảnh hưởng đến việc các nước can thiệp vào thị trường ngoại hối - chẳng hạn, trong trường hợp của Israel (Brenner và Sokoler, 2009). Yilmazkuday (2008) thấy rằng lãi suất của NHTU Hungary chỉ phản ứng lại chuyển động TGHD, trong khi ở Ba Lan và Cộng hòa Séc NHTU dường như sử dụng lãi suất để đối phó với những chênh lệch về sản lượng và lạm phát mục tiêu.

Shrestha và Semmler (2015) ước tính quy tắc Taylor tuyến tính đơn giản sử dụng một mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) trong năm nước Đông Á (Malaysia, Hàn Quốc, Thái Lan, Indonesia và Philippines), và kết luận quy tắc Taylor cơ bản là không đủ để mô tả CSTT ở các nước đang phát triển và cần được bổ sung thêm biến gây ra bởi sự bất ổn tài chính. Ghosh và cộng sự (2016) cũng cung cấp bằng chứng về sự can thiệp TGHD, phù hợp với việc đạt được sự ổn định giá theo lạm phát mục tiêu tại EMEs. Từ cơ sở lý thuyết về quy tắc Taylor đối với EMEs dẫn đến một số kết luận quan trọng về ảnh hưởng đáng kể của TGHD trong việc thiết lập lãi suất ở các nước này, do đó quy tắc Taylor mở rộng cần bổ sung biến TGHD.

Có thể nhận thấy, có rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm và tranh luận về quy tắc Taylor tuyến tính. Từ kinh nghiệm của các nước, quy tắc Taylor cũng có thể là một chỉ báo tiềm năng, đáng được xem xét, nhất là trong trung và dài hạn. Tuy nhiên, để có thể đánh giá hết tác động của quy tắc Taylor tại các quốc gia khác nhau, chúng ta cần phải xem xét một quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng thêm một số các biến phù hợp, như TGHD ...

#### 2.1.4.2 Quy tắc Taylor phi tuyến

Các nghiên cứu thực nghiệm trong điều hành CSTT của NHTU' chủ yếu được chứng minh là tuân thủ theo quy tắc Taylor tuyến tính. Tuy nhiên, một số nghiên cứu cũng chỉ ra rằng phản ứng của NHTU' trong điều hành CSTT là phi tuyến hoặc thay đổi theo cấu trúc nền kinh tế (Dolado và cộng sự, 2005; Nobay và Peel, 2003), hoặc được điều hành theo các mục tiêu ưu tiên bất cân xứng (Castro, 2011; Cukierman và Muscatelli, 2008; Favero và cộng sự, 2000; Martin và Milas, 2004, 2013; Surico, 2007; Taylor và Davradakis, 2006). Phản ứng CSTT có thể khác nhau tùy thuộc vào giai đoạn của chu kỳ kinh tế, trong thời kỳ suy thoái ổn định sản lượng và lạm phát được quan tâm hơn so với thời kỳ tăng trưởng (Ahmad, 2016; Cukierman và Gerlach, 2003). Dolado và cộng sự (2000) phát hiện rằng NHTU' Tây Ban Nha, Pháp và Đức sẽ không có hành động mạnh mẽ nếu lạm phát thấp hơn mức mục tiêu, trong khi đó các NHTU' sẽ phản ứng mạnh khi lạm phát ở trên mức mục tiêu. Taylor và Davradakis (2006) cho rằng NHTU' Anh thiết lập lãi suất theo quy tắc Taylor phi tuyến, mặc dù NHTU' Anh có công bố chính sách lạm phát mục tiêu. Martin và Milas (2013) cho thấy quy tắc Taylor phi tuyến phản ứng phù hợp với điều hành CSTT ở Anh trong cuộc khủng hoảng tài chính gần đây.

Ít bằng chứng thực nghiệm trong nghiên cứu đối với quy tắc Taylor phi tuyến ở các nước EMEs. Moura và De Carvalho (2010) đã kiểm tra việc điều hành CSTT trong 7 quốc gia Châu Mỹ Latinh, cho thấy có phản ứng bất đối xứng đến lạm phát, sản lượng và TGHD ở Brazil, Chile và Mexico. Hasanov và Omay (2008) và Akyurek và cộng sự (2011) nghiên cứu tính phi tuyến trong quy tắc Taylor ở Thổ Nhĩ Kỳ.

Hasanov và Omay (2008) đã nghiên cứu sự bất đối xứng trong chu kỳ kinh tế sử dụng dữ liệu hàng tháng trong giai đoạn tháng 01/1990 đến tháng 10/2000. Tác giả sử dụng phương pháp GMM để ước tính ngưỡng của quy tắc Taylor, với chênh lệch sản lượng là biến chuyển đổi, và thấy rằng NHTU' Thổ Nhĩ Kỳ (CBT) phản ứng mạnh với biến động sản lượng trong thời kỳ suy thoái, và ít hơn trong thời kỳ tăng trưởng. Hơn nữa, CBT phản ứng tới dự trữ nước ngoài, TGHD thực và các dòng vốn ngắn hạn cả trong giai đoạn tăng trưởng và suy thoái kinh tế; phản ứng với tăng trưởng

tiền tệ, thâm hụt ngân sách và tài sản nước ngoài ròng chỉ trong giai đoạn tăng trưởng. Akyurek và cộng sự (2011) đã kiểm tra lạm phát mục tiêu ở Thổ Nhĩ Kỳ bằng cách ước tính cả quy tắc Taylor tuyến tính và phi tuyến trong giai đoạn từ tháng 07/1999 đến tháng 07/2008 và thấy rằng quy tắc Taylor mở rộng bổ sung biến lãi suất nước ngoài và TGHD phù hợp với điều hành CSTT của CBT.

Miles và Schreyer (2012) đã kiểm tra hàm phản ứng trong điều hành CSTT của các NHTU ở 4 quốc gia châu Á (Thái Lan, Malaysia, Hàn Quốc và Indonesia) sử dụng phân tích hồi quy phân vị. Tác giả tìm thấy bằng chứng về tính phi tuyến nhưng có một số khác biệt trong xem xét chéo giữa các quốc gia. Chẳng hạn, cơ quan điều hành CSTT ở Indonesia không đáp ứng với các khoảng cách sản lượng trong phân vị thấp hơn, trong khi các NHTU Hàn Quốc phản ứng với khoảng cách sản lượng trong cả phân vị thấp hơn và cao hơn. Hơn nữa, chỉ có các NHTU của Malaysia và Indonesia phản ứng với biến động TGHD.

Akdoğan (2015) tìm thấy bằng chứng của hành vi bất đối xứng của CSTT trong 19 nước theo lạm phát mục tiêu bao gồm Thái Lan, Thổ Nhĩ Kỳ và Israel sử dụng mô hình chuyển tiếp trơn tự hồi quy mũ bất đối xứng, và ước tính quy tắc Taylor phi tuyến phù hợp với mẫu ngoài quan sát.

Có thể thấy rằng, nghiên cứu thực nghiệm đối với quy tắc Taylor phi tuyến và các dạng mở rộng của quy tắc Taylor vẫn là mảnh đất màu mỡ cần được tiếp tục nghiên cứu, đặc biệt ở các nước có nền kinh tế mới nổi.

### **2.1.5 Kết luận về chính sách tiền tệ và quy tắc Taylor**

Trong phần này, luận án đã tập trung phân tích lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm gần đây trong điều hành CSTT của các NHTU theo quy tắc hay tùy nghi. Kết quả cho thấy: nhiều nghiên cứu lý thuyết đồng thuận rằng NHTU nên điều hành CSTT theo quy tắc nhất định. Tuy nhiên, luận án không đi vào phân tích và so sánh là liệu trong thực tế, NHTU của một quốc gia điều hành CSTT tùy nghi hay theo quy tắc là tốt và hiệu quả hơn. Luận án cũng đã thảo luận và đưa ra các bằng chứng thực nghiệm của quy tắc Taylor tuyến tính và phi tuyến trong điều hành CSTT. Từ kết quả thực



nghiệm cho thấy quy tắc Taylor tuyến tính được nghiên cứu nhiều ở các quốc gia có nền kinh tế phát triển cũng như nền kinh tế mới nổi. *Trong khi quy tắc Taylor phi tuyến được tập trung nghiên cứu ở các nước có nền kinh tế phát triển, còn đối với các nước có nền kinh tế mới nổi cần có những nghiên cứu tiếp theo.*

Trong xu hướng phát triển mới của lý thuyết cũng như thực tế trong điều hành CSTT, quy tắc Taylor gốc hiện không còn phù hợp khi phân tích CSTT của NHTU tại một số quốc gia, đặc biệt sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới năm 2007 theo (Käfer, 2014). *Tùy theo đặc điểm trong điều hành CSTT của mỗi quốc gia, các nhà nghiên cứu nên xem xét quy tắc Taylor mở rộng có bổ sung thêm một số biến phù hợp, như TGHD, giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất, ...* Điều đó giúp nhà điều hành chính sách sử dụng quy tắc Taylor như là thang đo hữu ích và có thể vận dụng để đưa ra khuynh hướng điều hành CSTT cho tương lai. Trong phần tiếp theo, luận án sẽ trình bày quy tắc Taylor mở rộng trong các nghiên cứu gần đây.

## **2.2 Các hướng mở rộng đối với quy tắc Taylor**

### **2.2.1 Giới thiệu**

Quy tắc Taylor liên quan đến ổn định giá cả và sản lượng, có tác động khá mạnh trong việc điều hành lãi suất của một số NHTU trên thế giới trong hơn hai thập kỷ qua. Mức lạm phát thấp đạt được trong những thập kỷ gần đây ở một số nước phát triển được xem như là kết quả trong điều hành CSTT theo quy tắc bởi các NHTU độc lập. Tuy nhiên, ngoài mục tiêu chính thống của NHTU, những lo ngại về sự ổn định tài chính thường xuyên được đề cập trong nhiều nghiên cứu sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu xảy ra từ năm 2007. Các tranh luận đề cập NHTU có chịu trách nhiệm cho sự ổn định tài chính trong điều hành CSTT hay không vẫn chưa đạt được một kết luận rõ ràng. Quan điểm ủng hộ cho rằng mục tiêu ổn định tài chính là bổ sung hữu ích cho lý thuyết lạm phát mục tiêu linh hoạt. Woodford (2012) đề xuất NHTU cần tích cực sử dụng lãi suất là công cụ để đối phó sự mất cân bằng tài chính, trong khi Svensson (2012) cho rằng công cụ điều tiết góp phần duy trì sự ổn định tài chính chứ không phải lãi suất. Schinasi (2003) cho rằng NHTU nên duy trì sự ổn định

tài chính ngoài vai trò chính thống, tuy nhiên theo Allen và Wood (2006) điều đó khó thực hiện trong thực tế do đảm bảo sự ổn định tài chính được xem như một lợi ích chung và có thể xung đột với mục tiêu chính sách khác. Trong thực tế ổn định giá cả và sản lượng luôn là mục tiêu cụ thể, thì ổn định tài chính hiếm khi được xem là một mục tiêu chính sách rõ ràng trong điều hành CSTT theo quy tắc của NHTU (Oosterloo và Haan, 2004). Baxter (2013) lập luận ổn định tài chính là một trong những điều kiện tiên quyết cho sự ổn định tiền tệ và kinh tế vĩ mô, tuy nhiên trong giới hạn luật định chưa có công thức rõ ràng cho một mục tiêu như vậy. Do đó, để xác định trách nhiệm và đánh giá hiệu quả của NHTU nên có cơ sở pháp lý rõ ràng cho đảm bảo ổn định tài chính.

Để giải quyết vấn đề đang được tranh luận, một số lượng lớn các nghiên cứu thực nghiệm về cơ sở lý thuyết của quy tắc Taylor liên quan đến ổn định tài chính trong điều hành CSTT được công bố. Do đó luận án tiếp tục làm rõ hai vấn đề: (i) xu hướng mở rộng quy tắc Taylor gắn với ổn định tài chính diễn ra như thế nào trong các nghiên cứu lý thuyết gần đây, và (ii) tập trung đánh giá các hướng nghiên cứu mở rộng của quy tắc Taylor dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm. Nghiên cứu tổng hợp và hệ thống một cách khoa học, chi tiết các biện pháp ổn định tài chính trong bối cảnh quy tắc Taylor, hay nói cách khác nghiên cứu thảo luận quy tắc Taylor mở rộng gắn với biện pháp ổn định tài chính. Theo đó, quy tắc Taylor mở rộng được hệ thống hóa theo 4 yếu tố liên quan là: tỷ giá hối đoái (TGHD), giá tài sản, tín dụng/đòn bẩy và chênh lệch lãi suất theo (Käfer, 2014). Ngoài 04 yếu tố trên, gần đây một số nghiên cứu cũng đề cập đến quy tắc Taylor mở rộng với một số chỉ số tài chính (Albulescu và cộng sự, 2013; Baxa và cộng sự, 2013; Castro, 2011; Montagnoli và Napolitano, 2005). Đối với mỗi hướng mở rộng trong quy tắc Taylor, bài viết tổng hợp và phân tích những nghiên cứu thực nghiệm để cung cấp quan điểm của các nhà nghiên cứu kinh tế và cơ quan điều hành CSTT. Tuy nhiên, do khối lượng khổng lồ của các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm đã được công bố trong lĩnh vực này, luận án đã chọn lọc những nghiên cứu để rút ra những kết luận chính. Trong phần

tiếp theo sẽ trình bày cơ sở lý thuyết và một số nghiên cứu thực nghiệm trong mối quan hệ giữa quy tắc Taylor và ổn định tài chính.

## 2.2.2 Cơ sở lý thuyết quy tắc Taylor và ổn định tài chính

### 2.2.2.1 Quan điểm về ổn định tài chính

Hiện nay chưa có định nghĩa chung thừa nhận về sự ổn định tài chính, dẫn đến chưa có sự đồng thuận khi xem xét liệu NHTU có chịu trách nhiệm đối với ổn định tài chính hay không?

Việc định nghĩa được ổn định tài chính đóng vai trò quan trọng trong việc phát triển các công cụ phân tích thích hợp, cũng như các chính sách điều hành an toàn đối với kinh tế vĩ mô. Tuy nhiên, hiện nay trên thế giới, có rất nhiều định nghĩa về ổn định tài chính, có thể điểm qua các quan điểm của một số NHTU về khái niệm ổn định tài chính:

- Ngân hàng Quốc gia Thụy Sĩ, ổn định hệ thống tài chính nghĩa là một hệ thống tài chính mà trong đó các chủ thể - trung gian tài chính, thị trường tài chính và hạ tầng tài chính thực hiện tốt các chức năng của mình và có khả năng chống đỡ được các cú sốc tiềm ẩn<sup>1</sup>;

- NHTU Đức: Ổn định tài chính là khả năng vận hành tốt các chức năng chính của hệ thống tài chính, kể cả trong thời kỳ kinh tế căng thẳng và thời kỳ điều chỉnh cơ cấu nhằm giúp phân bổ một cách có hiệu quả các nguồn lực và rủi ro tài chính cũng như tạo nền tảng hạ tầng tài chính hiệu quả<sup>2</sup>;

- NHTU Úc: Ổn định hệ thống tài chính là trạng thái mà trong đó các trung gian tài chính, thị trường và hạ tầng tài chính phân bổ tốt các luồng vốn giữa tiết kiệm và đầu tư, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế<sup>3</sup>;

- NHTU Anh: Ổn định tài chính hàm ý việc xác định rủi ro và hành động để giảm thiểu chúng trong hệ thống tài chính<sup>4</sup>;

<sup>1</sup> Nguồn Ngân hàng Quốc gia Thụy Sĩ: <https://www.snb.ch/en/i/about/finstab>

<sup>2</sup> Nguồn NHTU Đức: <https://www.bundesbank.de/en/tasks/financial-and-monetary-system/financial-and-monetary-stability>

<sup>3</sup> Nguồn NHTU Úc: <https://www.rba.gov.au/fin-stability/>

<sup>4</sup> Nguồn NHTU Anh: <https://www.bankofengland.co.uk/financial-stability>

- NHTU Châu Âu: Ổn định tài chính là trạng thái trong đó hệ thống tài chính gồm các trung gian tài chính, thị trường và hạ tầng tài chính có khả năng chống đỡ được các cú sốc và những rủi ro do sự mất cân đối tài chính gây ra từ đó làm giảm bớt khả năng sụp đổ của các trung gian tài chính vốn có tác động tiêu cực đối với việc phân bổ tiết kiệm và đầu tư<sup>5</sup>.

Qua tổng kết quan điểm của một số NHTU trên thế giới, có thể thấy rằng hiện nay chưa có một định nghĩa chính thức cho thuật ngữ “Ổn định tài chính”. Và ổn định tài chính sẽ có tác động đến quy tắc Taylor như thế nào sẽ được trình bày trong phần tiếp theo.

### 2.2.2.2 Ổn định tài chính và quy tắc Taylor

Allen và Wood (2006) cho rằng sự bất ổn tài chính là giai đoạn có nhiều đơn vị bị tác động bởi cuộc khủng hoảng bên ngoài. Nguyên nhân cốt lõi cuộc khủng hoảng có thể không phải là vấn đề tài chính mà do ảnh hưởng bởi những bất lợi kinh tế vĩ mô, và sự ổn định tài chính dần được thiết lập lại khi cuộc khủng hoảng qua đi. Bất ổn tài chính diễn ra đa dạng và khó nắm bắt, do đó định nghĩa về ổn định tài chính của Allen và Wood (2006) nhận được sự ủng hộ của nhiều nhà nghiên cứu và nhà điều hành kinh tế vì các tác giả không đi sâu phân tích nguyên nhân gây ra bất ổn tài chính. Ổn định tài chính trong CSTT có thể được tạm chia thành hai quan điểm riêng biệt:

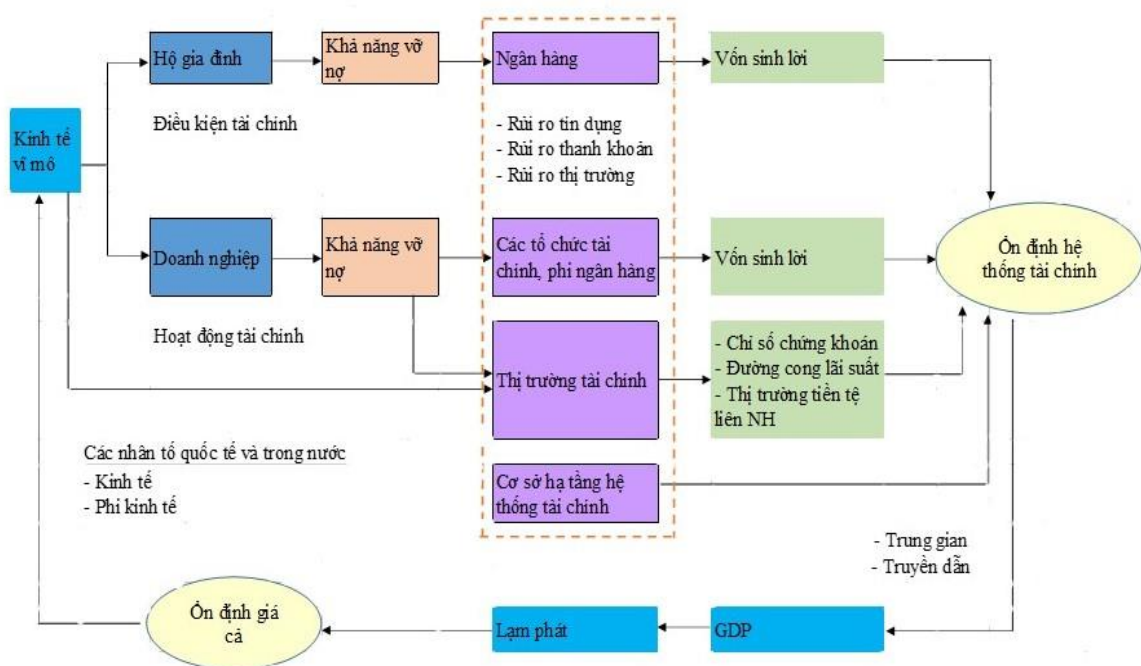
**(i) Quan điểm thứ nhất** là quan điểm truyền thống hay phản ứng, đại diện bởi (Bernanke, 2002) và (Posen, 2006). Theo quan điểm này, NHTU phản ứng lại “tất cả các thông tin có liên quan” để tập trung tới ổn định giá cả và sản lượng. Ngăn ngừa khủng hoảng là nhiệm vụ của các công cụ pháp lý chứ không phải lãi suất. Nếu sự mất cân bằng tài chính vẫn xảy ra, NHTU được yêu cầu cân bằng sau đó.

**(ii) Quan điểm thứ hai** đối lập với quan điểm thứ nhất, được xem là quan điểm thay thế hoặc chủ động, đại diện bởi (Borio và White, 2004), (Roubini, 2006), và (Woodford, 2012). Các tác giả cho rằng liệu tất cả các thông tin có liên quan đã

<sup>5</sup> Nguồn NHTU Châu Âu: <https://www.ecb.europa.eu/pub/financial-stability/html/index.en.html>

được bao hàm trong dự báo lạm phát và sản lượng. Trong những năm gần đây bất ổn tài chính đã xảy ra mặc cho giá cả ổn định, do đó các tác giả nhận xét ổn định giá cả là một điều kiện cần thiết, nhưng không đủ để ổn định tài chính. Các NHTU nên chú động quan tâm đến bất ổn tài chính, do hệ thống tài chính ổn định và hoạt động tốt luôn cần sự ổn định giá cả.

**Hình 2.1. Môi liên kết giữa ổn định tài chính và ổn định tiền tệ**



*Nguồn: Ngân hàng Trung ương Indonesia*

Ổn định hệ thống tài chính thông qua cơ chế truyền dẫn trong điều hành CSTT được thực hiện qua các kênh như: kênh lãi suất, kênh tỷ giá hối đoái, kênh giá tài sản, kênh tín dụng, có tác động đến sản lượng, lạm phát. Đây cũng là lý do mà một số nhà nghiên cứu đề xuất nên xem xét quy tắc Taylor mở rộng trong mối quan hệ với ổn định tài chính.

Xuất phát từ hai quan điểm về ổn định tài chính trong điều hành CSTT, có ba tranh luận thú vị thường xuyên được đề cập trong các nghiên cứu như sau:

**(i) Tranh luận đầu tiên** liên quan đến xác định mất cân bằng tài chính. Quan điểm truyền thống cho rằng không nên dựa vào cuộc khủng hoảng do thông tin không

chắc chắn. Trong khi quan điểm thay thế nhấn mạnh hiểu sâu về thông tin khủng hoảng có thể không cần thiết, tuy nhiên cần quan tâm để biết liệu có sự hình thành mất cân bằng tài chính có thể được phản ánh bởi CSTT. Ngoài ra, xác định mất cân bằng tài chính không phức tạp hơn so với ước tính chênh lệch sản lượng một cách chính xác.

**(ii) Tranh luận thứ hai** liên quan đến ảnh hưởng của NHTU với bất ổn tài chính. Quan điểm truyền thống cho rằng lãi suất là công cụ không nhạy bén để giải quyết sự mất cân đối tài chính, dù lãi suất có ảnh hưởng đến nhiều bộ phận cụ thể của thị trường tài chính. Trong khi quan điểm chủ động nhìn nhận việc tăng chi phí tài chính bên ngoài của mở rộng kinh tế nên được bổ sung đầy đủ, để tránh gia tăng bất ổn tài chính trong dài hạn, mà không gắn với phân khúc thị trường riêng biệt.

**(iii) Lập luận thứ ba** liên quan đến chi phí và lợi ích của sự can thiệp CSTT. Theo quan điểm truyền thống, khi có biến động cao về lạm phát và sản lượng thì lãi suất cần tăng lên khá cao để có thể ảnh hưởng trên thị trường tài chính. Quan điểm chủ động cho rằng một mặt không nên tăng lãi suất sau cuộc suy thoái kinh tế, mặt khác nên tránh phản ứng CSTT tạo ra chi phí cao hơn, ngay cả trong điều kiện biến động về lạm phát và sản lượng.

Dựa trên ba lập luận trên, các tác giả theo quan điểm khác nhau có sở thích khác nhau trong sử dụng CSTT để đối phó với bất ổn định tài chính. White (2009), Issing (2011) và Woodford (2012) cho thấy quan điểm truyền thống trong điều hành CSTT của NHTU dường như ít phù hợp hơn sau khủng hoảng năm 2007. Kể từ khi cuộc khủng hoảng cho vay dưới chuẩn tại Mỹ và cuộc khủng hoảng nợ công Châu Âu, quan điểm thay thế thể hiện mối quan hệ giữa CSTT và ổn định tài chính nhận được nhiều ủng hộ. Bên cạnh mối quan tâm sản lượng và lạm phát, NHTU quan tâm nhiều hơn nữa đến ổn định tài chính, do vậy quy tắc CSTT đơn giản có thể không phù hợp để dự báo trong dài hạn. Trong nghiên cứu này, luận án theo quan điểm của White (2009), Issing (2011) và Woodford (2012), khi cho rằng quy tắc Taylor gốc cần bổ sung thêm một số biến liên quan đến ổn định tài chính khi phân tích việc điều hành CSTT của NHTU.

Quy tắc Taylor là quy tắc trong điều hành CSTT mô tả NHTU nên điều chỉnh công cụ lãi suất chính sách như thế nào để đáp ứng với những thay đổi trong lạm phát và hoạt động kinh tế vĩ mô (Orphanides, 2010). Theo Abel và Bernanke (2010), NHTU một số nước áp dụng quy tắc tương đồng với quy tắc Taylor trong điều hành CSTT. Mỗi quan hệ giữa CSTT và sự ổn định tài chính được bắt nguồn từ quy tắc Taylor gốc trong nghiên cứu của (Taylor, 1993):

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(Y_t - Y_t^*) \quad (2.1)$$

Trong đó  $i_t$  là mức lãi suất danh nghĩa mong đợi tại thời điểm  $t$ ,  $\pi_t$  là tỷ lệ lạm phát,  $\pi^*$  là tỷ lệ lạm phát mục tiêu,  $Y_t$  là sản lượng và  $Y_t^*$  là sản lượng tiềm năng. Theo quy tắc Taylor, cả hai hệ số  $\alpha_\pi$  và  $\alpha_y$  lớn hơn 0, có nghĩa là NHTU nên giảm lãi suất danh nghĩa để phản ứng với chênh lệch âm của lạm phát thực so với lạm phát mục tiêu và sản lượng thực so với mức sản lượng tiềm năng, và ngược lại. Bên cạnh đó, NHTU đề xuất lãi suất  $i_t$  tùy thuộc vào lãi suất thực  $r^*$ , tỷ lệ lạm phát  $\pi_t$ , sản lượng thực tế  $Y_t$ . Ngoài ra, NHTU cũng xem xét các khoảng cách của tỷ lệ lạm phát  $\pi_t$  so với lạm phát mục tiêu mong muốn  $\pi^*$  và sản lượng thực tế  $Y_t$  từ sản lượng tiềm năng  $Y_t^*$ .

Tuy nhiên, Clarida và cộng sự (1998) cho rằng lãi suất thực là vấn đề trong các quyết định kinh tế, và NHTU có thể ảnh hưởng đến lãi suất thực khi có sự hiện diện tiền lương danh nghĩa hoặc sự ít biến động trong giá. Tỷ lệ lãi suất thực tế được đo bởi:

$$r_t = i_t - \pi_t = \bar{r} + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(Y_t - Y_t^*) \quad (2.2)$$

Tác động chính sách theo quy tắc Taylor có thể hiểu như sau, nếu  $\pi_t > \pi^*$  hay  $Y_t > Y^*$  (hoặc cả hai) dẫn đến  $r_t > \bar{r}$ , do đó trong trường hợp này NHTU nên tăng lãi suất danh nghĩa để làm chậm nền kinh tế. Tuy nhiên, quy tắc Taylor không cần phải được tuân theo một cách máy móc trong thực tế, NHTU có thể thực hiện cơ chế đó bằng cách khác. Một câu hỏi có liên quan cho nghiên cứu này là hệ số  $\alpha_\pi$  và  $\alpha_y$  có ý nghĩa hay được lựa chọn tùy tiện trong quy tắc Taylor. Rotemberg và Woodford (1997) cho rằng hệ số góc không được lựa chọn một cách tùy tiện mà tùy thuộc vào

sở thích của hộ gia đình, công nghệ sản xuất và mức độ ít biến động trong giá, để tối đa phúc lợi hàm tổn thất của NHTU và đạt được các phản ứng tối ưu của CSTT. Vì vậy, mặc dù sự ổn định tài chính không phải là một xem xét của NHTU trong nền tảng vi mô, tuy nhiên quy tắc Taylor có thể được sử dụng trong các cuộc tranh luận quy chuẩn về việc liệu NHTU nên ứng phó với sự bất ổn tài chính.

Clarida và cộng sự (2000) cho thấy sự liên quan giữa quy tắc CSTT với ổn định kinh tế vĩ mô được nghiên cứu trong lý thuyết và thực nghiệm, khi đưa ra hai vấn đề thảo luận: (i) thứ nhất không cân nhắc đến ổn định tài chính, thì theo quy tắc Taylor, lãi suất thực phải được điều chỉnh lên nhiều hơn so với tỷ lệ lạm phát (do hệ số  $\alpha > 0$ ) để ổn định nền kinh tế, CSTT phản ứng đến lạm phát mà không liên quan đến ổn định tài chính; và (ii) thứ hai cân nhắc đến ổn định tài chính, NHTU xem xét điều chỉnh biến động lãi suất (hay nói cách khác là làm mượt lãi suất) khi nhận thấy sự thay đổi đột ngột lãi suất trong thực tế có thể đặt sự ổn định thị trường tài chính vào tình trạng rủi ro. Do đó NHTU cần quan tâm đến trọng số của lãi suất thực và độ trễ lãi suất trong quy tắc Taylor.

Käfer (2014) xem xét vấn đề ổn định tài chính một cách rõ ràng trong quy tắc Taylor trong khu vực Châu Âu. Khi bổ sung phương trình (3.1) với điều khoản liên quan đến một số biện pháp ổn định tài chính, được đại diện bởi biến X, quy tắc Taylor mở rộng như sau:

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(Y_t - Y_t^*) + \alpha_x(X_t - X^*) \quad (2.3)$$

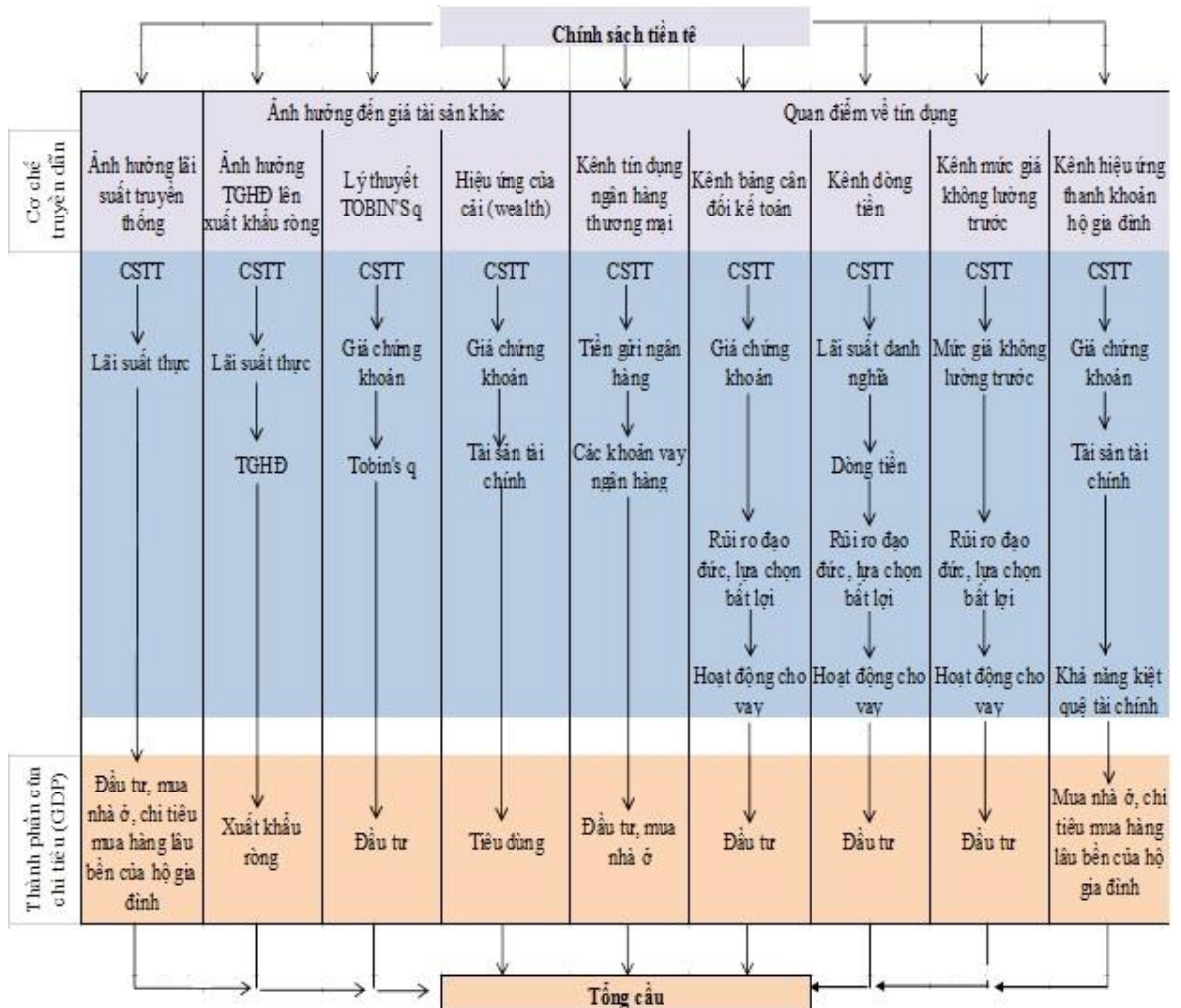
Trong đó,  $X_t$  là giá trị thực đại diện cho biến ổn định tài chính,  $X^*$  là giá trị mục tiêu tương ứng, và hệ số góc  $\alpha_x$ . Điều thú vị trong phương trình (3.3) biến X bao gồm các yếu tố nào vẫn là một câu hỏi mở và nhiều nghiên cứu cho rằng quy tắc Taylor mở rộng vẫn chưa thể hiện rõ biện pháp mở rộng nào là tốt nhất để bảo vệ sự ổn định tài chính.

Các nghiên cứu về sự truyền dẫn của CSTT đã được thực hiện tại nhiều quốc gia, khu vực khác nhau theo nghiên cứu của (Prachi và Peter, 2013). Theo Mishkin



(2013) cơ chế truyền dẫn trong điều hành CSTT được thực hiện thông qua các kênh sau: kênh lãi suất, kênh tỷ giá hối đoái, kênh giá tài sản và kênh tín dụng.

**Hình 2.2. Kênh truyền dẫn của CSTT**



Nguồn: Mishkin (2013)

Ngoài ra, theo nghiên cứu của Mukherjee và Bhattacharya (2011) còn có thêm kênh mong đợi trong cơ chế truyền dẫn CSTT. Do đó, Käfer (2014) khi xem xét đến ổn định tài chính, quy tắc Taylor được mở rộng theo 4 hướng là tỷ giá hối đoái, giá tài sản, tín dụng/đòn bẩy và chênh lệch lãi suất. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu của (Castro, 2011), (Baxa và cộng sự, 2013), (Albulescu và cộng sự, 2013) sử dụng một loạt các chỉ số tài chính, cho phép phản ứng với một phạm vi rộng của sự mất cân bằng tài chính, phù hợp thực tế hơn. Tuy nhiên các nghiên cứu này rất phức tạp, do

các quy tắc mở rộng gặp nhiều khó khăn trong việc xác định giá trị mục tiêu cho các biện pháp được lựa chọn, hay nói cụ thể hơn, giá trị nào làm cho  $X^*$  tốt nhất. Nếu những vấn đề này có thể được giải quyết, NHTU có trách nhiệm gì trong xác định hệ số  $\alpha_x$  trong biện pháp ổn định tài chính. Và cuối cùng,  $\alpha_x$  có thể là thay đổi theo thời gian ở các giai đoạn khác nhau của một cuộc khủng hoảng, ngụ ý chế độ chuyển đổi, hàm phản ứng phi tuyến tính của NHTU.

Có thể thấy trong hơn hai thập kỷ qua, quy tắc Taylor gốc liên quan đến giá cả và ổn định sản lượng đã được công nhận rộng rãi và có tác động khá mạnh trong việc điều hành lãi suất của các NHTU trên thế giới. Tuy nhiên, quy tắc Taylor mở rộng gắn với biện pháp ổn định tài chính theo hướng nào vẫn còn là câu hỏi mở, và vấn đề này sẽ được trình bày ở phần tiếp theo.

### **2.2.3 Các hướng mở rộng đối với quy tắc Taylor**

Trong phần này, bài viết tổng hợp cơ sở lý thuyết về quy tắc Taylor mở rộng trong mối liên hệ ổn định tài chính, đồng thời phân tích, đánh giá tính phù hợp các hướng mở rộng dựa vào nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới. Nghiên cứu trình bày quy tắc Taylor mở rộng theo 5 hướng chính căn cứ trên thứ tự thời gian xuất hiện: Đầu tiên, phân tích quy tắc Taylor với TGHĐ vì đây là chủ đề của một trong những cuộc thảo luận sớm liên quan đến các phần mở rộng của quy tắc Taylor. Tiếp theo, nghiên cứu thảo luận quy tắc Taylor với giá tài sản. Sau đó, nghiên cứu được mở rộng với tín dụng có xu hướng phóng đại kết nối chặt chẽ với bong bóng giá tài sản. Bài viết cũng nghiên cứu sẽ thảo luận vai trò của chênh lệch lãi suất trong quy tắc Taylor mở rộng do giá tài sản và tín dụng đã làm tăng lãi suất mới kể từ cuộc khủng hoảng cho vay dưới chuẩn của Mỹ. Cuối cùng nghiên cứu quy tắc Taylor mở rộng với chỉ số điều kiện tài chính, là chỉ số tổng hợp được xây dựng dựa trên sự kết hợp một số biến, như cung tiền, TGHĐ, chỉ số giá chứng khoán, giá bất động sản...

#### **2.2.3.1 Quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái**

Ho và Cauley (2003) công bố sự tương tác giữa CSTT và TGHĐ qua hai vấn đề sau: TGHĐ tác động tới lạm phát thông qua xác định giá hàng hoá nhập khẩu cũng

như lạm phát kỳ vọng, và TGHD ảnh hưởng đến khả năng cạnh tranh của doanh nghiệp trong nước ra nước ngoài, sự định giá cao đồng nội tệ làm cho sản phẩm nước ngoài rẻ hơn và sản phẩm trong nước đắt hơn, do đó nhu cầu về các sản phẩm trong nước giảm và ngược lại. Nhưng rõ ràng là hai tác động này chỉ liên quan đến các tranh luận truyền thống của quy tắc Taylor, lạm phát và sản lượng, và chưa đề cập đến ổn định tài chính.

Sự di chuyển của dòng vốn dưới tác động của thay đổi trong TGHD có thể gây ra bong bóng tín dụng và giá tài sản mỗi nước, từ đó dẫn đến nguy hiểm và sự sụp đổ sau đối với thị trường tài chính. Mặt khác, nếu các khoản nợ của công ty hoặc ngân hàng lớn đến mức được đo lường bằng ngoại tệ và không cân bằng với các tài sản ngoại hối, thì sự mất giá đồng nội tệ có thể tăng gánh nặng nợ và cuối cùng dẫn đến sự phá sản của các công ty này. Cả hai yếu tố đó có thể ảnh hưởng đáng kể đến bất ổn tài chính, nên Ho và Cauley (2003) cho rằng các thị trường mới nổi đang bị ảnh hưởng nhiều nhất do thường phụ thuộc nhiều vào biến động của TGHD, và quan điểm này cũng nhận được sự đồng thuận trong nghiên cứu của (Aizenman và cộng sự, 2011; Mohanty và Klau, 2005). Do đó, nghiên cứu sẽ tập trung phân tích các nghiên cứu xảy ra tại các nền kinh tế đang phát triển và mới nổi.

Ball (1999), Svensson (2000) và Batini và cộng sự (2003) đặt nền móng cơ bản trong nghiên cứu lý thuyết xem xét vai trò của TGHD trong quy tắc Taylor. Kết quả chính của ba nghiên cứu đều ủng hộ quy tắc Taylor phản ứng phù hợp với TGHD trong điều hành CSTT của NHTU. Tuy nhiên, Ball (1999) và Batini và cộng sự (2003) nhấn mạnh hệ số cho TGHD nên nhỏ hơn đáng kể so với lạm phát và sản lượng. Tuy nhiên, ba nghiên cứu đều đưa ra kết luận về hàm tổn thất cơ bản mà không mở rộng với chính TGHD.

Tiếp theo, Adolfson (2007) cho rằng quy tắc Taylor mở rộng với TGHD có cải thiện nhẹ so với quy tắc Taylor gốc trong trường hợp truyền dẫn TGHD không hoàn hảo. Sẽ có nhiều ảnh hưởng tích cực khi truyền dẫn TGHD tăng cao tới mức giá, bởi vì tác động trong thay đổi TGHD được truyền nhanh hơn đến mức giá. Leitemo và Söderström (2005) có hướng mở rộng thú vị khác khi tập trung vào sự

không chắc chắn về mức độ truyền dẫn TGHĐ, sự tồn tại phần bù rủi ro ngoại hối, thích ứng kỳ vọng TGHĐ và mức độ TGHĐ thực tế. Wollmershäuser (2006) cũng cho rằng bất ổn tỷ giá là sự khác biệt quan trọng nhất, khi mức độ biến động TGHĐ lớn hơn sẽ thấy rõ vai trò đối với hoạt động quản lý TGHĐ. Các nghiên cứu của Cecchetti (2000), Taylor (2001), Leitimo và Söderström (2005) và Garcia và cộng sự (2011) đều cho rằng trong nghiên cứu cơ sở lý thuyết việc bổ sung biến TGHĐ trong quy tắc Taylor có cải thiện đáng kể.

Có rất ít nghiên cứu lý thuyết về quy tắc Taylor và TGHĐ đề cập rõ ràng đến vai trò của sự ổn định tài chính. Một ngoại lệ đáng chú ý được thực hiện bởi (Morón và Winkelried, 2005) khi tập trung vào nợ nghiêm trọng - nền kinh tế bị đô la hóa mà tác giả xem là nền kinh tế dễ bị tổn thương, và điểm mới trong nghiên cứu này là sự phụ thuộc của phí bảo hiểm rủi ro vào mức độ đô la hóa nợ. Theo đó, các quốc gia dễ bị tổn thương gặp khó khăn do thâm hụt nhiều hơn so với thặng dư từ TGHĐ. Các tác giả sử dụng sáu mô hình quy tắc chính sách khác nhau để giảm thiểu hàm phản ứng tổn thất cơ bản liên quan với chênh lệch lạm phát và sản lượng. Mô hình này cho thấy quy tắc Taylor mở rộng với TGHĐ có thể phù hợp hơn. Hơn nữa, những tác động tích cực của việc giảm biến động là lớn hơn trong nền kinh tế dễ bị tổn thương.

Trong số các nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor và TGHĐ, Calvo và Reinhart (2002) đưa ra giả thuyết nổi tiếng “sự sợ hãi của thả nổi” cho thấy sự khác nhau giữa lời nói và hành động của NHTU. Khi biến động bất thường trong TGHĐ cùng với biến động cao trong dự trữ và lãi suất, các tác giả kết luận có hoạt động quản lý TGHĐ trong một số quốc gia, đặc biệt là các nước đang phát triển. Mohanty và Klau (2005) bổ sung phát hiện trong nghiên cứu của Calvo và Reinhart (2002), khi cho rằng có mối tương quan âm giữa lãi suất và TGHĐ trong nghiên cứu thực nghiệm tại 13 thị trường mới nổi, và có phản ứng mạnh mẽ đến TGHĐ trong quy tắc Taylor mở rộng. Moura và De Carvalho (2010) nghiên cứu việc điều hành CSTT trong bảy nền kinh tế lớn nhất Châu Mỹ Latinh, thông qua việc ước lượng quy tắc Taylor mở rộng với biến TGHĐ. Kết quả cho thấy, TGHĐ có ảnh hưởng trong việc quyết định lãi suất tại Mexico.

Tiếp theo, Aizenman và cộng sự (2011) ước lượng quy tắc Taylor cho 16 thị trường mới nổi từ năm 1989-2006 và cho thấy có phản ứng đáng kể của NHTU đến TGHD, đặc biệt phản ứng mạnh mẽ ở các nước không theo lạm phát mục tiêu cũng như ở các nước xuất khẩu hàng hóa. Tuy nhiên cả 16 quốc gia được nghiên cứu, mức độ của phản ứng TGHD luôn luôn nhỏ hơn so với phản ứng của lạm phát.

Một nghiên cứu đáng chú ý của Kempa và Wilde (2011) khi tìm hiểu nguyên nhân biến động TGHD khi NHTU điều hành CSTT theo quy tắc Taylor. Đầu tiên, nhóm tác giả trình bày mô hình TGHD động đơn giản với quy tắc Taylor cơ bản trong mối quan hệ tam giác của 3 yếu tố gồm: tác động dài hạn của những cú sốc cho thị trường sản lượng, sự khác biệt giữa lãi suất, và các quy tắc Taylor. Ước lượng VAR được sử dụng để đánh giá tầm quan trọng tương đối của các cú sốc khác nhau trong việc xác định TGHD. Kết quả cho thấy cú sốc cầu là ít quan trọng hơn trong các nghiên cứu VAR trước đó, trong khi cú sốc cung và cú sốc danh nghĩa giải thích một phần đáng kể của biến động TGHD thực.

Wilde (2012) tìm hiểu ảnh hưởng của độ lệch quy tắc Taylor theo TGHD thực của Deutschmark/Dollar và Yen/Dollar. Độ lệch quy tắc Taylor xảy ra nếu lãi suất ngắn hạn liên tục lệch khỏi đường lãi suất phù hợp với các quy tắc Taylor. Mô hình hành vi TGHD kỳ vọng hợp lý được sử dụng, trong đó CSTT sẽ được điều hành theo quy tắc Taylor. Thiết lập TGHD cơ bản được xây dựng theo hai cách khác nhau: (i) chỉ xem xét đến yếu tố vĩ mô truyền thống và (ii) xem xét đến độ lệch quy tắc Taylor. Kết quả cho rằng độ lệch quy tắc Taylor là yếu tố quyết định quan trọng đến TGHD, cũng là đặc điểm kỹ thuật thứ hai phù hợp với các dữ liệu hơn nhiều so với đường cơ sở.

Galimberti và Moura (2013) nghiên cứu nhóm 15 nền kinh tế mới nổi thông qua TGHD thả nổi hoàn toàn và lạm phát mục tiêu bắt đầu từ giữa những năm 1990, và cho thấy mối quan hệ giữa việc xác định TGHD và CSTT nội sinh đại diện bởi quy tắc Taylor. Bằng cách đánh giá thông số kỹ thuật khác nhau cho các mô hình quy tắc Taylor kết hợp với TGHD dựa trên thực hiện với mẫu ngoài quan sát, các tác giả

tìm thấy phiên bản hướng tới tương lai có ảnh hưởng mạnh mẽ về khả năng dự báo TGHD.

Käfer (2014) cho rằng nếu nợ bên ngoài chỉ chiếm tỷ lệ nhỏ đối với các ngân hàng thương mại (NHTM) khu vực đồng euro, những khoản nợ phát triển không đồng nhất giữa các NHTM, và đồng euro là tiền tệ quan trọng nhất trong tổng nợ phải trả, thì mục tiêu TGHD cho ECB sẽ không hợp lý để đảm bảo sự ổn định tài chính.

Chow và cộng sự (2014) xem xét hệ thống TGHD được quản lý tại Singapore, quốc gia phát triển thuộc khu vực Đông Nam Á, và đưa ra 2 vấn đề để thảo luận: lý do lo sợ trong thả nổi TGHD là gì và việc áp dụng quy tắc Taylor trong điều hành CSTT. Kết quả cho thấy, trong điều kiện biến động của lạm phát tổng thể, quy tắc TGHD đã có một lợi thế so sánh so với quy tắc Taylor khi cú sốc giá xuất khẩu là nhân tố chính của biến động thực và quy tắc Taylor là thích hợp hơn khi giải thích những cú sốc sản lượng trong nước. Quy tắc TGHD cũng giải thích tốt hơn so với quy tắc Taylor trong giải thích việc kiên trì giảm lạm phát.

Clarida (2014) đánh giá và giải thích một số tác động chính sách quan trọng bắt nguồn từ mô hình DSGE cho CSTT tối ưu trong nền kinh tế mở. Cơ sở lý thuyết cho thấy kết quả kinh tế vĩ mô tốt trong nền kinh tế mở bằng cách tập trung thiết lập lạm phát mục tiêu thông qua quy tắc Taylor, với trạng thái cân bằng được phản ánh trong TGHD như giá tài sản. CSTT tối ưu sẽ không thể cung cấp TGHD danh nghĩa ổn định (thực hiện theo TGHD cố định hoặc TGHD theo vùng mục tiêu). Việc không đảm bảo các điều kiện cam kết, CSTT tối ưu không thể cung cấp mức giá nội địa cố định. Một đặc tính trong dữ liệu của các nước theo lạm phát mục tiêu (điều hành CSTT theo quy tắc Taylor) có xu hướng đẩy TGHD danh nghĩa theo hướng ngược lại từ lý thuyết ngang giá sức mua (PPP) để đáp ứng với một cú sốc 'lạm phát', mặc dù trong thời gian dài của các mô hình TGHD danh nghĩa kỳ vọng phải theo PPP.

Popescu (2014) nghiên cứu hành vi của các cơ quan điều hành CSTT trong việc thiết lập lãi suất danh nghĩa ngắn hạn tại trung tâm và phía Đông Châu Âu để thúc đẩy CSTT độc lập của các NHTU, và ước tính ba mô hình quy tắc Taylor mở rộng có quan tâm đến mục tiêu ổn định tài chính. Kết quả cho thấy NHTU quan tâm

chính tới mục tiêu cơ bản về ổn định giá cả, nhưng cũng chú ý để ổn định hoạt động kinh tế thực và TGHĐ. Tuy nhiên, các NHTU có sự đồng nhất trong thay đổi trong lãi suất danh nghĩa ngắn hạn theo sát những thay đổi trong lãi suất danh nghĩa ngắn hạn của khu vực đồng Euro, trong khi có sự khác nhau của các NHTU trong lựa chọn phát triển giá tài sản.

Theo nghiên cứu cơ sở lý thuyết, Byrne và cộng sự (2016) cho thấy quy tắc Taylor hữu ích trong việc dự báo TGHĐ, tuy nhiên trong điều kiện kinh tế thế giới có nhiều thay đổi, các biến theo quy tắc Taylor có thể bị mất ổn định cấu trúc, chẳng hạn do hậu quả của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu. Do đó tác giả đã dự báo TGHĐ được áp dụng theo quy tắc Taylor với thông số thời gian khác nhau ước tính bằng phương pháp Bayesian. Tập trung vào dữ liệu từ cuộc khủng hoảng, kết quả chứng minh mạnh mẽ quy tắc Taylor với thông số thời gian khác nhau là khác nhau giữa các quốc gia.

Tóm lại, kết quả nhiều nghiên cứu cơ sở lý thuyết và thực nghiệm cho thấy quy tắc Taylor mở rộng với biến TGHĐ cải thiện rất đáng kể so với quy tắc Taylor gốc trong điều hành CSTT của một số NHTU trên thế giới, đặc biệt tại các quốc gia mới nổi chịu tác động nhiều trong sự thay đổi TGHĐ. Sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007, nghiên cứu lý thuyết tập trung phân tích quy tắc Taylor trong dự báo TGHĐ khi sử dụng mô hình và phương pháp nghiên cứu khác nhau được nhiều tác giả đề cập, đây có thể là hướng nghiên cứu cần tập trung nhiều hơn trong thực nghiệm.

### **2.2.3.2 Quy tắc Taylor mở rộng với giá tài sản**

Hiện nay, nhiều nhà nghiên cứu tập trung vào cơ sở lý thuyết quy tắc Taylor mở rộng liên quan đến giá tài sản - chủ yếu được phân loại thành giá tài sản tài chính (giá cổ phiếu) và giá bất động sản. Gilchrist và Leahy (2002) đã trình bày và đánh giá chi tiết mối quan hệ giữa giá tài sản có thể tác động đến lạm phát và sản lượng. Trong ngắn hạn, sự gia tăng giá tài sản làm tăng của cải của các hộ gia đình và điều này cho phép họ tiêu dùng nhiều hơn. Về phía doanh nghiệp và hệ số Tobin's Q, giá cổ phiếu cao hơn chỉ ra các cơ hội đầu tư sinh lợi nhiều hơn. Ngoài ra, Bernanke và cộng sự

(1999) cho rằng sự gia tăng giá trị tài sản dẫn đến doanh nghiệp có thể cầm cố thế chấp nhiều hơn, phù hợp với lý thuyết 'gia tốc tài chính'. Do đó bên cạnh tăng cường các cơ hội đầu tư và chi tiêu, việc tiếp cận các nguồn tài chính bên ngoài cũng được cải thiện. Từ đó, giá nhà gia tăng có thể là chỉ số về áp lực lạm phát trong tương lai, mặc dù giá tài sản có thể không được coi là yếu tố trong đo lường lạm phát. Bổ sung vào quan điểm này, Caruana (2005) cho rằng giá tài sản tăng mạnh có thể gây nguy hiểm cho sự ổn định tài chính, mặc dù khi mới xuất hiện lần đầu tiên giá tài sản không đe dọa đến ổn định giá hoặc sản lượng. Giá tài sản có tiềm năng tạo thành bong bóng khác thường dẫn đến bùng nổ và đổ vỡ, từ đó có thể dẫn đến suy thoái kinh tế, và nghiêm trọng hơn nếu những tăng tài sản được tài trợ do tăng trưởng tín dụng quá mức.

Cuộc tranh luận mang tính quy chuẩn và nổi tiếng liên quan đến giá tài sản, CSTT và ổn định tài chính được thực hiện bởi hai nhóm tác giả (Bernanke và Gertler, 1999; Bernanke và Gertler, 2001) và (Cecchetti, 2000; Cecchetti và cộng sự, 2002). Dựa trên phương pháp gia tốc tài chính, Bernanke và cộng sự (1999) khởi đầu cho cuộc tranh luận khi coi giá tài sản như rào cản tài chính. Bernanke và Gertler (1999) so sánh quy tắc CSTT lạm phát mục tiêu thuần (các NHTU chỉ phản ứng với lạm phát mà không phản ứng với sản lượng) với quy tắc CSTT mở rộng bao gồm giá cổ phiếu. Sau khi mô phỏng một số cú sốc trong thiết lập này, tác giả thấy quy tắc CSTT theo lạm phát mục tiêu thuần là phù hợp mà không cần phản ứng xa hơn với giá cổ phiếu. Vì thế, NHTU không nên phản ứng xa hơn đến giá tài sản, do đã được tính trong đo lường lạm phát.

Cecchetti (2000) có nghiên cứu quan trọng khác và tranh luận với (Bernanke và Gertler, 1999), khi khuyến khích NHTU phản ứng với giá tài sản ngoài lạm phát và sản lượng, tuy nhiên NHTU không nên quá quan tâm đến giá tài sản. Để chứng minh điều này, Cecchetti (2000) mở rộng nghiên cứu của (Bernanke và Gertler, 1999) trên một số phương diện, trong đó điều quan trọng nhất là sự đo lường khoảng cách sản lượng trong các quy tắc CSTT, một hàm phản ứng mục tiêu rõ ràng đối với lạm phát/sản lượng cho NHTU có thể được giảm thiểu để ước tính hệ số phản ứng tối ưu,



và mức độ làm mướt lãi suất. Với những giả định bổ sung, Cecchetti (2000) thách thức nghiên cứu (Bernanke và Gertler, 1999) khi phản ứng CSTT có ảnh hưởng đến giá cổ phiếu, bên cạnh sản lượng và lạm phát.

Câu chuyện tranh luận thú vị được tiếp diễn khi Bernanke và Gertler (2001) chỉ ra nghiên cứu (Cecchetti, 2000) chỉ dựa trên kịch bản cú sốc đặc biệt, và có thể bỏ qua các cú sốc khác. Do đó, Bernanke và Gertler (2001) xem xét ngẫu nhiên các cú sốc cũng như một sự phản ứng lại đến chênh lệch sản lượng. Tuy nhiên, tác giả cho rằng bổ sung phản ứng nhỏ đến giá cổ phiếu có tác động làm giảm biến sản lượng song song với tăng biến lạm phát, nhưng vẫn không tìm ra các hệ số tối ưu. NHTU sử dụng kết quả nghiên cứu này để điều chỉnh tạm thời lãi suất thực, mục tiêu mà CSTT luôn phải quan tâm, chứ không phải chỉ khi đối mặt với biến động thị trường chứng khoán. Cuối cùng, Cecchetti và cộng sự (2002) xem xét các cuộc tranh luận và nhắc lại nghiên cứu của họ không bao giờ hướng đến giá tài sản mục tiêu, nhưng có thừa nhận các kết quả phụ thuộc vào giả định liên quan đến những cú sốc cơ sở. Do đó, Cecchetti và cộng sự (2002) vẫn tin rằng phản ứng với giá tài sản có thể là hữu ích, nhưng không nên phản ứng cứng nhắc. Điều thú vị nhất trong cuộc tranh luận, cả hai quan điểm đề nghị bổ sung thêm thông tin giá tài sản theo những cách khác nhau, tuy nhiên thông tin về giá tài sản có tác động như thế nào và bao nhiêu đến đo lường lạm phát và sản lượng vẫn chưa được giải quyết.

Một số nghiên cứu khác cho thấy có sự phù hợp trong phản ứng theo quy tắc đến sự mất cân bằng tài chính đối với cả hai quan điểm chủ động và phản ứng. Gruen và cộng sự (2005) so sánh quan điểm chủ động và phản ứng của NHTU trong việc thiết lập mô hình khác nhau, ví dụ như sự khác biệt xác suất của sụp đổ bong bóng hoặc tăng trưởng bong bóng nội sinh. Kết quả cho thấy có phản ứng phù hợp mạnh mẽ đến bong bóng tài sản nhỏ, tuy nhiên phản ứng sẽ như thế nào khi bong bóng phát triển và chi phí đổ vỡ gia tăng. Ngay trong giai đoạn đầu, sự không chắc chắn liên quan đến sự tồn tại của bong bóng tài sản là đặc biệt cao. Nhìn chung, tác giả nhấn mạnh các phản ứng tối ưu để bong bóng tài sản phụ thuộc vào đặc điểm “quá trình hình thành bong bóng” và nhận thức của các NHTU, do không có quy tắc duy nhất

cho các phản ứng. Bordo và Jeanne (2002) nghiên cứu sâu và cho rằng CSTT ảnh hưởng đến việc cho vay bằng cách thiết lập lãi suất. Bong bóng tài sản nhỏ không dẫn đến cuộc khủng hoảng tín dụng, trong khi bong bóng tài sản rất lớn buộc các NHTU thắt chặt lãi suất để tránh tạo ra khủng hoảng tín dụng. Do đó hành vi điều hành CSTT mang tính phi tuyến tại chế độ chuyển đổi trong mô hình hai giai đoạn, ngụ ý rằng hành vi quy tắc Taylor tuyến tính là không thích hợp.

Tuy nhiên, cũng có các nghiên cứu quy chuẩn mà không gán một vai trò riêng biệt của giá tài sản trong việc điều hành CSTT. Gilchrist và Leahy (2002) mở rộng nghiên cứu (Bernanke và Gertler, 1999) khi sử dụng những cú sốc cho kỳ vọng và giá trị ròng trong mô hình chu kỳ kinh doanh thực, mô hình Keynes mới với giá đình (giá ít biến động) và mô hình gia tốc tài chính, cho thấy một chiến lược lạm phát mục tiêu mạnh giữ cho nền kinh tế gần với mục tiêu mong muốn.

Tiếp theo, luận án sẽ phân tích các nghiên cứu thực nghiệm để hiểu rõ hơn mối quan hệ giữa quy tắc Taylor và giá tài sản. Đầu tiên, Bernanke và Gertler (1999) nghiên cứu hàm phản ứng dự báo đối với Cục Dự trữ Liên bang Mỹ và NHTU Nhật Bản từ năm 1979 trở đi. FED điều hành CSTT phản ứng mạnh đến lạm phát, ít phản ứng đến khoảng cách sản lượng và đặc biệt ít chú ý đến lợi nhuận cổ phiếu, phù hợp với khuyến nghị của Bernanke và Gertler (1999). Tại Nhật Bản, CSTT phản ứng đáng kể với lợi nhuận cổ phiếu, mặc dù có những dấu hiệu khác nhau cho hai mẫu phụ. Trong đó, quan điểm CSTT gắn với ổn định tài chính phù hợp trong giai đoạn này nhưng không đúng cho giai đoạn trước đó, từ đó dẫn đến mục tiêu xa hơn cho CSTT bên cạnh lạm phát và sản lượng.

Cecchetti (2003) đưa ra bằng chứng chống lại trong nghiên cứu tại Mỹ, khi tính toán từ khóa “thị trường chứng khoán” trong biên bản sau thời gian họp của Ủy ban thị trường Mở - Cục Dự trữ liên bang FED và cho thấy việc sử dụng những từ khóa tăng lên đáng kể trong thời kỳ bùng nổ. Kết quả hồi quy chỉ ra rằng FED phản ứng đáng kể và ổn định với phần bù rủi ro vốn vượt trội (tức là độ lệch của phần bù rủi ro từ xu hướng dài hạn), xem như là một cách đo lường cho độ lệch giá tài sản trong giai đoạn 1990-2003. CSTT tại Đức và Nhật cũng cho kết quả tương tự.

Chadha và cộng sự (2004) cung cấp thêm bằng chứng cho thấy quy tắc Taylor mở rộng có phản ứng ổn định và ảnh hưởng nhỏ đến giá cổ phiếu của FED và Ngân hàng Anh trong giai đoạn 1979-2000. Ngoài ra, tác giả cũng thấy phản ứng ổn định và ảnh hưởng nhỏ đến TGHD tại Mỹ, Anh và Nhật Bản. Do đó, CSTT nên phản ứng đối với cả 2 yếu tố là giá cổ phiếu và TGHD là cần thiết để tránh biến động lớn, nhưng không phải là mục tiêu chính trong điều hành CSTT.

Ngoài ra, Rigobon và Sack (2003) và Fuhrer và Tootell (2008) tiến hành nghiên cứu thực nghiệm phức tạp hơn tại Mỹ, và đã tìm thấy phản ứng đáng kể của CSTT đối với thông tin thị trường tài sản, cũng như mức độ ảnh hưởng của thông tin thị trường tài sản đến lạm phát và sản lượng. Siklos và cộng sự (2004) cũng cho thấy kết quả tương tự khi thực hiện nghiên cứu đối với NHTU Châu Âu (ECB).

Botzen và Marey (2010) tìm hiểu hành vi của ECB khi xem xét giá cổ phiếu cùng với sản lượng và lạm phát, sử dụng dữ liệu Eurozone 1999-2005, giai đoạn trước khi xảy ra cuộc khủng hoảng tài chính năm 2007. Kết quả cho thấy CSTT ảnh hưởng đáng kể đến giá cổ phiếu, tuy nhiên mức độ tác động của giá cổ phiếu không quan trọng bằng tác động của lạm phát hoặc sản lượng. Hay nói cách khác, Botzen và Marey (2010) cung cấp bằng chứng phản ứng của hoạt động thị trường chứng khoán là dấu hiệu ổn định tài chính liên quan đến điều hành CSTT của ECB.

Ngoài cách tiếp cận cố định theo thời gian nêu trên, Bordo và Jeanne (2002) và Gruen và cộng sự (2005) cho thấy có hàm phản ứng phi tuyến đối với giá tài sản trong các nghiên cứu thực nghiệm gần đây. Baxa và cộng sự (2013) sử dụng hệ số thời gian khác nhau và thấy rằng một số NHTU đã phản ứng với chỉ số bất ổn tài chính trong thời gian khủng hoảng. Tuy nhiên, do hạn chế trong việc xác định giai đoạn khủng hoảng, kết quả này không cho phép rút ra kết luận liệu phản ứng CSTT được dự phòng trước khi xảy ra bùng nổ giá tài sản. Lee và Son (2013) nhấn mạnh hệ số phản ứng ước tính giá cổ phiếu theo thời gian đối với FED có ảnh hưởng tích cực từ năm 1991 trở đi, nhưng chỉ tăng mạnh ở giai đoạn cuối của thời kỳ bong bóng, và đề nghị phản ứng với thị trường chứng khoán trong thời kỳ phá sản chứ không phải là trong giai đoạn bùng nổ. Khi phân biệt giữa bùng nổ và phá sản thông qua

biến giả trong hàm hồi quy, Hoffmann (2013) thấy rằng FED đã phản ứng với giá cổ phiếu bằng cách hạ lãi suất trong phá sản, trong khi không tăng trong giai đoạn bùng nổ. Ngược lại, ECB đã không phản ứng với giá cổ phiếu. Do đó nghiên cứu thực nghiệm của Lee và Son (2013) và Hoffmann (2013) đều khẳng định quan điểm CSTT có phản ứng đến giá tài sản (giá cổ phiếu), ít nhất đã đúng với FED.

(Käfer, 2014) sử dụng dữ liệu chỉ số giá nhà được lấy từ Eurostat theo quý từ năm 2005 trở đi, dữ liệu được chuẩn hóa của Eurostat là 100 ở năm 2010. Trước năm 2010, giá nhà ở hầu hết các nước có xu hướng di chuyển xung quanh giá trị 100; ngoại trừ Tây Ban Nha và Ireland có sự bùng nổ giá nhà rõ rệt. Tuy nhiên giá nhà trong khu vực châu Âu đã trở thành một mối quan tâm ngày càng tăng đối với các thị trường tài chính từ năm 2010 trở đi, có sự khác biệt giữa các quốc gia. Tây Ban Nha và Ireland bị điều chỉnh giá nhà giảm đáng kể, Ý và Bồ Đào Nha có sự sụt giảm ít hơn. Giá nhà ở Pháp đang ở trên các giá trị tham khảo, nhưng khá ổn định trong hai năm qua, trong khi giá nhà ở Đức cho thấy dấu hiệu của sự bùng nổ phôi thai trong cùng thời kỳ. Nhìn chung, nếu ổn định giá tài sản theo quan điểm là giá chứng khoán hay giá nhà dẫn đến mục tiêu cắt giảm lãi suất của ECB trong những năm khủng hoảng gần đây, do đó chi phí góp phần thúc đẩy giá tài sản trong trung tâm khu vực đồng Euro, với một tác động đặc biệt rõ rệt với Đức. Như vậy, theo quan điểm giá tài sản, CSTT tùy nghi có thể phù hợp trong giai đoạn khủng hoảng.

Jiang (2014) nghiên cứu mối quan hệ giữa tính thanh khoản của thị trường chứng khoán và quy tắc Taylor tại Mỹ. Kết quả cho thấy rằng sự gia tăng chênh lệch sản lượng, chênh lệch lạm phát làm giảm tính thanh khoản cổ phiếu, và ảnh hưởng này lớn hơn đối với cổ phiếu có vốn hóa thị trường thấp và tính thanh khoản thấp.

Dladla (2015) phát triển phương trình dự báo từ mô hình giảm cổ tức, và sự sụt giảm phương trình giá tài sản phản ánh sụt giảm cổ tức mỗi cổ phần, chênh lệch lãi suất kỳ hạn, lãi suất ngắn hạn, tỷ lệ lạm phát, chênh lệch sản lượng và TGHD thực. Kết quả cho thấy mô hình dự báo của tác giả có mối quan hệ quan trọng, ảnh hưởng mạnh và nhanh hơn so với các mô hình khác được so sánh. Tác giả kết luận rằng có

sự giảm cổ tức trong mô hình dự báo và có thể ảnh hưởng đến các quyết định danh mục đầu tư của các nhà đầu tư tìm kiếm lợi nhuận.

Roskelley (2016) cho thấy quy tắc Taylor mở rộng với lợi suất trái phiếu được quan sát theo quý cải thiện đáng đối với cả mẫu trong và ngoài quan sát. Hơn nữa, quy tắc Taylor mở rộng làm giảm các sai số dự báo thấp hơn so với các mô hình chính sách tuyến tính và phi tuyến tính.

Nhìn chung, kết quả nghiên lý thuyết đề nghị NHTU nên xem giá tài sản như một mục tiêu trong điều hành chính CSTT không nhận được sự đồng thuận rộng rãi, do đó việc xây dựng quy tắc phản ứng đối với giá tài sản dường như không phù hợp. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy ngoài phản ứng với lạm phát và sản lượng, lãi suất cũng có một số phản ứng đối với giá tài sản. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến quy tắc Taylor và giá tài sản chủ yếu được tập trung tại các nền kinh tế phát triển ở Mỹ, Nhật và các NHTU tại Châu Âu, trong khi nền kinh tế mới nổi tại các khu vực khác như Mỹ Latinh, hay Châu Á Thái Bình Dương vẫn chưa được nghiên cứu. Do đó, câu hỏi liệu NHTU quan tâm đến giá tài sản để cho thấy trách nhiệm ổn định thị trường tài chính vẫn là vấn đề cần được nghiên cứu thêm.

### **2.2.3.3 Quy tắc Taylor mở rộng với tín dụng**

Trong nghiên cứu thực nghiệm cho thấy NHTU nên xem xét đến giá tài sản với các mức độ ảnh hưởng khác nhau, ngoài yếu tố lạm phát và sản lượng. Tuy nhiên một số tác giả cho rằng bản thân bong bóng giá tài sản không phải là vấn đề cấp bách nhất đối với sự ổn định tài chính, mà chính là vấn đề rủi ro trong tương tác qua lại giữa giá tài sản và tín dụng (Borio và Lowe, 2002, 2004; Detken và Smets, 2004; Gerdesmeier và cộng sự, 2010). Gerdesmeier và cộng sự (2010) cho rằng tăng trưởng tín dụng có thể gây nên sự bùng nổ giá tài sản, nhưng giá nhà gia tăng bao hàm giá trị tài sản thế chấp cao hơn để thúc đẩy tăng trưởng tín dụng. (Borio và Lowe, 2002, 2004; Detken và Smets, 2004; Gerdesmeier và cộng sự, 2010) gán một vai trò quan trọng của tín dụng trong bong bóng giá tài sản, mà sau đó có thể dẫn đến các cuộc khủng hoảng tài chính tốn kém. Bên cạnh đó, Tobias và Shin (2008) khẳng định cổ

phiếu thường được nắm giữ bởi các nhà đầu tư không sử dụng đòn bẩy, điều này làm cho tín dụng được xem là chỉ số liên quan đến ổn định tài chính. Do đó, chúng ta cần phải phân tích rõ hơn vai trò của tín dụng trong hoạt động của hệ thống tài chính tại các ngân hàng.

Có nhiều nghiên cứu lý thuyết bỏ qua vai trò của tín dụng trong việc điều hành CSTT. Ba đặc điểm chung của các nghiên cứu lý thuyết quy chuẩn nổi bật là: Thứ nhất, hầu hết nghiên cứu về thể loại mô hình cân bằng tổng thể ngẫu nhiên động, dựa trên những rào cản tài chính như một kênh tài sản thế chấp. Thứ hai, bỏ qua vai trò của công cụ điều tiết. Điều này rất quan trọng bởi vì nó được kết nối chặt chẽ với các cuộc thảo luận quy chuẩn liên quan đến vai trò của NHTU. Tuy nhiên, trọng tâm chính trong nghiên cứu này là phân tích mối quan hệ giữa quy tắc Taylor và ổn định tài chính, do đó bài viết không đi phân tích tập trung nhiều vào công cụ điều tiết, mặc dù nghiên cứu thực nghiệm có liên quan đến vai trò của công cụ điều tiết bên cạnh chính sách lãi suất. Thứ ba, nhiều tác giả kết nối mối quan tâm tín dụng đến giá tài sản, trong đó Agénor và cộng sự (2013) nhấn mạnh tầm quan trọng của liên kết này khi phân tích cú sốc giá nhà tạo ra sự mở rộng tín dụng được ngụ ý bởi thiết lập các cơ chế tài sản thế chấp. Agénor và cộng sự (2013) sử dụng quy tắc Taylor mở rộng với tín dụng cũng như quy định vốn ngược chu kỳ trong thiết lập này và thấy rằng quy tắc CSTT thông thường đủ để ổn định nền kinh tế nếu NHTU độc lập trong hoạt động điều hành. Ví dụ, NHTU quan tâm việc tránh biến động mạnh đối với lãi suất, CSTT cần phải được kèm theo quy định vốn.

Christiano và cộng sự (2010) nghiên cứu liên quan đến bùng nổ giá tài sản và tín dụng, cho thấy rằng lạm phát thường thấp và tăng trưởng tín dụng cao trong giai đoạn bùng nổ của thị trường chứng khoán. Do đó, chiến lược lạm phát mục tiêu thuần sẽ không đáp ứng yêu cầu tăng lãi suất trong thời gian bùng nổ và có thể gây bất ổn thực sự. Nhóm tác giả chỉ ra hiệu ứng khi sử dụng một cú sốc thông tin trong thiết lập theo lý thuyết Keynes mới, bao gồm một cơ chế tăng tốc trong mô hình, cũng như tăng trưởng tín dụng trong các quy tắc chính sách. Kết quả đề xuất NHTU thực hiện

ổn định các thành phần quan trọng của nền kinh tế nếu chúng phản ứng với tín dụng nhiều hơn so với phản ứng đối với lạm phát.

Trong một nghiên cứu khác, Aydin và Volkan (2011) phân tích quy tắc Taylor mở rộng sử dụng chênh lệch lãi suất cho vay lĩnh vực phi tài chính, đòn bẩy ngoại hối của ngân hàng, khối lượng tín dụng, và giá nhà trong mô hình DSGE áp dụng cho nền kinh tế Hàn Quốc. Tác giả thấy rằng phản ứng với sự bất ổn tài chính có thể mang lại lợi ích, nhưng kết quả phụ thuộc vào cú sốc, với lợi thế trong trường hợp của những cú sốc cung và không cải thiện khi nền kinh tế đang ảnh hưởng bởi cú sốc cầu. Mô hình nghiên cứu thực tế của IMF (2009) cũng làm phát sinh sự hoài nghi khi sử dụng một cơ chế tăng tốc và tập trung vào bùng nổ giá nhà. IMF tuyên bố rằng bằng cách trả lời những cú sốc tài chính (một giảm nhẹ trong tiêu chuẩn cho vay), quy tắc Taylor mở rộng tín dụng thực sự tốt hơn quy tắc Taylor tiêu chuẩn liên quan đến biến lạm phát và sản lượng. Trong trường hợp của những cú sốc sản lượng, quy tắc Taylor tiêu chuẩn là tốt hơn.

Gelain và cộng sự (2013) tiếp tục nghiên cứu tín dụng và CSTT trong thiết lập của sự giới hạn hợp lý, một phần trong các quyết định hộ gia đình được hình thành bởi bình quân gia quyền giữa kỳ vọng hợp lý và thích ứng trong mô hình DSGE. Hai kết quả cần được đề cập ở đây: (i) kịch bản kỳ vọng kép thường tăng biến động so với kỳ vọng hợp lý, và (ii) kết quả cho thấy các phản ứng trực tiếp từ NHTU, để tăng trưởng tín dụng hoặc giá nhà đối với quy tắc CSTT có thể ổn định đối với một số biến, trong khi đồng thời tăng sự thay đổi của biến khác khác, chẳng hạn lạm phát và sản lượng. Hơn nữa, nghiên cứu của Biggs và Mayer (2013) có ảnh hưởng rất mạnh trong các cuộc tranh luận quy chuẩn gần đây, khi cho rằng tăng trưởng tín dụng có thể bị sai lệch bởi các cấu trúc thời gian đảo hạn, tác giả đề nghị áp dụng ‘lực đẩy tín dụng’ mục tiêu, được cung cấp bởi hàm bậc hai của tín dụng và mô tả sự thay đổi trong tốc độ tăng trưởng tín dụng. Giả sử, hoạt động vay mượn là quan trọng đối với nền kinh tế, lực đẩy tín dụng có thể xem là một thay thế cho mức chênh lệch sản lượng, điều này đã được kiểm định thông qua các nghiên cứu ước tính nổi tiếng. Do đó, (Borio và Lowe, 2002, 2004) đặt ra câu hỏi liệu tín dụng nên được xem xét, nhưng

không là mục tiêu trong điều hành CSTT. CSTT sau đó sẽ được mở rộng để ổn định tài chính như là một mục tiêu trung gian, và thậm chí có thể được đơn giản hóa.

Nghiên cứu thực nghiệm của Borio và Lowe (2004) được xem có ảnh hưởng nhất liên quan đến vai trò của tín dụng đối với CSTT, khi dự đoán tác động của khối lượng tín dụng và giá tài sản cho sự mất cân bằng tài chính. Nghiên cứu mở rộng quy tắc Taylor với khoảng cách tín dụng và khoảng cách vốn cho Mỹ, Úc, Nhật Bản và Đức. Kết quả nghiên cứu không đồng nhất giữa các quốc gia, trong đó CSTT của Mỹ phù hợp với những bằng chứng rõ ràng nhất liên quan đến một số cân nhắc ổn định tài chính. Bên cạnh đó, phản ứng có tính không đối xứng, có nghĩa là CSTT dường như chỉ phản ứng chỉ trong giai đoạn phá sản, chứ không phản ứng trong giai đoạn bùng nổ, cho thấy có một phản ứng theo hướng quan điểm truyền thống.

Cecchetti (2003) chứng minh có sự khác biệt trong tín dụng khi cho rằng đòn bẩy ngân hàng được đo bằng tỷ lệ giữa tổng tài sản ngân hàng với tổng vốn ngân hàng, và đòn bẩy là một chỉ báo cho sự căng thẳng trong hệ thống ngân hàng. Tác giả thấy có phản ứng nghịch chiều trong điều hành CSTT tại Mỹ và Đức (CSTT giảm lãi suất khi đối mặt với đòn bẩy tăng), tuy nhiên phản ứng này không phù hợp đối với Nhật Bản.

Tầm quan trọng của bảng cân đối ngân hàng bao gồm yếu tố kinh tế vĩ mô và triển vọng ổn định tài chính được kiểm tra chi tiết hơn trong nghiên cứu (Tobias và Shin, 2008). Không chỉ bảng cân đối của các ngân hàng thương mại, bảng cân đối của đại lý môi giới cũng có ảnh hưởng quan trọng về phát triển kinh tế vĩ mô. Bên cạnh đó, lãi suất chính sách là một yếu tố quyết định quan trọng của bảng cân đối của các hội sở. Dựa trên những kết quả này, Tobias và Shin (2008) tiếp tục chứng minh các hệ số hồi quy tăng trưởng tài sản, được đại diện bởi đòn bẩy của thị trường dựa trên các yếu tố trung gian, có ảnh hưởng nghịch chiều, hay nói cách khác lãi suất của FED giảm khi đòn bẩy tăng. Quan trọng hơn, mối quan hệ giữa lãi suất và đòn bẩy sẽ đảo ngược trong thời gian khủng hoảng.

Käfer (2014) nghiên cứu thực nghiệm ảnh hưởng của tín dụng trong điều hành CSTT trong khu vực đồng Euro, với dữ liệu theo tháng được thu thập từ Thomson



Reuters Datastream. Để có thể so sánh giữa các quốc gia, khối lượng tín dụng trung bình là 100 vào đầu năm 1999. Theo thời gian, khối lượng tín dụng tăng ở tất cả các nước, nhưng với mức độ rất khác nhau. Tín dụng phát triển một cách khá ổn định tại trung tâm Châu Âu. Trong đó, Pháp có khối lượng tín dụng cho vay gấp đôi từ năm 1999 đến tháng 1/2013 với sự biến động hàng năm khá thấp, sự gia tăng khối lượng tín dụng của Đức là không đáng kể. Tăng trưởng tín dụng ở Ý và Bồ Đào Nha tăng nhiều hơn kể từ khi gia nhập khu vực đồng Euro. Tuy nhiên, khối lượng tín dụng tại Hy Lạp và Ireland có sự bùng nổ - phá sản tăng đáng kể, với khối lượng tín dụng tăng mạnh cho đến cuối năm 2008 và sau đó bị sụp đổ. Tây Ban Nha cũng có bùng nổ tín dụng đáng lưu ý, nhưng có sự thắt chặt tín dụng sau đỉnh điểm vào cuối năm 2008. Tác giả đã chỉ ra sự phát triển của khối lượng cho vay đối với khu vực tư nhân khác nhau giữa các quốc gia khu vực đồng euro cả trong thời gian ổn định và thời gian khủng hoảng.

Guerello (2014) ước tính dữ liệu bảng giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô của quốc gia kết hợp với dữ liệu kinh tế vi mô của ngân hàng để kiểm tra sự chấp nhận rủi ro trong khu vực đồng Euro. Các phân tích cho thấy CSTT ưu đãi rủi ro ngân hàng bằng cách tăng đòn bẩy ngân hàng, nhưng không ảnh hưởng đến mức độ rủi ro tín dụng. Tuy nhiên, cuộc điều tra sâu hơn cho thấy rủi ro ngân hàng được bổ sung khi phân tích nhiều phiên bản quy tắc Taylor, liên quan đến các phản ứng theo biến mục tiêu, chuyển động làm mượt lãi suất của rủi ro ngân hàng.

Andolfatto và Williamson (2015) nghiên cứu vai trò của NHTƯ đối với biến động của lãi suất và lạm phát trong và sau cuộc Đại suy thoái, đặc biệt tại Mỹ. Để giải quyết vấn đề đặt ra, tác giả xây dựng mô hình mà nợ chính phủ đóng một vai trò quan trọng trong việc trao đổi, và có thể chịu một phí bảo hiểm thanh khoản. Nếu thị trường tài sản ràng buộc, sau đó không cần phải giảm phát dưới một chính sách lãi suất bằng 0 xác định (ZIRP). Hơn nữa, ZIRP sẽ không tối ưu trong trường hợp này. Theo quy tắc Taylor, NHTƯ có thể vướng bẫy ZIRP và kiên trì lạm phát mục tiêu thấp. Tương tự, phí bảo hiểm thanh khoản nợ chính phủ tạo thêm rủi ro trong quy tắc Taylor, vì một tỷ lệ lãi suất thực tế liên tục ở mức thấp. Tác giả cho rằng trường hợp

này là các khó khăn chính sách chính mà hiện nay nhiều NHTU trên thế giới đang phải đối mặt.

Annicchiarico và Rossi (2015) nghiên cứu những tác động chưa rõ của bất động sản trên tăng trưởng dài hạn theo các phiên bản quy tắc Taylor khác nhau. Tác giả tìm thấy một mối quan hệ không đáng kể giữa bất động sản và tăng trưởng, mà phụ thuộc vào nguồn gốc của sự không chắc chắn thực của các phiên bản quy tắc Taylor.

Bailliu và cộng sự (2015) xem xét sự tương tác giữa CSTT và các quy tắc kinh tế vĩ mô, và liệu các nhà hoạch định chính sách cần đáp ứng với sự mất cân bằng tài chính. Để giải quyết vấn đề này, tác giả xây dựng một mô hình cân bằng tổng thể động có các đặc tính không tương đồng trong thị trường tài chính và các cú sốc tài chính cũng như những cú sốc kinh tế vĩ mô tiêu chuẩn, ước lượng mô hình theo dữ liệu của Canada. Dựa trên những ước tính này, tác giả cho thấy phản ứng với sự mất cân bằng tài chính là cần thiết và mang lại lợi ích. Kích thước của những lợi ích phụ thuộc vào bản chất của những cú sốc mà những lợi ích lớn hơn trong sự hiện diện của những cú sốc tài chính có ảnh hưởng rộng lớn hơn về kinh tế vĩ mô.

Tóm lại, từ cơ sở lý thuyết đến nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa có câu trả lời rõ ràng khi đánh giá vai trò của tín dụng đối với CSTT. Tuy nhiên, tín dụng được xem là bổ sung hữu ích cho giá tài sản, và nên được xem xét chung khi phân tích ảnh hưởng của chúng lên CSTT. Nghiên cứu lý thuyết nhấn mạnh sự phụ thuộc vào nguồn gốc của cú sốc và tầm quan trọng của tỷ trọng các biến cho mục tiêu CSTT khác nhau. Sự không chắc chắn của các yếu tố này ảnh hưởng đến kết quả và làm mất đi hiệu quả CSTT tối ưu, và ảnh hưởng nhiều hơn với CSTT đa mục tiêu. Do đó NHTU nên có phản ứng thận trọng và từ từ trong điều hành CSTT, một vấn đề được bắt nguồn từ nghiên cứu của (Brainard, 1967). *Do đó mối liên hệ giữa quy tắc Taylor, giá tài sản và tín dụng cũng là vấn đề cần xem xét thêm trong thực nghiệm, đặc biệt tại thị trường các nước mới nổi.*

#### 2.2.3.4 Quy tắc Taylor mở rộng với chênh lệch lãi suất

Với yêu cầu NHTU nên xem xét yếu tố ổn định tài chính trong điều hành CSTT, quy tắc Taylor mở rộng gắn với chênh lệch lãi suất được phát triển trong mạch nghiên cứu gần đây, bao gồm chênh lệch lãi suất cho vay/tiền gửi, chênh lệch lãi suất cổ phiếu doanh nghiệp và chênh lệch lãi suất trái phiếu chính phủ. Đặc biệt, cuộc khủng hoảng nợ ở Châu Âu đã chỉ ra tầm quan trọng của chênh lệch lợi tức, là chi phí của tín dụng, không phải là lãi suất chính sách. Thông thường, người vay nợ phải trả phần bù rủi ro, thể hiện khả năng và sự sẵn sàng trả nợ, do đó nếu chênh lệch lãi suất tăng dẫn đến gánh nặng nợ tăng. CSTT thể hiện vai trò thông qua việc giảm bớt căng thẳng bằng cách cắt giảm lãi suất chính sách, nó hoạt động như cái neo cho lãi suất khác và do đó làm giảm mức độ tuyệt đối của chênh lệch lãi suất. Ngoài ra, Mishkin (2009) lập luận rằng mặc dù CSTT không có khả năng làm giảm rủi ro định giá, chính sách lãi suất có thể ảnh hưởng đến khả năng khủng hoảng nghiêm trọng cho nền kinh tế. Do đó, Mishkin kết luận rằng NHTU có ảnh hưởng một mức độ nhất định đến rủi ro kinh tế vĩ mô và độ lớn của chênh lệch lãi suất.

Trong dòng chảy nghiên cứu lý thuyết, chênh lệch lãi suất là vấn đề mới được phản ánh trong những năm gần đây. Nghiên cứu tiêu biểu của Curdia và Woodford (2010) xem xét mối quan hệ giữa chênh lệch lãi suất và CSTT, dựa trên giả định lạm phát và sản lượng đã không ảnh hưởng hoàn toàn tới lãi suất của FED trong cuộc khủng hoảng cho vay dưới chuẩn, mà có một số chỉ số khác cũng có thể ảnh hưởng quan trọng tới lãi suất. Từ đó, các tác giả gán vai trò cho chênh lệch lãi suất tín dụng tăng cao trong thời gian khủng hoảng cho vay dưới chuẩn và xây dựng một mô hình New Keynes DSGE bổ sung thêm chênh lệch giữa lãi suất cho vay và tiền gửi, được điều chỉnh bằng chênh lệch giữa chi phí trung gian và tín dụng. CSTT phản ứng tới chênh lệch lãi suất trong quy tắc Taylor, chẳng hạn gia tăng trong chênh lệch lãi suất do có lãi suất thấp hơn. Áp dụng những cú sốc khác nhau với lớp bảo vệ khác nhau trong mô hình, cho thấy quy tắc Taylor mở rộng với chênh lệch lãi suất tín dụng có cải thiện kết quả đối với lạm phát và sản lượng. Ngoài ra, tác giả cũng cho thấy CSTT phản ứng đến tín dụng bị chi phối bởi một phản ứng tới chênh lệch lãi suất.

Corsetti và cộng sự (2013) có sự mở rộng thú vị khung lý thuyết của (Curdia và Woodford, 2010) khi bổ sung chênh lệch lãi suất trái phiếu chính phủ trong mô hình. NHTU nên giảm thiểu chênh lệch lãi suất trái phiếu chính phủ do ảnh hưởng chúng đến điều kiện tài trợ trong khu vực tư nhân. Tất nhiên, giả định này cho rằng CSTT có thể vô hiệu hóa hoàn toàn ảnh hưởng của sự gia tăng chênh lệch lãi suất, trừ khi chênh lệch lãi suất được giới hạn bởi lãi suất xuống gần bằng 0 có ảnh hưởng mạnh mẽ. Tuy nhiên kết quả phân tích trong nghiên cứu của Corsetti và cộng sự (2013) liên quan nhiều đến chính sách tài khóa.

Tiếp theo, Teranishi (2012) nghiên cứu thực nghiệm về các hàm phản ứng tổn thất lạm phát/sản lượng thông thường. Bốn mô hình cân bằng cho phép hai hợp đồng vay không đồng nhất đại diện cho các kênh chi phí khác nhau phụ thuộc vào tỷ lệ tài chính bên ngoài riêng biệt. Hàm phản ứng tổn thất bao gồm biến chênh lệch lãi suất giữa hai mức lãi suất cho vay, bên cạnh lạm phát, chênh lệch sản lượng và lãi suất chính sách được làm mượt, từ đó tính được thiết lập khác nhau về lãi suất chính sách và sự méo mó của nền kinh tế. Tác giả kết luận rằng quy tắc Taylor mở rộng với chênh lệch lãi suất cấu thành CSTT tối ưu trong thiết lập này, mặc dù các dấu hiệu ứng phó với chênh lệch lãi suất phụ thuộc vào cấu trúc tài chính như cấu trúc chi tiết tài sản và mức quan trọng tương đối của từng hình thức cho vay.

Trong thực nghiệm đã có một số nghiên cứu nhấn mạnh sự lựa chọn trong ước tính phản ứng CSTT của NHTU với các chênh lệch lãi suất khác nhau. Tuy nhiên, hầu hết nghiên cứu thực nghiệm về chênh lệch lãi suất liên quan đến các yếu tố quyết định khác có thể có của lãi suất, và thường được thực hiện thông qua các chỉ số khác nhau bao hàm nhiều hơn một chỉ số về sự ổn định tài chính. Vì vậy, việc phân loại các chỉ số là khá khó khăn. Belke và Klose (2010) kiểm tra riêng biệt phản ứng lãi suất đối với giá tài sản, chênh lệch lãi suất, tăng trưởng tiền tệ và tăng trưởng tín dụng của FED, ECB trong giai đoạn 1999-2007 và 2007-2009. Tương phản với nhiều chỉ số ổn định tài chính khác, hệ số chênh lệch lãi suất luôn ảnh hưởng ngược chiều và đáng kể đối với hai NHTU trong giai đoạn bình thường và giai đoạn khủng hoảng

dưới chuẩn, cho thấy NHTU có phản ứng ổn định để chống chênh lệch lãi suất tăng bằng cách hạ lãi suất.

Ngược lại, Castro (2011) phát hiện ECB phản ứng ổn định đáng kể đến chỉ số điều kiện tài chính (FCI) bao gồm chênh lệch lãi suất, tỷ giá, và giá tài sản trong giai đoạn 1999-2007, nhưng không có phản ứng đối với chênh lệch lãi suất giữa lợi tức cổ phiếu doanh nghiệp với trái phiếu chính phủ trong quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng. Hành vi điều hành CSTT của ECB và BOE theo quy tắc Taylor phi tuyến, trong khi FED lại tuân thủ quy tắc Taylor tuyến tính. Điều thú vị nữa trong nghiên cứu của (Castro, 2011) là FED và BOE không phản ứng với chỉ số tài chính mà với chênh lệch lãi suất. Martin và Milas (2013) nghiên cứu xa hơn liên quan đến chênh lệch lãi suất khi sử dụng mẫu phụ tại Anh trong giai đoạn 1992-2010. Kết quả cho thấy BOE phản ứng tới lạm phát và sản lượng không đáng kể và hệ số giảm tương ứng trong cuộc khủng hoảng cho vay dưới chuẩn. Tuy nhiên, khi thêm chỉ số chênh lệch lãi suất khác nhau vào khung lý thuyết dẫn đến hệ số phù hợp và có ý nghĩa hơn đối với những chỉ số trong thời gian khủng hoảng. Từ đó, các tác giả kết luận rằng BOE đã cố gắng để ổn định hệ thống tài chính trong thời điểm khủng hoảng.

Có thể nhận định chênh lệch lãi suất là khía cạnh mới nhất trong nghiên cứu các hướng mở rộng của quy tắc Taylor, dẫn đến sự không chắc chắn về kết quả nghiên cứu. Cơ sở lý thuyết quy chuẩn hiện hành chỉ ra cơ hội cải thiện kết quả trong điều hành CSTT của NHTU thông qua việc bổ sung các đo lường chênh lệch lãi suất. Đề xuất này được hỗ trợ từ nghiên cứu thực nghiệm, tuy nhiên đến mức độ nào để NHTU thực hiện giảm chênh lệch lãi suất bằng cách cắt giảm lãi suất vẫn chưa được đề cập rõ. Hơn nữa, việc cắt giảm lãi suất sẽ phải đối mặt với vấn đề lãi suất xuống gần bằng 0, sau đó sẽ loại bỏ các tùy chọn khi cắt giảm hơn nữa trong tương lai. Sự khác biệt này đã trở nên rất quan trọng trong cuộc khủng hoảng nợ ở châu Âu với phần bù rủi ro nợ chính phủ tăng cao gần đây và lãi suất gần bằng không. Nếu việc giảm lãi suất không còn khả thi, NHTU nên gia tăng sử dụng các biện pháp chính sách độc đáo không phân biệt các lợi thế so sánh tương đối với chính sách lãi suất. Về chênh lệch lãi suất, một lựa chọn khả thi là mua trực tiếp tài sản, với các NHTU đóng vai trò là

người mua trên thị trường thứ cấp. Mặc dù có những nghi ngờ nào rõ rệt về các vấn đề pháp lý và thực hiện, hoạt động như Chương trình thị trường chứng khoán và Giao dịch tiền tệ công khai đã được các yếu tố quan trọng để làm giảm sự chênh lệch lãi suất trái phiếu chính phủ trong khu vực Châu Âu (Draghi và Constâncio, 2012).

NHTU cần quan tâm hơn với vấn đề được chú ý gần đây tại các thị trường trái phiếu chính phủ ở Châu Âu để đạt được sự hiểu biết về tầm quan trọng của chênh lệch lãi suất trong cuộc khủng hoảng nợ công hiện nay. Käfer (2014) tính toán chênh lệch lãi suất giữa trái phiếu đáo hạn liên tục 10 năm của các nước ngoài trung tâm Châu Âu và Pháp so với trái phiếu Chính phủ Đức. Kết quả cung cấp hai điều thú vị: Đầu tiên, bắt đầu với một số phân kỳ sau khi giới thiệu đồng euro, chênh lệch lãi suất nhanh chóng hội tụ và gần như không đáng kể trong giai đoạn 2001-2007. Giá trị cao nhất trong khoảng thời gian này liên quan đến Hy Lạp gia nhập khu vực đồng euro vào ngày 01/01/2001 với mức phí rủi ro khoảng 58 điểm cơ bản. Các vấn đề về tài chính của chính phủ trong các nước ngoài trung tâm Châu Âu, chủ yếu là ở Hy Lạp, đã trở thành một mối quan tâm đối với thị trường tài chính từ năm 2009. Chênh lệch lãi suất trong tất cả các nước đã tăng cho đến đầu năm 2012 và nơi phí bảo hiểm rủi ro đạt đỉnh điểm vào mùa hè năm 2011 và 2012, ngoại trừ ở Ireland và Tây Ban Nha. Chênh lệch lãi suất đạt đỉnh năm 2012 và sau đó giảm ở tất cả các nước. Điều này ngụ ý điều thú vị thứ hai, có đồng chuyển động đáng kể của chênh lệch lãi suất, chênh lệch lãi suất trái phiếu chính phủ di chuyển cùng một hướng với mức độ khác nhau, ngay cả trong những thời gian khủng hoảng.

Phát hiện này cũng được trình bày rộng rãi bởi lý thuyết hội nhập tài chính. Cipollini và cộng sự (2015) cho thấy sự hội nhập trái phiếu chính phủ theo thời gian khác nhau với mức giá thấp của rủi ro trái phiếu chính phủ trong những năm đầu của đồng euro và tăng mạnh trong thời gian khủng hoảng. Trong nghiên cứu của Bhattarai và cộng sự (2015) xem xét NHTU ứng phó như thế nào trong trường hợp một cú sốc tài chính gây ra sự gia tăng chênh lệch lãi suất. Theo CSTT tối ưu, NHTU giảm mạnh lãi suất huy động, làm giảm sự thiếu hiệu quả trong tổng cầu và phân phối khi giảm thiểu sự sụt giảm sản lượng và lạm phát, cũng như gia tăng liên quan đến tiêu dùng

và giá cả. Quy tắc Taylor mở rộng với chênh lệch lãi suất giải quyết được vấn đề này vì giúp lãi suất thực theo dõi hiệu quả của các mức lãi suất.

Huang (2015) nghiên cứu khi nào FED có sự thay đổi trong hành vi điều hành CSTT theo quy tắc Taylor. Phương pháp Bayesian được sử dụng để đối phó với sự chuyển đổi trong quy tắc Taylor khi lãi suất tiến đến 0 và phương sai thay đổi. Các kết quả từ quy tắc Taylor với mô hình chuyển đổi Markov cho thấy FED phản ứng mạnh mẽ để khoảng cách sản lượng dương. Thứ hai, chuyển động trong xác suất hậu nghiệm của các chế độ hoạt động có liên quan với chênh lệch tín dụng. Sau đó, sử dụng quy tắc Taylor chuyển đổi với xác suất chuyển đổi kết hợp với chênh lệch tín dụng cho thấy FED phản ứng với khoảng cách sản lượng mạnh hơn khi chênh lệch tín dụng tăng.

Beckmann và cộng sự (2015) cho rằng lãi suất chính sách theo quy tắc Taylor gốc là thấp và không phản ánh chính xác mức chênh lệch lãi suất sau khủng hoảng tài chính năm 2007. Nhóm tác giả đã cung cấp bằng chứng cho thấy tác động chênh lệch lãi suất quốc tế, như lãi suất quốc tế ảnh hưởng đến thiết lập lãi suất của NHTU, và mẫu phản ứng phi tuyến có thể cung cấp một đặc điểm kỹ thuật thực tế hơn về quy tắc Taylor trong các nước công nghiệp lớn. Việc đưa các ngoại tác quốc tế và tính phi tuyến động cải thiện khả năng giải thích của hàm phản ứng quy tắc Taylor.

Ahmad (2016) phát triển quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng, kết hợp với các dữ liệu thời gian thực, để kiểm tra phản ứng chính sách của FED trong thời kỳ ổn định nhất, nền kinh tế Mỹ có mức biến động sản lượng thấp và lạm phát nhẹ. Kết quả cho thấy rằng mô hình chuyển tiếp trơn tiêu chuẩn không phản ánh đầy đủ phản ứng phi tuyến của FED, do đó tác giả đã sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn nhiều chế độ (MRSTAR) để có được một sự hiểu biết tốt hơn về những ưu đãi bất cân xứng và do mục tiêu điều hành CSTT của FED. Mô hình MRSTAR có thể sử dụng khi cả lạm phát và chênh lệch sản lượng là các biến ngưỡng đồng thời trong hàm phản ứng chính sách của FED và có thể xác định rằng các nhà hoạch định chính sách ưu tiên sụt giảm sản lượng hơn lo ngại lạm phát. Lý thuyết phi tuyến linh hoạt cũng có khả năng cho

thấy FED áp dụng quy tắc Taylor từ giai đoạn quan trọng trong thời kỳ ổn định nhất cũng như trong cuộc khủng hoảng tài chính gần đây.

*Nhìn chung, có thể nhận định chênh lệch lãi suất là khía cạnh mới nhất trong nghiên cứu các hướng mở rộng của quy tắc Taylor, dẫn đến sự không chắc chắn về kết quả nghiên cứu. Cơ sở lý thuyết quy chuẩn hiện hành chỉ ra cơ hội cải thiện kết quả trong điều hành CSTT của NHTU thông qua việc bổ sung các đo lường chênh lệch lãi suất. Đề xuất này được hỗ trợ từ nghiên cứu thực nghiệm, tuy nhiên đến mức độ nào để NHTU thực hiện giảm chênh lệch lãi suất bằng cách cắt giảm lãi suất vẫn chưa được đề cập rõ. Hơn nữa, việc cắt giảm lãi suất sẽ phải đối mặt với vấn đề lãi suất xuống gần bằng 0, sau đó sẽ loại bỏ các tùy chọn khi cắt giảm hơn nữa trong tương lai. Do đó đây là vấn đề cần tập trung nghiên cứu thêm cả về cơ sở lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm.*

#### **2.2.3.5 Quy tắc Taylor mở rộng với điều kiện tài chính**

Cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu kể từ năm 2007 đã đặt ra vấn đề về tầm quan trọng trong nhận diện và đánh giá mối liên hệ giữa điều kiện tài chính và nền kinh tế, hơn nữa mục tiêu ổn định tài chính đang là mối quan tâm trong điều hành CSTT của NHTU. Sự thay đổi không ngừng trong lĩnh vực tài chính yêu cầu cần có sự tổng hợp của nhiều biến tài chính để có thể phản ánh đầy đủ những chức năng đặc trưng của lĩnh vực này và có thể dự báo được những biến động trong nền kinh tế. Từng chỉ số tài chính riêng lẻ hữu ích cho dự báo hoạt động kinh tế ở từng thời điểm, tuy nhiên sự thích hợp trong vai trò của chúng có thể thay đổi qua thời gian. Do đó, một câu hỏi được đặt ra là sự kết hợp thông tin từ các biến tài chính như lãi suất chính sách, giá cổ phiếu, giá bất động sản, tín dụng, tỷ giá hối đoái ... liệu tạo ra những tín hiệu ổn định và mạnh hơn trong dự báo. Goodhart và Hoffman (2001) và Mayes và Virén (2001) cho rằng nhiều nhà nghiên cứu đã quan tâm đến chỉ số điều kiện tài chính, tuy nhiên việc xây dựng chỉ số này không phải dễ trong thực tế. Chỉ số điều kiện tài chính (FCI) là chỉ số tổng hợp được xây dựng dựa trên sự kết hợp một số biến, như cung tiền, TGHD, chỉ số giá chứng khoán, giá bất động sản... Do đó FCI bổ sung những hạn chế trong việc sử dụng các chỉ số thông thường, như cung tiền và



lãi suất, trong đo lường điều kiện tài chính và dự báo xu hướng kinh tế. Bên cạnh đó, FCI sẽ loại bỏ ảnh hưởng chu kỳ của biến kinh tế vĩ mô, để chỉ số này sẽ chỉ phản ánh những biến động ngắn hạn trong môi trường tài chính, chẳng hạn như những cú sốc trong CSTT. Gumata và cộng sự (2012) cho thấy FCI có thể ảnh hưởng lên chu kỳ kinh doanh, do không chỉ phản ánh sự phản hồi của các điều kiện kinh tế ở hiện tại và trong quá khứ mà còn cho thấy kỳ vọng của thị trường về triển vọng kinh tế.

Trong những năm thập niên 1990, NHTU Canada đã phát triển chỉ số điều kiện tiền tệ (MCI). MCI là phương pháp đo lường hữu hiệu chỉ số điều tài chính và phân tích CSTT hơn là sử dụng các biến đơn lẻ. Sau đó, nhiều NHTU và các tổ chức quốc tế sử dụng MCI rộng rãi, do tính hợp lý trong phương pháp xây dựng của chỉ số này. Với sự phát triển không ngừng của kinh tế, tài chính, nhiều nhà nghiên cứu quan tâm nhiều hơn đến thông tin giá tài sản để đánh giá tình hình tài chính, và đã phát triển FCI bổ sung một số biến giá tài sản trong đo lường. Bên cạnh đó, nhiều NHTU cũng như các tổ chức tài chính đã giới thiệu cách tính và xây dựng FCI được thực hiện trong nghiên cứu của (Bahaj và cộng sự, 2007; Swiston, 2008; Guichard và Turner, 2008; D'Antonio, 2008; Hooper và cộng sự, 2007; Hooper và cộng sự, 2010; Brave và Butters, 2011; Matheson, 2012).

Goodhart và Hoffman (2001) đề xuất ba phương pháp khác nhau trong đo lường FCI:

(i) Mô hình trọng số thành phần chính: đầu tiên xác định các thành phần chính của số lượng biến tài chính, sau đó tính toán trọng số trung bình của các thành phần này. Có 2 phương pháp xác định trọng số thành phần chính là: phương pháp 1 lựa chọn hệ số hồi của các biến thông qua đo lường bằng mô hình hồi quy tuyến tính, trong đó biến phụ thuộc là tăng trưởng GDP và biến độc lập là các biến thành phần chính; và phương pháp 2 có thể tính xác suất quan trọng của các thành phần chính theo trọng số.

(ii) Mô hình sụt giảm trong tổng cầu: bắt đầu thiết lập đường cong IS phản ánh mối quan hệ giữa khoảng cách sản lượng, lãi suất, TGHD và các biến khác. Ngoài ra đường cong IS cũng phản ánh mối quan hệ giữa lạm phát và sản lượng. Sau đó,

tính toán trọng số trong FCI dựa trên trọng số và mức ý nghĩa xác suất của các biến trong phương trình.

(iii) Mô hình VAR: đầu tiên thiết lập mô hình VAR, sau đó sử dụng hàm phản ứng đẩy VAR để phản ánh ảnh hưởng của cung tiền, lãi suất, TGHD và giá tài sản lên tổng cầu. Cuối cùng, tính trọng số của mỗi biến dựa trên mức độ ảnh hưởng.

Do việc xây dựng chỉ số FCI khá phức tạp trong thực tế, do chỉ số này là sự kết hợp thông tin từ các biến tài chính như lãi suất chính sách, giá cổ phiếu, giá bất động sản, tín dụng, tỷ giá hối đoái ... Do đó các nghiên cứu thực nghiệm đối với quy tắc Taylor mở rộng với chỉ số FCI được thực hiện khá ít trong thực tế. Có 2 nghiên cứu thú vị về quy tắc Taylor mở rộng với chỉ số FCI sau đây:

Montagnoli và Napolitano (2005) nghiên cứu quy tắc Taylor mở rộng với chỉ số FCI có tương quan cùng chiều và có ý nghĩa thống kê trong việc thiết lập lãi suất của FED, ECB và NHTU Canada. Điều này cho thấy có thể sử dụng FCI như là chỉ số ngắn hạn trong điều hành CSTT tại các quốc gia trên.

Castro (2011) phát hiện ECB phản ứng ổn định đáng kể đến chỉ số điều kiện tài chính bao gồm chênh lệch lãi suất, tỷ giá, và giá tài sản trong giai đoạn 1999-2007, nhưng không có phản ứng đối với chênh lệch lãi suất giữa lợi tức cổ phiếu doanh nghiệp với trái phiếu chính phủ trong quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng. Hành vi điều hành CSTT của ECB và BOE theo quy tắc Taylor phi tuyến, trong khi FED lại tuân thủ quy tắc Taylor tuyến tính. Điều thú vị nữa trong nghiên cứu của (Castro, 2011) là FED và BOE không phản ứng với chỉ số tài chính mà với chênh lệch lãi suất.

*Từ phân tích trên, có thể thấy rằng cần bổ sung thêm những nghiên cứu thực nghiệm và lý thuyết liên quan đến xây dựng chỉ số điều kiện tài chính, cũng như mối quan hệ giữa chỉ số này với quy tắc Taylor trong điều hành CSTT khi NHTU quan tâm đến vấn đề ổn định tài chính.*

#### **2.2.4 Kết luận về các hướng mở rộng trong quy tắc Taylor**

Luận án đã phân tích lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm các hướng mở rộng của quy tắc Taylor gần đây trong điều hành CSTT của các NHTU có xem xét đến ổn

định tài chính. Trong hơn hai thập kỷ qua, thiết lập lãi suất có xu hướng được minh họa bằng các quy định chính sách dựa trên quy tắc Taylor tuyến tính hoặc phi tuyến tính. Trong xu hướng phát triển mới của lý thuyết cũng như thực tế trong điều hành CSTT, quy tắc Taylor gốc hiện không còn phù hợp khi phân tích CSTT của NHTU tại một số quốc gia, đặc biệt sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới năm 2007. Tùy theo đặc điểm trong điều hành CSTT của mỗi quốc gia, các nhà nghiên cứu nên xem xét quy tắc Taylor mở rộng bổ sung thêm một số biến phù hợp, và từ nghiên cứu lý thuyết đến thực nghiệm, quy tắc Taylor có thể mở rộng thành bốn hướng chính bao gồm TGHD, giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất. Bên cạnh đó, chỉ số tổng hợp đại diện cho các biến trên như chỉ số FCI cũng đã được nghiên cứu trong mối quan hệ với quy tắc Taylor mở rộng. Điều đó giúp nhà điều hành chính sách sử dụng quy tắc Taylor như là thang đo hữu ích và có thể vận dụng để đưa ra khuynh hướng điều hành CSTT cho tương lai.

Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với biến TGHD được nghiên cứu nhiều cả về lý thuyết lẫn thực nghiệm, và phù hợp khi phân tích CSTT tại một số nước mới nổi bị tác động nhiều bởi TGHD. Sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007, một số tác giả tập trung nghiên cứu mô hình dự báo TGHD theo quy tắc Taylor với nhiều phương pháp khác nhau. Bên cạnh đó, từ cơ sở lý thuyết đến nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa có câu trả lời rõ ràng khi đánh giá vai trò của giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất đối với quy tắc Taylor. Tuy nhiên, giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất được xem là bổ sung hữu ích và nên được xem xét khi phân tích ảnh hưởng của chúng lên CSTT. Và nhiều nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất chủ yếu tập trung tại các quốc gia phát triển. Do đó, các hướng mở rộng trong quy tắc Taylor cần có thêm các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm, trong đó có chú ý đến các quốc gia có nền kinh tế mới nổi.

Trong phần tổng hợp lý thuyết cho thấy quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng, cũng như quy tắc Taylor phi tuyến vẫn ít được đề cập trong các nghiên cứu thực nghiệm. Tại Việt Nam, một số nghiên cứu của Liên (2010), Tuấn (2013), Ánh và cộng sự (2013), Ân (2016), Bao và cộng sự (2016), Bao và cộng sự (2017), Bảo và cộng sự

(2018) cũng đã tiếp cận phân tích chính sách lãi suất trong điều hành CSTT của NHNN Việt Nam theo quy tắc Taylor tuyến tính từ một số góc độ khác nhau. Miles và Schreyer (2012) sử dụng phân tích hồi quy phân vị để kiểm tra hàm phản ứng trong điều hành CSTT của các NHTU ở 4 quốc gia châu Á gồm Thái Lan, Malaysia, Hàn Quốc và Indonesia. Bên cạnh đó, Akdoğan (2015) sử dụng mô hình chuyển tiếp trơn tự hồi quy mũ bất đối xứng trong phân tích CSTT của 19 quốc gia theo lạm phát mục tiêu, trong đó có Indonesia, Thái Lan và Phillipines. Do đó, có thể thấy nghiên cứu thực nghiệm để cung cấp bằng chứng về tính phi tuyến và các hiệu ứng ngưỡng trong phản ứng của cơ quan điều hành CSTT đến lạm phát và khoảng cách sản lượng ít được đề cập tại Việt Nam, cũng như các quốc gia trong khu vực Đông Nam Á.

Theo nghiên cứu của Qin và Enders (2008) cho thấy mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (STR), đặc biệt mô hình STR dạng logistic và dạng mũ, là những mô hình hồi quy phi tuyến được sử dụng chủ yếu trong phân tích thực nghiệm các quy tắc CSTT, do mô hình STR cung cấp nền tảng cấu trúc và trực quan khi giải thích hành vi phi tuyến. Mô hình STR đã được sử dụng trong phân tích quy tắc CSTT, đặc biệt là quy tắc Taylor, tại nhiều quốc gia phát triển như Mỹ, Anh, Đức, Pháp ... hay tại các nước công nghiệp mới nổi như Brazil, Nga, Ấn Độ, Trung Quốc, Nam Phi, và không có nhiều nghiên cứu tại các nước đang phát triển. Việc sử dụng mô hình STR trong phân tích tính phi tuyến trong quy tắc Taylor vẫn chưa được đề cập tại Việt Nam và một số quốc gia trong khu vực Đông Nam Á.

Hơn nữa, các quốc gia có nền kinh tế mới nổi nên xem xét sự biến động TGHD trong quá trình điều hành CSTT (Ghosh và cộng sự, 2016). Svensson (2000) giải thích tác động trực tiếp và gián tiếp của TGHD đối với nền kinh tế và việc thiết lập lãi suất, và biến động TGHD có thể ảnh hưởng lớn đến TGHD vào giá nội địa thông qua kênh nhập khẩu (Goldberg và Campa, 2010). Việc giảm giá đồng nội tệ có thể buộc các NHTU hướng đến mục tiêu ổn định giá, thắt chặt CSTT, trong khi điều này có thể làm tăng sự cạnh tranh quốc tế (Bailliu và Fujii, 2004; Baily, 2003; Gagnon và Ihrig, 2004; Ghosh và cộng sự, 2016).

*Đối với một số quốc gia đang phát triển khu vực Đông Nam Á, nền kinh tế thường bị tác động bởi sự thay đổi của TGHĐ và nghiên cứu về việc điều hành CSTT của các NHTU có thể được mô tả bằng quy tắc Taylor hay không, đặc biệt là quy tắc Taylor phi tuyến còn ít được đề cập. Do đó để bổ sung khoảng trống nghiên cứu, bên cạnh phân tích quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với TGHĐ, nghiên cứu đặc biệt chú trọng sử dụng mô hình STR để xem xét quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành CSTT của các NHTU tại các quốc gia Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam. Trong đó Indonesia, Philippines, Thái Lan điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu, còn Malaysia và Việt Nam không điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu. Trong phần tiếp theo, nghiên cứu sẽ trình bày sơ lược về các công cụ trong điều hành chính sách tại các quốc gia được nghiên cứu.*

## **2.3 Tổng quan chính sách tiền tệ tại một số quốc gia Đông Nam Á**

### **2.3.1 Giới thiệu**

Asso và cộng sự (2010) trong nghiên cứu về “Quy tắc Taylor và việc vận dụng của các NHTU”, cho thấy quy tắc Taylor có thể áp dụng trong trường hợp CSTT thực hiện mục tiêu kép là ổn định giá cả và tăng trưởng kinh tế hoặc trong CSTT theo chế độ lạm phát mục tiêu chính yếu như ở các quốc gia áp dụng chính sách lạm phát mục tiêu như Mỹ, Anh, Nhật, Chi Lê, Thụy Sĩ... Phụ lục 1 thể hiện các quốc gia áp dụng điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu. Bên cạnh mục tiêu rõ ràng về tỉ lệ lạm phát, các NHTU với CSTT lạm phát mục tiêu không cố gắng để đạt mục tiêu bền vững giá cả theo từng giai đoạn mà thực hiện mục tiêu này trong thời kỳ trung hạn, hơn nữa độ lệch sản lượng được xem như là chỉ báo của áp lực lạm phát ở tương lai dẫn đến sự tập trung vào mục tiêu duy nhất là mức lạm phát hiện tại và tương lai.

Đã có nhiều nghiên cứu thực nghiệm tại các quốc gia điều hành CSTT theo LPMT đã được trình bày ở trên như Mỹ, Nhật, Canada, Anh ... có thể được mô tả bằng quy tắc Taylor hay không? Tuy nhiên, luận án chỉ tập trung mô tả đánh giá CSTT ở năm quốc gia khu vực Đông Nam Á, trong đó Indonesia, Philippines, Thái Lan có CSTT LPMT và trong khi Malaysia và Việt Nam không điều hành CSTT theo

LPMT, để bổ sung khoảng trống của các nghiên cứu trước. Do trọng tâm của nghiên cứu này là đánh giá CSTT thông qua quy tắc Taylor, vì thế luận án tập trung chủ yếu vào việc mô tả CSTT ở các quốc gia này theo hướng các NHTU sử dụng công cụ chính sách trong mục tiêu điều hành theo các khoảng thời gian và những khác biệt về thể chế giữa các quốc gia, điều này có thể ảnh hưởng đến các biến được đưa vào mô hình nghiên cứu của đề tài.

## **2.3.2 Chính sách tiền tệ tại các quốc gia Đông Nam Á**

### **2.3.2.1 Chính sách tiền tệ của NHTU Indonesia**

Trước khi điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu, NHTU Indonesia dựa trên chế độ tỷ giá hối đoái cố định và cung tiền là mục tiêu hoạt động. Trong cuộc khủng hoảng kinh tế Châu Á năm 1997, Indonesia đã bị ảnh hưởng đáng kể và trải qua sự mất giá tiền tệ lớn nhất trong số các nước Đông Á. Giá trị đồng tiền Rupiah giảm mạnh, chỉ còn một phần sáu giá trị của nó trước khủng hoảng vào giữa tháng 1 năm 1998 gây thiệt hại đáng kể cho nền kinh tế; chẳng hạn như GDP giảm 13% năm 1998 với tỷ lệ thất nghiệp cao, thị trường chứng khoán Jakarta sụp đổ, và hàng loạt công ty phá sản (Ito, 2007). Ngoài ra, tỷ lệ lạm phát là 82% vào khoảng giữa năm 1997 và NHTU Indonesia phải tăng lãi suất lên khoảng 70%. Một vấn đề quan trọng trong trường hợp của Indonesia là một cuộc khủng hoảng xã hội và chính trị bắt đầu vào năm 1998, do hậu quả của cuộc khủng hoảng kinh tế. Tuy nhiên, những điều này buộc NHTU Indonesia phải bãi bỏ chế độ tỷ giá hối đoái điều chỉnh dần với biên độ dao động và áp dụng chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi (Mariano và Villanueva, 2006). Hơn nữa, một loạt các cải cách về thể chế đã được đưa ra, tác động gián tiếp đến NHTU Indonesia nhằm mục đích ổn định mức giá và tỷ giá. Do đó, CSTT đã ban hành Đạo luật số 23 vào năm 1999, tạo ra sự độc lập hơn cho NHTU Indonesia trong việc thực hiện CSTT của mình.

Theo Đạo luật này, NHTU Indonesia có cả công cụ (tiền cơ sở) và mục tiêu độc lập (mục tiêu lạm phát) và sự ổn định của đồng nội tệ trở thành mục tiêu chính cho CSTT, điều này có nghĩa là mức giá thấp và ổn định thông qua việc áp dụng mục tiêu lạm phát với chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi (Hirawan và Cesaratto, 2008). Như vậy,

mục tiêu lạm phát 3-5% đã được thông qua vào năm 2000 và tiền cơ sở được xem xét là công cụ CSTT.

Năm 2004, Ủy ban tiền tệ đã ban hành một đạo luật mới số 3, nhằm đạt được và duy trì sự ổn định của đồng rupiah và giảm thiểu bất kỳ sự biến động vượt mức liên quan<sup>6</sup>. Chỉ số giá tiêu dùng được sử dụng để đo lường lạm phát, được xem như là một yêu cầu cho sự phát triển kinh tế bền vững. Theo Đạo luật mới này, chính phủ có trách nhiệm thiết lập mục tiêu lạm phát trong ba năm, trong khi NHTU có sự độc lập của các công cụ và có thể tự do quyết định thiết lập mục tiêu hoạt động để đạt được mục tiêu lạm phát (Mariano và Villanueva, 2006). Từ năm 2005, lãi suất đã trở thành công cụ chính của CSTT để ảnh hưởng đến hoạt động kinh tế và được Hội đồng Thống đốc Ngân hàng Indonesia xác định hàng tháng. Hơn nữa, mục tiêu lạm phát được thông báo cho năm 2016 dao động trong biên độ mục tiêu là  $4 \pm 1\%$ .

### 2.3.2.3 Chính sách tiền tệ của NHTU Malaysia

Mục tiêu cuối cùng của CSTT được Ngân hàng Negara Malaysia công bố là giảm lạm phát, kích thích tăng trưởng GDP thực và cân bằng sự linh hoạt và ổn định của hệ thống tài chính<sup>7</sup>.

Mục tiêu trung hạn của CSTT ở Malaysia: Từ năm 1990, Ngân hàng Negara Malaysia đã dựa vào các chỉ tiêu tiền tệ như là một mục tiêu CSTT trung gian, chuyển từ M1 sang M3 do mối liên hệ mật thiết với tỷ lệ lạm phát. Tuy nhiên, sự phát triển nhanh chóng của hệ thống tài chính và luồng vốn lớn trong những năm 1992 và 1993 khiến cho việc tiên đoán M3 trở nên khó khăn. Lãi suất liên ngân hàng là một mục tiêu trung gian được xác định thông qua Thị trường tiền tệ liên ngân hàng Hồi giáo, được quản lý bởi NHTU, trong đó mức lãi suất cho vay trung bình là tỷ lệ bình quân gia quyền bình quân các khoản đầu tư ngân hàng với Mudarabah trong các giao dịch tiền mặt của thị trường Hồi giáo giữa các ngân hàng Thị trường tiền tệ liên ngân hàng Hồi giáo.

Công cụ chính sách tiền tệ ở Malaysia

<sup>6</sup> Nguồn NHTU Indonesia: <https://www.bi.go.id/en/moneter/tujuan-kebijakan/Contents/Default.aspx>

<sup>7</sup> Nguồn NHTU Malaysia: [http://www.bnm.gov.my/index.php?ch=en\\_about&pg=en\\_intro&lang=en](http://www.bnm.gov.my/index.php?ch=en_about&pg=en_intro&lang=en)

\* Công cụ gián tiếp của chính sách tiền tệ

- Tỷ lệ dự trữ pháp định:

Tỷ lệ dự trữ bắt buộc được xác định ở Malaysia như là một tỷ lệ của các khoản nợ đủ điều kiện bao gồm các khoản tiền gửi không kỳ hạn tại Malaysia Rangit, tiền gửi trong hệ thống thanh toán liên ngân hàng, và tiền gửi ngân hàng của ngân hàng Negara để hỗ trợ thanh khoản. Tất cả các ngân hàng nộp báo cáo cho NHTU về khoản nợ đủ điều kiện mỗi tháng hai lần. Ngân hàng Negara đưa ra mức dự trữ hàng tháng theo các báo cáo này, với sự linh động cho phép di chuyển 20% tỷ lệ dự trữ bắt buộc cơ bản, với phần trăm của dự trữ bắt buộc sẽ được tính toán, với một khoản tiền 1000 lần số tiền thiếu hằng ngày mà ngân hàng có thâm hụt.

- Hoạt động thị trường mở: Kể từ năm 1993, hệ thống ngân hàng không điều hành theo lãi suất, một hệ thống cơ sở cho việc thành lập một thị trường tiền tệ Hồi giáo ở Malaysia. Và Malaysia là nước đầu tiên thiết lập một thị trường tài chính giữa các ngân hàng Hồi giáo trên thế giới, với các công cụ tài chính ngắn hạn.

- Cơ chế tỷ lệ chiết khấu: Cơ chế tỷ lệ chiết khấu đã được thay thế bởi hệ thống trao đổi thanh khoản giữa các ngân hàng Hồi giáo hoặc các ngân hàng thông thường cung cấp các dịch vụ ngân hàng Hồi giáo trong dự án ngân hàng được gọi là Hệ thống ngân hàng Hồi giáo. Hệ thống trao đổi thanh khoản dựa vào nguồn tài chính của các ngân hàng Hồi giáo với thâm hụt bằng cách đầu tư số dư thừa của các ngân hàng Hồi giáo trên cơ sở đầu cơ. Tất cả các ngân hàng hoạt động trong nước tham gia vào hệ thống thanh toán bù trừ. Nếu vẫn còn thâm hụt sau khi cân bằng được hỗ trợ, NHTU sẽ tài trợ cho các ngân hàng trên cơ sở đầu cơ. Thời gian tài trợ này là từ một đến mười hai tháng, với số tiền đầu tư tối thiểu là 50.000 RM. Các cuộc đàm phán giữa các ngân hàng thặng dư và các ngân hàng thiếu hụt được điều chỉnh bởi tỷ lệ tham gia vào lợi nhuận và số tiền và thời gian dưới sự giám sát của Ngân hàng Negara Malaysia. Hệ thống trao đổi thanh khoản là một trong những cơ chế của thị trường tài chính Hồi giáo được lồng ghép với mục tiêu của hệ thống ngân hàng Hồi giáo, chủ yếu để các tổ chức tài chính Hồi giáo cung cấp tài chính cho các dự án và giải quyết các khoản đầu tư chứng khoán ngắn hạn cũng như vai trò là kênh thông qua việc thực



hiện CSTT. Các giao dịch tài chính liên ngân hàng và đầu tư đang làm việc để cho phép các ngân hàng thặng dư chuyển một phần số dư tài chính cho các ngân hàng thiếu tiền mặt, do đó cần duy trì cơ chế tài chính và thanh khoản để tăng tính ổn định trong hệ thống ngân hàng.

Hệ thống trao đổi thanh khoản giữa các ngân hàng trên một bộ cơ chế cung cấp đủ linh hoạt cho việc chuyển khoản thanh toán từ các tổ chức ngân hàng thặng dư sang các ngân hàng thiếu hụt. Các cơ chế quan trọng nhất:

+ Đầu tư thông qua đầu cơ giữa các ngân hàng

Việc đầu tư này đề cập đến một trong những cơ chế mà bất kỳ tổ chức ngân hàng Hồi giáo nào thâm hụt có thể tiếp cận các khoản đầu tư từ các ngân hàng có thặng dư trên cơ sở đầu cơ. Khoảng thời gian đầu tư từ một đến mười hai tháng.

+ Chấp nhận tiền gửi giữa các ngân hàng

Việc chấp nhận tiền gửi liên ngân hàng là một trong những giao dịch liên ngân hàng giữa Negara Malaysia và các tổ chức ngân hàng Hồi giáo khác. Giao dịch này đề cập đến cơ chế được các tổ chức ngân hàng Hồi giáo sử dụng để gửi các khoản tiền vượt trội tại Ngân hàng Negara Malaysia trên cơ sở bảo lãnh lưu ký.

+ Các hiệp định bán và mua lại là một trong những giao dịch thương mại trên thị trường tài chính Hồi giáo. Chúng được thực hiện giữa hai bên khi người bán bán một số tài sản cho người mua theo giá thỏa thuận của các bên sau đó ký kết một hợp đồng riêng mà bên mua cam kết bán lại tài sản cho người bán với giá thỏa thuận.

\* Các công cụ trực tiếp của CSTT

Việc Ngân hàng Negara Malaysia thông qua các công cụ gián tiếp trong quản lý CSTT và hiệu quả của hệ thống trao đổi thanh khoản dựa trên thị trường tài chính Hồi giáo đã làm giảm việc sử dụng các công cụ trực tiếp, có thể giới hạn trong các giới hạn tín dụng được sử dụng trong các tình huống hấp thụ thanh khoản, cũng như các hướng dẫn trực tiếp về chuỗi hoạt động Ngân hàng, và các cơ sở việc làm và đào tạo, được tập trung và giám sát bởi NHTU và Malaysia. Điều này có thể giúp giải quyết nhiều vấn đề phát sinh từ các ngân hàng Hồi giáo và các NHTU.

### 2.3.2.3 Chính sách tiền tệ của NHTU Philippines

Mục tiêu chính của CSTT của NHTU Philippines là "thúc đẩy sự ổn định về giá dẫn đến một sự tăng trưởng cân bằng và bền vững của nền kinh tế" (Đạo luật Cộng đồng 7653). Việc áp dụng khung mục tiêu lạm phát vào tháng 1 năm 2002 nhằm đạt được mục tiêu này<sup>8</sup>.

Mục tiêu lạm phát tập trung chủ yếu vào việc đạt được một mức lạm phát thấp và ổn định, hỗ trợ cho mục tiêu tăng trưởng của nền kinh tế. Cách tiếp cận này đòi hỏi việc công bố mục tiêu lạm phát rõ ràng mà NHTU Philippines hứa hẹn sẽ đạt được trong một khoảng thời gian nhất định.

Mục tiêu lạm phát: Mục tiêu lạm phát của Chính phủ được xác định theo sự thay đổi trung bình hàng năm của chỉ số giá tiêu dùng trong năm dương lịch. Phù hợp với phương pháp tiếp cận mục tiêu lạm phát để thực hiện CSTT, Ban Điều phối Ngân sách Phát triển thông qua Nghị quyết số 2015-7 ngày 29 tháng 12 năm 2015, duy trì mục tiêu lạm phát hiện tại ở mức  $3,0\% \pm 1,0$  điểm phần trăm trong giai đoạn 2016-2018.

Phù hợp với khung mục tiêu lạm phát, Ủy ban Tiền tệ đã tuyên bố vào tháng 7 năm 2010 việc NHTU Philippines chuyển sang mục tiêu lạm phát cố định trung bình hàng năm là  $4,0\% \pm 1$  điểm phần trăm trong giai đoạn 2012-2014. Việc chuyển sang mục tiêu lạm phát cố định trung hạn cố định từ mục tiêu lạm phát hàng năm biến đổi đã được Ban Điều phối Ngân sách Phát triển phê duyệt vào ngày 9 tháng 7 năm 2010 theo Nghị quyết số 2010-3 của Ban Điều phối Ngân sách Phát triển.

Để đạt được mục tiêu lạm phát, NHTU Philippines sử dụng một bộ công cụ CSTT để thực hiện định hướng CSTT mong muốn. Thỏa thuận mua lại hoặc lãi suất đi vay là công cụ CSTT chính của NHTU Philippines.

Các công cụ CSTT khác bao gồm: khuyến khích/ không khuyến khích các khoản tiền gửi theo cơ chế đấu thầu tiền gửi có kỳ hạn; các phương tiện thanh khoản hiện tại, cơ chế cho vay qua đêm và cơ sở tiền gửi qua đêm; tăng/giảm yêu cầu dự trữ;

<sup>8</sup> Nguồn NHTU Philippines: <http://www.bsp.gov.ph/monetary/targeting.asp>

điều chỉnh tỷ lệ tái chiết khấu đối với các khoản vay cho các tổ chức ngân hàng trên cơ sở ngắn hạn đối với các khoản thế chấp có bảo đảm của khách hàng vay ngân hàng; mua/bán chứng khoán của Chính phủ.

#### **2.3.2.4 Chính sách tiền tệ của NHTU Thailand**

Phần này miêu tả sự phát triển trong CSTT và nền kinh tế ở Thái Lan, đặc biệt chú ý đến giai đoạn mục tiêu lạm phát. Theo NHTU Thái Lan, sự phát triển này có thể được chia thành ba giai đoạn.

Trong giai đoạn đầu (trước cuộc khủng hoảng châu Á tháng 6 năm 1997), NHTU Thái Lan (BOT) đã thông qua một mục tiêu tỷ giá hối đoái cố định bằng cách ấn định đồng tiền của mình với đồng đô la Mỹ (đến năm 1984) hoặc với một rổ tiền tệ, trong đó, đồng đô la là thành phần chính (đến tháng 6 năm 1997). Mục tiêu chính của CSTT là tránh sự mất cân bằng trong cán cân thanh toán và duy trì lạm phát thấp theo chế độ tỷ giá cố định (Lauridsen, 1998; Thailand, 2018).

Các khu vực tài chính đã phải trải qua hàng loạt cải cách tài chính trong giai đoạn 1989-1993, với kế hoạch tăng dòng vốn nước ngoài và tiết kiệm địa phương. Cụ thể, Ngân hàng Quốc tế Băng Cốc được thành lập vào năm 1992 để thu hút các quỹ quốc tế. Kết quả là nợ nước ngoài tăng gấp đôi từ 40 tỷ đô la năm 1992 lên 80 tỷ đô la vào tháng 3 năm 1997. Hơn nữa, lãi suất cao và giá trị cố định của đồng Baht tăng mức đầu tư nước ngoài với tỷ lệ đầu tư trung bình là 44% trong suốt giai đoạn 1990-1996. Tỷ giá hối đoái cố định được giả định là không có rủi ro tiền tệ, đồng thời cũng khuyến khích người dân địa phương vay thêm từ ngân hàng địa phương hoặc từ bên ngoài. Tuy nhiên, trong năm 1996, người ta nhận thấy rằng tăng trưởng kinh tế là thấp nhất trong thập kỷ qua với tăng trưởng xuất khẩu âm và NHTU Thái Lan vẫn giữ lãi suất cao, tiếp tục chính sách thắt chặt tiền tệ. Cuối cùng, một cuộc tấn công mang tính đầu cơ đánh vào đồng Baht kéo theo cuộc khủng hoảng tiền tệ. Theo Krugman (1998) cho rằng mặc dù một số nhà nghiên cứu đổ lỗi cho việc đầu tư quá mức và không sinh lợi là nguyên nhân cho cuộc khủng hoảng ở châu Á, chế độ tỷ giá hối đoái cố định trong trường hợp của Thái Lan là một yếu tố quan trọng (Lauridsen, 1998).

Trong giai đoạn thứ hai (tháng 7 năm 1997 đến tháng 5 năm 2000), CSTT ở Thái Lan đã có những thay đổi đáng kể trong cấu trúc tài chính, chế độ tỷ giá, các công cụ chính sách và các mục tiêu cơ bản sau cuộc khủng hoảng châu Á năm 1997. Cụ thể, BOT đã từ bỏ chế độ tỷ giá hối đoái cố định và chuyển qua cơ chế thả nổi. Mục tiêu tiền tệ trở thành mục tiêu chính cho CSTT bằng cách lập kế hoạch tài chính nhằm đạt được sự ổn định về giá và tăng trưởng kinh tế bền vững. Trong giai đoạn này, Thái Lan đã nhận được nguồn hỗ trợ tài chính đáng kể từ IMF, Ngân hàng Thế giới và Chính phủ Nhật Bản với tổng số tiền là 17,2 tỷ đô la Mỹ (Nakornthab, 2009; Thailand, 2018). CSTT đã được thắt chặt tạm thời để ngăn chặn sự sụp đổ của đồng Baht. Khi giá trị đồng Baht trở nên ổn định, NHTU Thái Lan đã cắt giảm lãi suất và đạt mức thấp nhất trong một thập kỷ vào tháng 9 năm 1999. Do đó vào cuối năm 1998, tăng trưởng kinh tế đã trở nên tích cực và đạt 4%; 4% và 5,5% tương ứng năm 1999 và 2000 (Sharma, 2003).

Trong giai đoạn thứ ba (kể từ tháng 5 năm 2000), kế hoạch của IMF đã thành công ở Thái Lan và dẫn đến việc đánh giá lại cả nền kinh tế trong nước và môi trường bên ngoài. Tuy nhiên, mục tiêu tiền tệ trở nên kém hiệu quả hơn với sự liên kết không ổn định giữa tăng trưởng GDP và cung tiền sau cuộc khủng hoảng. Do đó, Ủy ban tiền tệ đã thông qua mục tiêu lạm phát với dự báo lạm phát là mục tiêu chính sách trung gian. Hơn nữa, NHTU đã thành lập Ban CSTT đầu tiên vào tháng 4 năm 2000, có quyền quyết định CSTT và điều chỉnh mục tiêu lạm phát (Nakornthab, 2009). NHTU Thái Lan sử dụng một tỷ lệ chính sách hoạt động để ảnh hưởng đến tỷ giá thị trường tiền tệ ngắn hạn. Tỷ lệ chính sách này là lãi suất mua lại 1 ngày thay thế lãi suất mua lại 14 ngày trong năm 2007. Trong bốn năm đầu tiên của định hướng mục tiêu lạm phát, CSTT đã được thuận lợi để hỗ trợ phục hồi kinh tế sau cuộc khủng hoảng tài chính châu Á.

Một đặc điểm hạn chế của định hướng mục tiêu lạm phát là sự độc lập của các NHTU, được chính thức hóa trong Đạo luật mới của NHTU Thái Lan (2008) khi đã thực hiện dưới sự độc lập trước đây. Hơn nữa, Đạo luật mới đã làm cho Thống đốc Ngân hàng khó khăn hơn nhằm tạo thế mạnh cho sự độc lập hoạt động của NHTU

Thái Lan. Mục tiêu lạm phát do Ủy ban CSTT và Bộ Tài chính ấn định hàng năm và báo cáo lạm phát bán niên phải được trình lên nội các (Nakornthab, 2009; Thailand, 2018).

### **2.3.2.5 Chính sách tiền tệ của NHNN Việt Nam**

Khoản 1 Điều 2 của Luật NHNN năm 2010 (Luật số 46/2010/QH12) đã khẳng định NHNN là NHTƯ của nước Cộng hòa Xã hội Chủ nghĩa Việt Nam. Mục tiêu của CSTT quốc gia là quyết định mục tiêu ổn định giá trị đồng tiền biểu hiện bằng chỉ tiêu lạm phát. NHNN xây dựng chỉ tiêu lạm phát hàng năm để Chính phủ trình Quốc hội quyết định và tổ chức thực hiện. Quốc hội quyết định chỉ tiêu lạm phát hàng năm được thể hiện thông qua việc quyết định chỉ số giá tiêu dùng và giám sát việc thực hiện CSTT quốc gia (Điều 2 và Điều 4 của Luật NHNN năm 2010)<sup>9</sup>.

Khoản 1, Điều 4 của Luật NHNN (2010) nêu rõ hoạt động của NHNN nhằm mục tiêu: Ổn định giá trị đồng tiền; Bảo đảm an toàn hoạt động ngân hàng và hệ thống các tổ chức tín dụng; Bảo đảm sự an toàn, hiệu quả của hệ thống thanh toán quốc gia; Góp phần thúc đẩy phát triển kinh tế - xã hội theo định hướng xã hội chủ nghĩa.

Với các mục tiêu ổn định giá trị đồng tiền và góp phần thúc đẩy phát triển kinh tế - xã hội, bảo đảm thanh khoản và an toàn của hệ thống ngân hàng, NHNN phải chọn lựa công cụ CSTT phù hợp để đạt được các mục tiêu này.

Điều 10 Luật NHNN năm 2010 qui định các công cụ CSTT quốc gia bao gồm tái cấp vốn, lãi suất, tỷ giá hối đoái, dự trữ bắt buộc, nghiệp vụ thị trường mở và các công cụ, biện pháp khác theo quy định của Chính phủ.

Cơ chế điều hành lãi suất của NHNN Việt Nam: Điều 12 Luật NHNN năm 2010 qui định NHNN công bố lãi suất tái cấp vốn, lãi suất cơ bản và các loại lãi suất khác để điều hành CSTT, chống cho vay nặng lãi. Trong trường hợp thị trường tiền tệ có diễn biến bất thường, NHNN quy định cơ chế điều hành lãi suất áp dụng trong quan hệ giữa các tổ chức tín dụng với nhau và với khách hàng, các quan hệ tín dụng khác.

---

<sup>9</sup> Nguồn Cơ sở dữ liệu quốc gia về văn bản pháp luật: <http://vbpl.vn/nganhangnhanuoc/Pages/vbpg-luocdo.aspx?ItemID=25692>

Lãi suất là một trong những công cụ CSTT quốc gia được NHNN áp dụng để đạt được mục tiêu CSTT. Mục tiêu của CSTT quốc gia là quyết định mục tiêu ổn định giá trị đồng tiền biểu hiện bằng chỉ tiêu lạm phát. NHNN xây dựng chỉ tiêu lạm phát hằng năm để Chính phủ trình Quốc hội quyết định và tổ chức thực hiện. Để đảm bảo đạt được các mục tiêu của CSTT, NHNN phải chọn lựa công cụ CSTT phù hợp.

Các loại lãi suất của NHNN Việt Nam bao gồm lãi suất tái chiết khấu, lãi suất tái cấp vốn, lãi suất cơ bản. Trong đó, lãi suất cơ bản là lãi suất điều hành của NHNN áp dụng đối với tiền Việt Nam do NHNN công bố định kỳ (thường là hàng tháng) trên cơ sở lãi suất thị trường nội tệ liên ngân hàng, lãi suất nghiệp vụ thị trường mở của NHNN, lãi suất huy động đầu vào của TCTD và xu hướng biến động cung - cầu vốn, mục tiêu điều hành CSTT trong ngắn hạn.

Trong giai đoạn 2000 đến 2005, sau khi thoát khỏi những ảnh hưởng tiêu cực của cuộc khủng hoảng tài chính tiền tệ khu vực, CSTT tiếp tục được đổi mới theo hướng kiềm chế lạm phát và phục vụ phát triển kinh tế thời kỳ hội nhập ngày càng sâu rộng. Từ năm 2000 đến năm 2005, CSTT Việt Nam được điều hành theo hướng nói lỏng trong nhằm thực hiện quá trình phục hồi nền kinh tế sau khi Việt Nam phải hứng chịu các cú sốc từ cuộc khủng hoảng tài chính châu Á trong giai đoạn từ 1997-1999. Bước qua giai đoạn 2004 – 2005, CSTT đã bắt đầu được thắt chặt nhằm kiềm chế lạm phát nhưng vẫn cần hỗ trợ tăng trưởng kinh tế nhằm đạt mục tiêu tăng trưởng bình quân 7,5% trong giai đoạn 2001 – 2005. Quý 4/2005, lãi suất cơ bản được điều chỉnh nâng nhẹ từ mức 7,8%/năm lên 8,25%/năm vào ngày 1/12/2005 (nâng lãi suất tái cấp vốn lên 6,5%/năm và lãi suất chiết khấu lên 4,5%/năm). Cho tới năm 1998 Việt Nam vẫn áp dụng tỷ giá cố định, tuy có điều chỉnh trong từng thời kỳ nhưng cơ bản vẫn là cố định. Chế độ tỷ giá đó có tác động tích cực trong việc bảo vệ giá trị đồng Việt Nam trong điều kiện cung cầu ngoại tệ của đất nước còn mất cân đối lớn. Tuy nhiên, kinh nghiệm từ cuộc khủng hoảng 1997 tại các nước Châu Á cho thấy chế độ tỷ giá cố định tiềm ẩn nguy cơ khủng hoảng. Đồng thời, Việt Nam đồng thường được định giá quá cao gây bất lợi cho xuất nhập khẩu cán cân thương mại và cán cân thanh toán thâm hụt trầm trọng. Do đó, từ tháng 12/1999 NHNN điều hành tỷ giá hối

đoái theo hướng thị trường có sự quản lý của nhà nước, thay vì quản lý hành chính như trước đây. Hàng ngày, NHNN công bố tỷ giá giao dịch bình quân trên thị trường ngoại tệ liên ngân hàng, từ đó các ngân hàng thương mại giao dịch với mức tỷ giá không vượt quá tỷ giá bình quân của ngày giao dịch gần nhất cộng 0,1% (năm 2002 đến động biên độ  $\pm 0,25\%$ ). Như vậy tỷ giá đồng Việt Nam bước đầu được hình thành trên cơ sở cung, cầu thị trường. Đây là bước đột phá trong cơ chế điều hành tỷ giá của Việt Nam từ trước đến nay, góp phần cải thiện cán cân thanh toán.

Giai đoạn 2006 – 10/2008: tập trung kiềm chế lạm phát ổn định kinh tế vĩ mô hạn chế tăng trưởng nóng. Giai đoạn 2006 – 2007: Tăng trưởng kinh tế khá cao (GDP thực năm 2006 tăng 6,98% GDP năm 2007 tăng 7,13%), dòng vốn nước ngoài vào Việt Nam tăng mạnh. Tình hình này tạo những diễn biến tiền tệ nổi bật trong năm 2007, đó là tổng phương tiện thanh toán cùng với tín dụng trong nước tăng mạnh, gây áp lực lớn cho điều hành tiền tệ của NHNN. Từ đầu năm 2008, tình hình kinh tế trong nước có nhiều biến động tiêu cực: lạm phát tăng cao, lãi suất trên thị trường tiền tệ cũng tăng mạnh, NHNN nỗ lực kiềm chế lạm phát bằng các biện pháp mạnh trong năm 2008. Trong giai đoạn này, tỷ giá tiếp tục được điều hành theo cơ chế tỷ giá thả nổi có quản lý. Hàng ngày, NHNN công bố tỷ giá giao dịch bình quân trên thị trường ngoại tệ liên ngân hàng trên cơ sở cung cầu ngoại tệ trên thị trường và mục tiêu điều hành tỷ giá. Các ngân hàng thương mại xác định và niêm yết tỷ giá mua bán USD/VND trong phạm vi biên độ giao dịch do NHNN quy định. Cũng trong giai đoạn này, cung cầu ngoại tệ trên thị trường trong nước không ổn định về nhiều thời điểm mất cân đối. NHNN phải thực hiện các biện pháp điều chỉnh tỷ giá, can thiệp mua bán ngoại tệ để ổn định thị trường.

Giai đoạn 10/2008-2010: linh hoạt điều hành CSTT để ngăn chặn suy giảm kinh tế. Do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính và suy thoái kinh tế toàn cầu, tăng trưởng kinh tế có xu hướng giảm dần (năm 2008 ở mức 5,66%, năm 2009 ở mức 5,40%). Nhiều doanh nghiệp giảm sản xuất đóng cửa hoặc tạm ngừng hoạt động. Thị trường chứng khoán và thị trường bất động sản suy giảm trầm trọng. Thị trường ngoại tệ có dấu hiệu căng thẳng. Việt Nam đồng chịu sức ép giảm giá so với đô la Mỹ, tâm lý

găm giữ ngoại tệ tăng mạnh. Để giảm suy thoái kinh tế, NHTU thực thi CSTT nói lỏng thông qua một số biện pháp: các tổ chức tín dụng được sử dụng tín phiếu bắt buộc trong các giao dịch tái cấp vốn với NHNN và được rút trước hạn theo nhu cầu từ ngày 01/10/2008.

Từ tháng 10/2008, khi lạm phát bắt đầu giảm, NHNN từng bước giảm dần các mức lãi suất điều hành: Lãi suất cơ bản từ mức 14%/năm giảm dần còn 7,5%/năm; lãi suất tái cấp vốn từ 15% giảm từ mức còn 7%/năm; lãi suất chiết khấu từ 13%/năm xuống từ từ còn 6,5%/năm; lãi suất tiền gửi dự trữ bắt buộc VND từ 10%/năm xuống đến 1,2%/năm; lãi suất cho vay qua đêm trong thanh toán điện tử liên ngân hàng từ 15% xuống 7%/năm; đối với lãi suất tiền gửi bằng USD tiếp tục thực hiện theo cơ sở thỏa thuận. Nhờ đó, mặt bằng huy động lãi suất cho vay liên tục giảm mạnh, còn vào khoảng từ 8% đến 11%/năm thấp hơn từ 6% đến 9%/năm so với thời điểm tháng 9/2008.

Thực hiện chủ trương của Quốc hội, Chính phủ về tự do hóa lãi suất đối với một số dự án kinh doanh có hiệu quả cao và căn cứ vào tình hình thực tế ngày 1/2/2009, NHNN từng bước cho phép các tổ chức tín dụng thực hiện lãi suất thỏa thuận đối với các khoản vay tiêu dùng và các khoản vay trung hạn, dài hạn phục vụ sản xuất kinh doanh, dịch vụ và đầu tư phát triển. Từ ngày 14/4/2010 NHNN chính thức cho phép các tổ chức tín dụng thực hiện cho vay bằng VND theo cơ chế lãi suất thỏa thuận quy định tại Thông tư số 12/2010/TT-NHNN<sup>10</sup>. Đồng thời, tiếp tục công bố lãi suất cơ bản hàng tháng nhằm định hướng lãi suất thị trường.

Từ tháng 12/2009 đến cuối năm 2010, lạm phát tăng cao trở lại, NHNN đã điều chỉnh tăng các mức lãi suất điều hành: lãi suất cơ bản từ 7% lên 8-9%/năm; lãi suất tái cấp vốn từ 7% lên 8-9%/năm; lãi suất tái chiết khấu từ mức 5%/năm 6-7%/năm; Trong thanh toán điện tử liên ngân hàng lãi suất cho vay qua đêm từ 7% đến 8-9%/năm và quy định mức trần lãi suất huy động của các tổ chức tín dụng trong khoảng

---

<sup>10</sup> Nguồn Cơ sở dữ liệu quốc gia về văn bản pháp luật: <http://vbpl.vn/nganhangnhanuoc/Pages/vbpg-luocdo.aspx?ItemID=25868>



từ 10,5%-14%. Đồng thời, ban hành Thông tư số 03/2010/TT-NHNN<sup>11</sup> quy định mức lãi suất tiền gửi tối đa bằng USD đối với khách hàng là tổ chức kinh tế, lãi suất huy động USD đối với khách hàng cá nhân được thực hiện theo cơ chế thỏa thuận để giảm sức hấp dẫn của việc nắm giữ USD, hạn chế tình trạng găm giữ ngoại tệ.

Giai đoạn 2011 – 2012: Kiểm chế lạm phát, ngăn chặn bất ổn thị trường và nguy cơ đổ vỡ hệ thống. Nghị quyết số 11/NQ-CP<sup>12</sup> năm 2011 đặt ra những thách thức lớn đối với NHNN: “Điều hành và kiểm soát để đảm bảo tốc độ tăng trưởng tín dụng năm 2011 dưới 20%, tổng phương tiện thanh toán khoảng 15 – 16%; tập trung ưu tiên vốn tín dụng phục vụ phát triển sản xuất kinh doanh nông nghiệp nông thôn, xuất khẩu, công nghiệp hỗ trợ, doanh nghiệp nhỏ và vừa; giảm tốc độ và tự trọng vay vốn tín dụng của khu vực phi sản xuất, nhất là lĩnh vực bất động sản, chứng khoán”. Trong điều kiện lạm phát tăng cao ở mức hai chữ số, NHNN sử dụng đồng bộ, quyết liệt các công cụ CSTT để kiểm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, đi đôi với kiên quyết thiết lập kỷ luật thị trường nhằm nâng cao hiệu lực, hiệu quả của các giải pháp điều hành. Giai đoạn này, NHNN vẫn điều hành tỷ giá theo cơ chế thả nổi có quản lý, hàng ngày thực hiện được công bố tỷ giá bình quân liên ngân hàng giữa VND và USD. Tuy nhiên, điều hành tỷ giá giai đoạn này đã có những đổi mới rất căn bản. Sau lần điều chỉnh tỷ giá gây bất ngờ cho thị trường vào ngày 11/2/2011 (tỷ giá bình quân liên ngân hàng tăng 9,3%, thu hẹp biên độ dao động giao dịch từ  $\pm 3\%$  xuống  $\pm 1\%$ ). NHNN điều chỉnh linh hoạt tăng/giảm tỷ giá bình quân liên ngân hàng hàng ngày với mức điều chỉnh nhỏ căn cứ và diễn biến thị trường ngoại tệ.

Giai đoạn 2012 – 2016: Đây là giai đoạn nền kinh tế đã dần đi vào ổn định, tỷ lệ lạm phát trung bình trong toàn giai đoạn chỉ ở mức 3,48%, thấp nhất trong các giai đoạn nghiên cứu. Tốc độ tăng trưởng GDP cũng được duy trì ở mức trung bình 6,06%/năm. Thị trường tiền tệ và mặt bằng lãi suất từ giữa năm 2012 đã tương đối

<sup>11</sup> Nguồn Cơ sở dữ liệu quốc gia về văn bản pháp luật: <http://vbpl.vn/nganhangnhanuoc/Pages/vbqq-luocdo.aspx?ItemID=24972>

<sup>12</sup> Nguồn Công thông tin điện tử Chính phủ Nước CHXHCN 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)

ổn định, NHTU đã giảm bớt các biện pháp hành chính trong điều hành lãi suất. NHNN từng bước cho phép các tổ chức tín dụng được quyền chủ động quyết định mức lãi suất huy động đối với các khoản tiền gửi có kỳ hạn từ 12 tháng trở lên, sau đó là từ 6 tháng trở lên. Cùng với việc điều chỉnh linh hoạt hoạt động tỷ giá, để giảm áp lực lên thị trường ngoại tệ và TGHĐ, NHNN can thiệp thị trường khi cần thiết thông qua việc mua bán ngoại tệ. Bên cạnh đó, để đảm bảo việc nắm giữ VND có lợi hơn so với USD, NHNN duy trì chênh lệch lãi suất tiền gửi giữa hai đồng tiền này. Để hạn chế áp lực đầu cơ TGHĐ, NHNN còn phát hành tín phiếu trên thị trường mở để hút tiền về. NHNN cũng tiếp tục phối hợp với các bộ, ngành có liên quan để quản lý hoạt động ngoại hối, kịp thời thực hiện các công tác thông tin, truyền thông với nhiều hình thức khác nhau với mục đích để ổn định thị trường.

### **2.3.3 Kết luận tổng quan chính sách tiền tệ tại các quốc gia Đông Nam Á**

Thực tế cho thấy quy tắc Taylor có thể áp dụng trong trường hợp CSTT thực hiện mục tiêu kép là ổn định giá cả và tăng trưởng kinh tế hoặc trong CSTT theo chế độ lạm phát mục tiêu chính yếu như ở các quốc gia áp dụng chính sách lạm phát mục tiêu như Mỹ, Anh, Nhật, Chi Lê, Thụy Sĩ... (Asso và cộng sự, 2010). Phần này đã mô tả đánh giá CSTT ở năm quốc gia khu vực Đông Nam Á theo hướng các NHTU sử dụng công cụ chính sách chính trong mục tiêu điều hành theo các khoảng thời gian và những khác biệt về thể chế giữa các quốc gia, điều này có thể ảnh hưởng đến các biến được đưa vào mô hình nghiên cứu của đề tài.

Một số quốc gia điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu thường sử dụng công cụ lãi suất để tác động đến lãi suất thị trường. Và quy tắc Taylor thường được đề xuất xem xét tại các quốc gia điều hành CSTT theo lạm phát mục tiêu. Trong số các quốc gia được nghiên cứu có Indonesia, Philippines, Thái Lan điều hành CSTT theo LPMT và trong khi Malaysia và Việt Nam không theo chế độ CSTT LPMT. Tuy nhiên đối với các NHTU được nghiên cứu đều xem lãi suất là một trong những công cụ CSTT chính để đạt được mục tiêu CSTT, và nghiên cứu cũng sử dụng quy tắc Taylor rút gọn, không sử dụng dữ liệu lạm phát mục tiêu khi phân tích CSTT của các quốc gia.

Bên cạnh đó, cả năm quốc gia đang phát triển được nghiên cứu thường xuyên can thiệp vào TGHD, đây cũng là cơ sở để tác giả phân tích quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với TGHD. Nghiên cứu cũng chú trọng sử dụng mô hình STR để xem xét quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành CSTT của các NHTU tại các quốc gia Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam.

#### **2.4 Kết luận chương tổng quan lý thuyết về quy tắc Taylor**

Trong chương tổng quan lý thuyết về quy tắc Taylor, luận án đã tập trung phân tích lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm gần đây, kết quả nghiên cứu có thể đúc kết một số kết quả như sau:

- Luận án không đi vào phân tích và so sánh là liệu trong thực tế, NHTU của một quốc gia điều hành CSTT tùy nghi hay theo quy tắc là tốt và hiệu quả hơn. Tuy nhiên, các kết quả nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm có xu hướng cho rằng NHTU nên điều hành CSTT theo quy tắc nhất định, trong đó có quy tắc Taylor. Việc xác lập lãi suất của một số NHTU có thể diễn tả bằng quy tắc Taylor. Từ kết quả thực nghiệm cho thấy quy tắc Taylor tuyến tính được nghiên cứu nhiều ở các quốc gia có nền kinh tế phát triển cũng như nền kinh tế mới nổi. *Trong khi quy tắc Taylor phi tuyến được tập trung nghiên cứu ở các nước có nền kinh tế phát triển, còn đối với các nước có nền kinh tế mới nổi cần có những nghiên cứu tiếp theo.*

- Trong xu hướng phát triển mới của lý thuyết cũng như thực tế trong điều hành CSTT, quy tắc Taylor gốc hiện không còn phù hợp khi phân tích CSTT của NHTU tại một số quốc gia, đặc biệt sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới năm 2007. Do đó, luận án đã phân tích lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm các hướng mở rộng của quy tắc Taylor gần đây trong điều hành CSTT của NHTU có xem xét đến ổn định tài chính. Tùy theo đặc điểm trong điều hành CSTT của mỗi quốc gia, quy tắc Taylor cần được mở rộng và bổ sung thêm một số biến phù hợp. Kết quả nghiên cứu lý thuyết đến thực nghiệm, quy tắc Taylor mở rộng có thể phân chia thành bốn hướng bao gồm TGHD, giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất (Käfer, 2014).

Bên cạnh đó, chỉ số tổng hợp đại diện cho các biến trên như chỉ số FCI cũng đã được nghiên cứu trong mối quan hệ với quy tắc Taylor mở rộng.

Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với biến TGHD được nghiên cứu nhiều cả về lý thuyết lẫn thực nghiệm, và phù hợp khi phân tích CSTT tại một số nước mới nổi bị tác động nhiều bởi TGHD. Bên cạnh đó, từ cơ sở lý thuyết đến nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa có câu trả lời rõ ràng khi đánh giá vai trò của giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất đối với quy tắc Taylor. Tuy nhiên, giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất được xem là bổ sung hữu ích và nên được xem xét khi phân tích ảnh hưởng của chúng lên CSTT. Và một số nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất chủ yếu tập trung tại các quốc gia phát triển. Do đó, các hướng mở rộng trong quy tắc Taylor cần có thêm các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm, trong đó có chú ý đến các quốc gia có nền kinh tế mới nổi.

- Trong phần tổng hợp lý thuyết cho thấy đối với một số quốc gia đang phát triển khu vực Đông Nam Á, nền kinh tế thường bị tác động bởi sự thay đổi của TGHD và nghiên cứu về việc điều hành CSTT của các NHTU có thể được mô tả bằng quy tắc Taylor hay không, đặc biệt là quy tắc Taylor phi tuyến còn ít được đề cập. Do đó để bổ sung khoảng trống nghiên cứu, luận án sẽ tập trung phân tích phân tích quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai và quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, cũng như sử dụng mô hình STR để xem xét quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành CSTT của các NHTU tại các quốc gia Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam.

- Trong phân tích tổng quan về CSTT ở chương 2, các quốc gia được phân tích đều xem lãi suất là một trong những công cụ để đạt được mục tiêu CSTT. Đây cũng là cơ sở để bài viết xem xét NHTU có điều hành CSTT theo quy tắc Taylor hay không? Ngoài ra, luận án sử dụng quy tắc Taylor rút gọn, để không sử dụng dữ liệu lạm phát mục tiêu khi phân tích CSTT tại các quốc gia, do chỉ có Indonesia, Philippines, Thái Lan điều hành CSTT theo LPMT và trong khi Malaysia và Việt Nam không theo chế độ CSTT LPMT. Việc phân tích quy tắc Taylor của các quốc

gia điều hành CSTT theo LPMT hay không theo LPMT có thể có những kết quả khác nhau. Bên cạnh đó, cả năm quốc gia được nghiên cứu đều là các nước đang phát triển thường bị ảnh hưởng nhiều bởi sự biến động của tỷ giá hối đoái, đây cũng là cơ sở để nghiên cứu thực hiện phân tích quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái.

Trong phần tiếp theo, luận án sẽ trình bày các dạng mô hình quy tắc Taylor, phương pháp và dữ liệu nghiên cứu đối với quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với TGHD phiên bản hướng tới tương lai và quy tắc Taylor phi tuyến.

## CHƯƠNG 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU

### 3.1 Mô hình quy tắc Taylor

#### 3.1.1 Quy tắc Taylor tuyến tính

##### 3.1.1.1 Quy tắc Taylor gốc

Trong nghiên cứu về lịch sử chính sách tiền tệ, có thể nhận thấy “CSTT là cách thức chính thông để Chính phủ tác động đến kinh tế vĩ mô”. Trên thế giới, NHTU có trách nhiệm trong điều hành CSTT khi sử dụng các công cụ chính sách, chủ yếu là lãi suất ngắn hạn hoặc cung tiền để đạt được và duy trì lạm phát thấp, cũng như phát triển bền vững. Các lý thuyết hiện hữu đề nghị các nhà hoạch định chính sách đặt ra mức lãi suất danh nghĩa để giảm thiểu hàm tổn thất của NHTU như sau:

$$L = (Y_t - Y_t^*)^2 + a(\pi_{t+1} + \pi^*)^2 \quad (3.1)$$

$$\text{Với } \pi_t = \pi_{t-1} + b(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) \quad (3.2)$$

$$Y_{t-1} - Y_{t-1}^* = -c(r_{t-1} - r^*) \quad (3.3)$$

Trong đó:

$Y_t$  là mức sản lượng tại thời điểm  $t$

$\pi_t$  là tỷ lệ lạm phát tại thời điểm  $t$

$\pi^*$  là tỷ lệ lạm phát mục tiêu

$r_t$  là lãi suất thực tại thời điểm  $t$

$r^*$  là lãi suất thực cân bằng

$a$  là hệ số liên quan đến sự tổn thất từ lạm phát.

$b$  là hệ số giải thích lạm phát phản ứng như thế nào đối với khoảng cách sản lượng (độ dốc của đường cong Phillips).

Phương trình (3.1) là hàm tổn thất của NHTU giả sử có mối tương quan cân bằng về chênh lệch âm và dương của lạm phát và sản lượng so với mức mục tiêu.

Phương trình (3.2) là hàm tuyến tính đơn giải thích đường cong Phillips cho thấy mối liên hệ giữa sản lượng  $Y_t$  và lạm phát  $\pi_t$ . Phương trình cho thấy khi sản lượng  $Y_t$  ở trên mức sản lượng tiềm năng  $Y_t^*$  sẽ dẫn đến sự gia tăng lạm phát trên mức ban đầu, trong trường hợp ngược lại chênh lệch sản lượng âm sẽ làm cho lạm phát giảm thấp hơn mức ban đầu.

Phương trình (3.3) là đường cong IS thể hiện mối quan hệ giữa lãi suất thực và sản lượng. Đường cong IS có độ dốc âm vì lãi suất thấp dẫn đến mức đầu tư và tiêu dùng cao, dẫn đến có sự gia tăng cao hơn trong sản lượng.

Từ phương trình (3.1) đến (3.3), giả sử sản lượng chỉ ảnh hưởng đến lạm phát của kỳ tiếp theo và do đó ảnh hưởng của lãi suất  $r_{t-1}$  lên sản lượng  $Y_t$ . Do đó, lãi suất của NHTU tại thời điểm  $t-1$  chỉ ảnh hưởng đến sản lượng tại thời điểm  $t$  và lạm phát tại thời điểm  $t+1$ . Giá trị tối ưu của  $Y_t$  để tối thiểu hóa L được tính bằng cách thế phương trình (3.2) vào phương trình (3.1), ta được:

$$L = (Y_t - Y_t^*)^2 + a[\pi_t + b(Y_t - Y_t^*) - \pi^*]^2$$

$$\frac{\partial L}{\partial Y_t} = 2(Y_t - Y_t^*) + 2ab[\pi_t + b(Y_t - Y_t^*) - \pi^*] = 0$$

Với  $\pi_t = \pi_{t-1} + b(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*)$ , chúng ta có

$$\frac{\partial L}{\partial Y_t} = (Y_t - Y_t^*) + ab(\pi_{t+1} - \pi^*) = 0 \quad (3.4)$$

Biến đổi lại phương trình (3.4) có thể thấy một mối quan hệ nghịch chiều giữa lạm phát và sản lượng với độ dốc được xác định bởi sự không ưa thích lạm phát của NHTU, hệ số  $a$ , và phản ứng của lạm phát đối với khoảng cách sản lượng. Phương trình (3.5) cho thấy nếu lạm phát tăng vượt mức mục tiêu, nhà hoạch định chính sách sẽ tăng kiểm soát gián tiếp (sản lượng) thông qua lãi suất chính sách để kiểm soát áp lực lạm phát.

$$-\frac{1}{ab}(Y_t - Y_t^*) = \pi_{t+1} - \pi^* \quad (3.5)$$

Từ các phương trình trên, có thể viết lại thành phương trình (3.2)', (3.3)' và (3.5)' đại diện cho đường cong Phillips, đường cong IS và quy tắc CSTT:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + b(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) \quad (3.2)'$$

$$Y_t - Y_t^* = -c(r_{t-1} - r^*) \quad (3.3)'$$

$$-\frac{1}{ab}(Y_t - Y_t^*) = \pi_{t+1} - \pi^* \quad (3.5)'$$

Thế phương trình (3.2)' vào phương trình (3.5)', ta có:

$$\pi_t + b(Y_t - Y_t^*) - \pi^* = -\frac{1}{ab}(Y_t - Y_t^*) \quad (3.6)$$

Thế phương trình (3.3)' vào phương trình (3.6), ta được:

$$\begin{aligned} \pi_t + b(-c(r_{t-1} - r^*)) - \pi^* &= -\frac{1}{ab}(-c(r_{t-1} - r^*)) \\ \pi_t - \pi^* &= b(c(r_{t-1} - r^*)) + \frac{1}{ab}(c(r_{t-1} - r^*)) = c\left(\frac{1}{ab} + b\right)(r_{t-1} - r^*) \end{aligned} \quad (3.7)$$

Thế phương trình (3.2)', đường cong Phillips, vào phương trình (3.7), ta có:

$$\pi_{t-1} + b(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) - \pi^* = c\left(\frac{1}{ab} + b\right)(r_{t-1} - r^*)$$

Sắp xếp lại, có phương trình sau:

$$(r_{t-1} - r^*) = c\left(\frac{1}{ab} + b\right)[(\pi_{t-1} - \pi^*) + b(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*)]$$

Thay thế thời gian t thay cho thời gian t-1, chúng ta có phương trình sau:

$$(r_t - r^*) = c\left(\frac{1}{ab} + b\right)[(\pi_t - \pi^*) + b(Y_t - Y_t^*)] \quad (3.8)$$

Quy tắc lãi suất tối ưu trong phương trình (3.8) là dạng quy tắc Taylor gốc công bố năm 1993. Quy tắc Taylor là quy tắc CSTT mô tả NHTƯ nên điều chỉnh công cụ lãi suất chính sách như thế nào để đáp ứng với những thay đổi trong lạm phát và hoạt động kinh tế vĩ mô (Orphanides, 2010). Theo Abel và Bernanke (2010), NHTƯ một số nước áp dụng quy tắc tương đồng với quy tắc Taylor trong điều hành CSTT kể từ khi quy tắc đó được Giáo sư J.B. Taylor đề xuất trong nghiên cứu của mình vào năm 1993. Công thức quy tắc Taylor gốc có dạng:



$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(Y_t - Y_t^*) \quad (3.9)$$

Trong đó  $i_t$  là mức lãi suất danh nghĩa mong đợi tại thời điểm  $t$ . Theo quy tắc Taylor, cả hai hệ số  $\alpha_\pi$  và  $\alpha_y$  lớn hơn 0, có nghĩa là NHTU nên giảm lãi suất danh nghĩa để phản ứng với chênh lệch âm của lạm phát thực so với lạm phát mục tiêu và của sản lượng thực so với mức sản lượng tiềm năng, và ngược lại.

Quy tắc Taylor có thể viết gọn bằng cách gộp các hằng số lại với nhau và giải quyết vấn đề chênh lệch sản lượng như sau:

$$i_t = \rho_0 + \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t \quad (3.10)$$

Trong đó,  $\rho_0 = r^* - \alpha_\pi \pi^*$ ,  $\rho_\pi = 1 + \alpha_\pi$ ,  $\rho_y = \alpha_y$  and  $y_t = Y_t - Y_t^*$ . Theo quy tắc đề xuất bởi Taylor năm 1993, giả sử thiết lập  $\alpha_\pi = \alpha_y = 0.5$ ,  $r^* = 2$  và  $\pi^* = 2$ , và có công thức cụ thể sau:

$$i_t = 1 + 1.5\pi_t + 0.5y_t \quad (3.11)$$

Phương trình (3.11) cho thấy nếu  $\pi$  tăng 1% thì lãi suất nên tăng 1.5%. Mặc dù Taylor thừa nhận rằng hệ số  $\rho_\pi$  của phương trình (3.10) không cần chính xác 1.5, nhưng theo quy tắc thì hệ số đó nên lớn hơn 1.

### 3.1.1.2 Quy tắc Taylor động

Các phiên bản thử nghiệm của quy tắc Taylor với lãi suất được làm mượt, cho phép tính đến độ trễ lãi suất, xuất hiện sớm trong các nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 1998, 2000; Amato và Laubach, 1999; Goodhart, 1999; Woodford, 2003). Chúng ta có thể viết lại quy tắc Taylor gốc từ phương trình (3.10) như sau:

$$\hat{i}_t = \rho_0 + \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + \varepsilon_t \quad (3.10)'$$

Theo nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 1998, 2000) công thức điều chỉnh làm mượt lãi suất có dạng như sau:

$$i_t = \rho_i(L)i_{t-1} + (1 - \rho_y)\hat{i}_t \quad (3.12)$$

Trong đó  $\rho_i(L) = \rho_{i1} + \rho_{i2}L + \dots + \rho_{in}L^{n-1}$  là chỉ số của mức độ làm mượt của biến công cụ. Kết hợp phương trình (3.10)' và (3.12), ta có:

$$i_t = \rho_i(L)i_{t-1} + (1 - \rho_i)\{\rho_0 + \rho_\pi\pi_t + \rho_y y_t\} \quad (3.13)$$

Phương trình (3.13) cũng bị thay đổi, và được đặt tên theo phiên bản nhìn về quá khứ và phiên bản hướng tới tương lai tùy theo giá trị các biến lạm phát và khoảng cách sản lượng được sử dụng trong ước lượng. Quy tắc Taylor tuyến tính, phiên bản hướng tới tương lai có thể viết lại như sau:

$$i_t = \rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Trong đó  $E_{t+1} \pi_{t+1}$  là giá trị kỳ vọng của lạm phát,  $E_t y_t$  là giá trị kỳ vọng của khoảng cách sản lượng, các hệ số  $\rho_0^* = (1 - \rho_i) * \rho_0$ ,  $\rho_\pi^* = (1 - \rho_i) * \rho_\pi$ ,  $\rho_y^* = (1 - \rho_i) * \rho_y$ .

Tuy nhiên, quy tắc Taylor chỉ liên quan đến lạm phát và khoảng cách sản lượng cũng bị chỉ trích vì không tính đến tác động của tỷ giá hối đoái lên CSTT (Ball, 1999; Ghosh và cộng sự, 2016; Svensson, 2000; Taylor, 2000). Các quốc gia có nền kinh tế mới nổi nên xem xét sự biến động TGHĐ trong quá trình điều hành CSTT (Ghosh và cộng sự, 2016). Svensson (2000) giải thích tác động trực tiếp và gián tiếp của TGHĐ đối với nền kinh tế và việc thiết lập lãi suất, và biến động TGHĐ có thể ảnh hưởng lớn đến TGHĐ vào giá nội địa thông qua kênh nhập khẩu (Goldberg và Campa, 2010). Việc giảm giá đồng nội tệ có thể buộc các NHTU hướng đến mục tiêu ổn định giá, thắt chặt CSTT, trong khi điều này có thể làm tăng sự cạnh tranh quốc tế (Bailliu và Fujii, 2004; Baily, 2003; Gagnon và Ihrig, 2004; Ghosh và cộng sự, 2016). Do đó, khi phân tích CSTT của quốc gia đang phát triển, quy tắc Taylor mở rộng với TGHĐ có thể được viết như sau:

$$i_t = \rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \rho_x^* x_t + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Trong đó,  $x_t$  là biến đại diện cho tỷ giá hối đoái thực.

### 3.1.2 Quy tắc Taylor phi tuyến

### 3.1.2.1 Tổng quan các dạng mô hình phi tuyến trong nghiên cứu CSTT

Quy tắc Taylor tuyến tính là dạng hàm phản ứng chuẩn trong lựa chọn CSTT tối ưu của NHTU trong các điều kiện thông thường, cho thấy NHTU tối thiểu hóa hàm tổn thất bậc hai đối xứng theo cấu trúc tuyến tính của hệ thống kinh tế, như hàm tổng cầu tuyến tính. Tuy nhiên trong thực tế, NHTU có thể gán các trọng số khác nhau cho các chênh lệch âm và dương từ tập hợp các mục tiêu trong hàm tổn thất. Hơn nữa, lạm phát và khoảng cách sản lượng có thể điều chỉnh khác nhau với trạng thái của chu kỳ kinh doanh: sản lượng có khuynh hướng giảm nhanh trong khi phục hồi từ từ và kéo dài; Lạm phát cũng có xu hướng gia tăng nhanh hơn mức giảm trong chu kỳ kinh doanh (Hamilton, 1989). Trong những trường hợp này, NHTU nên phản ứng khác nhau đến chênh lệch sản lượng và lạm phát dương hay âm. Những lập luận này khẳng định tầm quan trọng của việc tính toán quy tắc Taylor phi tuyến trong phân tích hàm phản ứng của NHTU (Castro, 2011).

Có nhiều mô hình chuỗi thời gian phi tuyến được nghiên cứu như mô hình chuyển đổi Markov theo nghiên cứu của (Altavilla và Landolfo, 2005; Cosslett và Lee, 1985; Hamilton, 1989; Lindgren, 1978), mô hình tự hồi quy ngưỡng (TAR) theo nghiên cứu của (Tiao và Tsay, 1994; Tong, 1983, 1988, 1990; Tsay, 1989). Sau đó, bằng cách thay thế giá trị ngưỡng không liên tục bằng hàm phản ứng chuyển tiếp trơn, mô hình TAR trước đó có thể được tổng quát thành mô hình tự hồi quy chuyển tiếp trơn (STAR), đã được sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm về chuỗi thời gian (Dijk và cộng sự, 2002; Quandt, 1958; Teräsvirta, 1994, 1998, 2006; Timo Teräsvirta và Anderson, 1992; Van Dijk và Franses, 1999).

Lý thuyết về CSTT cũng đang gia tăng các nghiên cứu sử dụng mô hình phi tuyến để giải thích sự bất cân xứng trong điều hành CSTT theo quy tắc của các NHTU, như (Altavilla và Landolfo, 2005; Kaufmann, 2002) ứng dụng mô hình chuyển đổi Markov; Bunzel và Enders (2010) sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng và một số nghiên cứu khác sử dụng mô hình STR (Castro, 2011; Martin và Milas, 2004, 2013; Qin và Enders, 2008).

Nhìn chung, lý thuyết CSTT cho thấy mô hình hồi quy chuyển tiếp tron (STR), đặc biệt mô hình STR dạng logistic và dạng mũ, là những mô hình hồi quy phi tuyến được sử dụng chủ yếu trong phân tích thực nghiệm các quy tắc CSTT, do mô hình STR cung cấp nền tảng cấu trúc và trực quan khi giải thích hành vi phi tuyến (Qin và Enders, 2008). Cả 2 phiên bản của mô hình STR là dạng mô hình chế độ chuyển đổi ngưỡng trong đánh giá mức độ phản ứng của CSTT theo các trạng thái khác nhau của nền kinh tế. Ngoài việc cung cấp nền tảng cấu trúc và trực quan khi giải thích hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT, mô hình STR còn cung cấp nền tảng cấu trúc của CSTT phù hợp hơn liên quan đến các mô hình chế độ chuyển đổi khác như mô hình hồi quy ngưỡng và mô hình chuyển đổi Markov. Mô hình STR giả định chế độ chuyển tiếp nội sinh trong các quy tắc CSTT của NHTU và cho phép các thông số hồi quy thay đổi một cách mượt mà từ chế độ này sang chế độ khác, trong khi mô hình Markov cũng như mô hình hồi quy ngưỡng đưa ra chế độ chuyển đổi ngoại sinh bởi các quy trình không quan sát được và cho thấy sự thay đổi đột ngột giữa các chế độ CSTT theo (Castro, 2011; Jawadi và cộng sự, 2011). Ngoài ra, mô hình chuyển đổi Markov và mô hình hồi quy ngưỡng không thể tính được trực quan đằng sau quy tắc CSTT bất cân xứng và chúng không có khả năng biết được liệu NHTU điều hành CSTT theo mục tiêu cụ thể hay vùng mục tiêu đối với một biến ngưỡng (Castro, 2011).

Bec và cộng sự (2002) sử dụng mô hình tự hồi quy chuyển tiếp tron (STAR) và cho thấy có phản ứng CSTT bất cân xứng đến khoảng cách sản lượng dương và âm tại Mỹ, Đức và Pháp. Martin và Milas (2004) sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp tron dạng logistic (LSTR) để phân tích phản ứng của CSTT đến lạm phát trong khoảng thời gian từ 1972-2000 trong đó hệ số chế độ chuyển đổi phụ thuộc vào tỷ lệ lạm phát kỳ vọng, và thấy có phản ứng phi tuyến trong điều hành CSTT của NHTU Anh.

Petersen (2007) sử dụng hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng logistic (LSTR) trong đánh giá sự thay đổi chế độ trong CSTT tác động bởi lạm phát hay khoảng cách sản lượng trong khoảng thời gian T1/1960-T12/2005 tại Mỹ. Mô hình này phản ứng gần đúng CSTT của FED trong 2 mẫu phụ quan trọng của dữ liệu Mỹ, mẫu thứ nhất

phản ánh giai đoạn “lạm phát cao” từ 1960-1979 và mẫu thứ 2 phản ánh giai đoạn “ổn định cao” từ 1985-2005. Kết quả ước tính cho thấy có sự xuất hiện phản ứng phi tuyến trong CSTT của FED tại giai đoạn ổn định cao, và FED bắt đầu phản ứng mạnh hơn đến lạm phát khi lạm phát đạt từ 3,55% trở lên. Trong khi quy tắc Taylor tuyến tính điều chỉnh tốt hơn trong giai đoạn lạm phát cao. Nói một cách khác, kết quả ước tính cho thấy FED đã chuyển đổi từ phản ứng đối xứng đến phát triển kinh tế sang phản ứng bất đối xứng theo giá trị ngưỡng của lạm phát sau năm 1979.

Qin và Enders (2008) sử dụng mô hình LSTR với dữ liệu thời gian thực cho thấy có hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT của FED. Tương tự, Cukierman và Muscatelli (2008) sử dụng STR để nghiên cứu tính phi tuyến trong quy tắc CSTT đối với Anh và Mỹ. Kết quả cho thấy quy tắc của NHTU thay đổi theo thời gian, phụ thuộc vào các biến ngưỡng và các tình huống kinh tế vĩ mô. Chẳng hạn, quy tắc Taylor có dạng hàm lõm ở Anh trong giai đoạn 1979-1990, thể hiện sự ưu tiên của BOE gia tăng sản lượng trong thời kỳ sụt giảm, và có dạng hàm lồi trong giai đoạn 1992-2005 khi BOE ưu tiên kiềm chế lạm phát. Kết quả tương đồng tại Mỹ, CSTT ưu tiên kiềm chế lạm phát dưới thời chủ tịch Martin, và FED ưu tiên trong chuyển đổi để tránh suy thoái dưới thời chủ tịch Burns, Miller and Greenspan.

Gần đây, Castro (2011) sử dụng mô hình STR với kỳ vọng hướng tới tương lai, trong đó có hiện diện thông tin bất cân xứng được tính trực tiếp trong cấu trúc của mô hình, để kiểm tra tính bất cân xứng trong phản ứng lãi suất của ECB, BOE và FED. Tác giả quan sát thấy cả ECB và BOE có phản ứng bất cân xứng trong phát triển kinh tế. ECB phản ứng tích cực hơn đến lạm phát khi mức lạm phát vượt quá 2.5%, trong khi không có phản ứng tích cực đến chu kỳ kinh doanh. BOE phản ứng tích cực với lạm phát khi mức lạm phát vượt ngưỡng mục tiêu 1,8-2,4% thay vì mục tiêu chính thức là 2%. Mặt khác, trái ngược với nghiên cứu của Petersen (2007) và Cukierman và Muscatelli (2008), hàm phản ứng của FED được ước lượng tốt hơn bởi một quy tắc tuyến tính trong giai đoạn 1982-2007. Cuối cùng nghiên cứu cho thấy chỉ ECB phản ứng đáng kể đến điều kiện tài chính trong nền kinh tế, trong khi tại Mỹ

và Anh (các yếu tố tài chính tại các nước này dễ bị tổn thương trong khủng hoảng tín dụng năm 2008 hơn khu vực đồng Euro) không có phản với các điều kiện tài chính.

Jawadi và cộng sự (2011) nghiên cứu mức độ quan trọng hành vi phi tuyến trong hàm phản ứng của NHTU tại 5 nước mới nổi BRICS gồm Brazil, Nga, Ấn Độ, Trung Quốc và Nam Phi. Tác giả ước tính mô hình STR hai chế độ đối với quy tắc Taylor phi tuyến sử dụng dữ liệu theo quý trong giai đoạn từ T1/1990 đến T3/2008. Kết quả cho thấy mô hình STR là phù hợp và cung cấp ước tính mạnh mẽ của các NHTU phản ứng với sự phát triển kinh tế vĩ mô trong giai đoạn lấy mẫu. Nghiên cứu chọn khoảng cách sản lượng là biến chuyển tiếp (biến ngưỡng) tại Brazil và Nga, trong khi lạm phát được lựa chọn đối với Ấn Độ và Trung Quốc, và giá cổ phiếu được lựa chọn là biến ngưỡng tại Nam Phi. Nghiên cứu cho thấy mô hình hồi quy chuyển trơn dạng mũ (ESTR) phù hợp nhất trong ngụ ý CSTT cho Brazil, Nga, Trung Quốc và Nam Phi, có nghĩa là NHTU tại các quốc gia này ưu tiên áp dụng vùng mục tiêu cho khoảng cách sản lượng (giá cổ phiếu đối với Nam Phi) hơn điểm mục tiêu cụ thể. Tại Ấn Độ, mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn dạng logistic (LSTR) là phù hợp nhất trong giải thích CSTT.

Gerlach và Lewis (2014) sử dụng mô hình STR để ước tính hàm phản ứng của ECB trong giai đoạn 1999-2010 và tập trung vào cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008. Kết quả cho thấy CSTT vẫn hiệu quả trong giai đoạn khủng hoảng ngay cả khi lãi suất xuống đến 0.

Trong phần này, nghiên cứu trình bày một số mô hình nghiên cứu lý thuyết thường gặp khi phân tích tính phi tuyến trong điều hành CSTT, và nghiên cứu thực nghiệm cho thấy mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn có nhiều ưu điểm và được sử dụng nhiều hơn khi phân tích CSTT. Tiếp theo, nghiên cứu sẽ phân tích dạng mô hình STR và quy tắc Taylor.

### **3.1.2.2 Quy tắc Taylor và mô hình STR**

Quy tắc Taylor tuyến tính đơn giản về lãi suất nhằm thiết lập chính sách trong điều kiện NHTU đang tối thiểu hóa hàm tổn thất đối xứng bậc hai và hàm tổng cung

là tuyến tính. Tuy nhiên, trong thực tế NHTU có thể phản ứng khác nhau đối với các độ lệch của các giá trị tổng so với mục tiêu. Trường hợp NHTU đang gán những tỷ trọng khác nhau cho các giá trị âm và dương của chênh lệch lạm phát và chênh lệch sản lượng trong hàm tổn thất, thì quy tắc Taylor phi tuyến tính sẽ thích hợp hơn để giải thích hành vi của CSTT (Surico, 2007). Ngoài ra, chênh lệch lạm phát và chênh lệch sản lượng có xu hướng cho thấy một sự điều chỉnh bất đối xứng theo chu kỳ kinh tế: sản lượng có xu hướng cho thấy một sự suy thoái mạnh và ngắn trong chu kỳ kinh tế, nhưng lại phục hồi liên tục và trong thời gian dài; lạm phát cũng tăng mạnh trong chu kỳ kinh tế hơn so với khi giảm. Trong hoàn cảnh như thế thì rất bình thường khi NHTU phản ứng khác nhau đối với từng giá trị của lạm phát và sản lượng cao hơn, thấp hơn hoặc xoay quanh mức mục tiêu. Các tranh luận này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc xem xét một quy tắc Taylor phi tuyến tính trong phân tích hành vi của NHTU. Theo Jawadi và cộng sự (2011), quy tắc Taylor phi tuyến không thể diễn tả hết ảnh hưởng của sự không chắc chắn của tham số, khác biệt trong mục tiêu chính sách, sự thay đổi ưu tiên và tính phi tuyến trong sự lựa chọn của người điều hành CSTT. Theo nghiên cứu Petersen (2007), Jawadi và cộng sự (2011), (Castro, 2008, 2011), (Martin và Milas, 2004, 2013), các tác giả lựa chọn mô hình STR hai chế độ được phát triển bởi (Teräsvirta, 1998, 2006) trong diễn tả hành vi điều hành lãi suất ngắn hạn và giải thích tính phi tuyến trong quy tắc Taylor, vì mô hình này cho phép chuyển đổi chế độ nội sinh trơn để giải thích khi nào NHTU sẽ thay đổi CSTT. Mô hình STR chuẩn đối với quy tắc Taylor phi tuyến tính có thể được xác định như sau:

$$i_t = \psi' z_t + \omega' z_t G(\gamma, c, s_t) + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Trong đó  $z_t$  là vector của các biến giải thích; hệ số  $\psi'$  và  $\omega'$  đại diện cho vector hệ số trong các phần tuyến tính và phi tuyến tính của mô hình. Sai số ( $\varepsilon_t$ ) được giả định là độc lập và phân phối với trung bình bằng 0 và phương sai không đổi, ( $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ ). Hàm chuyển tiếp  $G(\gamma, c, s_t)$  được giả định là liên tục và nằm trong khoảng 0 tới 1 theo biến chuyển tiếp  $s_t$ , với hệ số ngưỡng là  $c$  và tốc độ chuyển tiếp là  $\gamma$ . Khi  $s_t \rightarrow -\infty$ ,  $G(\gamma, c, s_t) \rightarrow 0$  và  $s_t \rightarrow +\infty$ ,  $G(\gamma, c, s_t) \rightarrow 1$ . Biến chuyển tiếp,  $s_t$ , có thể là một

biến hoặc một tổ hợp tuyến tính của  $z_t$  hoặc thậm chí là một xu hướng đã xác định trước.

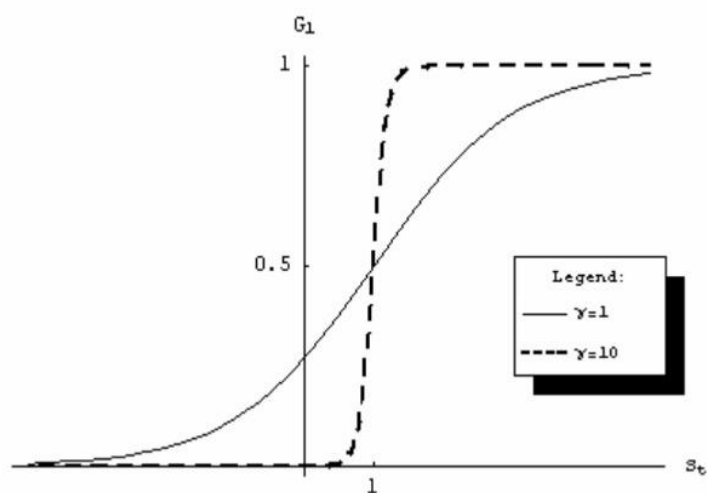
Hàm chuyển tiếp  $G(\gamma, c, s_t)$  có thể là dạng hàm logistic. Do đó, phương trình (3.16) có thể được gọi là mô hình hàm hồi quy chuyển tiếp tron (LSTR). Mô hình LSTR có thể mô tả các mối quan hệ thay đổi theo cấp độ của biến ngưỡng. Chẳng hạn, nếu ngưỡng biến  $s_t$  đại diện cho mức độ lạm phát, thì mô hình LSTR có thể mô tả mối liên hệ giữa các đặc tính khác nhau trong chế độ lạm phát cao so với chế độ lạm phát thấp. Nói cách khác, mô hình LSTR có thể giải thích hành vi bất cân xứng (Jawadi và cộng sự, 2011; Petersen, 2007).

Trong khuôn khổ của mô hình STR, hàm chuyển tiếp tron  $G(\gamma, c, s_t)$  có 3 dạng thông số trực quan như sau:

\* Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 1 (LSTR1)

Nghiên cứu bắt đầu bằng việc xem xét  $G(\gamma, c, s_t)$  là một hàm logistic bậc 1:

$$G(\gamma, c, s_t) = [1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}]^{-1}, \gamma > 0 \quad (3.17)$$



**Hình 3.1. Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 1**

Hàm chuyển tiếp LSTR1 là một hàm gia tăng của  $s_t$ , trong đó hệ số góc  $\gamma$  cho biết độ tron của sự chuyển tiếp từ chế độ này sang chế độ khác, nghĩa là sự chuyển



tiếp từ 0 sang 1, dưới dạng hàm số của  $s_t$ , có mạnh hay không. Cuối cùng, hệ số định vị  $c$  sẽ xác định xem sự chuyển tiếp sẽ xảy ra ở đâu.

Biến ngưỡng  $s_t$  có thể là một biến ngẫu nhiên hoặc một xu hướng xác định, và có thể là một phần tử hoặc một sự kết hợp tuyến tính của  $z_t$  hoặc một biến không bao gồm trong  $z_t$  (Petersen, 2007).

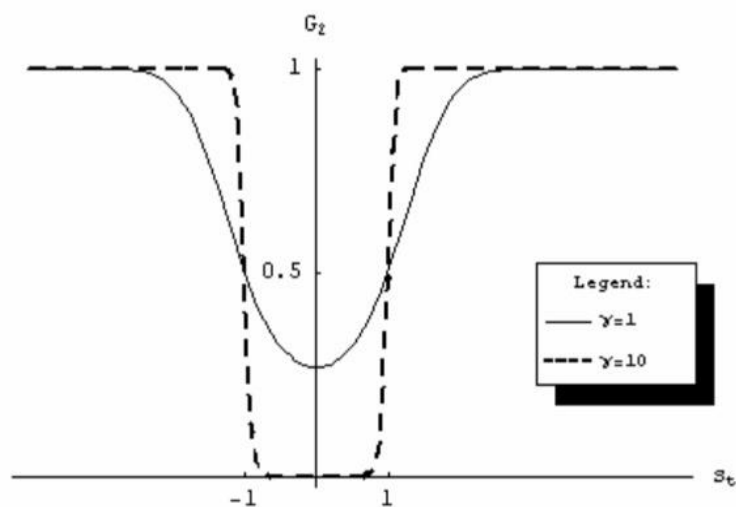
Mô hình LSTR1 có thể mô tả các mối quan hệ sẽ thay đổi tùy theo giá trị của biến ngưỡng. Giả định rằng biến chuyển tiếp là tỷ lệ lạm phát ( $s_t = \pi_t$ ), thì mô hình LSTR1 có thể mô tả một phản ứng bất đối xứng của NHTU đối với mức độ lạm phát cao và thấp. Với việc xem xét tỷ trọng mà các NHTU được phân tích trong bài nghiên cứu gán cho lạm phát, (Castro, 2011) kì vọng sẽ tìm ra sự khác biệt đáng kể trong hành vi của các NHTU này khi lạm phát (dự kiến) bị lệch một cách đáng kể so với một ngưỡng nhất định.

\* Hàm Hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 2 (LSTR2)

Vì một hàm chuyển tiếp đơn điệu có thể không phải là một phương án làm thỏa mãn, tác giả xem xét thêm (và kiểm định) sự hiện diện của hàm chuyển tiếp không đơn điệu, tương tự như nghiên cứu của (Castro, 2008, 2011), (Martin và Milas, 2004, 2013). Trong thực tế, các NHTU có thể không chỉ xem xét một mức lạm phát mục tiêu duy nhất mà là một khoảng giao động lạm phát, tức là mức lạm phát nằm trong khoảng sẽ được kiểm soát và phản ứng của các cơ quan tiền tệ sẽ khác so với khi mức lạm phát nằm ngoài khoảng đó.

Hàm thay thế không đơn điệu được xem xét ở đây là hàm logistic bậc 2:

$$G(\gamma, c, s_t) = [1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\}]^{-1} \quad (3.18)$$



**Hình 3.2. Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 2**

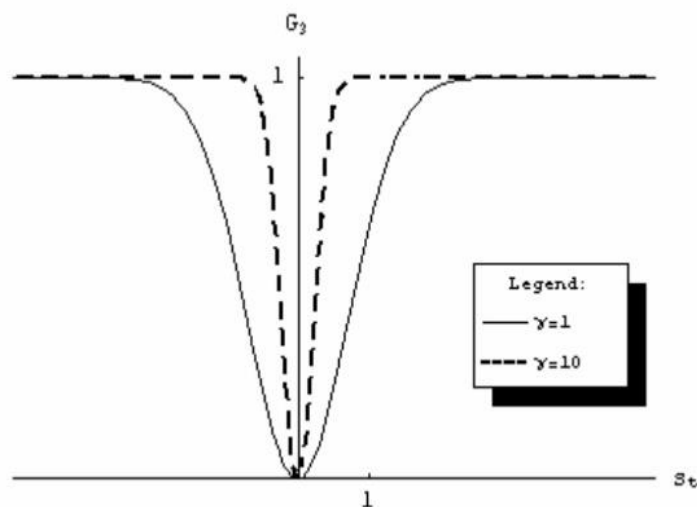
Trong đó  $\gamma > 0$ ,  $c = (c_1, c_2)$  và  $c_1 \leq c_2$ . Hàm chuyển tiếp này là đối xứng xung quanh  $(c_1 + c_2)/2$  và bất đối xứng trong trường hợp còn lại, và mô hình trở thành tuyến tính khi  $\gamma \rightarrow 0$  (Martin và Milas, 2004). Nếu  $\gamma \rightarrow \infty$  và  $c_1 \neq c_2$ ,  $G(\gamma, c, s_t)$  sẽ bằng 0 đối với  $c_1 \leq s_t \leq c_2$  và bằng 1 đối với các giá trị khác; và khi  $s_t \rightarrow \pm \infty$  thì  $G(\gamma, c, s_t) \rightarrow 1$ .

Mô hình STR này được gọi là mô hình STR logistic bậc 2 hoặc mô hình LSTR2. Với việc coi tỷ lệ lạm phát là biến chuyển tiếp, mô hình này cho phép ước lượng riêng biệt khoảng giá trị trên và khoảng giá trị dưới đối với lạm phát thay vì chỉ có một giá trị mục tiêu duy nhất (điều mà trong thực tế sẽ không dễ dàng đạt được ở mọi thời điểm).

\* Mô hình hồi quy chuyển tiếp tron là hàm mũ (ESTR)

Mô hình hồi quy chuyển tiếp tron là hàm mũ để giải thích khả năng nắm bắt thông tin bất cân xứng trong CSTT. Mô hình ESTR được định nghĩa là hàm chuyển tiếp dạng mũ như sau:

$$G(\gamma, c, s_t) = [1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\}]^{-1}, \eta > 0 \quad (3.19)$$



**Hình 3.3. Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng mũ**

Mô hình ESTR là dạng đặc biệt của mô hình LSTR2, trong trường hợp  $c_1 = c_2$ . ESTR có khả năng nắm bắt CSTT trong các chế độ nghiêm ngặt, khi NHTU' điều hành chính sách theo các biến số kinh tế, tài chính và hàng hóa, cũng như trong chế độ trung tâm trong đó các cơ quan tiền tệ độc lập hơn (Jawadi và cộng sự, 2011).

### 3.1.3 Mô hình quy tắc Taylor đề xuất cho nghiên cứu

Trong phần tổng hợp lý thuyết ở Chương 2 cho thấy đối với một số quốc gia đang phát triển khu vực Đông Nam Á, nền kinh tế thường bị tác động bởi sự thay đổi của TGHD và nghiên cứu về việc điều hành CSTT của các NHTU' có thể được mô tả bằng quy tắc Taylor hay không, đặc biệt là quy tắc Taylor phi tuyến còn ít được đề cập. Do đó để bổ sung khoảng trống nghiên cứu, luận án sẽ tập trung phân tích phân tích quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai, quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, cũng như sử dụng mô hình STR để xem xét quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành CSTT của các NHTU' tại các quốc gia Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia, Phillippines, Thái Lan và Việt Nam.

**Để phân tích câu hỏi nghiên cứu thứ nhất:** CSTT của NHTU' tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á có thể được mô tả bởi quy tắc Taylor tuyến tính và quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với tỷ giá hối đoái hay không? Hay nói cách khác, sự thay

đổi trong độ trễ lãi suất, lạm phát, sản lượng hay tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến việc điều hành lãi suất của NHTU theo quy tắc Taylor không?, bài viết phân tích hai mô hình quy tắc Taylor tuyến tính sau:

$$\text{Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai: } i_t = \rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$\text{Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHĐ: } i_t = \rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \rho_x^* x_t + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

**Đối với câu hỏi nghiên cứu thứ hai:** NHTU tại các quốc gia được nghiên cứu có điều hành CSTT theo quy tắc Taylor phi tuyến? Hay nói một cách khác, NHTU có phản ứng khác nhau với lạm phát trên hoặc dưới mức ngưỡng không?, bài viết phân tích ước lượng mô hình sau:

Quy tắc Taylor phi tuyến dạng hồi quy chuyển tiếp tron STR có dạng:

$$i_t = \psi' z_t + \omega' z_t G(\gamma, c, s_t) + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Viết dạng đầy đủ:

$$\text{Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai: } i_t = (\rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t) + G(\gamma, c, s_t) (\rho_{01}^* + \rho_{11} i_{t-1} + \rho_{\pi 1}^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_{y 1}^* E_t y_t) + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

$$\text{Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHĐ: } i_t = (\rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \rho_x^* x_t) + G(\gamma, c, s_t) (\rho_{01}^* + \rho_{11} i_{t-1} + \rho_{\pi 1}^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_{y 1}^* E_t y_t + \rho_{x 1}^* x_t) + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

### 3.2 Phương pháp nghiên cứu

Để kiểm tra CSTT của NHTU có thể được mô tả theo quy tắc Taylor tuyến tính hay phi tuyến, nghiên cứu thực hiện các bước sau:

Bước 1: Thu thập số liệu

Bước 2: Tính toán, chuyển đổi thành các dữ liệu cần thiết trong nghiên cứu

Bước 3: Thống kê mô tả dữ liệu

Bước 4: Kiểm tra tính dừng của dữ liệu

Bước 5: Phân tích quy tắc Taylor tuyến tính

Theo nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 1998, 2000), phương pháp GMM hữu ích trong việc ước tính hàm phản ứng của NHTU theo quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai, do quy tắc này bao gồm các giá trị kỳ vọng không thể quan sát được tại thời điểm NHTU đưa ra quyết định đối với lãi suất. Hơn nữa, phương pháp này có thể loại bỏ sự sai lệch đồng thời có thể có giữa biến công cụ và biến giải thích. Biến công cụ được sử dụng trong nghiên cứu này, bao gồm hằng số cố định, lãi suất, tỷ giá hối đoái và các độ trễ 1-6, 9, 12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng.

Bước 6: Phân tích quy tắc Taylor phi tuyến

Phân tích quy tắc Taylor phi tuyến, bài viết sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp tron (STR) để kiểm tra hành vi phi tuyến của NHTU trong điều hành CSTT, được chia làm 3 bước: (i) Kiểm định tính tuyến tính để xem xét quy tắc Taylor có dạng tuyến tính hay phi tuyến, (ii) Nếu có hiện tượng phi tuyến, bài viết xem xét hàm phi tuyến có dạng Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 1 (LSTR1), Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 2 (LSTR2) hay Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng mũ (ESTR) thông qua kiểm định tham số  $G(\gamma, c, s_t)$ , và (iii) Ước lượng hàm phi tuyến được đề xuất<sup>13</sup>.

### 3.3 Dữ liệu

Nghiên cứu được thực hiện với chuỗi dữ liệu theo tháng từ tháng 1/2000 đến tháng 12/2016, và kỳ nghiên cứu được lựa chọn dựa trên mức độ sẵn có của dữ liệu. Toàn bộ dữ liệu được thu thập từ nguồn Datastream<sup>14</sup>. Riêng chỉ số IP Việt Nam,

<sup>13</sup> Nguồn Ước lượng hàm Hồi quy chuyển tiếp tron trong Eviews: [http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/star-Estimating\\_a\\_Smooth\\_Transition\\_Regression\\_in\\_EVi.html](http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/star-Estimating_a_Smooth_Transition_Regression_in_EVi.html)

<sup>14</sup> Nguồn từ Thomson Reuters: Eikon and Datastream for office (DFO), Trung tâm dữ liệu - Phân tích kinh tế, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.

ngiên cứu còn thu thập và tính toán từ dữ liệu của Tổng cục Thống kê<sup>15</sup>. Lạm phát thời kỳ  $t$  được tính theo công thức:  $\pi_t = 100 \cdot (CPI_t - CPI_{t-12})/CPI_{t-12}$

Khoảng cách sản lượng là chênh lệch giữa logarith của sản lượng công nghiệp so với logarith của sản lượng công nghiệp tiềm năng. Sản lượng công nghiệp tiềm năng được tính từ sản lượng công nghiệp sau khi sử dụng bộ lọc Hodrick-Prescott (HP).

Đối với lạm phát kỳ vọng và sản lượng kỳ vọng, trong trường hợp hạn chế về dữ liệu, dựa trên nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 2000) và (Qin và Enders, 2008), bài viết sử dụng lạm phát kỳ vọng bằng  $\pi_{t+1}$  và sản lượng kỳ vọng bằng  $Y_t$ .

Tỷ giá hối đoái được tính bằng logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực.

Sự biến động của các biến chính trong nghiên cứu gồm lãi suất ngắn hạn, lạm phát, khoảng cách sản lượng và tỷ giá hối đoái của các quốc gia được thể hiện qua các đồ thị tại phụ lục 3. Lãi suất là một trong những công cụ được NHTU sử dụng hiệu quả nhằm kiềm chế lạm phát và giải quyết tình trạng căng thẳng về thanh khoản của hệ thống ngân hàng. Nhìn vào sự thay đổi của các biến chính tại các quốc gia trong giai đoạn tháng 1/2000 đến tháng 12/2016 (tại phụ lục 3), có thể nhận thấy lãi suất của biến động khá mạnh trong giai đoạn từ năm 2007, bắt đầu của cuộc khủng hoảng kinh tế thế giới, ngoại trừ Philippines. Sự biến động của lạm phát cũng tăng mạnh trong giai đoạn từ năm 2007. Bên cạnh đó, có thể thấy khoảng cách của sản lượng thể hiện sự biến động đáng kể trong cả 5 nền kinh tế, nhưng sự biến động cao của lạm phát trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế đề xuất rằng khi xem xét phản ứng của lãi suất với lạm phát phải thật cẩn thận nghiên cứu bởi vì nó có thể chỉ thể hiện phản ứng của NHTU trong thời kỳ lạm phát cao.

Trước khi tiến hành ước lượng mô hình thì điều quan trọng là cần xem xét kỹ lưỡng một số vấn đề. Đầu tiên, thời kỳ lấy mẫu phải đủ dài cần thiết bao gồm các biến lạm phát, sản lượng để xác định các hệ số gốc. Thứ hai, các biến chính được ước

<sup>15</sup> Nguồn dữ liệu chỉ số sản xuất công nghiệp của Tổng cục thống kê: <https://www.gso.gov.vn/default.aspx?tabid=630>

lượng trong mô hình là dừng. Thống kê mô tả và kiểm định nghiệm đơn vị, kiểm định tính dừng cho các biến của các quốc gia được diễn tả trong các bảng sau:

**Bảng 3. 1. Mô tả thống kê dữ liệu**

	<b>Lãi suất</b> ( <i>i</i> )	<b>Lạm phát</b> ( $\pi$ )	<b>KCSL</b> ( <i>y</i> )	<b>TGHĐ</b> ( <i>x</i> )
<b>Indonesia</b>				
Trung bình	7,463	7,337	-0,001	4,601
Lớn nhất	22,060	18,542	0,121	4,963
Nhỏ nhất	3,760	2,296	-0,300	4,264
Độ lệch chuẩn	3,320	3,631	0,054	0,168
Số quan sát	204	192	200	204
<b>Malaysia</b>				
Trung bình	2,912	2,272	-0,001	4,571
Lớn nhất	3,52	8,549	0,086	4,657
Nhỏ nhất	2,000	-2,471	-0,133	4,427
Độ lệch chuẩn	0,374	1,521	0,038	0,046
Số quan sát	204	192	200	204
<b>Philippines</b>				
Trung bình	5,670	4,040	-0,003	4,553
Lớn nhất	15,063	10,563	0,145	4,770
Nhỏ nhất	2,004	0,437	-0,357	4,296
Độ lệch chuẩn	2,612	1,986	0,072	0,129
Số quan sát	204	192	200	204
<b>Thái Lan</b>				
Trung bình	2,250	2,278	-0,003	4,538

Lớn nhất	4,950	9,265	0,158	4,700
Nhỏ nhất	0,960	-4,319	-0,359	4,399
Độ lệch chuẩn	1,015	2,099	0,069	0,081
Số quan sát	204	192	200	204
<b>Việt Nam</b>				
Trung bình	5,801	7,471	-0,002	4,771
Lớn nhất	16,350	28,599	0,158	5,173
Nhỏ nhất	0,660	-2,072	-0,231	4,007
Độ lệch chuẩn	2,938	6,396	0,060	0,278
Số quan sát	204	192	204	204

*Nguồn: tính toán của tác giả*

Trước khi tiến hành ước lượng mô hình thì điều quan trọng là cần xem xét các biến chính được ước lượng trong mô hình là dừng. Kiểm định nghiệm đơn vị, kiểm định tính dừng cho các biến của các quốc gia được diễn tả trong bảng sau:

**Bảng 3. 2. Kiểm định tính dừng các biến**

	Lãi suất ( $i$ )	Lạm phát ( $\pi$ )	KCSL ( $y$ )	TGHĐ ( $x$ )
<b>Indonesia</b>				
ADF	-2,093	-2,785*	-4,482***	-3,708**
DF-GLS	-1,725*	-2,771***	-0,461	-2,998*
PP	-2,693*	-2,704*	-11,401***	-3,346*
KPSS	0,967	0,718***	0,026***	0,095**
<b>Malaysia</b>				
ADF	-2,486	-4,233***	-4,680***	-1,508
DF-GLS	-1,826*	-3,813***	-1,660*	-1,601



PP	-2,423	-3,667***	-11,979***	-1,296
KPSS	0,191***	0,113***	0,035***	0,263***
<b>Philippines</b>				
ADF	-3,303*	-2,903**	-5,158***	-3,325*
DF-GLS	-2,958**	-2,288**	-5,471***	-1,326
PP	-3,155*	-2,780*	-7,017***	-2,914
KPSS	0,064***	0,382***	0,025***	0,188***
<b>Thái Lan</b>				
ADF	-1,820	-3,726***	-6,540***	-3,479**
DF-GLS	-1,792*	-3,431***	-6,305***	-2,038
PP	-2,030	-3,131**	-10,839***	-2,985
KPSS	0,148***	0,285***	0,022***	0,169***
<b>Việt Nam</b>				
ADF	-3,292**	-2,590*	-13,287***	-2,986**
DF-GLS	-3,295***	-1,502	-1,286	-0,561
PP	-3,163**	-2,684*	-13,353***	-2,979**
KPSS	0,286***	0,285***	0,040***	0,200***

*Nguồn: tính toán của tác giả*

\*\*\*, \*\*, \* cho biết các biến dừng tương ứng các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%

Đối với mỗi chuỗi biến, bài nghiên cứu thực hiện bốn phương pháp kiểm định tính dừng chuyên biệt bao gồm: kiểm định Dickey–Fuller (ADF), kiểm định Dickey Fuller GLS (DF-GLS), kiểm định Phillips–Perron (PP), và kiểm định Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Trong đó, ba kiểm định đầu có giả thiết  $H_0$ : Chuỗi có nghiệm đơn vị, riêng kiểm định KPSS có giả thiết  $H_0$ : Chuỗi là dừng. Kết quả kiểm định Dickey–Fuller, Dickey Fuller GLS, Phillips–Perron và Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin được thể hiện bằng giá trị thống kê  $t$ , so sánh với các giá trị

tới hạn (CV) tương ứng tại các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% được trình bày phía dưới thống kê t của mỗi kiểm định. Từ kết quả của cả bốn kiểm định, có thể kết luận các chuỗi dữ liệu đều có tính dừng và có thể được đưa vào sử dụng trong mô hình nghiên cứu.

### 3.4 Kết luận chương phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Trong chương 3, nghiên cứu đã phân tích phương trình các dạng quy tắc Taylor tuyến tính cũng như phi tuyến. Đối với quy tắc Taylor tuyến tính, bài viết đã phân tích quy tắc Taylor gốc, quy tắc Taylor động có bổ sung ảnh hưởng của độ trễ lãi suất, quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với tỷ giá hối đoái. Tùy theo giá trị các biến lạm phát và khoảng cách sản lượng được sử dụng trong mô hình ước lượng, quy tắc Taylor được đặt tên theo phiên bản nhìn về quá khứ, hay phiên bản hướng tới tương lai.

Chương 3 cũng đề cập đến các mô hình phi tuyến trong phân tích CSTT như hàm hồi quy ngưỡng, hàm chuyển đổi Markov hay mô hình hồi quy chuyển tiếp tron. Nhìn chung, lý thuyết CSTT cho thấy mô hình STR, đặc biệt mô hình STR dạng logistic và dạng mũ, là những mô hình hồi quy phi tuyến được sử dụng chủ yếu trong phân tích thực nghiệm các quy tắc CSTT, do mô hình STR cung cấp nền tảng cấu trúc và trực quan khi giải thích hành vi phi tuyến (Qin và Enders, 2008). Mô hình STR giả định chế độ chuyển tiếp nội sinh trong các quy tắc CSTT của NHTU và cho phép các thông số hồi quy thay đổi một cách mượt mà từ chế độ này sang chế độ khác, trong khi mô hình Markov cũng như mô hình hồi quy ngưỡng đưa ra chế độ chuyển đổi ngoại sinh bởi các quy trình không quan sát được và cho thấy sự thay đổi đột ngột giữa các chế độ CSTT theo (Castro, 2011; Jawadi và cộng sự, 2011). Ngoài ra, mô hình chuyển đổi Markov và mô hình hồi quy ngưỡng không thể tính được trực quan đằng sau quy tắc CSTT bất cân xứng và chúng không có khả năng biết được liệu NHTU điều hành CSTT theo mục tiêu cụ thể hay vùng mục tiêu đối với một biến ngưỡng (Castro, 2011). Bên cạnh đó, chương 3 cũng cung cấp bổ sung các bằng chứng thực nghiệm cho thấy mô hình STR được sử dụng nhiều khi phân tích quy tắc Taylor phi tuyến.

Để bổ sung khoảng trống nghiên cứu khi xem xét quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai, quy tắc Taylor mở rộng với TGHĐ, cũng như quy tắc Taylor phi tuyến trong điều hành CSTT của các NHTU tại các quốc gia Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia, Phillippines, Thái Lan và Việt Nam, chương 3 đã đề xuất các mô hình nghiên cứu sau:

$$\text{Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai: } i_t = \rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$\text{Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHĐ: } i_t = \rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \rho_x^* x_t + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

$$\text{Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai: } i_t = (\rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t) + G(\gamma, c, s_t) (\rho_{01}^* + \rho_{11} i_{t-1} + \rho_{\pi 1}^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_{y 1}^* E_t y_t) + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

$$\text{Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHĐ: } i_t = (\rho_0^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_\pi^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_y^* E_t y_t + \rho_x^* x_t) + G(\gamma, c, s_t) (\rho_{01}^* + \rho_{11} i_{t-1} + \rho_{\pi 1}^* E_{t+1} \pi_{t+1} + \rho_{y 1}^* E_t y_t + \rho_{x 1}^* x_t) + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Bài viết cũng đề xuất phương pháp GMM hữu ích trong việc ước tính hàm phản ứng của NHTU theo quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai, do quy tắc này bao gồm các giá trị kỳ vọng không thể quan sát được tại thời điểm NHTU đưa ra quyết định đối với lãi suất. Hơn nữa, phương pháp này có thể loại bỏ sự sai lệch đồng thời có thể xảy ra giữa biến công cụ và biến giải thích. Mô hình hồi quy chuyển tiếp tron được sử dụng để phân tích quy tắc Taylor phi tuyến theo 3 bước: (i) Kiểm định tính tuyến tính để xem xét quy tắc Taylor có dạng tuyến tính hay phi tuyến, (ii) Nếu có hiện tượng phi tuyến, bài viết xem xét hàm phi tuyến có dạng Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 1 (LSTR1), Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 2 (LSTR2) hay Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng mũ (ESTR) thông qua kiểm định tham số  $G(\gamma, c, s_t)$ , và (iii) Ước lượng hàm phi tuyến được đề xuất.

Trong chương này, bài viết cũng đã trình bày nguồn thu thập dữ liệu, phương pháp tính toán các biến, phân tích ngắn gọn sự thay đổi các biến chính của mô hình nghiên cứu, cũng như kiểm định tính dừng các biến trước khi phân tích kết quả ước lượng ở chương tiếp theo.

## CHƯƠNG 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

### 4.1 Ước lượng quy tắc Taylor tuyến tính

Trong phần 4.1, bài viết ước tính quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai và quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với tỷ giá hối đoái đối với mỗi quốc gia theo phương pháp ước lượng GMM. Các kết quả của ước tính cho quy tắc Taylor tuyến tính đối với các quốc gia được thể hiện từ Bảng 4.1 đến Bảng 4.5:

**Bảng 4.1. Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Indonesia**

	Phiên bản hướng tới tương lai (Mô hình 3.14)	Phiên bản mở rộng với TGHD (Mô hình 3.15)
$\rho_0^*$	0,434* (1,839)	-1,096 (-0,688)
$\rho_1$	0,785*** (22,352)	0,778*** (20,643)
$\rho_\pi^*$	0,143*** (4,290)	0,142*** (4,224)
$\rho_y^*$	0,097 (0,021)	-0,008 (-0,002)
$\rho_x^*$	-	0,348 (0,919)
Hệ số xác định điều chỉnh	0,847	0,846
Thông kê Durbin-Watson	2,656	2,644
Độ lệch chuẩn của các biến phụ thuộc	3,060	3,060
RSS	254,390	254,502
Thông kê Hansen (thống kê J)	5,637	5,569
Giá trị p của J	0,845	0,850

*Nguồn tính toán của tác giả*

Tập hợp các biến công cụ bao gồm hằng số cố định, độ trễ lãi suất và các độ trễ 1-6, 9, 12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng. Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, biến công cụ bao gồm thêm TGHD. Hệ số  $R^2$  hiệu chỉnh, trị thống kê Durbin-Watson (DW) kiểm định hiện tượng tự tương quan đều được thể hiện cho mỗi hàm hồi quy. Thống kê  $t$  ( $t$ -statistics) được thể hiện trong dấu ngoặc đối với mỗi hồi quy; mức ý nghĩa giả thiết không bị bác bỏ: \*\*\*: 1%, \*\*: 5%, \*: 10%.

Trường hợp tại Indonesia, kết quả ước lượng quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai cho thấy độ trễ lãi suất ( $\rho_1 = 0,785$ ), lạm phát ( $\rho_{\pi}^* = 0,143$ ) có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHTU, trong khi khoảng cách sản lượng không có tác động đến hành vi này. Đối với quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, độ trễ lãi suất và lạm phát có ảnh hưởng, trong khi khoảng cách sản lượng và TGHD không ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHTU Indonesia. Từ năm 2005, lãi suất đã trở thành công cụ chính của CSTT để ảnh hưởng đến hoạt động kinh tế và được Hội đồng Thống đốc Ngân hàng Indonesia xác định hàng tháng. Bên cạnh đó, mục tiêu lạm phát hàng năm được thông báo dao động trong biên độ mục tiêu. Như vậy với mục tiêu độc lập (mục tiêu lạm phát) và sự ổn định của đồng nội tệ trở thành mục tiêu chính cho CSTT, NHTU Indonesia đã điều chỉnh lãi suất chính sách phù hợp để duy trì mức giá thấp và ổn định thông qua việc áp dụng mục tiêu lạm phát. NHTU Indonesia có sự độc lập của các công cụ và có thể tự do quyết định thiết lập mục tiêu hoạt động để đạt được mục tiêu lạm phát thông qua sự điều chỉnh lãi suất chính sách.

Trường hợp tại Malaysia, kết quả ước lượng quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai cho thấy độ trễ lãi suất ( $\rho_1 = 0,948$ ), khoảng cách sản lượng ( $\rho_y^* = 1,179$ ) có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHTU, trong khi lạm phát không có tác động đến hành vi này. Đối với quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, độ trễ lãi suất, khoảng cách sản lượng và tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHTU Malaysia. Kết quả ước lượng cho thấy NHTU Malaysia quan tâm nhiều hơn đến kích thích tăng trưởng GDP và cân bằng sự linh hoạt và ổn định của hệ thống tài chính.

**Bảng 4.2. Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Malaysia**

	Phiên bản hướng tới tương lai (Mô hình 3.14)	Phiên bản mở rộng với TGHD (Mô hình 3.15)
$\rho_0^*$	0,154*** (2,761)	-1,320** (-2,055)
$\rho_1$	0,948*** (44,453)	0,949*** (48,074)
$\rho_\pi^*$	0,002 (0,323)	0,003 (0,531)
$\rho_y^*$	1,179*** (2,611)	1,204*** (2,689)
$\rho_x^*$	-	0,321** (2,273)
Hệ số xác định điều chỉnh	0,962	0,962
Thống kê Durbin-Watson	1,312	1,365
Độ lệch chuẩn của các biến phụ thuộc	0,388	0,388
RSS	1,025	1,005
Thống kê Hansen (thống kê J)	8,238	7,672
Giá trị p của J	0,606	0,661

*Nguồn tính toán của tác giả*

Tập hợp các biến công cụ bao gồm hàng số cố định, độ trễ lãi suất và các độ trễ 1-6, 9, 12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng. Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, biến công cụ bao gồm thêm TGHD. Hệ số  $R^2$  hiệu chỉnh, trị thống kê Durbin-Watson (DW) kiểm định hiện tượng tự tương quan đều được thể hiện cho mỗi hàm hồi quy. Thống kê t (t-statistics) được thể hiện trong dấu ngoặc đối với mỗi hồi quy; mức ý nghĩa giả thiết không bị bác bỏ: \*\*\*: 1%, \*\*: 5%, \*: 10%.

**Bảng 4.3. Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Philippines**

	Phiên bản hướng tới tương lai (Mô hình 3.14)	Phiên bản mở rộng với TGHD (Mô hình 3.15)
$\rho_0^*$	-0,054* (-1,752)	2,665*** (3,340)
$\rho_1$	0,998*** (148,588)	0,964*** (78,014)
$\rho_\pi^*$	0,010* (1,693)	0,011** (2,045)
$\rho_y^*$	0,529** (1,979)	0,462* (1,725)
$\rho_x^*$	-	-0,560*** (-3,396)
Hệ số xác định điều chỉnh	0,991	0,992
Thống kê Durbin-Watson	1,913	1,997
Độ lệch chuẩn của các biến phụ thuộc	2,090	2,090
RSS	7,050	6,483
Thống kê Hansen (thống kê J)	7,884	9,221
Giá trị p của J	0,640	0,511

Nguồn tính toán của tác giả

Tập hợp các biến công cụ bao gồm hằng số cố định, độ trễ lãi suất và các độ trễ 1-6, 9, 12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng. Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, biến công cụ bao gồm thêm TGHD. Hệ số  $R^2$  hiệu chỉnh, trị thống kê Durbin-Watson (DW) kiểm định hiện tượng tự tương quan đều được thể hiện cho mỗi hàm hồi quy. Thống kê t (t-statistics) được thể hiện trong dấu ngoặc đối với mỗi hồi quy; mức ý nghĩa giả thiết không bị bác bỏ: \*\*\*: 1%, \*\*: 5%, \*: 10%.

Trường hợp tại Philippines, kết quả ước lượng quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai cho thấy độ trễ lãi suất ( $\rho_1=0,998$ ), lạm phát ( $\rho_\pi^*=0,010$ ) khoảng cách sản lượng ( $\rho_y^* = 0,998$ ) có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHTƯ. Đối với quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, độ trễ lãi suất, lạm phát, khoảng cách sản lượng và tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHTƯ Philippines. NHTƯ Philippines với mục tiêu lạm phát tập trung chủ yếu vào việc đạt được một mức lạm phát thấp và ổn định, hỗ trợ cho mục tiêu tăng trưởng của nền kinh tế. Cách tiếp cận này đòi hỏi việc công bố mục tiêu lạm phát rõ ràng mà NHTƯ Philippines hứa hẹn sẽ đạt được trong một khoảng thời gian nhất định. Kết quả ước



lượng cho thấy NHTU Philippines đã sử dụng công cụ lãi suất chính sách để duy trì mức lạm phát mục tiêu và hỗ trợ cho tăng trưởng kinh tế.

Trường hợp tại Thái Lan, kết quả ước lượng quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai cho thấy độ trễ lãi suất ( $\rho_1=0,968$ ), lạm phát ( $\rho_\pi^* = 0,040$ ) khoảng cách sản lượng ( $\rho_y^* = 0,591$ ) có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHTU. Đối với quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, độ trễ lãi suất, lạm phát và khoảng cách sản lượng có ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHTU, trong khi TGHD không có tác động đến hành vi này. Sau cuộc khủng hoảng tài chính Châu Á năm 1997, CSTT ở Thái Lan đã có những thay đổi đáng kể trong cấu trúc tài chính, chế độ tỷ giá, các công cụ chính sách và các mục tiêu cơ bản. Cụ thể, BOT đã từ bỏ chế độ tỷ giá hối đoái cố định và chuyển qua cơ chế thả nổi. Từ tháng 5 năm 2000, NHTU Thái Lan đã thành lập Ban CSTT đầu tiên vào tháng 4 năm 2000, có quyền quyết định CSTT và điều chỉnh mục tiêu lạm phát (Nakornthab, 2009). Trong bốn năm đầu tiên của định hướng mục tiêu lạm phát, CSTT đã được thuận lợi để hỗ trợ phục hồi kinh tế Thái Lan sau cuộc khủng hoảng tài chính châu Á. Kết quả ước lượng cho thấy NHTU Thái Lan đã sử dụng công cụ lãi suất chính sách để duy trì mức lạm phát mục tiêu và hỗ trợ cho tăng trưởng kinh tế.

**Bảng 4.4. Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Thái Lan**

	Phiên bản hướng tới tương lai (Mô hình 3.14)	Phiên bản mở rộng với TGHD (Mô hình 3.15)
$\rho_0^*$	-0,020 (-0,642)	0,050 (0,076)
$\rho_1$	0,968*** (60,282)	0,971*** (56,680)
$\rho_\pi^*$	0,040*** (3,988)	0,039*** (3,547)
$\rho_y^*$	0,591* (1,657)	0,653* (1,665)
$\rho_x^*$	-	-0,016 (-0,109)
Hệ số xác định điều chỉnh	0,982	0,981
Thống kê Durbin-Watson	1,453	1,471
Độ lệch chuẩn của các biến phụ thuộc	1,055	1,055
RSS	3,619	3,648
Thống kê Hansen ( thống kê J)	7,739	7,863
Giá trị p của J	0,654	0,642

*Nguồn tính toán của tác giả*

*Tập hợp các biến công cụ bao gồm hằng số cố định, độ trễ lãi suất và các độ trễ 1-6, 9, 12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng. Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, biến công cụ bao gồm thêm TGHD. Hệ số  $R^2$  hiệu chỉnh, trị thống kê Durbin-Watson (DW) kiểm định hiện tượng tự tương quan đều được thể hiện cho mỗi hàm hồi quy. Thống kê t (t-statistics) được thể hiện trong dấu ngoặc đối với mỗi hồi quy; mức ý nghĩa giả thiết không bị bác bỏ: \*\*\*: 1%, \*\*: 5%, \*: 10%.*

Trường hợp tại Việt Nam, kết quả ước lượng quy tắc Taylor phiên bản hướng tới tương lai cho thấy độ trễ lãi suất ( $\rho_1 = 0,785$ ), lạm phát ( $\rho_\pi^* = 0,143$ ) có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHNN, trong khi khoảng cách sản lượng không có tác động đến hành vi này. Đối với quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, độ trễ lãi suất và lạm phát có ảnh hưởng, trong khi khoảng cách sản lượng và TGHD không ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHNN Việt Nam.

**Bảng 4.5. Kết quả ước tính quy tắc Taylor tuyến tính tại Việt Nam**

	Phiên bản hướng tới tương lai (Mô hình 3.14)	Phiên bản mở rộng với TGHD (Mô hình 3.15)
$\rho_0^*$	0,735*** (2,956)	1,468 (0,406)
$\rho_1$	0,799*** (14,051)	0,802*** (14,080)
$\rho_\pi^*$	0,065** (2,297)	0,065** (2,330)
$\rho_y^*$	10,415 (0,335)	9,378 (0,850)
$\rho_x^*$	-	-0,156 (-0,207)
Hệ số xác định điều chỉnh	0,783	0,789
Thống kê Durbin-Watson	2,114	2,126
Độ lệch chuẩn của các biến phụ thuộc	3,059	3,059
RSS	366,865	354,928
Thống kê Hansen (thống kê J)	10,207	10,049
Giá trị p của J	0,423	0,436

*Nguồn tính toán của tác giả*

*Tập hợp các biến công cụ bao gồm hàng số cố định, độ trễ lãi suất và các độ trễ 1-6, 9, 12 lần lượt của lạm phát, khoảng cách sản lượng. Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với TGHD, biến công cụ bao gồm thêm TGHD. Hệ số  $R^2$  hiệu chỉnh, trị thống kê Durbin-Watson (DW) kiểm định hiện tượng tự tương quan đều được thể hiện cho mỗi hàm hồi quy. Thống kê t (t-statistics) được thể hiện trong dấu ngoặc đối với mỗi hồi quy; mức ý nghĩa giả thiết không bị bác bỏ: \*\*\*: 1%, \*\*: 5%, \*: 10%.*

Nhìn chung lãi suất kỳ trước có tác động dương lên điều hành lãi suất của các NHTU tại 5 quốc gia được nghiên cứu, điều này phù hợp với những phát hiện kể từ nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 1998). Ngân hàng Trung ương Indonesia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam có phản ứng đến sự thay đổi của lạm phát, đặc biệt trong cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007, khi lạm phát tăng cao, các NHTU đã tăng lãi suất để kiềm chế lạm phát theo quy tắc Taylor. Khoảng cách sản lượng chỉ có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHTU Malaysia, Philippines và Thái Lan. Kết quả cho thấy biến động của các biến lãi suất thay đổi cùng chiều với sự thay đổi của lạm phát và khoảng cách sản lượng tại các quốc gia trong giai đoạn nghiên cứu (hệ số của các biến lạm phát và khoảng cách sản lượng đều dương), có nghĩa là NHTU tăng lãi suất danh nghĩa để phản ứng với sự gia tăng của lạm phát và khoảng cách sản lượng.

Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy TGHD có ảnh hưởng đến hành vi điều hành CSTT của NHTU Malaysia ( $\rho_x^* = 0,321$ ) và Philippines ( $\rho_x^* = -0,560$ ), thể hiện mối tương quan giữa lãi suất và TGHD. Kết quả nghiên cứu giúp cung cấp bằng chứng thực nghiệm về phản ứng đáng kể của NHTU đến TGHD tại 2 quốc gia thuộc khu vực Đông Nam Á, kết quả cũng cho thấy sự phù hợp với các nghiên cứu trước đây của (Aizenman và cộng sự, 2011; Calvo và Reinhart, 2002; Mohanty và Klau, 2005; Moura và Carvalho, 2010).

Kết quả phân tích quy tắc Taylor ở Việt Nam cho thấy việc điều hành lãi suất của NHNN có ảnh hưởng tới lạm phát, trong khi không có phản ứng với khoảng cách sản, cũng như TGHD, điều này góp phần bổ sung cũng như cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm so với các nghiên cứu trước đây của (Ân, 2016; Bao và cộng sự, 2016; Bao và cộng sự, 2017; Bao và cộng sự, 2018; Tuấn, 2013). Tuy nhiên, trong thực tế, NHNN Việt Nam điều hành CSTT tùy nghi. Có thể thấy giai đoạn 2005 – 2010, đà tăng trưởng của Việt Nam có dấu hiệu chậm lại. Sau cuộc tài chính toàn cầu năm 2007, nền kinh tế Việt Nam đã phải đối mặt với tình trạng lạm phát cao, thị trường bất động sản và thị trường chứng khoán giảm sút và đóng băng, nợ xấu gia tăng, hoạt động sản xuất kinh doanh trì trệ. Đối mặt với những mất cân đối lớn, nền

kinh tế bộc lộ những yếu kém, hiệu quả đầu tư thấp, thị trường tài chính nhiều bất ổn. Do đó, Chính phủ đã ban hành Nghị quyết số 11/NQ-CP, để thực hiện nhiệm vụ trọng tâm, cấp bách là tập trung kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, bảo đảm an sinh xã hội. Nghị quyết cũng chỉ rõ NHNN Việt Nam cần điều hành chủ động, linh hoạt, hiệu quả các công cụ CSTT, nhất là công cụ lãi suất và lượng tiền cung ứng để bảo đảm kiềm chế lạm phát.

Theo yêu cầu của Chính phủ, NHNN Việt Nam điều hành CSTT phải theo đuổi nhiều mục tiêu như ổn định giá trị đồng tiền, kiềm chế lạm phát, góp phần tăng trưởng kinh tế v.v... Trong thực tế, giữa các mục tiêu có sự xung đột lẫn nhau, nếu lựa chọn ưu tiên cho mục tiêu kiềm chế lạm phát, thì NHNN Việt Nam cần phải hy sinh mục tiêu tăng trưởng kinh tế, không thể thực hiện được đồng thời cả hai mục tiêu. Chính vì việc chưa xác định rõ ràng các mục tiêu điều hành, nên trong một số thời điểm đã tác động đến việc hoạch định và điều hành CSTT. CSTT đôi khi còn bị động và chậm phản ứng với những thay đổi của thị trường, dẫn đến việc xác định tỷ lệ LPMT hàng năm trình Quốc hội chưa rõ ràng, chưa có lựa chọn ưu tiên.

Hơn nữa việc xác định rõ cơ chế truyền dẫn có ý nghĩa quan trọng trong quá trình điều hành CSTT. Hiện nay NHNN Việt Nam chưa xác định rõ được cơ chế truyền dẫn các tác động của CSTT, từ đó có các quyết sách đúng trong điều hành các công cụ CSTT để hướng tới mục tiêu mong muốn. Chẳng hạn, NHNN Việt Nam cần có những phân tích lượng hóa cụ thể mức độ tác động của sự thay đổi cung tiền đến mục tiêu cuối cùng của CSTT, và có tác động ở mức độ nào đến tín dụng nền kinh tế, đến tổng phương tiện thanh toán, đến lãi suất hay tỷ giá... Việc chưa xác định được cơ chế truyền dẫn đã hạn chế phần nào đến các quyết định của NHNN Việt Nam khi thị trường có những biến động. Khả năng điều tiết các điều kiện thị trường như cung tiền, lãi suất còn hạn chế, hiệu quả chưa cao, do NHNN Việt Nam chưa kiểm soát được toàn bộ các luồng tiền tệ trong nền kinh tế như luồng ngoại tệ ra/vào, hoạt động cho vay của các tổ chức tài chính khác, các khoản thu chi ngân sách và hoạt động ngân hàng của các tổ chức khác.

*Điều hành các công cụ CSTT chưa đạt hiệu quả cao* do việc lựa chọn, sử dụng, xác định chức năng cơ bản của từng công cụ CSTT để điều hành phù hợp với mục tiêu hoạt động còn hạn chế. Điều hành cung ứng tiền còn bị động bởi việc cung ứng tiền cho các mục tiêu chỉ định của Chính phủ. Việc lựa chọn lãi suất điều hành và xây dựng cơ chế điều hành lãi suất còn đang ở giai đoạn tìm tòi, thử nghiệm. Ngoài ra, *việc điều hành CSTT của NHNN còn mang dấu ấn hành chính*, được minh chứng rõ nhất thông qua các xử lý thắt chặt tiền tệ để chống lạm phát trong những tháng đầu năm 2008, những tháng cuối năm 2010 và 2011. Năm 2008, để thắt chặt tiền tệ chống lạm phát, Thống đốc NHNN yêu cầu các NHTM thực hiện lãi suất huy động vốn phải thực dương (cao hơn mức lạm phát dự kiến) nhưng yêu cầu này lại hết sức thiếu nhất quán là quy định mức lãi suất huy động vốn không được vượt quá 12%/năm, trong khi mức lạm phát thực tế chỉ qua 3 tháng đầu năm 2008 đã lên tới con số 9,2%. Không những thế, Hiệp hội Ngân hàng Việt Nam thông qua cuộc họp vận động các NHTM chấp thuận lãi suất huy động cao nhất là 11%/năm. Với quy định lãi suất huy động tối đa là 12%/năm và tiếp đến sự đồng thuận lãi suất của Hiệp hội Ngân hàng đã đẩy các NHTM nhỏ rơi vào tình trạng không huy động được vốn từ dân cư mà chuyển qua mua vốn của NHTM lớn trên thị trường liên ngân hàng với lãi suất lên đến 18-24%/năm. Bên cạnh đó, các ngân hàng nhỏ cũng không được vay tái cấp vốn từ NHNN Việt Nam. Tất cả những điều này dẫn đến các ngân hàng đối mặt với nhiều khó khăn về thanh khoản, và có thể xem đây là một hạn chế trong chính sách tiền tệ của NHNN Việt Nam. Những tháng cuối năm 2010 và cả năm 2011, NHNN Việt Nam quy định mức lãi suất huy động VND tối đa không quá 14%/năm, với mục đích là nhằm giảm lãi suất cho vay bằng cách giới hạn chi phí nguồn vốn của các ngân hàng (và cạnh tranh lãi suất tiền gửi giữa các ngân hàng). Trên thực tế, trần lãi suất tiền gửi không giúp giảm được lãi suất cho vay, mà thay vào đó lại đưa đến nhiều tác động tiêu cực đáng kể đối với các ngân hàng và khu vực tài chính.

Việc áp dụng CSTT LPMT cũng hàm ý có một số khó khăn, thách thức nhất định, do đó hiện nay mới có khoảng trên 30 nước trên thế giới áp dụng LPMT. Tuy nhiên, CSTT LPMT được áp dụng tại các nước trên thế giới ngày càng tỏ ra có hiệu

quả hơn (thể hiện qua các kết quả vĩ mô, khả năng chống đỡ với các cú sốc v.v...) so với CSTT truyền thống (neo danh nghĩa với cung tiền hoặc tỷ giá), mặc dù việc điều hành CSTT giữa các quốc gia không hoàn toàn giống nhau. Như vậy, LPMT đang trở thành một xu thế đáng kể và là một sự chuyển đổi cần thiết, đặc biệt đối với các nước đang phát triển như Việt Nam.

Bên cạnh đó, do theo đuổi CSTT đa mục tiêu, đồng thời sử dụng cung tiền M2 làm mục tiêu trung gian, NHNN Việt Nam đang ngày càng khó khăn cho trong việc kiểm soát lạm phát. Điều này thể hiện rất rõ qua các số liệu lạm phát trong những năm gần đây, khi lạm phát tăng nhanh nhưng NHNN Việt Nam chưa có biện pháp, công cụ thật sự hữu hiệu để kiểm soát lạm phát. Chính vì vậy, NHNN Việt Nam cần tìm một neo mới cho CSTT sao cho có thể chủ động kiểm soát lạm phát, ổn định giá cả, duy trì lạm phát ở mức thấp và ổn định và phương án tối ưu là lấy lạm phát làm mục tiêu cho khuôn khổ CSTT.

Ngoài ra, quan điểm của các nhà lãnh đạo đứng đầu Chính phủ Việt Nam về mối tương quan giữa mục tiêu lạm phát và mục tiêu tăng trưởng kinh tế trong thời gian gần đây đã có sự đổi mới, khi cho rằng không thể tăng trưởng kinh tế cao bằng mọi giá và chống lạm phát đòi hỏi phải có sự đánh đổi. Điều đó đã tạo tiền đề cần thiết để ủng hộ việc áp dụng CSTT LPMT trong tương lai đối với Việt Nam. Tuy nhiên, từ kinh nghiệm của một số quốc gia muốn áp dụng khuôn khổ CSTT LPMT khả thi và ít thách thức hơn phải đáp ứng các điều kiện sau: (i) ổn định giá cả là mục tiêu bao trùm của CSTT; (ii) sự tiếp cận của Chính phủ đối với nguồn tài chính của NHTU đã bị cấm hoặc bị hạn chế; (iii) NHNN độc lập trong việc sử dụng các công cụ của mình; (iv) đồng thuận cao ở trong nước về tầm quan trọng của mục tiêu lạm phát; (v) sự hiểu biết cơ bản về cơ chế truyền tải CSTT và khả năng phù hợp nhằm tác động đến lãi suất ngắn hạn; và (vi) hệ thống tài chính và các thị trường hoạt động tốt.

Nghiên cứu kinh nghiệm của các quốc gia đã thực hiện LPMT cũng cho thấy, các quốc gia không nhất thiết phải đáp ứng tất cả các điều kiện tiên quyết của khuôn khổ LPMT ngay từ đầu thì mới có thể thực hiện thành công khuôn khổ LPMT. Thực

tế áp dụng LPMT chỉ một số điều kiện tiên quyết được đáp ứng; hay một số điều kiện khác được bỏ qua hoặc có thể được thiết lập dần dần theo thời gian trong quá trình thực hiện khuôn khổ của LPMT. Hơn nữa, quá trình chuyển đổi từ cơ chế điều hành CSTT cũ sang cơ chế điều hành CSTT LPMT ở các quốc gia là khác nhau. Quá trình chuyển đổi sang LPMT thường bắt đầu bằng việc nhà lập chính sách tuyên bố về dự định áp dụng khuôn khổ LPMT. Quá trình chuyển đổi sẽ kết thúc khi hầu hết các yếu tố của khuôn khổ LPMT hoàn toàn được thiết lập. Đa số quốc gia mới nổi trải qua thời kỳ quá độ trước khi áp dụng khuôn khổ LPMT hoàn toàn, tiếp tục một số cơ chế trung gian (ngầm định áp dụng hoặc áp dụng một phần LPMT) trong thời kỳ chuyển đổi. Việt Nam cũng có thể tham khảo kinh nghiệm này với việc chuyển đổi từng bước cơ chế CSTT hiện hành sang khuôn khổ CSTT lấy lạm phát làm mục tiêu thông qua cơ chế LPMT ngầm định. Kinh nghiệm cho thấy các nước áp dụng CSTT LPMT đều vận hành chính sách thông qua công cụ lãi suất điều hành của NHTU để tác động vào lãi suất thị trường. Ngoài ra, kết quả ước lượng cũng cho thấy quy tắc Taylor tuyến tính có thể diễn tả hành vi điều hành lãi suất của NHNN Việt Nam. Do đó, NHNN Việt Nam có thể tham khảo và nghiên cứu quy tắc Taylor, hay quy tắc Taylor mở rộng trong điều hành CSTT của mình.

Có thể thấy quy tắc Taylor tuyến tính có thể diễn tả hành vi điều hành CSTT tại một số quốc gia được nghiên cứu. Trong phần tiếp theo, bài viết sẽ xem xét NHTU có phản ứng phi tuyến với sự thay đổi của lạm phát hay không thông qua việc kiểm định quy tắc Taylor phi tuyến.

#### **4.2 Ước lượng quy tắc Taylor phi tuyến**

Quy tắc Taylor là quy tắc CSTT mô tả NHTU nên điều chỉnh công cụ lãi suất chính sách như thế nào để đáp ứng với những thay đổi trong lạm phát và hoạt động kinh tế vĩ mô (Orphanides, 2010). Trong thực tế NHTU có thể phản ứng khác nhau đối với các độ lệch của các giá trị tổng so với mục tiêu. Trường hợp NHTU đang gán những tỷ trọng khác nhau cho các giá trị âm và dương của chênh lệch lạm phát và chênh lệch sản lượng trong hàm tổn thất, thì quy tắc Taylor phi tuyến tính sẽ thích



hợp hơn để giải thích hành vi của CSTT (Surico, 2007). Ngoài ra, chênh lệch lạm phát và chênh lệch sản lượng có xu hướng cho thấy một sự điều chỉnh bất đối xứng theo chu kỳ kinh tế: sản lượng có xu hướng cho thấy một sự suy thoái mạnh và ngắn trong chu kỳ kinh tế, nhưng lại phục hồi liên tục và trong thời gian dài; lạm phát cũng tăng mạnh trong chu kỳ kinh tế hơn so với khi giảm. Trong hoàn cảnh này, NHTU có thể phản ứng khác nhau đối với từng giá trị của lạm phát và sản lượng cao hơn, thấp hơn hoặc xoay quanh mức mục tiêu. Do đó, trong phần 4.2, nghiên cứu sử dụng hàm hồi quy chuyển tiếp tron STR để phân tích xem xét quy tắc Taylor phi tuyến tính trong phân tích hành vi của NHTU tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, với mục đích bổ sung khoảng trống của các nghiên cứu thực nghiệm trước đây.

Biến ngưỡng được sử dụng trong ước lượng mô hình STR có thể là các biến độc lập hoặc xu hướng (Teräsvirta, 1994, 1998, 2006). Để ước lượng quy tắc Taylor phi tuyến, bài viết sử dụng biến ngưỡng là biến lạm phát theo nghiên cứu của (Martin và Milas, 2004, 2013), (Petersen, 2007), (Castro, 2008, 2011), (Jawadi và cộng sự, 2011). Sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp tron STR - mô hình (3.20) và (3.21) để kiểm tra hành vi phi tuyến của NHTU trong điều hành CSTT, được chia làm 3 bước: (i) Kiểm định tính tuyến tính để xem xét quy tắc Taylor có dạng tuyến tính hay phi tuyến, (ii) Nếu có hiện tượng phi tuyến, bài viết xem xét hàm phi tuyến có dạng Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 1 (LSTR1), Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng Logistic bậc 2 (LSTR2) hay Hàm hồi quy chuyển tiếp tron dạng mũ (ESTR) thông qua kiểm định tham số  $G(\gamma, c, s_t)$ , và (iii) Ước lượng hàm phi tuyến được đề xuất.

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình phi tuyến không phù hợp khi giải thích CSTT tại Việt Nam, trong khi CSTT tại các quốc gia Thái Lan, Malaysia, Indonesia và Philippines có thể được miêu tả bằng mô hình phi tuyến LSTR1.

**Bảng 4.6. Kiểm tra tính tuyến tính với biên ngưỡng lạm phát quy tắc Taylor phi tuyến (mô hình 3.20)**

Quốc gia	Linearity Tests	Terasvirta Sequential Tests			Mô hình đề xuất
		F0	F4	F3	
Indonesia	0,027	0,868	0,085	0,026	LSTR1
Malaysia	0,026	0,002	0,320	0,012	LSTR1
Philippines	0,000	0,747	0,001	0,000	LSTR1
Thái Lan	0,000	0,208	0,002	0,000	LSTR1
Việt Nam	0,144	0,004	0,010	0,144	Tuyến tính

*Nguồn: tính toán của tác giả*

**Bảng 4.7. Kiểm tra tính tuyến tính biên ngưỡng là lạm phát quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với tỷ giá hối đoái (mô hình 3.21)**

Quốc gia	Linearity Tests	Terasvirta Sequential Tests			Mô hình đề xuất
		F0	F4	F3	
Indonesia	0,024	0,908	0,120	0,018	LSTR1
Malaysia	0,060	0,009	0,234	0,051	LSTR1
Philippines	0,012	0,444	0,030	0,012	LSTR1
Thái Lan	0,000	0,562	0,003	0,000	LSTR1
Việt Nam	0,152	0,001	0,013	0,152	Tuyến tính

*Nguồn: tính toán của tác giả*

Đối với quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với TGHĐ, kết quả kiểm định cũng cho thấy mô hình phi tuyến không phù hợp khi giải thích CSTT tại Việt Nam, trong

khi CSTT tại các quốc gia Thái Lan, Malaysia, Indonesia và Philippines có thể được miêu tả bằng mô hình phi tuyến LSTR1.

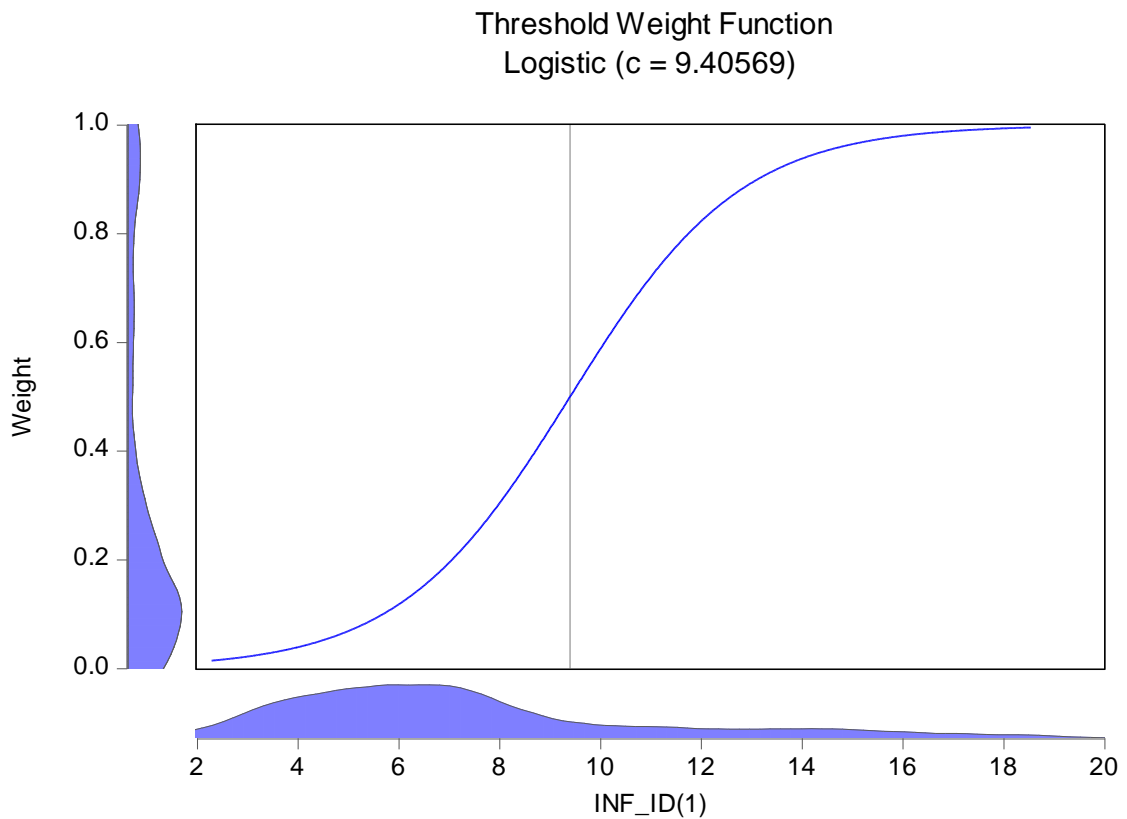
Kết quả ước lượng hàm hồi quy chuyển tiếp trơn LSTR1 của các quốc gia được thể hiện trong Bảng 4.8, cho thấy có hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT của Indonesia, Malaysia và Philippines.

**Bảng 4.8. Kết quả ước tính quy tắc Taylor phi tuyến (mô hình 3.20)**

	Indonesia	Malaysia	Philippines	Thái Lan
<b>Phần tuyến tính</b>				
$\rho_0^*$	2,458 (1,624)	0,056 (1,283)	0,047 (0,735)	0,852 (1,070)
$\rho_1$	0,599*** (5,358)	0,980*** (59,493)	0,982*** (113,235)	0,345 (0,528)
$\rho_\pi^*$	-0,147 (-0,301)	0,001 (0,236)	-0,002 (-0,142)	0,005 (0,070)
$\rho_y^*$	8,459* (1,736)	0,294* (1,931)	0,531* (1,903)	2,131 (1,142)
<b>Phần phi tuyến</b>				
$\rho_{01}^*$	5,732 (0,986)	0,547*** (2,926)	1,506*** (4,433)	-0,868 (-1,036)
$\rho_{11}$	0,172 (0,997)	-0,159** (-2,460)	-0,141*** (-6,080)	0,706 (1,030)
$\rho_{\pi 1}^*$	-0,191 (-0,522)	-0,008 (-0,679)	-0,066* (-1,893)	-0,003 (-0,056)
$\rho_{y 1}^*$	-11,879* (-1,756)	1,996*** (4,821)	0,784* (1,680)	-2,388 (-1,205)
Độ dốc (Slope)	0,591	21,158	12,921	0,529
Giá trị ngưỡng (Threshold)	9,406	3,431	5,418	-1,039
Hệ số xác định điều chỉnh	0,813	0,969	0,992	0,984
Thông kê Durbin-Watson	2,432	1,371	1,719	1,763
Độ lệch chuẩn của biến phụ thuộc	3,350	0,382	2,339	1,043
RSS	376,405	0,810	8,243	3,108
Trị thống kê F	91,620	652,071	2.460,767	1.287,780
Giá trị p của F	0,000	0,000	0,000	0,000

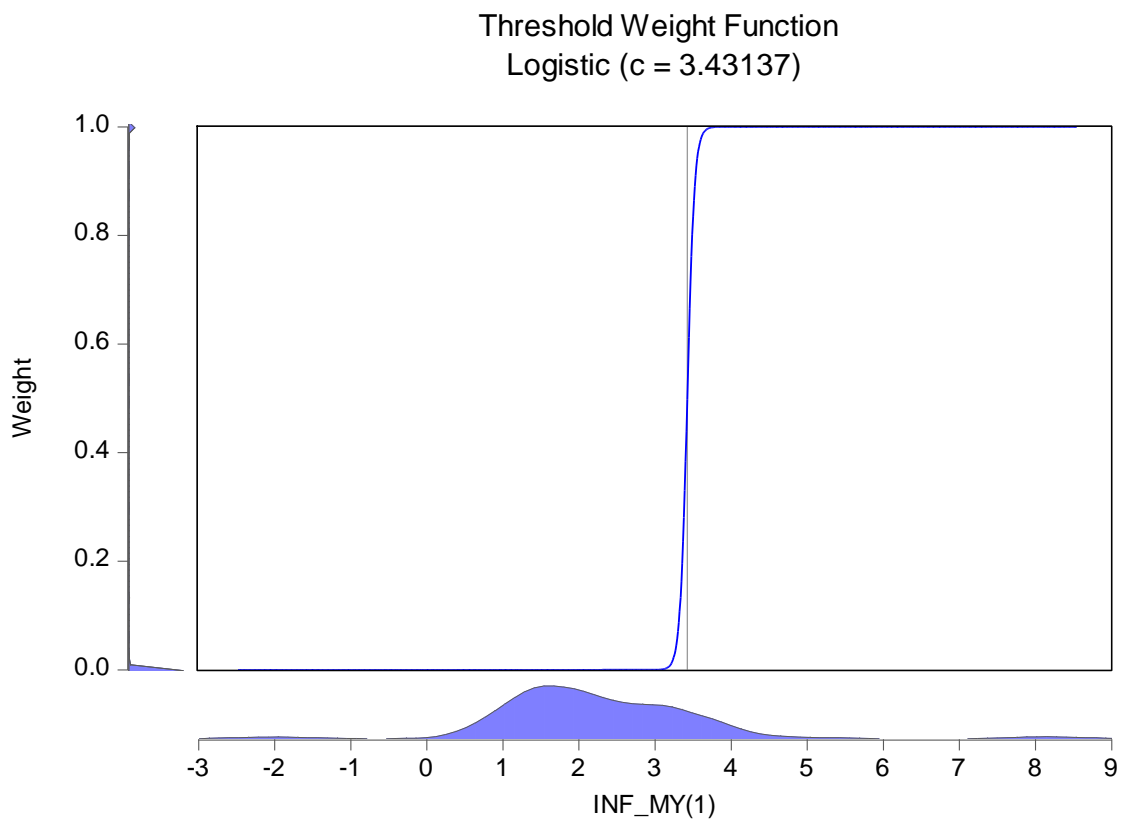
*Nguồn: tính toán của tác giả*

Kết quả ước lượng tại Thái Lan, không có ý nghĩa thống kê. Tại Indonesia, hệ số  $\gamma = 0,591$  cho biết tốc độ chuyển tiếp mượt trong phản ứng chính sách lãi suất của NHTU. Còn giá trị  $c = 9,406$  cho biết đây là giá trị ngưỡng của biến chuyển tiếp lạm phát. Nghĩa là, NHTU Indonesia phản ứng đối với độ trễ lãi suất và khoảng cách sản lượng khi mức lạm phát dưới mức 9,406, trong trường hợp ngược lại, NHTU Indonesia chỉ phản ứng đến khoảng cách sản lượng.



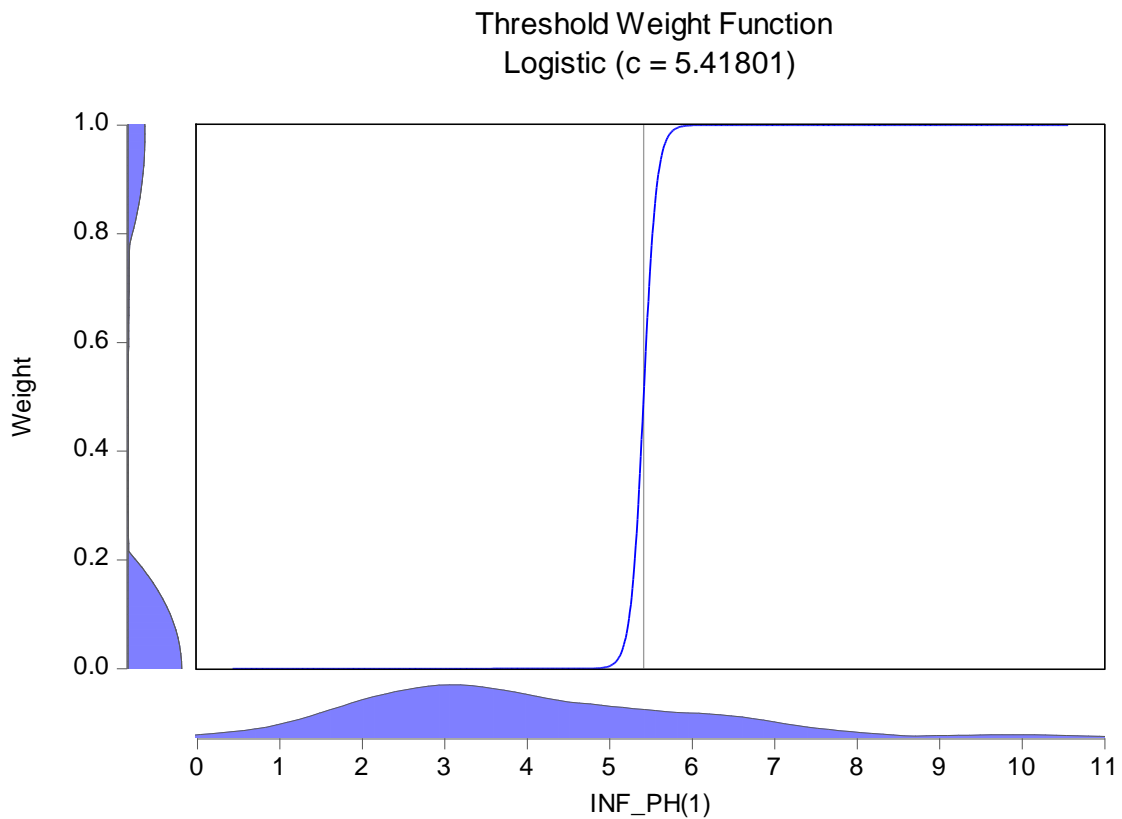
**Hình 4.1. Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.20) tại Indonesia**

Trong trường hợp tại Malaysia, hệ số  $\gamma = 21,158$  cho biết tốc độ chuyển tiếp tron trong phản ứng chính sách lãi suất của NHTU. Còn giá trị  $c = 3,431$  cho biết đây là giá trị ngưỡng của biến chuyển tiếp lạm phát. Kết quả ước lượng cho thấy NHTU Malaysia phản ứng khác nhau đến sự thay đổi của độ trễ lãi suất và khoảng cách sản lượng khi lạm phát ở dưới hoặc ở trên mức 3,431.



**Hình 4.2. Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.20) tại Malaysia**

Trong trường hợp tại Phillipines, hệ số  $\gamma = 12,921$  cho biết tốc độ chuyển tiếp tron trong phản ứng chính sách lãi suất của NHTU. Còn giá trị  $c = 5,418$  cho biết đây là giá trị ngưỡng của biến chuyển tiếp lạm phát. Nghĩa là, NHTU Phillipines phản ứng đối với độ trễ lãi suất và khoảng cách sản lượng khi mức lạm phát dưới mức 5,418, trong trường hợp ngược lại NHTU Phillipines có phản ứng đến lãi suất, lạm phát và khoảng cách sản lượng.



**Hình 4.3. Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.20) tại Phillipines**

Đối với quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với TGHD, ta có kết quả ước lượng thể hiện ở bảng sau:

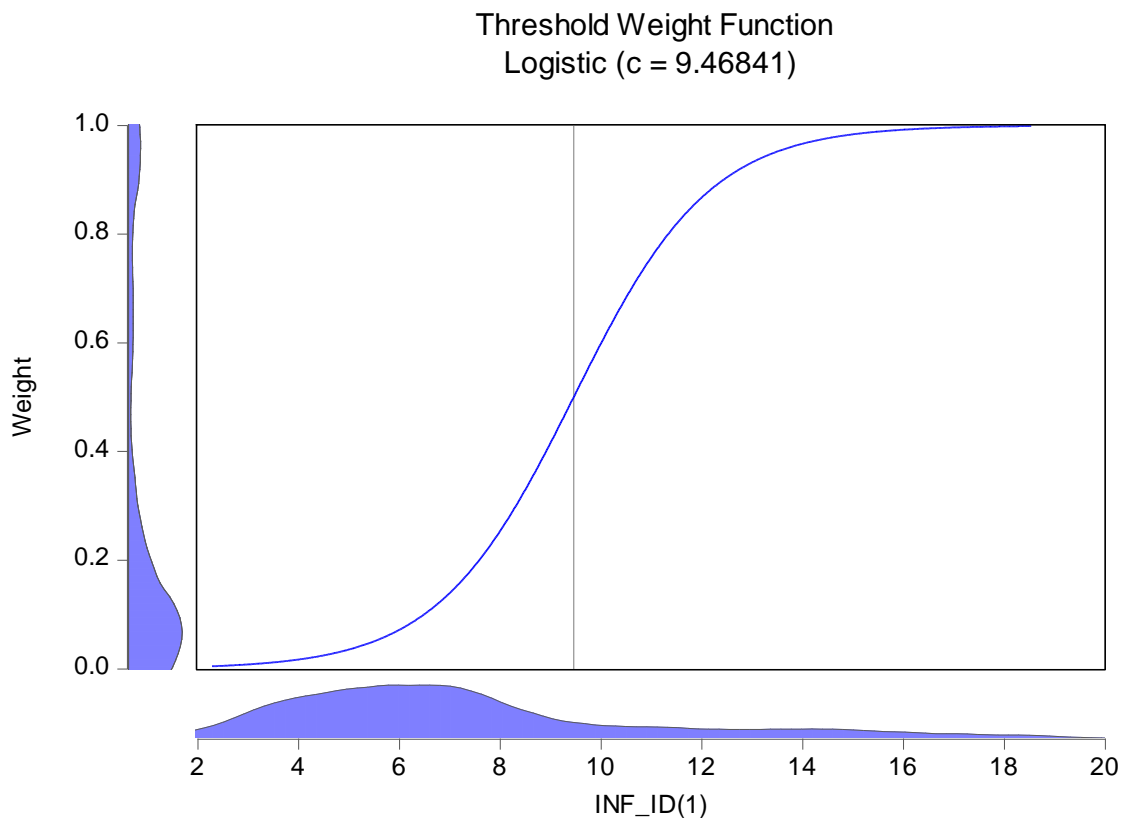
**Bảng 4.9. Kết quả ước tính quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với tỷ giá hối đoái (mô hình 3.21)**

	Indonesia	Malaysia	Philippines	Thái Lan
<b>Phần tuyến tính</b>				
$\rho_0^*$	1,784 (0,308)	-0,844 (-1,548)	4,180*** (3,093)	-31,695 (-0,303)
$\rho_1$	0,578*** (5,993)	0,981*** (60,082)	0,946*** (47,228)	-0,942 (-0,159)
$\rho_\pi^*$	-0,064 (-0,245)	0,001 (0,222)	-0,029 (-0,976)	-0,025 (-0,086)
$\rho_y^*$	7,365* (1,889)	0,322** (2,120)	0,493* (1,758)	2,898 (0,409)
$\rho_x^*$	0,135 (0,112)	0,196* (1,656)	-0,851*** (-3,046)	7,366 (0,307)
<b>Phần phi tuyến</b>				
$\rho_{01}^*$	-24,106 (-1,313)	-0,555 (-0,313)	3,081 (1,377)	34,585 (0,328)
$\rho_{11}$	0,072 (0,427)	-0,152** (-2,367)	-0,107** (-2,315)	2,011 (0,338)
$\rho_{\pi 1}^*$	-0,270 (-1,057)	-0,012 (-0,957)	0,005 (0,131)	0,011 (0,043)
$\rho_{y 1}^*$	-11,555* (-1,967)	1,987*** (5,031)	0,326 (0,648)	-2,975 (-0,420)
$\rho_{x 1}^*$	6,619 (1,521)	0,241 (0,630)	-0,496 (-1,053)	-7,992 (-0,331)
Độ dốc (Slope)	0,739	12,601	2,623	0,420
Giá trị ngưỡng (Threshold)	9,468	3,427	4,945	-4,305
Hệ số xác định điều chỉnh	0,816	0,969	0,993	0,984
Thống kê Durbin-Watson	2,341	1,409	1,827	1,757
Độ lệch chuẩn của biến phụ thuộc	3,350	0,382	2,339	1,043
RSS	365,604	0,790	7,193	2,996
Trị thống kê F	76,790	541,203	2283,878	1081,581
Giá trị p của F	0,000	0,000	0,000	0,000

*Nguồn: tính toán của tác giả*

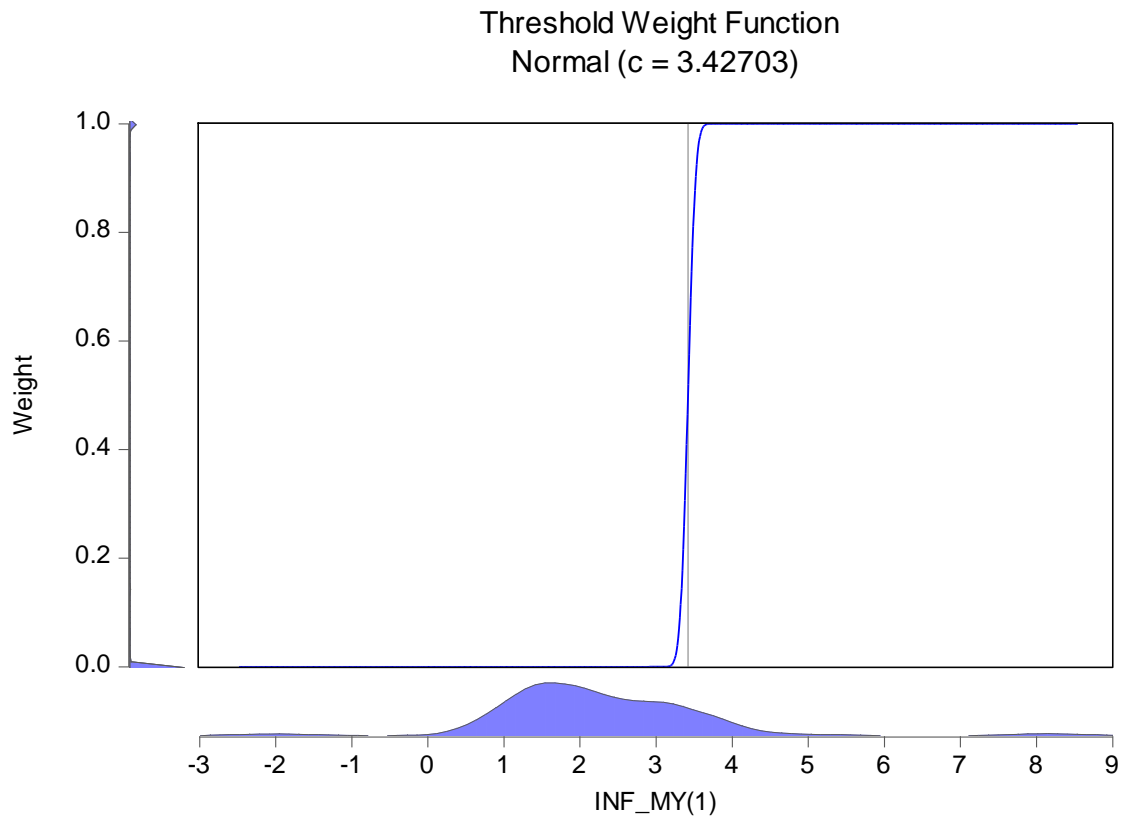


Kết quả ước lượng tại Thái Lan, không có ý nghĩa thống kê. Tại Indonesia, hệ số  $\gamma = 0,739$  cho biết tốc độ chuyển tiếp mượt trong phản ứng chính sách lãi suất của NHTU. Còn giá trị  $c = 9,468$  cho biết đây là giá trị ngưỡng của biến chuyển tiếp lạm phát. Nghĩa là, NHTU Indonesia phản ứng đối với độ trễ lãi suất và khoảng cách sản lượng khi mức lạm phát dưới mức 9,468, trong trường hợp ngược lại, NHTU Indonesia chỉ phản ứng đến khoảng cách sản lượng.



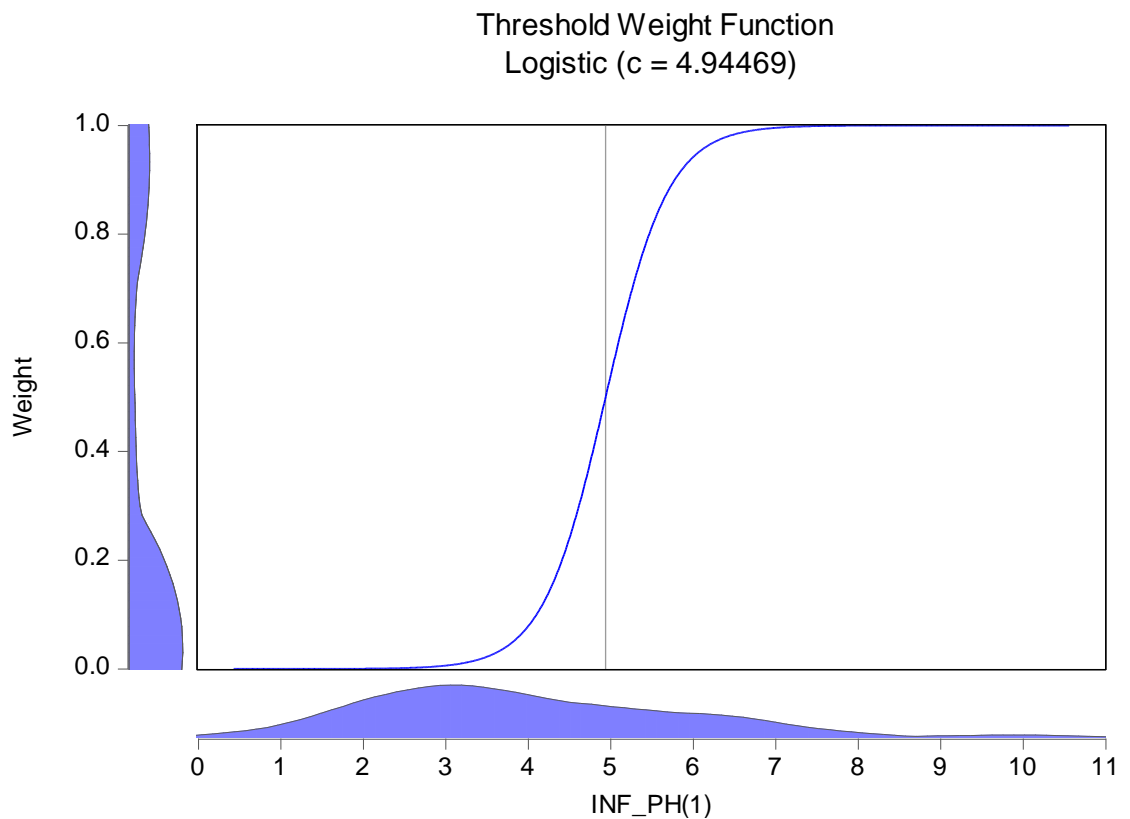
**Hình 4.4.** Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.21) tại Indonesia

Trong trường hợp tại Malaysia, hệ số  $\gamma = 12,601$  cho biết tốc độ chuyển tiếp tron trong phản ứng chính sách lãi suất của NHTU. Còn giá trị  $c = 3,427$  cho biết đây là giá trị ngưỡng của biến chuyển tiếp lạm phát. Kết quả ước lượng cho thấy NHTU Malaysia phản ứng khác nhau đến sự thay đổi của độ trễ lãi suất, khoảng cách sản lượng và TGHĐ khi lạm phát ở dưới mức 3,427; trong trường hợp ngược lại, NHTU Malaysia chỉ phản ứng đến độ trễ lãi suất và khoảng cách sản lượng.



**Hình 4.5.** Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.21) tại Malaysia

Trong trường hợp tại Phillipines, hệ số  $\gamma = 2,623$  cho biết tốc độ chuyển tiếp tron trong phản ứng chính sách lãi suất của NHTU. Còn giá trị  $c = 4,945$  cho biết đây là giá trị ngưỡng của biến chuyển tiếp lạm phát. Nghĩa là, NHTU Phillipines phản ứng đối với độ trễ lãi suất, khoảng cách sản lượng và TGHĐ khi mức lạm phát dưới mức 4,945, trong trường hợp ngược lại NHTU Phillipines chỉ phản ứng với độ trễ lãi suất.



**Hình 4.6. Giá trị ngưỡng của biến lạm phát theo mô hình (3.21) tại Phillipines**

Kết quả cho thấy có hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT của NHTU Indonesia, Malaysia, Phillipines như các nghiên cứu của (Martin và Milas, 2004, 2013), (Petersen, 2007), (Castro, 2008, 2011), (Jawadi và cộng sự, 2011), và mô hình hồi quy chuyển tiếp tron dạng logistic bậc 1 (LSTR1) phù hợp khi phân tích CSTT. Kết quả này đã bổ sung nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor phi tuyến tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, vấn đề chưa được đề cập trong các nghiên cứu trước đây.

**Bảng 4.10. Kiểm tra sự tồn tại tính phi tuyến**

Quốc gia	Kiểm tra sự tồn tại tính phi tuyến (Remaining Nonlinearity Tests)	
	Quy tắc Taylor phi tuyến (mô hình 3.20)	Quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với TGHD (mô hình 3.21)
Indonesia	0,884	0,834
Malaysia	0,154	0,108
Philippines	0,368	0,582

*Nguồn: tính toán của tác giả*

Để kiểm tra tính vững, bài viết cũng đã kiểm tra liệu còn tồn tại tính phi tuyến trong mô hình hàm hồi quy chuyển tiếp tron tại các quốc gia Indonesia, Malaysia và Philippines hay không. Kết quả ở Bảng 4.10 cho thấy không tồn tại tính phi tuyến tại các quốc gia trên với mức ý nghĩa 10%.

### 4.3 Kết luận chương kết quả nghiên cứu và thảo luận

Kết quả ước lượng ở chương 4 đã trả lời rõ hai câu hỏi nghiên cứu đã được đề cập ở luận án, đó là:

- **Câu hỏi nghiên cứu thứ nhất:** CSTT của NHTU tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á có thể được mô tả bởi quy tắc Taylor tuyến tính và quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với tỷ giá hối đoái hay không? Hay nói cách khác, sự thay đổi trong độ trễ lãi suất, lạm phát, sản lượng hay tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến việc điều hành lãi suất của NHTU theo quy tắc Taylor không?

Nghiên cứu cho thấy, việc điều hành CSTT của các quốc gia được nghiên cứu phù hợp với quy tắc Taylor tuyến tính, hay nói cách khác quy tắc Taylor có thể diễn tả việc thiết lập lãi suất của các NHTU. Đối với quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng

với TGHD phiên bản hướng tới tương lai, cho thấy TGHD có ảnh hưởng đến hành vi điều hành CSTT của NHTU Malaysia và Philippines, thể hiện mối tương quan giữa lãi suất và TGHD. Kết quả nghiên cứu giúp cung cấp bằng chứng thực nghiệm về phản ứng đáng kể của NHTU đến TGHD tại 2 quốc gia thuộc khu vực Đông Nam Á, kết quả cũng cho thấy sự phù hợp và góp phần bổ sung kết quả nghiên cứu thực nghiệm so với các nghiên cứu trước đây của (Aizenman và cộng sự, 2011; Calvo và Reinhart, 2002; Mohanty và Klau, 2005; Moura và De Carvalho, 2010). Tỷ giá hối đoái không ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHTU Indonesia, Thái Lan và NHNN Việt Nam. Do đó, NHTU Malaysia và Philippines nên cân nhắc đến quy tắc Taylor mở rộng với TGHD nếu các NHTU này dự định điều hành CSTT theo quy tắc Taylor.

Ở Việt Nam, kết quả phân tích quy tắc Taylor tuyến tính cho thấy lạm phát có ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHNN, trong khi khoảng cách sản và TGHD không ảnh hưởng đến lãi suất, điều này góp phần bổ sung cũng như cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm so với các nghiên cứu trước đây của (Ân, 2016; Bao và cộng sự, 2016; Bao và cộng sự, 2017; Bảo và cộng sự, 2018; Tuấn, 2013). Với việc điều hành CSTT còn một số bất cập trong thời gian qua, NHNN Việt Nam có thể tham khảo việc áp dụng CSTT theo chế độ LPMT, và sử dụng quy tắc Taylor phù hợp trong điều hành CSTT.

**- Câu hỏi nghiên cứu thứ hai:** NHTU tại các quốc gia được nghiên cứu có điều hành CSTT theo quy tắc Taylor phi tuyến? Hay nói một cách khác, NHTU có phản ứng khác nhau với lạm phát trên hoặc dưới mức ngưỡng không?

Kiểm định tính tuyến tính cho thấy mô hình phi tuyến không phù hợp khi giải thích CSTT tại Việt Nam, trong khi CSTT tại các quốc gia Thái Lan, Malaysia, Indonesia và Philippines có thể được miêu tả bằng mô hình phi tuyến LSTR1. Kết quả ước lượng cung cấp bằng chứng có hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT của NHTU Indonesia, Malaysia, Philippines, như các nghiên cứu của (Martin và Milas, 2004, 2013; Petersen, 2007; Castro, 2008, 2011; Jawadi và cộng sự, 2011), và mô hình hồi quy chuyển tiếp tron dạng logistic bậc 1 (LSTR1) phù hợp khi phân tích

CSTT. Kết quả này nhằm bổ sung nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor phi tuyến tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, vấn đề chưa được đề cập trong các nghiên cứu trước đây.

## **CHƯƠNG 5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH**

Với kết quả nghiên cứu ở các chương trước, những kết quả nghiên cứu chính của luận án có thể kết luận như sau:

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

Luận án đã phân tích lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm gần đây trong điều hành CSTT của các NHTU để có thể làm rõ vấn đề “Trong nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm, NHTU điều hành CSTT theo phương pháp nào (phương pháp tùy nghi hay phương pháp theo quy tắc), và quan trọng hơn phương pháp nào được chứng minh là phù hợp, giúp NHTU đạt được mục tiêu của CSTT?”. Kết quả cho thấy nhiều nghiên cứu lý thuyết đồng thuận rằng, NHTU nên cân nhắc việc điều hành CSTT theo quy tắc nhất định, trong đó có quy tắc Taylor.

Có thể nhận thấy trong hơn hai thập kỷ qua, việc điều hành lãi suất của một số NHTU có xu hướng dựa trên quy tắc Taylor. Từ kết quả thực nghiệm cho thấy quy tắc Taylor tuyến tính được nghiên cứu nhiều ở các quốc gia có nền kinh tế phát triển cũng như nền kinh tế mới nổi. Trong khi quy tắc Taylor phi tuyến được tập trung nghiên cứu ở các nước có nền kinh tế phát triển, còn đối với các nước có nền kinh tế mới nổi và đang phát triển vấn đề này vẫn chưa được đề cập nhiều.

Trong xu hướng phát triển mới của lý thuyết cũng như thực tế trong điều hành CSTT, quy tắc Taylor gốc hiện không còn phù hợp khi phân tích CSTT của NHTU tại một số quốc gia, đặc biệt sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới năm 2007 (Käfer, 2014). Do đó, luận án đã tổng hợp, phân tích lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm các hướng mở rộng của quy tắc Taylor gần đây trong điều hành CSTT có xem xét đến ổn định tài chính của các NHTU. Kết quả cho thấy, tùy theo đặc điểm trong điều hành CSTT của mỗi quốc gia, NHTU cũng như các nhà nghiên cứu cần phải xem xét quy tắc Taylor mở rộng bổ sung thêm một số biến phù hợp. Và từ nghiên cứu lý thuyết đến thực nghiệm, quy tắc Taylor có thể mở rộng theo bốn hướng bao gồm TGHD, giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất. Bên cạnh đó, chỉ số tổng hợp đại

diện cho các biến trên như chỉ số FCI cũng đã được nghiên cứu trong mối quan hệ với quy tắc Taylor mở rộng.

Trường hợp quy tắc Taylor mở rộng với biến TGHD được nghiên cứu nhiều cả về lý thuyết lẫn thực nghiệm, và phù hợp khi phân tích CSTT tại một số nước mới nổi bị tác động nhiều bởi TGHD. Sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007, một số tác giả tập trung nghiên cứu mô hình dự báo TGHD theo quy tắc Taylor với nhiều phương pháp khác nhau. Bên cạnh đó, từ cơ sở lý thuyết đến nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa có câu trả lời rõ ràng khi đánh giá vai trò của giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất đối với quy tắc Taylor. Tuy nhiên, giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất được xem là bổ sung hữu ích và nên được xem xét khi phân tích ảnh hưởng của chúng lên CSTT. Và nhiều nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất chủ yếu tập trung tại các quốc gia phát triển. Do đó, các hướng mở rộng trong quy tắc Taylor cần có thêm các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm, trong đó có chú ý đến thị trường mới nổi. Bên cạnh đó, quy tắc Taylor mở rộng với chỉ số điều kiện tài chính (là chỉ số tổng hợp được xây dựng dựa trên sự kết hợp một số biến, như cung tiền, TGHD, chỉ số giá chứng khoán, giá bất động sản...) cũng là vấn đề cần được nghiên cứu thêm.

Việc đúc kết lại lý thuyết và các kết quả nghiên cứu gần đây về quy tắc của CSTT không chỉ giúp các nhà hoạch định chính sách có những quyết định đúng đắn mà còn giúp cho nhiều nhà nghiên cứu kinh tế có nền tảng lý thuyết vững chắc để xây dựng các nghiên cứu phù hợp.

## **5.2 Đóng góp về thực tiễn**

Nghiên cứu cho thấy, việc điều hành CSTT của các quốc gia được nghiên cứu phù hợp với quy tắc Taylor tuyến tính, hay nói cách khác quy tắc Taylor có thể diễn tả việc thiết lập lãi suất của các NHTU. Nhìn chung lãi suất kỳ trước có tác động dương lên điều hành lãi suất của các NHTU đối với cả năm quốc gia, điều này phù hợp với những phát hiện kể từ nghiên cứu của (Clarida và cộng sự, 1998). Ngân hàng trung ương Indonesia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam có phản ứng đến sự thay



đổi của lạm phát, đặc biệt trong cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007, khi lạm phát tăng cao, các NHTU đã tăng lãi suất để kiềm chế lạm phát theo quy tắc Taylor. Khoảng cách sản lượng chỉ có ảnh hưởng đến hành vi điều hành lãi suất của NHTU Malaysia, Philippines và Thái Lan. Kết quả cho thấy biến động của các biến lãi suất thay đổi cùng chiều với sự thay đổi của lạm phát và khoảng cách sản lượng tại các quốc gia trong giai đoạn nghiên cứu (hệ số của các biến lạm phát và khoảng cách sản lượng đều dương), có nghĩa là NHTU tăng lãi suất danh nghĩa để phản ứng với sự gia tăng của lạm phát và khoảng cách sản lượng.

Kết quả phân tích quy tắc Taylor ở Việt Nam cho thấy lạm phát có ảnh hưởng đến việc thiết lập lãi suất của NHNN, trong khi khoảng cách sản và TGHĐ không ảnh hưởng đến lãi suất, điều này góp phần bổ sung cũng như cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm so với các nghiên cứu trước đây của (Ấn, 2016; Bao và cộng sự, 2016; Bao và cộng sự, 2017; Bao và cộng sự, 2018; Tuấn, 2013). Với việc điều hành CSTT còn một số bất cập trong thời gian qua, NHNN Việt Nam có thể tham khảo việc áp dụng CSTT theo chế độ LPMT, và sử dụng quy tắc Taylor phù hợp (có thể nghiên cứu sử dụng quy tắc Taylor gốc hay quy tắc Taylor mở rộng với một số biến) để đạt được mục tiêu chính sách của mình.

Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy TGHĐ có ảnh hưởng đến hành vi điều hành CSTT của NHTU Malaysia và Philippines, thể hiện mối tương quan giữa lãi suất và TGHĐ. Kết quả nghiên cứu giúp cung cấp bằng chứng thực nghiệm về phản ứng đáng kể của NHTU đến TGHĐ tại 2 quốc gia thuộc khu vực Đông Nam Á, kết quả cũng cho thấy sự phù hợp và góp phần bổ sung kết quả nghiên cứu thực nghiệm so với các nghiên cứu trước đây của (Aizenman và cộng sự, 2011; Calvo và Reinhart, 2002; Mohanty và Klau, 2005; Moura và De Carvalho, 2010).

Nghiên cứu kiểm định tính tuyến tính cho thấy mô hình phi tuyến không phù hợp khi giải thích CSTT tại Việt Nam, trong khi CSTT tại các quốc gia Thái Lan, Malaysia, Indonesia và Philippines có thể được miêu tả bằng mô hình phi tuyến LSTR1. Và kết quả ước lượng cung cấp bằng chứng có hành vi phi tuyến trong điều hành CSTT của NHTU Indonesia, Malaysia, Philippines, như các nghiên cứu của

(Martin và Milas, 2004, 2013; Petersen, 2007; Castro, 2008, 2011; Jawadi và cộng sự, 2011), và mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn dạng logistic bậc 1 (LSTR1) phù hợp khi phân tích CSTT. Kết quả này nhằm bổ sung nghiên cứu thực nghiệm về quy tắc Taylor phi tuyến tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á, vấn đề chưa được đề cập trong các nghiên cứu trước đây.

### 5.3 Những hạn chế của luận án và hướng nghiên cứu xa hơn.

Dựa vào kết quả ước lượng, luận án đã trả lời được câu hỏi nghiên cứu: “CSTT của NHTU tại một số quốc gia khu vực Đông Nam Á có thể được mô tả bởi quy tắc Taylor tuyến tính và quy tắc Taylor tuyến tính mở rộng với tỷ giá hối đoái hay không? Hay nói cách khác, sự thay đổi trong độ trễ lãi suất, lạm phát, sản lượng hay tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến việc điều hành lãi suất của NHTU theo quy tắc Taylor không?”, và “NHTU tại các quốc gia được nghiên cứu có điều hành CSTT theo quy tắc Taylor phi tuyến? Hay nói một cách khác, NHTU có phản ứng khác nhau với lạm phát trên hoặc dưới mức ngưỡng không?” Tuy nhiên, luận án không đi sâu vào phân tích việc điều hành chính sách tiền tệ của mỗi quốc gia theo từng giai đoạn để có nhìn nhận sâu hơn về việc điều hành CSTT của các NHTU, đây cũng là hạn chế của luận án. Đối với Việt Nam, luận án có phân tích một số bất cập trong điều hành CSTT, và gợi ý chính sách LPMT có thể là hướng lựa chọn mà NHNN cần quan tâm để đảm bảo mục tiêu chính sách tiền tệ.

Trong phần tổng quan lý thuyết về quy tắc Taylor, bài viết đã làm rõ hai vấn đề: (i) xu hướng mở rộng quy tắc Taylor gắn với ổn định tài chính diễn ra như thế nào trong các nghiên cứu lý thuyết gần đây, và (ii) đánh giá các hướng nghiên cứu mở rộng của quy tắc Taylor dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm. Nghiên cứu tổng hợp và hệ thống một cách khoa học, chi tiết các biện pháp ổn định tài chính trong bối cảnh quy tắc Taylor, hay nói cách khác là thảo luận quy tắc Taylor mở rộng gắn với biện pháp ổn định tài chính. Theo đó, quy tắc Taylor mở rộng được hệ thống hóa theo bốn yếu tố liên quan bao gồm: tỷ giá hối đoái, giá tài sản, tín dụng và chênh lệch lãi suất (Käfer, 2014). Ngoài bốn yếu tố trên, một số nghiên cứu cũng đề cập đến quy tắc

Taylor mở rộng với một số chỉ số tài chính theo (Montagnoli và Napolitano, 2005; Castro, 2011; Baxa và cộng sự, 2013; Albuлесcu và cộng sự, 2013). Đối với mỗi hướng mở rộng trong quy tắc Taylor, bài viết tổng hợp và phân tích những nghiên cứu thực nghiệm để cung cấp quan điểm của các nhà nghiên cứu kinh tế và cơ quan điều hành CSTT. Tuy nhiên luận án mới chỉ tập trung phân tích quy tắc Taylor mở rộng với tỷ giá hối đoái, trong khi các yếu tố khác như giá tài sản, tín dụng, chênh lệch lãi suất ... vẫn chưa được đề cập đến trong các nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam, cũng như một số quốc gia đang phát triển trong khu vực Đông Nam Á.

Kết quả nghiên lý thuyết đề nghị NHTU nên xem giá tài sản như một mục tiêu trong điều hành chính CSTT không nhận được sự đồng thuận rộng rãi, do đó việc xây dựng quy tắc phản ứng đối với giá tài sản dường như không phù hợp. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy ngoài phản ứng với lạm phát và sản lượng, lãi suất cũng có một số phản ứng đối với giá tài sản. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến quy tắc Taylor và giá tài sản chủ yếu được tập trung tại các nền kinh tế phát triển ở Mỹ, Nhật và các NHTU tại Châu Âu, trong khi nền kinh tế mới nổi tại các khu vực khác như Mỹ Latinh, hay Châu Á Thái Bình Dương vẫn chưa được nghiên cứu. *Do đó, câu hỏi liệu NHTU quan tâm đến giá tài sản để cho thấy trách nhiệm ổn định thị trường tài chính vẫn là vấn đề cần được nghiên cứu thêm.*

Bên cạnh đó, từ cơ sở lý thuyết đến nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa có câu trả lời rõ ràng khi đánh giá vai trò của tín dụng đối với CSTT. Tuy nhiên, tín dụng được xem là bổ sung hữu ích cho giá tài sản, và nên được xem xét chung khi phân tích ảnh hưởng của chúng lên CSTT. Nghiên cứu lý thuyết nhấn mạnh sự phụ thuộc vào nguồn gốc của cú sốc và tầm quan trọng của tỷ trọng các biến cho mục tiêu CSTT khác nhau. Sự không chắc chắn của các yếu tố này ảnh hưởng đến kết quả và làm mất đi hiệu quả CSTT tối ưu, và ảnh hưởng nhiều hơn với CSTT đa mục tiêu. Do đó NHTU nên có phản ứng thận trọng và từ từ trong điều hành CSTT, một vấn đề được bắt nguồn từ nghiên cứu của (Brainard, 1967). *Do đó mối liên hệ giữa quy tắc Taylor, giá tài sản và tín dụng cũng là vấn đề cần xem xét thêm trong thực nghiệm, đặc biệt tại thị trường các nước mới nổi.*

Luận án cũng phân tích chênh lệch lãi suất là khía cạnh mới nhất trong nghiên cứu các hướng mở rộng của quy tắc Taylor, dẫn đến sự không chắc chắn về kết quả nghiên cứu. Cơ sở lý thuyết quy chuẩn hiện hành chỉ ra cơ hội cải thiện kết quả trong điều hành CSTT của NHTU thông qua việc bổ sung các đo lường chênh lệch lãi suất. Đề xuất này được hỗ trợ từ nghiên cứu thực nghiệm, tuy nhiên đến mức độ nào để NHTU thực hiện giảm chênh lệch lãi suất bằng cách cắt giảm lãi suất vẫn chưa được đề cập rõ. Hơn nữa, việc cắt giảm lãi suất sẽ phải đối mặt với vấn đề lãi suất xuống gần bằng 0, sau đó sẽ loại bỏ các tùy chọn khi cắt giảm hơn nữa trong tương lai. *Do đó quy tắc Taylor mở rộng với chênh lệch lãi suất cũng là vấn đề cần tập trung nghiên cứu thêm cả về cơ sở lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm.*

Cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu kể từ năm 2007 đã đặt ra vấn đề về tầm quan trọng trong nhận diện và đánh giá mối liên hệ giữa điều kiện tài chính và nền kinh tế, hơn nữa mục tiêu ổn định tài chính đang là mối quan tâm trong điều hành CSTT của NHTU. Sự thay đổi không ngừng trong lĩnh vực tài chính yêu cầu cần có sự tổng hợp của nhiều biến tài chính để có thể phản ánh đầy đủ những chức năng đặc trưng của lĩnh vực này và có thể dự báo được những biến động trong nền kinh tế. Từng chỉ số tài chính riêng lẻ hữu ích cho dự báo hoạt động kinh tế ở từng thời điểm, tuy nhiên sự thích hợp trong vai trò của chúng có thể thay đổi qua thời gian. Do đó, một câu hỏi được đặt ra là sự kết hợp thông tin từ các biến tài chính như lãi suất chính sách, giá cổ phiếu, giá bất động sản, tín dụng, tỷ giá hối đoái ... liệu tạo ra những tín hiệu ổn định và mạnh hơn trong dự báo. Tuy nhiên, việc xây dựng chỉ số FCI khá phức tạp trong thực tế, do chỉ số này là sự kết hợp thông tin từ các biến tài chính như lãi suất chính sách, giá cổ phiếu, giá bất động sản, tín dụng, tỷ giá hối đoái ... *Do đó các nghiên cứu thực nghiệm đối với quy tắc Taylor mở rộng với chỉ số FCI được thực hiện khá ít trong thực tế, đây là vấn đề cũng cần được nghiên cứu xa hơn.*

Trong các nghiên cứu xa hơn, quy tắc Taylor tuyến tính hoặc phi tuyến cần được xem xét bổ sung thêm một số biến đã trình bày ở trên, và phạm vi nghiên cứu đối với khu vực các nước đang phát triển, hoặc một số quốc gia mà các nghiên cứu thực nghiệm trước đây chưa đề cập.

## DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Abel, J., & Bernanke, B. (2010). *Macroeconomics. Dean Croushore 7th Edition.*
- [2]. Adolfson, M. (2007). Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules. *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.01.005>
- [3]. Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2008). Empirical properties of closed-and open-economy DSGE models of the euro area. *Macroeconomic Dynamics*, 12(S1), 2-19.
- [4]. Agénor, P.-R., Alper, K., & da Silva, L. P. (2013). Capital regulation, monetary policy and financial stability. *International Journal of Central Banking*, 9(3), 193-238.
- [5]. Ahmad, S. (2016). A multiple threshold analysis of the Fed's balancing act during the Great Moderation. *Economic Modelling*, 55, 343-358. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2016.02.013>
- [6]. Aizenman, J., Hutchison, M., & Noy, I. (2011). Inflation Targeting and Real Exchange Rates in Emerging Markets. *World Development*, 39(5), 712-724. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.11.005>
- [7]. Akdoğan, K. (2015). Asymmetric Behaviour of Inflation around the Target in Inflation-Targeting Countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(5), 486-504.
- [8]. Akyurek, C., Kutan, A. M., & Yilmazkuday, H. (2011). Can inflation targeting regimes be effective in developing countries? The Turkish experience. *Journal of Asian Economics*, 22(5), 343-355. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2011.05.004>
- [9]. Albulescu, C., Goyeau, D., & Pépin, D. (2013). Financial instability and ECB monetary policy. *Economics Bulletin*, 33(1), 388-400.

- [10]. Allen, W. A., & Wood, G. (2006). Defining and achieving financial stability. *Journal of Financial Stability*, 2(2), 152-172.
- [11]. Altavilla, C., & Landolfo, L. (2005). Do central banks act asymmetrically? Empirical evidence from the ECB and the Bank of England. *Applied Economics*, 37(5), 507-519.
- [12]. Amato, J. D., & Laubach, T. (1999). The value of interest rate smoothing: how the private sector helps the Federal Reserve. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 84(3), 47.
- [13]. Ân, N. T. (2016). Quy tắc Taylor và chính sách tiền tệ tối ưu tại Việt Nam. *Tạp chí Ngân hàng số 17*.
- [14]. Andolfatto, D., & Williamson, S. (2015). Scarcity of safe assets, inflation, and the policy trap. *Journal of Monetary Economics*, 73, 70-92. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.03.008>
- [15]. Ánh, L. H., Thu, V. T. A., & Khiêm, H. Q. (2013). Nguyên tắc Taylor và điều hành lãi suất cơ bản ở Việt Nam. *Công nghệ Ngân hàng, số 89*.
- [16]. Annicchiarico, B., & Rossi, L. (2015). Taylor rules, long-run growth and real uncertainty. *Economics Letters*, 133, 31-34. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2015.05.010>
- [17]. Asso, P. F., Kahn, G. A., & Leeson, R. (2010). The Taylor rule and the practice of central banking. *Available at SSRN 1553978*.
- [18]. Astley, M. S., Giese, J., Hume, M. J., & Kubelec, C. (2009). Global imbalances and the financial crisis. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Q3.
- [19]. Aydin, B., & Volkan, M. E. (2011). *Incorporating financial stability in inflation targeting frameworks*: International Monetary Fund.
- [20]. Bahaj, S., Nielsen, L., & Lopes, I. (2007). The New Euroland FCI: A Useful but Flawed Tool. *European Weekly Analyst, No 07/33, Goldman Sachs, September*.

- [21]. Bailliu, J., & Fujii, E. (2004). Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation.
- [22]. Bailliu, J., Meh, C., & Zhang, Y. (2015). Macroprudential rules and monetary policy when financial frictions matter. *Economic Modelling*, 50, 148-161. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.06.012>
- [23]. Baily, M. N. (2003). Persistent Dollar Swings and the US Economy. *Dollar Overvaluation and the World Economy*.
- [24]. Ball, L. (1999). Policy rules for open economies *Monetary policy rules* (pp. 127-156): University of Chicago Press.
- [25]. Ball, L. (2000). *Policy rules and external shocks*. Retrieved from National Bureau of Economic Research.
- [26]. Bao, N. K. Q., Bach, P. T., & Thach, N. H. (2016). Taylor rule and monetary policy of Vietnam. *INFINITI Conference on International Finance 2016 ASIA-PACIFIC*.
- [27]. Bao, N. K. Q., Nhut, N. H. H., & Thach, N. H. (2017). Revisiting Taylor rule and monetary policy - The case of Vietnam. *The 13th AsLEA International Annual Conference*.
- [28]. Bảo, N. K. Q., Thạch, N. H., Kiên, N. T., & Thế, V. P. Q. (2018). Quy tắc Taylor trong điều hành chính sách tiền tệ tại các nước đang phát triển khu vực Đông Nam Á. *Tạp chí Công Nghệ Ngân Hàng*, Số 142&143, tháng 1&2 năm 2018, trang 75 – 87.
- [29]. Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121.
- [30]. Batini, N., Harrison, R., & Millard, S. P. (2003). Monetary policy rules for an open economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(11), 2059-2094.

- [31]. Baxa, J., Horváth, R., & Vašíček, B. (2013). Time-varying monetary-policy rules and financial stress: Does financial instability matter for monetary policy? *Journal of Financial Stability*, 9(1), 117-138.
- [32]. Baxter, T. C. (2013). *Financial stability: the role of the Federal Reserve System*.
- [33]. Bean, C. R. (1983). Targeting nominal income: An appraisal. *The Economic Journal*, 93(372), 806-819.
- [34]. Bec, F., Ben Salem, M., & Collard, F. (2002). Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for US French and German central banks. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 6(2).
- [35]. Beckmann, J., Belke, A. H., & Dreger, C. (2015). The relevance of international spillovers and asymmetric effects in the Taylor rule. *CEPS Working Documents*(403).
- [36]. Belke, A. H., & Klose, J. (2010). (How) Do the ECB and the Fed React to Financial Market Uncertainty? The Taylor Rule in Times of Crisis. *Ruhr Economic Paper*(166).
- [37]. Bernanke, B. (2002). Asset-price 'bubbles' and monetary policy. *remarks before the New York Chapter of the National Association for Business Economics, New York*, 15.
- [38]. Bernanke, B. (2004). The great moderation *The Taylor Rule and the transformation of monetary policy*: Institutions Press Publication Hoover.
- [39]. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1999). Monetary Policy and Asset Price Volatility. In: *New Challenges for Monetary Policy. Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole*, 77–128.
- [40]. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2001). Should central banks respond to movements in asset prices? *The American Economic Review*, 91(2), 253-257.



- [41]. Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics, 1*, 1341-1393.
- [42]. Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). *Inflation targeting: a new framework for monetary policy?*
- [43]. Bhattarai, S., Lee, J. W., & Park, W. Y. (2015). Optimal monetary policy in a currency union with interest rate spreads. *Journal of international economics, 96*(2), 375-397. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.02.002>
- [44]. Biggs, M., & Mayer, T. (2013). Bring credit back into the monetary policy framework. *Political Economy of Financial Markets Policy Brief, University of Oxford, August*.
- [45]. Blanchard, O. J., & Fischer, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*: MIT press.
- [46]. Bordo, M. D., & Jeanne, O. (2002). Monetary policy and asset prices: does 'benign neglect' make sense? *International Finance, 5*(2), 139-164.
- [47]. Borio, C. E., & Lowe, P. W. (2002). Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus.
- [48]. Borio, C. E., & Lowe, P. W. (2004). Securing sustainable price stability: should credit come back from the wilderness?
- [49]. Borio, C. E., & White, W. R. (2004). Whither monetary and financial stability? The implications of evolving policy regimes.
- [50]. Botzen, W. J. W., & Marey, P. S. (2010). Did the ECB respond to the stock market before the crisis? *Journal of Policy Modeling, 32*(3), 303-322. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.03.001>
- [51]. Brainard, W. C. (1967). Uncertainty and the Effectiveness of Policy. *The American Economic Review, 57*(2), 411-425.
- [52]. Brave, S. A., & Butters, R. A. (2011). Monitoring financial stability: A financial conditions index approach.

- [53]. Brenner, M., & Sokoler, M. (2009). Inflation targeting and exchange rate regimes: evidence from the financial markets. *Review of Finance*, rfp004.
- [54]. Bunzel, H., & Enders, W. (2010). The Taylor rule and “opportunistic” monetary policy. *Journal of money, credit and banking*, 42(5), 931-949.
- [55]. Byrne, J. P., Korobilis, D., & Ribeiro, P. J. (2016). Exchange rate predictability in a changing world. *Journal of International Money and Finance*, 62, 1-24. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.12.001>
- [56]. Caglayan, M., Jehan, Z., & Mouratidis, K. (2016). Asymmetric Monetary Policy Rules for an Open Economy: Evidence from Canada and the Uk. *International Journal of Finance & Economics*.
- [57]. Calvo, G., & Reinhart, C. (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408.
- [58]. Carlson, M. A. (2007). A brief history of the 1987 stock market crash with a discussion of the federal reserve response.
- [59]. Caruana, J. (2005). *Monetary policy, financial stability and asset prices*.
- [60]. Castro, V. (2008). Are Central Banks following a linear or nonlinear (augmented) Taylor rule?
- [61]. Castro, V. (2011). Can central banks’ monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule? *Journal of Financial Stability*, 7(4), 228-246. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2010.06.002>
- [62]. Cecchetti, S. G. (2000). *Asset prices and central bank policy*: Centre for Economic Policy Research.
- [63]. Cecchetti, S. G. (2003). *What the FOMC says and does when the stock market booms*. Paper presented at the Asset Prices and Monetary Policy, Proceedings of the Research Conference of the Reserve Bank of Australia.
- [64]. Cecchetti, S. G., Genberg, H., & Wadhvani, S. (2002). *Asset prices in a flexible inflation targeting framework*.

- [65]. Chadha, J. S., Sarno, L., & Valente, G. (2004). Monetary policy rules, asset prices, and exchange rates. *IMF Economic Review*, 51(3), 529-552.
- [66]. Chow, H. K., Lim, G. C., & McNelis, P. D. (2014). Monetary regime choice in Singapore: Would a Taylor rule outperform exchange-rate management? *Journal of Asian Economics*, 30, 63-81. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2013.09.001>
- [67]. Christiano, L., Ilut, C. L., Motto, R., & Rostagno, M. (2010). *Monetary policy and stock market booms*.
- [68]. Cipollini, A., Coakley, J., & Lee, H. (2015). The European sovereign debt market: from integration to segmentation. *The European Journal of Finance*, 21(2), 111-128.
- [69]. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European economic review*, 42(6), 1033-1067.
- [70]. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly journal of economics*, 115(1), 147-180.
- [71]. Clarida, R. H. (2014). Monetary policy in open economies: Practical perspectives for pragmatic central bankers. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 49, 21-30. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jedc.2014.09.036>
- [72]. Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A., & Müller, G. J. (2013). Sovereign risk, fiscal policy, and macroeconomic stability. *The Economic Journal*, 123(566), F99-F132.
- [73]. Cosslett, S. R., & Lee, L.-F. (1985). Serial correlation in latent discrete variable models. *Journal of Econometrics*, 27(1), 79-97.
- [74]. Côté, D., Kuszczak, J., Lam, J. P., Liu, Y., & Amant, P. S. (2004). The performance and robustness of simple monetary policy rules in models of the Canadian economy. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 37(4), 978-998.

- [75]. Cukierman, A., & Gerlach, S. (2003). The inflation bias revisited: Theory and some international evidence. *The Manchester School*, 71(5), 541-565.
- [76]. Cukierman, A., & Muscatelli, A. (2008). Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. *The BE Journal of macroeconomics*, 8(1).
- [77]. Curdia, V., & Woodford, M. (2010). Credit spreads and monetary policy. *Journal of money, credit and banking*, 42(s1), 3-35.
- [78]. D'Antonio, P. (2008). A view of the US subprime crisis. *DiClemente, R. and K. Schoenholtz*.
- [79]. Daude, C., Yeyati, E. L., & Nagengast, A. J. (2016). On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 64, 239-261.
- [80]. De la Torre, A., Yeyati, E. L., & Pienknagura, S. (2013). *Latin America and the Caribbean as Tailwinds Recede: In Search of Higher Growth (LAC Semiannual Report, April 2013)*: World Bank Publications.
- [81]. Debelle, G. (1999). *Inflation targeting and output stabilisation*: Citeseer.
- [82]. Detken, C., & Smets, F. (2004). Asset price booms and monetary policy.
- [83]. Dijk, D. v., Teräsvirta, T., & Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. *Econometric reviews*, 21(1), 1-47.
- [84]. Dladla, P. (2015). *Asset price dynamics and Taylor rule fundamentals*.
- [85]. Dolado, J. J., María-Dolores, R., & Naveira Barrero, M. (2000). *Asymmetries in monetary policy rules: Evidence for four central banks*.
- [86]. Dolado, J. J., María-Dolores, R., & Naveira, M. (2005). Are monetary-policy reaction functions asymmetric?: The role of nonlinearity in the Phillips curve. *European economic review*, 49(2), 485-503.

- [87]. Draghi, M., & Constâncio, V. (2012). Introductory statement to the press conference (with Q&A). *European Central Bank, Frankfurt am Main*, 6.
- [88]. Edwards, S. (2007). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, 11, 373-413.
- [89]. Favero, c., Missale, a., & Primiceri, p. (2000). 'Debt maturity and the reaction and performance of monetary policy', in A. Chrystal (ed.) *Debt Structure and Monetary Conditions*. London: Macmillan.
- [90]. Filosa, R. (2001). Monetary policy rules in some mature emerging economies. *BIS papers*, 8, 39-68.
- [91]. Fuhrer, J., & Tootell, G. (2008). Eyes on the prize: How did the fed respond to the stock market? *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 796-805.
- [92]. Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- [93]. Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.
- [94]. Galimberti, J. K., & Moura, M. L. (2013). Taylor rules and exchange rate predictability in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, 32, 1008-1031. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.08.006>
- [95]. Garcia, C. J., Restrepo, J. E., & Roger, S. (2011). How much should inflation targeters care about the exchange rate? *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1590-1617.
- [96]. Gelain, P., Iskrev, N., Lansing, K., & Mendicino, C. (2013). *Boundedly-Rational Expectations in an Estimated DSGE model*. Paper presented at the Dynare Conference 2013.
- [97]. Gemayel, E., Jahan, S., & Peter, A. (2011). What Can Low-Income Countries Expect from Adopting Inflation Targeting? *IMF Working Papers*, 1-44.

- [98]. Gerdesmeier, D., Reimers, H. E., & Roffia, B. (2010). Asset price misalignments and the role of money and credit. *International Finance*, 13(3), 377-407.
- [99]. Gerlach, S., & Lewis, J. (2014). Zero lower bound, ECB interest rate policy and the financial crisis. *Empirical Economics*, 46(3), 865-886.
- [100]. Gerlach, S., & Schnabel, G. (2000). The Taylor rule and interest rates in the EMU area. *Economics Letters*, 67(2), 165-171. doi:[http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(99\)00263-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00263-3)
- [101]. Ghatak, S., & Moore, T. (2011). Monetary policy rules for transition economies: an empirical analysis. *Review of Development Economics*, 15(4), 714-728.
- [102]. Ghosh, A. R., Ostry, J. D., & Chamon, M. (2016). Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 60, 172-196.
- [103]. Gilchrist, S., & Leahy, J. V. (2002). Monetary policy and asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 49(1), 75-97.
- [104]. Goldberg, L. S., & Campa, J. M. (2010). The sensitivity of the CPI to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 392-407.
- [105]. Goodfriend, M. (1991). *Interest rates and the conduct of monetary policy*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.
- [106]. Goodhart, C. (1999). Central bankers and uncertainty. *Bank of England. Quarterly Bulletin*, 39(1), 102.
- [107]. Goodhart, C., & Hoffman, B. (2001). *Monetary policy adjustments with asset price fluctuations*. Paper presented at the eleventh annual Hyman P. Minsky Conference, Levy Economics Institute, New York, April.
- [108]. Gordon, R. J. (2006). *The Boskin Commission report: A retrospective one decade later*.

- [109]. Gruen, D., Plumb, M., & Stone, A. (2005). How should monetary policy respond to asset-price bubbles?
- [110]. Guerello, C. (2014). The cost of deviating from the optimal monetary policy: A panel VAR analysis. *Journal of Financial Stability*, 15, 210-229. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2014.10.004>
- [111]. Guichard, S., & Turner, D. (2008). Quantifying the effect of financial conditions on US activity.
- [112]. Gumata, N., Klein, N., & Ndou, E. (2012). A financial conditions index for South Africa.
- [113]. Hall, R. E., & Mankiw, N. G. (1994). Nominal income targeting *Monetary policy* (pp. 71-94): The University of Chicago Press.
- [114]. Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.
- [115]. Hasanov, M., & Omay, T. (2008). Monetary policy rules in practice: Re-examining the case of Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(16), 4309-4318.
- [116]. Hatipoglu, O., & Alper, C. E. (2007). Estimating Central Bank Behavior in Emerging Markets: The Case of Turkey.
- [117]. Herrera, J. C. (2016). Foreign exchange market interventions under inflation targeting: The case of Guatemala. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 42, 101-114.
- [118]. Hirawan, F. B., & Cesaratto, S. (2008). The pattern of growth in Indonesia after the economic crisis 1997/1998: Does the primary sector still need to support economic growth? *Economics*.
- [119]. Ho, C., & Cauley, R. N. M. (2003). Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies.

- [120]. Hoffmann, A. (2013). Did the Fed and ECB react asymmetrically with respect to asset market developments? *Journal of Policy Modeling*, 35(2), 197-211.
- [121]. Hooper, P., Mayer, T., & Slok, T. (2007). Financial conditions: central banks still ahead of markets. *Deutsche Bank. Global Economic Perspectives*, 11.
- [122]. Hooper, P., Slok, T., & Dobridge, C. (2010). Improving financial conditions bode well for growth. *Deutsche Bank. Global Economic Perspectives*.
- [123]. Huang, Y.-F. (2015). Time variation in U.S. monetary policy and credit spreads. *Journal of Macroeconomics*, 43, 205-215. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.11.005>
- [124]. IMF. (2009). Lessons for Monetary Policy from Asset Price Fluctuations. *International Monetary Fund World Economic Outlook, October, Chapter 3*.
- [125]. Issing, M. O. (2011). *Lessons for monetary policy: What should the consensus be?* : International Monetary Fund.
- [126]. Ito, T. (2007). Asian currency crisis and the International Monetary Fund, 10 years later: Overview. *Asian Economic Policy Review*, 2(1), 16-49.
- [127]. Jawadi, F., Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2011). Monetary policy rules in the BRICS: how important is nonlinearity? *NIPE Working Paper*, 18, 1-33.
- [128]. Jiang, L. (2014). Stock liquidity and the Taylor rule. *Journal of Empirical Finance*, 28, 202-214. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jempfin.2014.07.001>
- [129]. Judd, J. P., & Rudebusch, G. D. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*(3), 3.
- [130]. Käfer, B. (2014). The Taylor Rule and Financial Stability—A Literature Review with Application for the Eurozone. *Review of Economics*, 65(2), 159-192.
- [131]. Kaufmann, S. (2002). Is there an asymmetric effect of monetary policy over time? A Bayesian analysis using Austrian data. *Empirical Economics*, 27(2), 277-297.



- [132]. Kempa, B., & Wilde, W. (2011). Sources of exchange rate fluctuations with Taylor rule fundamentals. *Economic Modelling*, 28(6), 2622-2627. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2011.08.004>
- [133]. King, M. (1997). Changes in UK monetary policy: Rules and discretion in practice. *Journal of Monetary Economics*, 39(1), 81-97.
- [134]. Krugman, P. R. (1998). What happened to Asia? : Audio-Visual Centre, University of Auckland.
- [135]. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *The journal of political Economy*, 473-491.
- [136]. Lauridsen, L. S. (1998). The financial crisis in Thailand: causes, conduct and consequences? *World Development*, 26(8), 1575-1591.
- [137]. Lee, D. J., & Son, J. C. (2013). Nonlinearity and structural breaks in monetary policy rules with stock prices. *Economic Modelling*, 31, 1-11.
- [138]. Leitemo, K., & Söderström, U. (2005). Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty. *Journal of International Money and Finance*, 24(3), 481-507. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.01.001>
- [139]. Levin, A. T., Wieland, V., & Williams, J. (1999). Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty *Monetary policy rules* (pp. 263-318): University of Chicago Press.
- [140]. Liên, N. T. H. (2010). The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy in Vietnam. *Yokohama Journal of Social Sciences*, Vol.15, No.4, pp. 99-115.
- [141]. Lindgren, G. (1978). Markov regime models for mixed distributions and switching regressions. *Scandinavian Journal of Statistics*, 81-91.
- [142]. Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069-1087.

- [143]. Mariano, R. S., & Villanueva, D. P. (2006). Monetary policy approaches and implementation in Asia: the Philippines and Indonesia. *BIS papers*, 31, 207-226.
- [144]. Martin, C., & Milas, C. (2004). Modelling monetary policy: inflation targeting in practice. *Economica*, 71(282), 209-221.
- [145]. Martin, C., & Milas, C. (2013). Financial crises and monetary policy: Evidence from the UK. *Journal of Financial Stability*, 9(4), 654-661. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2012.08.002>
- [146]. Matheson, T. D. (2012). Financial conditions indexes for the United States and Euro area. *Economics Letters*, 115(3), 441-446.
- [147]. Mayer, T. (1993). *The political economy of American monetary policy*: Cambridge University Press.
- [148]. Mayes, D. G., & Virén, M. (2001). Financial conditions indexes.
- [149]. McCallum, B. T. (1988). *Robustness properties of a rule for monetary policy*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.
- [150]. McCallum, B. T. (1993). *Discretion versus policy rules in practice: two critical points: A comment*. Paper presented at the Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
- [151]. McCallum, B. T. (1997). *The alleged instability of nominal income targeting*.
- [152]. McCallum, B. T. (1999). Issues in the design of monetary policy rules. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1483-1530.
- [153]. McCallum, B. T., & Nelson, E. (1999). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 553-578.
- [154]. Meade, J. (1978). The Meaning of " Internal Balance". *The Economic Journal*, 88(351), 423-435.
- [155]. Meltzer, A. H. (1993). Commentary: The role of judgment and discretion in the conduct of monetary policy.

[156]. Miles, W., & Schreyer, S. (2012). Is monetary policy non-linear in Indonesia, Korea, Malaysia, and Thailand? A quantile regression analysis. *Asian-Pacific Economic Literature*, 26(2), 155-166.

[157]. Mishkin, F. S. (2007). The dangers of exchange-rate pegging in emerging market countries. *Monetary Policy Strategy*.

[158]. Mishkin, F. S. (2009). *Is monetary policy effective during financial crises?*

[159]. Mishkin, F. S. (2013). The economics of money, banking and financial markets (Tenth edition).

[160]. Mohanty, M. S. (2013). Market Volatility and Foreign Exchange Intervention in EMEs: What Has Changed?-An Overview. *An Overview (October 2013). BIS Paper(73a)*.

[161]. Mohanty, M. S., & Klau, M. (2005). Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence *Monetary Policy and Macroeconomic Stabilization in Latin America* (pp. 205-245): Springer.

[162]. Montagnoli, A., & Napolitano, O. (2005). Financial Condition Index and interest rate settings: a comparative analysis. *Istituto di Studi Economici Working Paper*, 8, 2005.

[163]. Morón, E., & Winkelried, D. (2005). Monetary policy rules for financially vulnerable economies. *Journal of development economics*, 76(1), 23-51.

[164]. Moura, M. L., & De Carvalho, A. (2010). What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 392-404. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2009.03.002>

[165]. Mukherjee, S., & Bhattacharya, R. (2011). Inflation targeting and monetary policy transmission mechanisms in emerging market economies. *IMF Working Papers*, 1-27.

[166]. Nakornthab, D. (2009). Thailand's monetary policy since the 1997 crisis. *Kobe University Economic Review*, 55, 75-88.

- [167]. Nobay, R. A., & Peel, D. A. (2003). Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric central bank preferences. *The Economic Journal*, 113(489), 657-665.
- [168]. Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2000). New directions for stochastic open economy models. *Journal of international economics*, 50(1), 117-153.
- [169]. Oosterloo, S., & Haan, J. D. (2004). Central banks and financial stability: a survey. *Journal of Financial Stability*, 1(2), 257-273.
- [170]. Orphanides, A. (2002). Activist stabilization policy and inflation: the Taylor rule in the 1970s.
- [171]. Orphanides, A. (2003a). Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. *Journal of Monetary Economics*, 50(5), 983-1022. doi:[http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932\(03\)00065-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00065-5)
- [172]. Orphanides, A. (2003b). The quest for prosperity without inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 633-663. doi:[http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932\(03\)00028-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00028-X)
- [173]. Orphanides, A. (2010). Taylor rules. In *Monetary economics*, Edited by Durlauf N.S. and Blume E.L. Great Britain: Macmillan Publishers.
- [174]. Orphanides, A., & Van Norden, S. (2002). The unreliability of output-gap estimates in real time. *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569-583.
- [175]. Orphanides, A., & Williams, J. C. (2007). Robust monetary policy with imperfect knowledge. *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1406-1435. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.06.005>
- [176]. Ostry, M. J. D., Ghosh, M. A. R., & Chamon, M. M. (2012). *Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies*: International Monetary Fund.
- [177]. Petersen, K. (2007). Does the Federal Reserve follow a non-linear Taylor rule?

- [178]. Popescu, I. V. (2014). Analysis of the Behavior of Central Banks in Setting Interest Rates. The Case of Central and Eastern European Countries. *Procedia Economics and Finance*, 15, 1113-1121. doi:[http://dx.doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00565-6](http://dx.doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00565-6)
- [179]. Posen, A. S. (2006). Why Central Banks should not burst bubbles. *International Finance*, 9(1), 109-124.
- [180]. Prachi, M., & Peter, M. (2013). How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence. *Economic Systems*, 37(2), 187-216.
- [181]. Qin, T., & Enders, W. (2008). In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 428-443. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2006.10.001>
- [182]. 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.
- [183]. Rigobon, R., & Sack, B. (2003). *Spillovers across US financial markets*.
- [184]. Roskelley, K. D. (2016). Augmenting the Taylor rule: Monetary policy and the bond market. *Economics Letters*, 144, 64-67. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2016.05.002>
- [185]. Rotemberg, J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12* (pp. 297-361): MIT Press.
- [186]. Roubini, N. (2006). Why central banks should burst bubbles. *International Finance*, 9(1), 87-107.
- [187]. Rudebusch, G. D. (2002). Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty. *The Economic Journal*, 112(479), 402-432.

- [188]. Sarikaya, C., Ogunc, F., Ece, D., Kara, H., & Ozlale, U. (2005). *Estimating output gap for the Turkish economy*.
- [189]. Sauer, S. (2010). When discretion is better: Initial conditions and the timeless perspective. *Economics Letters*, 107(2), 128-130.
- [190]. Savastano, M. M. A., Masson, M. P. R., & Sharma, M. S. (1997). *The scope for inflation targeting in developing countries*: International Monetary Fund.
- [191]. Saxena, M. S. C., & Cerra, M. V. (2000). *Alternative methods of estimating potential output and the output gap: an application to Sweden*: International Monetary Fund.
- [192]. Schinasi, G. J. (2003). Responsibility of central banks for stability in financial markets.
- [193]. Sharma, S. D. (2003). *The Asian financial crisis New International Financial Architecture: crisis, reform and recovery*: Manchester University Press.
- [194]. Shortland, A., & Stasavage, D. (2004). What determines monetary policy in the Franc zone? Estimating a reaction function for the BCEAO. *Journal of African economies*, 13(4), 518-535.
- [195]. Shrestha, P. K., & Semmler, W. (2015). Monetary Policy and International Reserves in Emerging Economies: Theory and Empirics *Emerging Markets and Sovereign Risk* (pp. 213-230): Springer.
- [196]. Siegfried, J. J. (2010). *Better living through economics*: Harvard University Press.
- [197]. Siklos, P. L., Werner, T., & Bohl, M. T. (2004). *Asset prices in Taylor rules: Specification, estimation and policy implications for the ECB*: Deutsche Bundesbank.
- [198]. Stuart, A. (1996). Simple monetary policy rules. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 36(3), 281-287.

- [199]. Surico, P. (2007). The Fed's monetary policy rule and US inflation: The case of asymmetric preferences. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(1), 305-324.
- [200]. Svensson, L. E. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 607-654.
- [201]. Svensson, L. E. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of international economics*, 50(1), 155-183.
- [202]. Svensson, L. E. (2003). What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 426-477.
- [203]. Svensson, L. E. (2012). Comment on Michael Woodford, 'Inflation targeting and financial stability'. *Sveriges Riksbank Economic Review*, 1, 33-39.
- [204]. Swiston, A. J. (2008). A US financial conditions index: putting credit where credit is due.
- [205]. Taylor, J. B. (1993). *Discretion versus policy rules in practice*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.
- [206]. Taylor, J. B. (1998). Applying academic research on monetary policy rules: an exercise in translational economics. *The Manchester School*, 66(S), 1-16.
- [207]. Taylor, J. B. (1999). The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank. *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 655-679.
- [208]. Taylor, J. B. (2000). *Using monetary policy rules in emerging market economies*. Paper presented at the 75th Anniversary Conference, "Stabilization and Monetary Policy: The International Experience", Bank of Mexico.
- [209]. Taylor, J. B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *The American Economic Review*, 91(2), 263-267.
- [210]. Taylor, J. B. (2013a). The effectiveness of central bank independence vs. policy rules. *Business Economics*, 48(3), 155-162.

- [211]. Taylor, J. B. (2013b). International monetary coordination and the great deviation. *Journal of Policy Modeling*, 35(3), 463-472.
- [212]. Taylor, M. P., & Davradakis, E. (2006). Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 10(4).
- [213]. Teranishi, Y. (2012). Credit spread and monetary policy. *Economics Letters*, 114(1), 26-28.
- [214]. Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208-218.
- [215]. Teräsvirta, T. (1998). Modeling economic relationships with smooth transition autoregressions. *Handbook of Applied Economics*, Ullah A, Giles D (eds). Marcel Decker: New York.
- [216]. Teräsvirta, T. (2006). Forecasting economic variables with nonlinear models. *Handbook of economic forecasting*, 1, 413-457.
- [217]. Teräsvirta, T., & Anderson, H. M. (1992). Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, 7(S1).
- [218]. Thailand, B. o. (2018). Monetary Policy Committee. <https://www.bot.or.th/English/MonetaryPolicy/MonetPolicyComittee/Pages/default.aspx>.
- [219]. Tiao, G. C., & Tsay, R. S. (1994). Some advances in non-linear and adaptive modelling in time-series. *Journal of forecasting*, 13(2), 109-131.
- [220]. Tobias, A., & Shin, H. S. (2008). Financial Intermediaries, Financial Stability, and Monetary Policy. *FRB of New York Staff Report No. 346*
- [221]. Tobin, J., Phelps, E. S., Poole, W., Feldstein, M., Houthakker, H., Modigliani, F., . . . Duesenberry, J. (1980). Stabilization policy ten years after. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1980(1), 19-89.



- [222]. Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis* Springer. *New York*.
- [223]. Tong, H. (1988). Non-linear time series modelling in population biology: A preliminary case study. *Nonlinear Time Series and Signal Processing*, 75-87.
- [224]. Tong, H. (1990). Non-linear time series. A dynamical system approach. *Oxford Statistical Science Series, Oxford: Clarendon Press, 1990*.
- [225]. Tsay, R. S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *journal of the american statistical association*, 84(405), 231-240.
- [226]. Tuấn, Đ. A. (2013). Quy tắc thực thi chính sách tiền tệ và kết quả kinh tế vĩ mô trong điều kiện Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế Phát triển số 190, trang 15-19*.
- [227]. Van Dijk, D., & Franses, P. H. (1999). Modeling multiple regimes in the business cycle. *Macroeconomic Dynamics*, 3(3), 311-340.
- [228]. Walsh, C. E. (2003). *Monetary Policy and Theory. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology*.
- [229]. Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy*: MIT press.
- [230]. White, W. R. (2009). Should monetary policy ‘lean or clean’? *Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, 34.
- [231]. Wilde, W. (2012). The influence of Taylor rule deviations on the real exchange rate. *International Review of Economics & Finance*, 24, 51-61. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2012.01.001>
- [232]. Wollmershäuser, T. (2006). Should central banks react to exchange rate movements? An analysis of the robustness of simple policy rules under exchange rate uncertainty. *Journal of Macroeconomics*, 28(3), 493-519.
- [233]. Woodford, M. (2001). The Taylor rule and optimal monetary policy. *The American Economic Review*, 91(2), 232-237.

[234]. Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

[235]. Woodford, M. (2012). *Inflation targeting and financial stability*.

[236]. Yilmazkuday, H. (2008). Structural breaks in monetary policy rules: Evidence from transition countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 44(6), 87-97.

**PHỤ LỤC I. CÁC QUỐC GIA ÁP DỤNG LẠM PHÁT MỤC TIÊU**

STT	Quốc gia	Ngân hàng trung ương	Năm áp dụng	Ghi chú
1	New Zealand	Reserve Bank of New Zealand	1990	
2	Canada	Bank of Canada	1991	
3	United Kingdom	Bank of England	1992	
4	Australia	Reserve Bank of Australia	1993	
5	Sweden	Riksbank	1993	
6	Czech Republic	Czech National Bank	1997	
7	Israel	Bank of Israel	1997	
8	Poland	National Bank of Poland	1998	
9	Brazil	Brazilian Central Bank	1999	
10	Chile	Central Bank of Chile	1999	
11	Colombia	Banco de la República	1999	
12	South Africa	South African Reserve Bank	2000	
13	Thailand	Bank of Thailand	2000	
14	Hungary	The Magyar Nemzeti Bank	2001	
15	Mexico	Bank of Mexico	2001	
16	Iceland	Central Bank of Iceland	2001	
17	Korea, Republic of	Bank of Korea	2001	
18	Norway	Norges Bank	2001	
19	Peru	Central Reserve Bank of Peru	2002	
20	Philippines	Bangko Sentral ng Pilipinas	2002	
21	Guatemala	Bank of Guatemala	2005	

22	Indonesia	Bank Indonesia	2005	
23	Romania	National Bank of Romania	2005	
24	Turkey	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası	2006	
25	Armenia	Central Bank of Armenia	2006	
26	Ghana	Bank of Ghana	2007	
27	Albania	Bank of Albania	2009	
28	Serbia	National Bank of Serbia	2009	
29	Georgia	National Bank of Georgia	2009	
30	United States	Federal Reserve	2012	
31	Japan	Bank of Japan	2013	
32	Russian Federation	Central Bank of Russia	2014	
33	India	Reserve Bank of India	2016	
34	Argentina	Central Bank of Argentina	2016	

*Nguồn: Tổng hợp của tác giả*

**PHỤ LỤC 2. ĐO LƯỜNG CÁC BIẾN TRONG NGHIÊN CỨU**

<b>Tên biến</b>	<b>Việt Nam</b>	<b>Thái Lan</b>	<b>Malaysia</b>	<b>Indonexia</b>	<b>Phillippines</b>
Lãi suất danh nghĩa ngắn hạn ( $i_t$ )	Lãi suất bình quân liên ngân hàng	Lãi suất chính sách	Lãi suất chính sách	Lãi suất chính sách	Lãi suất chính sách
Lạm phát ( $\pi_t$ )	Chỉ số giá tiêu dùng CPI	Chỉ số giá tiêu dùng CPI	Chỉ số giá tiêu dùng CPI	Chỉ số giá tiêu dùng CPI	Chỉ số giá tiêu dùng CPI
Lạm phát kỳ vọng ( $E_{t+1}\pi_{t+1}$ )	Lạm phát kỳ t+1	Lạm phát kỳ t+1	Lạm phát kỳ t+1	Lạm phát kỳ t+1	Lạm phát kỳ t+1
Sản lượng ( $Y_t$ )	Chỉ số sản xuất công nghiệp hàng tháng	Chỉ số sản xuất công nghiệp hàng tháng	Chỉ số sản xuất công nghiệp hàng tháng	Chỉ số sản xuất công nghiệp hàng tháng	Chỉ số sản xuất công nghiệp hàng tháng
Sản lượng kỳ vọng ( $E_t Y_t$ )	Sản lượng kỳ t	Sản lượng kỳ t	Sản lượng kỳ t	Sản lượng kỳ t	Sản lượng kỳ t
Sản lượng tiềm năng ( $Y_t^*$ )	Là sản lượng công nghiệp sau khi sử dụng bộ lọc HP	Là sản lượng công nghiệp sau khi sử dụng bộ lọc HP	Là sản lượng công nghiệp sau khi sử dụng bộ lọc HP	Là sản lượng công nghiệp sau khi sử dụng bộ lọc HP	Là sản lượng công nghiệp sau khi sử dụng bộ lọc HP
Khoảng cách sản lượng ( $y_t$ )	Là chênh lệch giữa logarith của sản lượng công nghiệp so với logarith của sản lượng	Là chênh lệch giữa logarith của sản lượng công nghiệp so với logarith của sản lượng	Là chênh lệch giữa logarith của sản lượng công nghiệp so với logarith của sản lượng	Là chênh lệch giữa logarith của sản lượng công nghiệp so với logarith của sản lượng	Là chênh lệch giữa logarith của sản lượng công nghiệp so với logarith của sản lượng

	công nghiệp tiềm năng	công nghiệp tiềm năng	công nghiệp tiềm năng	công nghiệp tiềm năng	công nghiệp tiềm năng
Tỷ giá hối đoái ( $x_t$ )	Là logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực	Là logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực	Là logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực	Là logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực	Là logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực

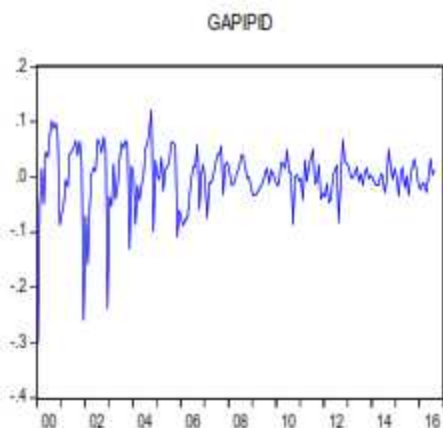
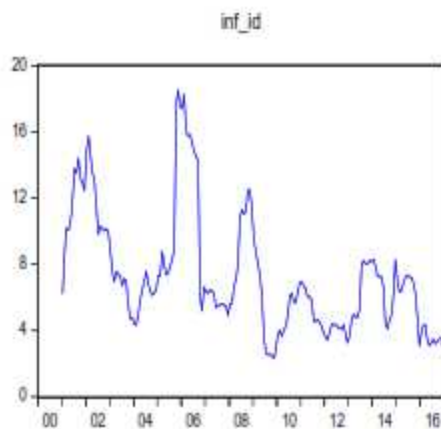
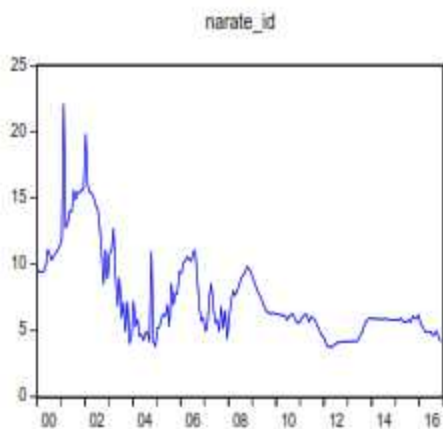
### PHỤ LỤC 3. ĐỒ THỊ SỰ BIẾN ĐỘNG CỦA CÁC BIẾN CHÍNH TRONG NGHIÊN CỨU

Ghi chú:

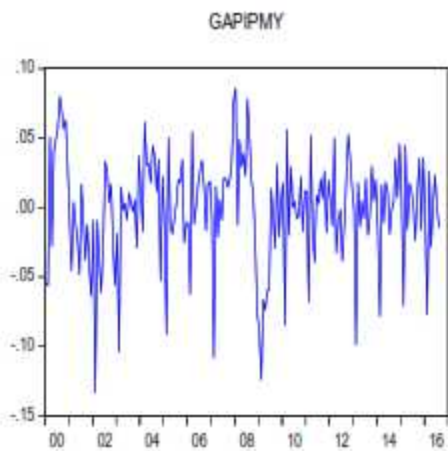
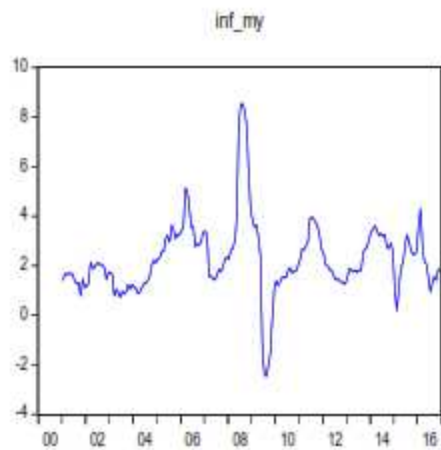
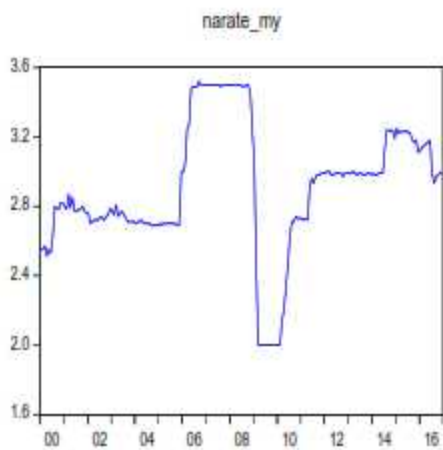
- narate: lãi suất, inf: lạm phát, GAPIP: chênh lệch sản lượng, LOGREER: logarith của tỷ giá hối đoái hiệu dụng thực.

- id: Indonesia, my: Malaysia, ph: Philippines, tl: Thái Lan, vn: Việt Nam

#### 3.1 Indonesia

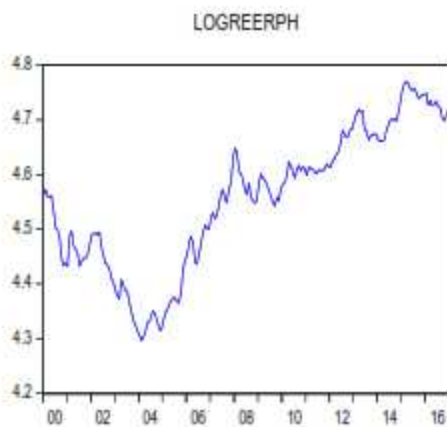
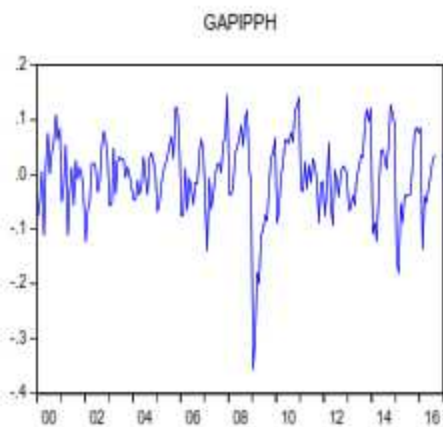
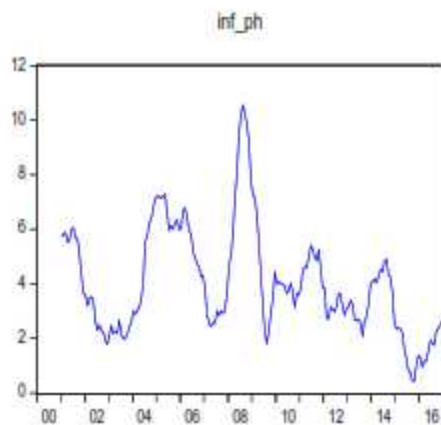
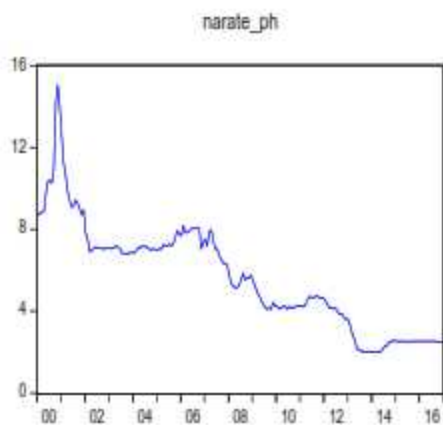


### 3.2 Malaysia

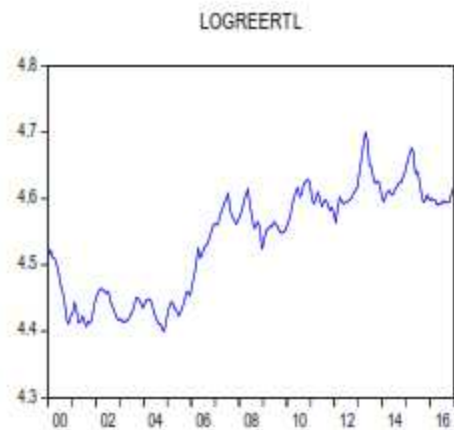
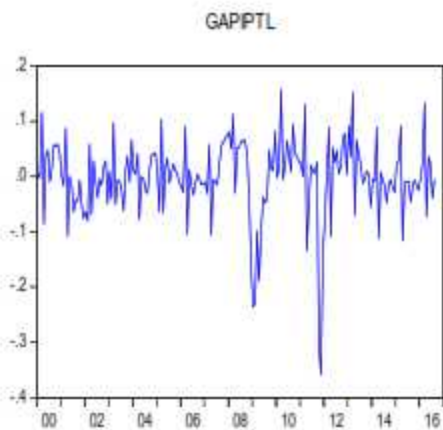
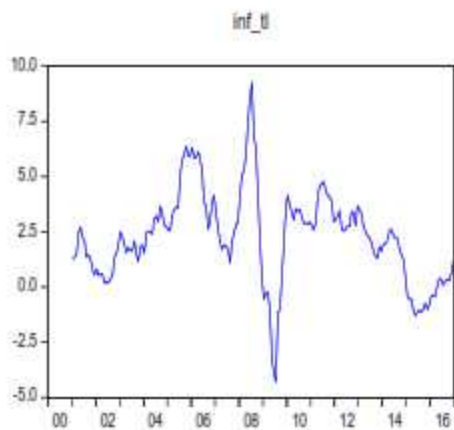
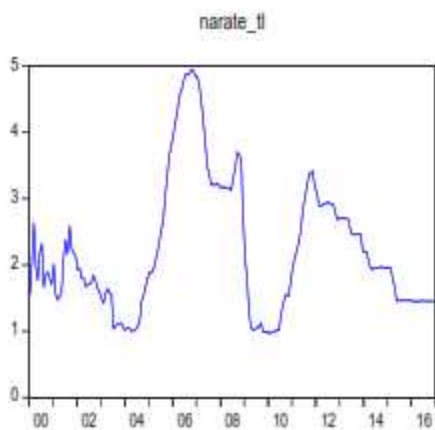




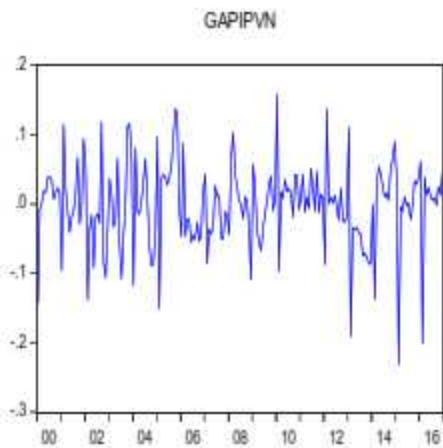
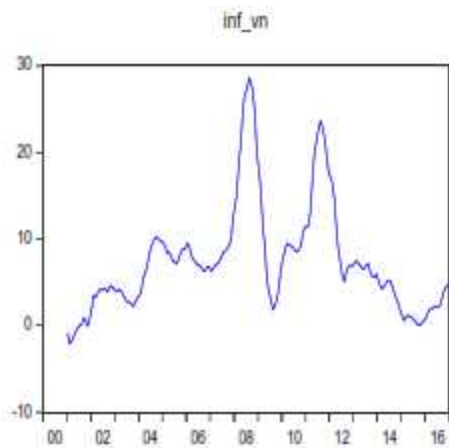
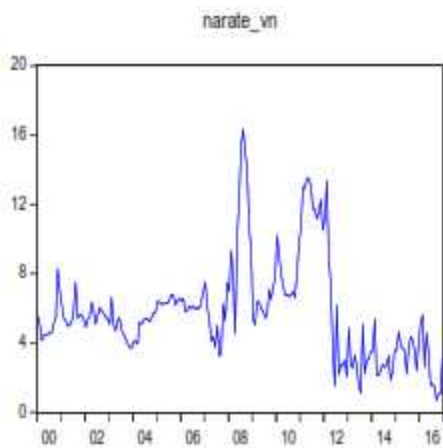
### 3.3 Philippines



### 3.4 Thái Lan



### 3.5 Việt Nam



PHỤ LỤC 4: BẢNG THÔNG KÊ MÔ TẢ CÁC BIẾN

4.1 Indonesia

	NARATE_ID	INF_ID	GAPIPID	LOGREERID
Mean	7.462562	7.336536	-0.001443	4.601246
Median	6.100000	6.463070	0.002676	4.605170
Maximum	22.06000	18.54201	0.120851	4.962845
Minimum	3.760000	2.295642	-0.300480	4.264087
Std. Dev.	3.320310	3.631473	0.053873	0.167893
Skewness	1.508149	1.176825	-1.929023	-0.198542
Kurtosis	5.276056	3.831332	10.88336	2.199107
Jarque-Bera	120.7722	49.84626	641.9319	6.792391
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.033500
Sum	1514.900	1408.615	-0.288698	938.6543
Sum Sq. Dev.	2226.941	2518.831	0.577557	5.722207
Observations	204	192	200	204

#### 4.2 Malaysia

	NARATE_MY	INF_MY	GAPIPMY	LOGREERMY
Mean	2.911912	2.272059	-0.000967	4.571093
Median	2.965000	2.003396	0.003772	4.577798
Maximum	3.520000	8.549346	0.085828	4.656813
Minimum	2.000000	-2.470648	-0.133306	4.427239
Std. Dev.	0.373844	1.521202	0.038957	0.046006
Skewness	-0.396385	1.067530	-0.710643	-0.960159
Kurtosis	3.338963	8.205659	3.858669	3.945699
Jarque-Bera	6.318727	253.2590	22.97804	38.94670
Probability	0.042453	0.000000	0.000010	0.000000
Sum	594.0300	436.2353	-0.193355	932.5029
Sum Sq. Dev.	28.37115	441.9847	0.302020	0.429658
Observations	204	192	200	204

### 4.3 Philippines

	NARATE_PH	INF_PH	GAPIPPH	LOGREERPH
Mean	5.670407	4.039954	-0.002824	4.553264
Median	5.532500	3.658017	0.002592	4.570061
Maximum	15.06300	10.56280	0.145376	4.769837
Minimum	2.004000	0.437096	-0.356824	4.295924
Std. Dev.	2.612258	1.985836	0.072370	0.128738
Skewness	0.600298	0.864131	-1.018852	-0.231509
Kurtosis	3.434423	3.707771	6.305802	2.013279
Jarque-Bera	13.85630	27.90261	125.6713	10.09804
Probability	0.000980	0.000001	0.000000	0.006416
Sum	1156.763	775.6712	-0.564825	928.8659
Sum Sq. Dev.	1385.250	753.2170	1.042254	3.364428
Observations	204	192	200	204

## 4.4 Thái Lan

	NARATE_TL	INF_TL	GAPIPTL	LOGREERTL
Mean	2.250147	2.277806	-0.002502	4.538471
Median	1.960000	2.365160	0.000285	4.562262
Maximum	4.950000	9.265245	0.158257	4.700480
Minimum	0.960000	-4.318983	-0.358926	4.399375
Std. Dev.	1.014574	2.098722	0.069299	0.081209
Skewness	0.927921	0.128795	-1.442298	-0.291198
Kurtosis	3.218239	3.961536	8.221965	1.690268
Jarque-Bera	29.68011	7.927227	296.5818	17.46396
Probability	0.000000	0.018994	0.000000	0.000161
Sum	459.0300	437.3388	-0.500396	925.8480
Sum Sq. Dev.	208.9601	841.2851	0.955681	1.338755
Observations	204	192	200	204

## 4.5 Việt Nam

	NARATE_VN	INF_VN	GAPIPVN	LOGREERVN
Mean	5.800539	7.470965	-0.002145	4.771167
Median	5.425000	6.598705	0.004094	4.806477
Maximum	16.34999	28.59876	0.158431	5.173321
Minimum	0.660000	-2.072154	-0.231279	4.007333
Std. Dev.	2.937891	6.395721	0.060023	0.278398
Skewness	1.202801	1.412364	-0.507629	-1.510179
Kurtosis	4.687553	4.845292	4.571621	4.983757
Jarque-Bera	73.39547	91.07349	29.75630	110.9917
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1183.310	1434.425	-0.437542	973.3180
Sum Sq. Dev.	1752.135	7812.902	0.731365	15.73365
Observations	204	192	204	204



## PHỤ LỤC 5: KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG CÁC BIẾN

### 5.1 Indonesia

#### 1. Lãi suất

Null Hypothesis: NARATE_ID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.092924	0.2478
Test critical values:			1% level	
			-3.462901	
			5% level	
			-2.875752	
			10% level	
			-2.574423	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE_ID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:00				
Sample (adjusted): 2000M03 2016M11				
Included observations: 201 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE_ID(-1)	-0.064265	0.030706	-2.092924	0.0376
D(NARATE_ID(-1))	-0.404759	0.065097	-6.217809	0.0000
C	0.443860	0.250115	1.774623	0.0775
R-squared	0.208584	Mean dependent var	-0.025970	
Adjusted R-squared	0.200590	S.D. dependent var	1.568723	
S.E. of regression	1.402592	Akaike info criterion	3.529334	
Sum squared resid	389.5182	Schwarz criterion	3.578637	
Log likelihood	-351.6980	Hannan-Quinn criter.	3.549284	
F-statistic	26.09218	Durbin-Watson stat	2.112568	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: NARATE_ID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
Test critical values:				-1.724659
1% level				-2.576518
5% level				-1.942415
10% level				-1.615649
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:01				
Sample (adjusted): 2000M03 2016M11				
Included observations: 201 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.047836	0.027737	-1.724659	0.0861
D(GLSRESID(-1))	-0.411913	0.064928	-6.344153	0.0000
R-squared	0.202440	Mean dependent var	-0.025970	
Adjusted R-squared	0.198432	S.D. dependent var	1.568723	
S.E. of regression	1.404483	Akaike info criterion	3.527116	
Sum squared resid	392.5419	Schwarz criterion	3.559985	
Log likelihood	-352.4752	Hannan-Quinn criter.	3.540416	
Durbin-Watson stat	2.116776			

Null Hypothesis: NARATE_ID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.692690	0.0770
Test critical values:	1% level		-3.462737	
	5% level		-2.875680	
	10% level		-2.574385	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				2.304849
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				1.393016
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE_ID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:01				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M11				
Included observations: 202 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE_ID(-1)	-0.109613	0.032411	-3.381980	0.0009
C	0.793001	0.265105	2.991269	0.0031
R-squared	0.054095	Mean dependent var		-0.026782
Adjusted R-squared	0.049366	S.D. dependent var		1.564859
S.E. of regression	1.525745	Akaike info criterion		3.692694
Sum squared resid	465.5794	Schwarz criterion		3.725449
Log likelihood	-370.9621	Hannan-Quinn criter.		3.705947
F-statistic	11.43779	Durbin-Watson stat		2.717855
Prob(F-statistic)	0.000866			

Null Hypothesis: NARATE_ID is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.966872
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)				
				10.97015
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				106.9067
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: NARATE_ID				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:02				
Sample (adjusted): 2000M01 2016M11				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.462562	0.233040	32.02265	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	7.462562	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	3.320310	
S.E. of regression	3.320310	Akaike info criterion	5.242907	
Sum squared resid	2226.941	Schwarz criterion	5.259229	
Log likelihood	-531.1551	Hannan-Quinn criter.	5.249510	
Durbin-Watson stat	0.221088			

## 2. Lạm phát

Null Hypothesis: INF_ID has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-2.785018	0.0623	
Test critical values:					
	1% level		-3.464827		
	5% level		-2.876595		
	10% level		-2.574874		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(INF_ID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 09:04					
Sample (adjusted): 2001M03 2016M12					
Included observations: 190 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	INF_ID(-1)	-0.064126	0.023025	-2.785018	0.0059
	D(INF_ID(-1))	0.260388	0.070088	3.715133	0.0003
	C	0.446548	0.188635	2.367263	0.0189
	R-squared	0.090216	Mean dependent var		-0.029395
	Adjusted R-squared	0.080486	S.D. dependent var		1.182301
	S.E. of regression	1.133724	Akaike info criterion		3.104556
	Sum squared resid	240.3568	Schwarz criterion		3.155825
	Log likelihood	-291.9329	Hannan-Quinn criter.		3.125325
	F-statistic	9.271671	Durbin-Watson stat		1.977176
	Prob(F-statistic)	0.000145			

Null Hypothesis: INF ID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-2.770884
Test critical values:				
1% level				-2.577190
5% level				-1.942508
10% level				-1.615589
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:04				
Sample (adjusted): 2001M03 2016M12				
Included observations: 190 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.061202	0.022088	-2.770884	0.0062
D(GLSRESID(-1))	0.258496	0.069821	3.702245	0.0003
R-squared	0.089183	Mean dependent var		-0.029395
Adjusted R-squared	0.084338	S.D. dependent var		1.182301
S.E. of regression	1.131347	Akaike info criterion		3.095165
Sum squared resid	240.6297	Schwarz criterion		3.129344
Log likelihood	-292.0407	Hannan-Quinn criter.		3.109010
Durbin-Watson stat	1.977284			

Null Hypothesis: INF ID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.704212	0.0751
Test critical values:	1% level		-3.464643	
	5% level		-2.876515	
	10% level		-2.574831	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				1.380002
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				2.134204
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF ID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:05				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M12				
Included observations: 191 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF ID(-1)	-0.050466	0.023619	-2.136664	0.0339
C	0.354590	0.193686	1.830744	0.0687
R-squared	0.023585	Mean dependent var		-0.016801
Adjusted R-squared	0.018419	S.D. dependent var		1.191963
S.E. of regression	1.180934	Akaike info criterion		3.180905
Sum squared resid	263.5805	Schwarz criterion		3.214960
Log likelihood	-301.7764	Hannan-Quinn criter.		3.194699
F-statistic	4.565334	Durbin-Watson stat		1.484360
Prob(F-statistic)	0.033911			

Null Hypothesis: INF_ID is stationary					
Exogenous: Constant					
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel					
				LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic					
				0.718325	
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)					
				13.11891	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					
				104.9318	
KPSS Test Equation					
Dependent Variable: INF_ID					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 09:08					
Sample (adjusted): 2001M01 2016M12					
Included observations: 192 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	C	7.336536	0.262079	27.99360	0.0000
	R-squared	0.000000	Mean dependent var		7.336536
	Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		3.631473
	S.E. of regression	3.631473	Akaike info criterion		5.422349
	Sum squared resid	2518.831	Schwarz criterion		5.439315
	Log likelihood	-519.5455	Hannan-Quinn criter.		5.429220
	Durbin-Watson stat	0.107193			



### 3. Khoảng cách sản lượng

Null Hypothesis: GAPIPID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.482380	0.0003
Test critical values:		1% level	-3.465780	
		5% level	-2.877012	
		10% level	-2.575097	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:24				
Sample (adjusted): 2001M04 2016M08				
Included observations: 185 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPID(-1)	-1.092207	0.243667	-4.482380	0.0000
D(GAPIPID(-1))	0.202297	0.234404	0.863030	0.3893
D(GAPIPID(-2))	0.295368	0.226717	1.302808	0.1944
D(GAPIPID(-3))	0.440103	0.223682	1.967535	0.0508
D(GAPIPID(-4))	0.428794	0.212562	2.017262	0.0453
D(GAPIPID(-5))	0.344237	0.194832	1.766840	0.0791
D(GAPIPID(-6))	0.241730	0.176375	1.370545	0.1723
D(GAPIPID(-7))	0.139017	0.158468	0.877256	0.3816
D(GAPIPID(-8))	-0.011690	0.142940	-0.081785	0.9349
D(GAPIPID(-9))	-0.065119	0.129710	-0.502035	0.6163
D(GAPIPID(-10))	-0.089127	0.119011	-0.748894	0.4550
D(GAPIPID(-11))	0.044782	0.109819	0.407778	0.6840
D(GAPIPID(-12))	0.488758	0.101143	4.832345	0.0000
D(GAPIPID(-13))	0.263758	0.090921	2.900958	0.0042
D(GAPIPID(-14))	0.195133	0.066122	2.951096	0.0036
C	-0.001375	0.002715	-0.506366	0.6133
R-squared	0.626609	Mean dependent var		0.000101
Adjusted R-squared	0.593468	S.D. dependent var		0.057671
S.E. of regression	0.036771	Akaike info criterion		-3.685689
Sum squared resid	0.228508	Schwarz criterion		-3.407172
Log likelihood	356.9263	Hannan-Quinn criter.		-3.572813
F-statistic	18.90727	Durbin-Watson stat		2.089517
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic				-0.460563
Test critical values:	1% level			-2.577387
	5% level			-1.942536
	10% level			-1.615571
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:24				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M08				
Included observations: 187 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.005654	0.012277	-0.460563	0.6457
D(GLSRESID(-1))	-0.793052	0.074366	-10.66423	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.618509	0.093183	-6.637585	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.532012	0.095375	-5.578079	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.520196	0.092604	-5.617425	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.518556	0.089280	-5.808178	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.529348	0.087439	-6.053921	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-0.533809	0.086695	-6.157354	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.589687	0.087127	-6.768105	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.553699	0.089382	-6.194768	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.485219	0.091251	-5.317392	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-0.295572	0.085070	-3.474474	0.0006
D(GLSRESID(-12))	0.182854	0.065686	2.783779	0.0060
R-squared	0.568871	Mean dependent var	0.000425	
Adjusted R-squared	0.539138	S.D. dependent var	0.057466	
S.E. of regression	0.039012	Akaike info criterion	-3.582918	
Sum squared resid	0.264815	Schwarz criterion	-3.358295	
Log likelihood	348.0028	Hannan-Quinn criter.	-3.491901	
Durbin-Watson stat	1.977078			

Null Hypothesis: GAPIPID has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-11.40069	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.463235	
	5% level		-2.875898	
	10% level		-2.574501	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.002197
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.002363
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:25				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M08				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPID(-1)	-0.704318	0.062000	-11.35994	0.0000
C	0.000507	0.003341	0.151903	0.8794
R-squared	0.395795	Mean dependent var		0.001575
Adjusted R-squared	0.392728	S.D. dependent var		0.060453
S.E. of regression	0.047110	Akaike info criterion		-3.262672
Sum squared resid	0.437209	Schwarz criterion		-3.229573
Log likelihood	326.6358	Hannan-Quinn criter.		-3.249276
F-statistic	129.0482	Durbin-Watson stat		2.003317
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPID is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.025854
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)				
				0.002888
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.003741
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: GAPIPID				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:33				
Sample (adjusted): 2000M01 2016M08				
Included observations: 200 after adjustments				
Variable				
Coefficient				
Std. Error				
t-Statistic				
Prob.				
C				
				-0.001443
				0.003809
				-0.378929
				0.7051
R-squared				
				0.000000
Adjusted R-squared				
				0.000000
S.E. of regression				
				0.053873
Sum squared resid				
				0.577557
Log likelihood				
				300.9388
Durbin-Watson stat				
				1.253734

#### 4. Tỷ giá hối đoái

Null Hypothesis: LOGREERID has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-3.708378	0.0239	
Test critical values:					
	1% level		-4.004132		
	5% level		-3.432226		
	10% level		-3.139858		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGREERID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 09:36					
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12					
Included observations: 202 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LOGREERID(-1)	-0.102727	0.027701	-3.708378	0.0003
	D(LOGREERID(-1))	0.225889	0.068903	3.278342	0.0012
	C	0.496218	0.134934	3.677495	0.0003
	@TREND("2000M01")	-0.000252	7.86E-05	-3.208067	0.0016
	R-squared	0.095931	Mean dependent var		-0.002922
	Adjusted R-squared	0.082233	S.D. dependent var		0.026889
	S.E. of regression	0.025759	Akaike info criterion		-4.460435
	Sum squared resid	0.131382	Schwarz criterion		-4.394925
	Log likelihood	454.5039	Hannan-Quinn criter.		-4.433929
	F-statistic	7.003261	Durbin-Watson stat		1.960347
	Prob(F-statistic)	0.000168			

Null Hypothesis: LOGREERID has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
				t-Statistic	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic					
				-2.998261	
Test critical values:					
	1% level			-3.460200	
	5% level			-2.929600	
	10% level			-2.639300	
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)					
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals					
Dependent Variable: D(GLSRESID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 09:42					
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12					
Included observations: 202 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	GLSRESID(-1)	-0.071743	0.023928	-2.998261	0.0031
	D(GLSRESID(-1))	0.215216	0.069175	3.111189	0.0021
	R-squared	0.073595	Mean dependent var		0.000189
	Adjusted R-squared	0.068963	S.D. dependent var		0.026889
	S.E. of regression	0.025945	Akaike info criterion		-4.455832
	Sum squared resid	0.134628	Schwarz criterion		-4.423077
	Log likelihood	452.0390	Hannan-Quinn criter.		-4.442579
	Durbin-Watson stat	1.955080			

Null Hypothesis: LOGREERID has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-3.346340	0.0619
Test critical values:				
	1% level		-4.003902	
	5% level		-3.432115	
	10% level		-3.139793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.000683
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.000841
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGREERID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 09:43				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREERID(-1)	-0.084825	0.027654	-3.067319	0.0025
C	0.408175	0.134700	3.030261	0.0028
@TREND("2000M01")	-0.000203	7.88E-05	-2.575304	0.0107
R-squared	0.046517	Mean dependent var		-0.002936
Adjusted R-squared	0.036982	S.D. dependent var		0.026823
S.E. of regression	0.026322	Akaike info criterion		-4.422155
Sum squared resid	0.138570	Schwarz criterion		-4.373192
Log likelihood	451.8488	Hannan-Quinn criter.		-4.402347
F-statistic	4.878664	Durbin-Watson stat		1.582568
Prob(F-statistic)	0.008537			

Null Hypothesis: LOGREERID is stationary					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel					
				LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic					
				0.094518	
Asymptotic critical values*:					
		1% level		0.216000	
		5% level		0.146000	
		10% level		0.119000	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)					
Residual variance (no correction)					
				0.004446	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					
				0.033959	
KPSS Test Equation					
Dependent Variable: LOGREERID					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 09:43					
Sample: 2000M01 2016M12					
Included observations: 204					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	C	4.866053	0.009348	520.5367	0.0000
	@TREND("2000M01")	-0.002609	7.97E-05	-32.74963	0.0000
	R-squared	0.841511	Mean dependent var		4.601246
	Adjusted R-squared	0.840727	S.D. dependent var		0.167893
	S.E. of regression	0.067005	Akaike info criterion		-2.558352
	Sum squared resid	0.906905	Schwarz criterion		-2.525822
	Log likelihood	262.9519	Hannan-Quinn criter.		-2.545193
	F-statistic	1072.539	Durbin-Watson stat		0.160272
	Prob(F-statistic)	0.000000			



## 5.2 Malaysia

### 1. Lãi suất

Null Hypothesis: NARATE_MY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.485684	0.1205
Test critical values:				
	1% level		-3.462737	
	5% level		-2.875680	
	10% level		-2.574385	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE_MY)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 10:59				
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12				
Included observations: 202 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE_MY(-1)	-0.031437	0.012647	-2.485684	0.0138
D(NARATE_MY(-1))	0.470453	0.062372	7.542669	0.0000
C	0.092739	0.037133	2.497486	0.0133
R-squared	0.232167	Mean dependent var		0.002178
Adjusted R-squared	0.224450	S.D. dependent var		0.075996
S.E. of regression	0.066926	Akaike info criterion		-2.555726
Sum squared resid	0.891332	Schwarz criterion		-2.506593
Log likelihood	261.1283	Hannan-Quinn criter.		-2.535847
F-statistic	30.08551	Durbin-Watson stat		2.122937
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: NARATE MY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-1.826126
Test critical values: 1% level				
				-2.576460
5% level				
				-1.942407
10% level				
				-1.615654
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:00				
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12				
Included observations: 202 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.018537	0.010151	-1.826126	0.0693
D(GLSRESID(-1))	0.467115	0.062633	7.458002	0.0000
R-squared	0.221071	Mean dependent var		0.002178
Adjusted R-squared	0.217177	S.D. dependent var		0.075996
S.E. of regression	0.067239	Akaike info criterion		-2.551279
Sum squared resid	0.904213	Schwarz criterion		-2.518524
Log likelihood	259.6792	Hannan-Quinn criter.		-2.538026
Durbin-Watson stat	2.110855			

Null Hypothesis: NARATE MY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.422855	0.1367
Test critical values:	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.005647
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.014816
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE MY)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:00				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE MY(-1)	-0.022675	0.014179	-1.599158	0.1114
C	0.068186	0.041622	1.638215	0.1029
R-squared	0.012563	Mean dependent var		0.002167
Adjusted R-squared	0.007650	S.D. dependent var		0.075807
S.E. of regression	0.075517	Akaike info criterion		-2.319118
Sum squared resid	1.146262	Schwarz criterion		-2.286475
Log likelihood	237.3905	Hannan-Quinn criter.		-2.305912
F-statistic	2.557307	Durbin-Watson stat		1.076526
Prob(F-statistic)	0.111356			

Null Hypothesis: NARATE_MY is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.190589
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)				
				0.139074
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				1.347177
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: NARATE_MY				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:00				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.911912	0.026174	111.2507	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	2.911912	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.373844	
S.E. of regression	0.373844	Akaike info criterion	0.874934	
Sum squared resid	28.37115	Schwarz criterion	0.891199	
Log likelihood	-88.24326	Hannan-Quinn criter.	0.881514	
Durbin-Watson stat	0.040950			

## 2. Lạm phát

Null Hypothesis: INF_MY has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-4.232760	0.0008	
Test critical values:					
	1% level		-3.464827		
	5% level		-2.876595		
	10% level		-2.574874		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(INF_MY)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 11:02					
Sample (adjusted): 2001M03 2016M12					
Included observations: 190 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	INF_MY(-1)	-0.112699	0.026625	-4.232760	0.0000
	D(INF_MY(-1))	0.411403	0.066572	6.179797	0.0000
	C	0.256700	0.072520	3.539707	0.0005
R-squared	0.202911	Mean dependent var		0.000806	
Adjusted R-squared	0.194386	S.D. dependent var		0.610577	
S.E. of regression	0.548029	Akaike info criterion		1.650687	
Sum squared resid	56.16283	Schwarz criterion		1.701956	
Log likelihood	-153.8153	Hannan-Quinn criter.		1.671455	
F-statistic	23.80191	Durbin-Watson stat		2.041229	
Prob(F-statistic)	0.000000				

Null Hypothesis: INF MY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
Test critical values: 1% level				-3.813117
5% level				-2.577190
10% level				-1.942508
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:02				
Sample (adjusted): 2001M03 2016M12				
Included observations: 190 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.092529	0.024266	-3.813117	0.0002
D(GLSRESID(-1))	0.401805	0.066744	6.020065	0.0000
R-squared	0.189247	Mean dependent var		0.000806
Adjusted R-squared	0.184934	S.D. dependent var		0.610577
S.E. of regression	0.551235	Akaike info criterion		1.657159
Sum squared resid	57.12565	Schwarz criterion		1.691338
Log likelihood	-155.4301	Hannan-Quinn criter.		1.671004
Durbin-Watson stat	2.026944			

Null Hypothesis: INF MY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-3.666826	0.0053
Test critical values:	1% level		-3.464643	
	5% level		-2.876515	
	10% level		-2.574831	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.354337
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.618675
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF MY)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:03				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M12				
Included observations: 191 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF MY(-1)	-0.080501	0.028470	-2.827558	0.0052
C	0.185392	0.077895	2.380035	0.0183
R-squared	0.040585	Mean dependent var		0.002303
Adjusted R-squared	0.035509	S.D. dependent var		0.609319
S.E. of regression	0.598403	Akaike info criterion		1.821313
Sum squared resid	67.67839	Schwarz criterion		1.855368
Log likelihood	-171.9354	Hannan-Quinn criter.		1.835107
F-statistic	7.995084	Durbin-Watson stat		1.240884
Prob(F-statistic)	0.005196			

Null Hypothesis: INF MY is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.113433
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)				
				2.302003
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				14.16456
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: INF_MY				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:03				
Sample (adjusted): 2001M01 2016M12				
Included observations: 192 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.272059	0.109783	20.69585	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		2.272059
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.521202
S.E. of regression	1.521202	Akaike info criterion		3.682074
Sum squared resid	441.9847	Schwarz criterion		3.699040
Log likelihood	-352.4791	Hannan-Quinn criter.		3.688945
Durbin-Watson stat	0.159604			



### 3. Khoảng cách sản lượng

Null Hypothesis: GAPIPMY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.679564	0.0001	
Test critical values:	1% level	-3.465585		
	5% level	-2.876927		
	10% level	-2.575051		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPMY)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:04				
Sample (adjusted): 2001M03 2016M08				
Included observations: 186 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPMY(-1)	-0.641789	0.137147	-4.679564	0.0000
D(GAPIPMY(-1))	-0.030679	0.134631	-0.227874	0.8200
D(GAPIPMY(-2))	0.253311	0.133311	1.900157	0.0591
D(GAPIPMY(-3))	0.318720	0.120820	2.637966	0.0091
D(GAPIPMY(-4))	0.173761	0.114913	1.512105	0.1324
D(GAPIPMY(-5))	0.171873	0.110126	1.560694	0.1204
D(GAPIPMY(-6))	0.164408	0.105789	1.554113	0.1220
D(GAPIPMY(-7))	0.154105	0.100384	1.535155	0.1266
D(GAPIPMY(-8))	0.167234	0.095066	1.759132	0.0803
D(GAPIPMY(-9))	0.165577	0.090547	1.828628	0.0692
D(GAPIPMY(-10))	0.045694	0.086340	0.529233	0.5973
D(GAPIPMY(-11))	-0.137187	0.084120	-1.630848	0.1048
D(GAPIPMY(-12))	0.453463	0.080822	5.610664	0.0000
D(GAPIPMY(-13))	0.164913	0.073903	2.231480	0.0269
C	-0.001339	0.002049	-0.653578	0.5143
R-squared	0.701308	Mean dependent var	0.000165	
Adjusted R-squared	0.676854	S.D. dependent var	0.048771	
S.E. of regression	0.027725	Akaike info criterion	-4.255788	
Sum squared resid	0.131439	Schwarz criterion	-3.995647	
Log likelihood	410.7883	Hannan-Quinn criter.	-4.150369	
F-statistic	28.67836	Durbin-Watson stat	2.054242	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPMY has a unit root

Exogenous: Constant				
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-1.659595
Test critical values:		1% level	-2.577387	
		5% level	-1.942536	
		10% level	-1.615571	
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:05				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M08				
Included observations: 187 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.080220	0.048337	-1.659595	0.0988
D(GLSRESID(-1))	-0.472211	0.082470	-5.725842	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.209838	0.084451	-2.484721	0.0139
D(GLSRESID(-3))	-0.080610	0.084083	-0.958691	0.3390
D(GLSRESID(-4))	-0.193176	0.083547	-2.312195	0.0219
D(GLSRESID(-5))	-0.166469	0.083997	-1.981846	0.0491
D(GLSRESID(-6))	-0.152454	0.083264	-1.830963	0.0688
D(GLSRESID(-7))	-0.132705	0.082234	-1.613758	0.1084
D(GLSRESID(-8))	-0.085021	0.081322	-1.045480	0.2973
D(GLSRESID(-9))	-0.061230	0.079621	-0.769023	0.4429
D(GLSRESID(-10))	-0.146688	0.079157	-1.853121	0.0656
D(GLSRESID(-11))	-0.323726	0.076989	-4.204862	0.0000
D(GLSRESID(-12))	0.302026	0.070936	4.257734	0.0000
R-squared	0.665198	Mean dependent var	-2.14E-05	
Adjusted R-squared	0.642108	S.D. dependent var	0.048707	
S.E. of regression	0.029138	Akaike info criterion	-4.166536	
Sum squared resid	0.147734	Schwarz criterion	-3.941913	
Log likelihood	402.5711	Hannan-Quinn criter.	-4.075519	
Durbin-Watson stat	2.048807			

Null Hypothesis: GAIIPMY has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-11.97866	0.0000	
Test critical values: 1% level		-3.463235		
5% level		-2.875898		
10% level		-2.574501		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.001429		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.002138		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(GAIPMY)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:08				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M08				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAIPMY(-1)	-0.778206	0.069146	-11.25458	0.0000
C	-0.000499	0.002694	-0.185077	0.8534
R-squared	0.391347	Mean dependent var	0.000201	
Adjusted R-squared	0.388257	S.D. dependent var	0.048570	
S.E. of regression	0.037988	Akaike info criterion	-3.693079	
Sum squared resid	0.284293	Schwarz criterion	-3.659980	
Log likelihood	369.4613	Hannan-Quinn criter.	-3.679683	
F-statistic	126.6655	Durbin-Watson stat	2.140012	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPMY is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.034774
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)				
				0.001510
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.003475
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: GAPIPMY				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:09				
Sample (adjusted): 2000M01 2016M08				
Included observations: 200 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000967	0.002755	-0.350953	0.7260
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.000967
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.038957
S.E. of regression	0.038957	Akaike info criterion		-3.647704
Sum squared resid	0.302020	Schwarz criterion		-3.631212
Log likelihood	365.7704	Hannan-Quinn criter.		-3.641030
Durbin-Watson stat	1.546565			

#### 4. Tỷ giá hối đoái

Null Hypothesis: LOGREERMY has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-1.508342	0.5275	
Test critical values:					
	1% level		-3.462737		
	5% level		-2.875680		
	10% level		-2.574385		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGREERMY)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 11:12					
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12					
Included observations: 202 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LOGREERMY(-1)	-0.030106	0.019959	-1.508342	0.1331
	D(LOGREERMY(-1))	0.226168	0.070513	3.207465	0.0016
	C	0.137136	0.091264	1.502630	0.1345
	R-squared	0.052569	Mean dependent var		-0.000613
	Adjusted R-squared	0.043047	S.D. dependent var		0.012783
	S.E. of regression	0.012505	Akaike info criterion		-5.910670
	Sum squared resid	0.031118	Schwarz criterion		-5.861537
	Log likelihood	599.9777	Hannan-Quinn criter.		-5.890791
	F-statistic	5.520824	Durbin-Watson stat		1.973554
	Prob(F-statistic)	0.004640			

Null Hypothesis: LOGREERMY has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
				t-Statistic	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic					
				-1.601491	
Test critical values:	1% level				-2.576460
	5% level				-1.942407
	10% level				-1.615654
*MacKinnon (1996)					
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals					
Dependent Variable: D(GLSRESID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 11:13					
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12					
Included observations: 202 after adjustments					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
GLSRESID(-1)	-0.027558	0.017208	-1.601491	0.1108	
D(GLSRESID(-1))	0.223751	0.069702	3.210087	0.0015	
R-squared	0.052263	Mean dependent var	-0.000613		
Adjusted R-squared	0.047524	S.D. dependent var	0.012783		
S.E. of regression	0.012476	Akaike info criterion	-5.920248		
Sum squared resid	0.031128	Schwarz criterion	-5.887493		
Log likelihood	599.9450	Hannan-Quinn criter.	-5.906995		
Durbin-Watson stat	1.973298				

Null Hypothesis: LOGREERMY has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-1.296463	0.6313
Test critical values:				
	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.000162
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.000208
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGREERMY)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:14				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREERMY(-1)	-0.017816	0.019964	-0.892401	0.3732
C	0.080903	0.091275	0.886358	0.3765
R-squared	0.003946	Mean dependent var		-0.000548
Adjusted R-squared	-0.001009	S.D. dependent var		0.012785
S.E. of regression	0.012792	Akaike info criterion		-5.870227
Sum squared resid	0.032889	Schwarz criterion		-5.837585
Log likelihood	597.8281	Hannan-Quinn criter.		-5.857022
F-statistic	0.796379	Durbin-Watson stat		1.561100
Prob(F-statistic)	0.373245			

Null Hypothesis: LOGREERMY is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.263170
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)				
				0.002106
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.018041
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: LOGREERMY				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 11:14				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.571093	0.003221	1419.128	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		4.571093
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.046006
S.E. of regression	0.046006	Akaike info criterion		-3.315204
Sum squared resid	0.429658	Schwarz criterion		-3.298939
Log likelihood	339.1508	Hannan-Quinn criter.		-3.308624
Durbin-Watson stat	0.076993			



### 5.3 Philippines

#### 1. Lãi suất

Null Hypothesis: NARATE_PH has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-3.303411	0.0687	
Test critical values:					
	1% level		-4.004599		
	5% level		-3.432452		
	10% level		-3.139991		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(NARATE_PH)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 13:50					
Sample (adjusted): 2000M05 2016M12					
Included observations: 200 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	NARATE_PH(-1)	-0.079987	0.024213	-3.303411	0.0011
	D(NARATE_PH(-1))	0.490118	0.070218	6.979980	0.0000
	D(NARATE_PH(-2))	-0.137388	0.076957	-1.785260	0.0758
	D(NARATE_PH(-3))	0.020726	0.071751	0.288860	0.7730
	C	0.770757	0.245548	3.138929	0.0020
	@TREND("2000M01")	-0.003280	0.001074	-3.053106	0.0026
	R-squared	0.232140	Mean dependent var		-0.031735
	Adjusted R-squared	0.212350	S.D. dependent var		0.366858
	S.E. of regression	0.325585	Akaike info criterion		0.623155
	Sum squared resid	20.56509	Schwarz criterion		0.722104
	Log likelihood	-56.31548	Hannan-Quinn criter.		0.663198
	F-statistic	11.73003	Durbin-Watson stat		1.971371
	Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: NARATE PH has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-2.957834
Test critical values:				
1% level				-3.460000
5% level				-2.930000
10% level				-2.640000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 13:56				
Sample (adjusted): 2000M05 2016M12				
Included observations: 200 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.064054	0.021656	-2.957834	0.0035
D(GLSRESID(-1))	0.485251	0.070167	6.915646	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.145120	0.076808	-1.889382	0.0603
D(GLSRESID(-3))	0.010352	0.071430	0.144920	0.8849
R-squared	0.223583	Mean dependent var		0.001795
Adjusted R-squared	0.211699	S.D. dependent var		0.366858
S.E. of regression	0.325719	Akaike info criterion		0.614237
Sum squared resid	20.79426	Schwarz criterion		0.680203
Log likelihood	-57.42369	Hannan-Quinn criter.		0.640932
Durbin-Watson stat	1.969481			

Null Hypothesis: NARATE_PH has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-3.155164	0.0966
Test critical values:				
	1% level		-4.003902	
	5% level		-3.432115	
	10% level		-3.139793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.127885
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.200040
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE_PH)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 13:56				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE_PH(-1)	-0.062560	0.024501	-2.553423	0.0114
C	0.587241	0.246493	2.382381	0.0181
@TREND("2000M01")	-0.002568	0.001088	-2.359947	0.0192
R-squared	0.031578	Mean dependent var		-0.030429
Adjusted R-squared	0.021894	S.D. dependent var		0.364292
S.E. of regression	0.360282	Akaike info criterion		0.810807
Sum squared resid	25.96059	Schwarz criterion		0.859771
Log likelihood	-79.29694	Hannan-Quinn criter.		0.830616
F-statistic	3.260782	Durbin-Watson stat		1.173372
Prob(F-statistic)	0.040407			

Null Hypothesis: NARATE PH is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.063654
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				
				1.064757
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				7.773463
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: NARATE_PH				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 13:58				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.794660	0.144672	67.70246	0.0000
@TREND("2000M01")	-0.040633	0.001233	-32.95824	0.0000
R-squared	0.843198	Mean dependent var	5.670407	
Adjusted R-squared	0.842421	S.D. dependent var	2.612258	
S.E. of regression	1.036966	Akaike info criterion	2.920232	
Sum squared resid	217.2105	Schwarz criterion	2.952762	
Log likelihood	-295.8636	Hannan-Quinn criter.	2.933391	
F-statistic	1086.245	Durbin-Watson stat	0.123513	
Prob(F-statistic)	0.000000			

## 2. Lạm phát

Null Hypothesis: INF_PH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.903429	0.0468
Test critical values:				
	1% level		-3.464827	
	5% level		-2.876595	
	10% level		-2.574874	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF_PH)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 13:59				
Sample (adjusted): 2001M03 2016M12				
Included observations: 190 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_PH(-1)	-0.041745	0.014378	-2.903429	0.0041
D(INF_PH(-1))	0.528739	0.062034	8.523400	0.0000
C	0.160781	0.064732	2.483797	0.0139
R-squared	0.290062	Mean dependent var		-0.016806
Adjusted R-squared	0.282469	S.D. dependent var		0.461262
S.E. of regression	0.390723	Akaike info criterion		0.974025
Sum squared resid	28.54818	Schwarz criterion		1.025294
Log likelihood	-89.53239	Hannan-Quinn criter.		0.994793
F-statistic	38.20160	Durbin-Watson stat		2.129070
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: INF PH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-2.287803
Test critical values:	1% level	-2.577190		
	5% level	-1.942508		
	10% level	-1.615589		
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:00				
Sample (adjusted): 2001M03 2016M12				
Included observations: 190 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.027975	0.012228	-2.287803	0.0233
D(GLSRESID(-1))	0.525374	0.062370	8.423513	0.0000
R-squared	0.277849	Mean dependent var	-0.016806	
Adjusted R-squared	0.274008	S.D. dependent var	0.461262	
S.E. of regression	0.393019	Akaike info criterion	0.980555	
Sum squared resid	29.03928	Schwarz criterion	1.014734	
Log likelihood	-91.15273	Hannan-Quinn criter.	0.994401	
Durbin-Watson stat	2.112940			

Null Hypothesis: INF PH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.779542	0.0631
Test critical values:	1% level		-3.464643	
	5% level		-2.876515	
	10% level		-2.574831	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.207663
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.624006
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF PH)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:01				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M12				
Included observations: 191 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF PH(-1)	-0.027324	0.016714	-1.634791	0.1038
C	0.094368	0.075333	1.252668	0.2119
R-squared	0.013943	Mean dependent var		-0.016224
Adjusted R-squared	0.008726	S.D. dependent var		0.460117
S.E. of regression	0.458105	Akaike info criterion		1.286981
Sum squared resid	39.66363	Schwarz criterion		1.321036
Log likelihood	-120.9067	Hannan-Quinn criter.		1.300775
F-statistic	2.672541	Durbin-Watson stat		0.970997
Prob(F-statistic)	0.103757			

Null Hypothesis: INF_PH is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.381550
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)				
				3.923005
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				32.47846
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: INF_PH				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:01				
Sample (adjusted): 2001M01 2016M12				
Included observations: 192 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.039954	0.143315	28.18926	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		4.039954
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.985836
S.E. of regression	1.985836	Akaike info criterion		4.215152
Sum squared resid	753.2170	Schwarz criterion		4.232118
Log likelihood	-403.6546	Hannan-Quinn criter.		4.222023
Durbin-Watson stat	0.053470			



### 3. Khoảng cách sản lượng

Null Hypothesis: GAPIPPH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		-5.158400	0.0000	
Test critical values:				
1% level		-3.465585		
5% level		-2.876927		
10% level		-2.575051		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPPH)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:05				
Sample (adjusted): 2001M03 2016M08				
Included observations: 186 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPPH(-1)	-0.698958	0.135499	-5.158400	0.0000
D(GAPIPPH(-1))	0.252521	0.133721	1.888410	0.0607
D(GAPIPPH(-2))	0.358405	0.133608	2.682517	0.0080
D(GAPIPPH(-3))	0.391567	0.126428	3.097163	0.0023
D(GAPIPPH(-4))	0.229257	0.118722	1.931046	0.0551
D(GAPIPPH(-5))	0.290494	0.110671	2.624832	0.0095
D(GAPIPPH(-6))	0.204215	0.102907	1.984463	0.0488
D(GAPIPPH(-7))	0.227070	0.098835	2.297461	0.0228
D(GAPIPPH(-8))	0.093304	0.093033	1.002914	0.3173
D(GAPIPPH(-9))	0.067461	0.088390	0.763222	0.4464
D(GAPIPPH(-10))	0.024828	0.080971	0.306630	0.7595
D(GAPIPPH(-11))	0.041331	0.077845	0.530940	0.5961
D(GAPIPPH(-12))	0.472548	0.072951	6.477629	0.0000
D(GAPIPPH(-13))	0.284075	0.073746	3.852097	0.0002
C	-0.002026	0.003725	-0.543896	0.5872
R-squared	0.466843	Mean dependent var	0.000305	
Adjusted R-squared	0.423193	S.D. dependent var	0.066467	
S.E. of regression	0.050481	Akaike info criterion	-3.057250	
Sum squared resid	0.435757	Schwarz criterion	-2.797109	
Log likelihood	299.3242	Hannan-Quinn criter.	-2.951831	
F-statistic	10.69509	Durbin-Watson stat	2.025641	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPPH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-5.470974
Test critical values:	1% level	-2.576634		
	5% level	-1.942431		
	10% level	-1.615638		
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:05				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M08				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.265175	0.048469	-5.470974	0.0000
R-squared	0.131257	Mean dependent var	0.000558	
Adjusted R-squared	0.131257	S.D. dependent var	0.066873	
S.E. of regression	0.062330	Akaike info criterion	-2.707746	
Sum squared resid	0.769228	Schwarz criterion	-2.691197	
Log likelihood	270.4207	Hannan-Quinn criter.	-2.701048	
Durbin-Watson stat	2.072495			

Null Hypothesis: GAPIPPH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-7.017065	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.463235	
	5% level		-2.875898	
	10% level		-2.574501	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.003495
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.002967
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPPH)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:06				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M08				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPPH(-1)	-0.427252	0.058240	-7.336108	0.0000
C	-0.000730	0.004216	-0.173134	0.8627
R-squared	0.214571	Mean dependent var		0.000558
Adjusted R-squared	0.210584	S.D. dependent var		0.066873
S.E. of regression	0.059416	Akaike info criterion		-2.798513
Sum squared resid	0.695457	Schwarz criterion		-2.765415
Log likelihood	280.4520	Hannan-Quinn criter.		-2.785117
F-statistic	53.81848	Durbin-Watson stat		1.949190
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPPH is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.024811
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)				
				0.005211
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.012501
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: GAPIPPH				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:06				
Sample (adjusted): 2000M01 2016M08				
Included observations: 200 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002824	0.005117	-0.551872	0.5817
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.002824	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.072370	
S.E. of regression	0.072370	Akaike info criterion	-2.409055	
Sum squared resid	1.042254	Schwarz criterion	-2.392563	
Log likelihood	241.9055	Hannan-Quinn criter.	-2.402381	
Durbin-Watson stat	0.849612			

#### 4. Tỷ giá hối đoái

Null Hypothesis: LOGREERPH has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-3.325046	0.0652	
Test critical values:					
	1% level		-4.004132		
	5% level		-3.432226		
	10% level		-3.139858		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGREERPH)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 14:10					
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12					
Included observations: 202 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LOGREERPH(-1)	-0.046752	0.014061	-3.325046	0.0011
	D(LOGREERPH(-1))	0.290820	0.066175	4.394683	0.0000
	C	0.202290	0.061338	3.297970	0.0012
	@TREND("2000M01")	0.000108	3.10E-05	3.478056	0.0006
	R-squared	0.142681	Mean dependent var		0.000722
	Adjusted R-squared	0.129691	S.D. dependent var		0.014472
	S.E. of regression	0.013501	Akaike info criterion		-5.752526
	Sum squared resid	0.036090	Schwarz criterion		-5.687016
	Log likelihood	585.0052	Hannan-Quinn criter.		-5.726021
	F-statistic	10.98416	Durbin-Watson stat		1.979939
	Prob(F-statistic)	0.000001			

Null Hypothesis: LOGREERPH has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-1.326113
Test critical values:	1% level			
	5% level			
	10% level			
				-3.460200
				-2.929600
				-2.639300
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:11				
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12				
Included observations: 202 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.012250	0.009237	-1.326113	0.1863
D(GLSRESID(-1))	0.303236	0.067435	4.496698	0.0000
R-squared	0.096114	Mean dependent var	-7.55E-06	
Adjusted R-squared	0.091595	S.D. dependent var	0.014472	
S.E. of regression	0.013793	Akaike info criterion	-5.719436	
Sum squared resid	0.038050	Schwarz criterion	-5.686681	
Log likelihood	579.6630	Hannan-Quinn criter.	-5.706183	
Durbin-Watson stat	1.968413			

Null Hypothesis: LOGREERPH has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-2.913854	0.1603
Test critical values:				
	1% level		-4.003902	
	5% level		-3.432115	
	10% level		-3.139793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.000197
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.000197
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGREERPH)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:11				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREERPH(-1)	-0.042027	0.014423	-2.913854	0.0040
C	0.181561	0.062976	2.882996	0.0044
@TREND("2000M01")	0.000103	3.16E-05	3.271077	0.0013
R-squared	0.051154	Mean dependent var		0.000764
Adjusted R-squared	0.041665	S.D. dependent var		0.014449
S.E. of regression	0.014144	Akaike info criterion		-5.664321
Sum squared resid	0.040013	Schwarz criterion		-5.615358
Log likelihood	577.9286	Hannan-Quinn criter.		-5.644513
F-statistic	5.391175	Durbin-Watson stat		1.418005
Prob(F-statistic)	0.005243			

Null Hypothesis: LOGREERPH is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.187913
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				
				0.004717
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.045398
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: LOGREERPH				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 14:11				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.366230	0.009629	453.4461	0.0000
@TREND("2000M01")	0.001843	8.21E-05	22.45665	0.0000
R-squared	0.714003	Mean dependent var		4.553264
Adjusted R-squared	0.712587	S.D. dependent var		0.128738
S.E. of regression	0.069018	Akaike info criterion		-2.499151
Sum squared resid	0.962216	Schwarz criterion		-2.466620
Log likelihood	256.9134	Hannan-Quinn criter.		-2.485992
F-statistic	504.3010	Durbin-Watson stat		0.044071
Prob(F-statistic)	0.000000			



## 5.4 Thái Lan

### 1. Lãi suất

Null Hypothesis: NARATE_TL has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.819629	0.3702	
Test critical values:		1% level	-3.462901		
		5% level	-2.875752		
		10% level	-2.574423		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(NARATE_TL)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 15:20					
Sample (adjusted): 2000M04 2016M12					
Included observations: 201 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	NARATE_TL(-1)	-0.021986	0.012083	-1.819629	0.0703
	D(NARATE_TL(-1))	0.245009	0.069069	3.547292	0.0005
	D(NARATE_TL(-2))	0.116063	0.068418	1.696389	0.0914
	C	0.044544	0.029880	1.490777	0.1376
	R-squared		0.101751	Mean dependent var	-0.005871
	Adjusted R-squared		0.088072	S.D. dependent var	0.180032
	S.E. of regression		0.171921	Akaike info criterion	-0.663864
	Sum squared resid		5.822693	Schwarz criterion	-0.598127
	Log likelihood		70.71833	Hannan-Quinn criter.	-0.637264
	F-statistic		7.438551	Durbin-Watson stat	1.796692
	Prob(F-statistic)		0.000096		

Null Hypothesis: NARATE_TL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-1.792236
Test critical values:	1% level	-2.576518		
	5% level	-1.942415		
	10% level	-1.615649		
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 15:21				
Sample (adjusted): 2000M04 2016M12				
Included observations: 201 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.018741	0.010457	-1.792236	0.0746
D(GLSRESID(-1))	0.243476	0.068887	3.534428	0.0005
D(GLSRESID(-2))	0.113809	0.068167	1.669552	0.0966
R-squared	0.100427	Mean dependent var	-0.005871	
Adjusted R-squared	0.091340	S.D. dependent var	0.180032	
S.E. of regression	0.171613	Akaike info criterion	-0.672341	
Sum squared resid	5.831279	Schwarz criterion	-0.623038	
Log likelihood	70.57025	Hannan-Quinn criter.	-0.652391	
Durbin-Watson stat	1.796091			

Null Hypothesis: NARATE_TL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-2.029891	0.2739
Test critical values:	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.034603
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.084568
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE_TL)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 15:21				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE_TL(-1)	-0.016637	0.012952	-1.284453	0.2005
C	0.037008	0.032008	1.156189	0.2490
R-squared	0.008141	Mean dependent var		-0.000493
Adjusted R-squared	0.003207	S.D. dependent var		0.187244
S.E. of regression	0.186943	Akaike info criterion		-0.506221
Sum squared resid	7.024493	Schwarz criterion		-0.473579
Log likelihood	53.38147	Hannan-Quinn criter.		-0.493016
F-statistic	1.649820	Durbin-Watson stat		1.353479
Prob(F-statistic)	0.200462			

Null Hypothesis: NARATE_TL is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.148192
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)				
				1.024314
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				10.57964
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: NARATE_TL				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 15:22				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.250147	0.071034	31.67687	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	2.250147	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	1.014574	
S.E. of regression	1.014574	Akaike info criterion	2.871704	
Sum squared resid	208.9601	Schwarz criterion	2.887970	
Log likelihood	-291.9138	Hannan-Quinn criter.	2.878284	
Durbin-Watson stat	0.033893			

## 2. Lạm phát

Null Hypothesis: INF_TL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-3.725547	0.0044
Test critical values:				
	1% level		-3.465014	
	5% level		-2.876677	
	10% level		-2.574917	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF_TL)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:39				
Sample (adjusted): 2001M04 2016M12				
Included observations: 189 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_TL(-1)	-0.080137	0.021510	-3.725547	0.0003
D(INF_TL(-1))	0.317752	0.070615	4.499818	0.0000
D(INF_TL(-2))	0.189828	0.072392	2.622212	0.0095
C	0.184444	0.065876	2.799882	0.0057
R-squared	0.191052	Mean dependent var		-0.001620
Adjusted R-squared	0.177934	S.D. dependent var		0.659846
S.E. of regression	0.598269	Akaike info criterion		1.831383
Sum squared resid	66.21621	Schwarz criterion		1.899992
Log likelihood	-169.0657	Hannan-Quinn criter.		1.859178
F-statistic	14.56400	Durbin-Watson stat		1.990631
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: INF TL has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
				t-Statistic	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic					
				-3.430796	
Test critical values:	1% level				-2.577255
	5% level				-1.942517
	10% level				-1.615583
*MacKinnon (1996)					
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals					
Dependent Variable: D(GLSRESID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 16:40					
Sample (adjusted): 2001M04 2016M12					
Included observations: 189 after adjustments					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
GLSRESID(-1)	-0.068375	0.019930	-3.430796	0.0007	
D(GLSRESID(-1))	0.314493	0.070775	4.443542	0.0000	
D(GLSRESID(-2))	0.180153	0.072277	2.492540	0.0136	
R-squared	0.182117	Mean dependent var	-0.001620		
Adjusted R-squared	0.173322	S.D. dependent var	0.659846		
S.E. of regression	0.599944	Akaike info criterion	1.831786		
Sum squared resid	66.94757	Schwarz criterion	1.883242		
Log likelihood	-170.1038	Hannan-Quinn criter.	1.852632		
Durbin-Watson stat	1.985698				

Null Hypothesis: INF_TL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-3.131078	0.0260
Test critical values:				
	1% level		-3.464643	
	5% level		-2.876515	
	10% level		-2.574831	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.418275
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.889201
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF_TL)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:41				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M12				
Included observations: 191 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_TL(-1)	-0.048587	0.022433	-2.165913	0.0316
C	0.110361	0.069553	1.586716	0.1142
R-squared	0.024220	Mean dependent var		-0.000600
Adjusted R-squared	0.019057	S.D. dependent var		0.656440
S.E. of regression	0.650155	Akaike info criterion		1.987203
Sum squared resid	79.89050	Schwarz criterion		2.021258
Log likelihood	-187.7779	Hannan-Quinn criter.		2.000997
F-statistic	4.691180	Durbin-Watson stat		1.286193
Prob(F-statistic)	0.031570			

Null Hypothesis: INF_TL is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.285293
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)				
				4.381693
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				32.49700
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: INF_TL				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:41				
Sample (adjusted): 2001M01 2016M12				
Included observations: 192 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.277806	0.151462	15.03878	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	2.277806	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	2.098722	
S.E. of regression	2.098722	Akaike info criterion	4.325729	
Sum squared resid	841.2851	Schwarz criterion	4.342695	
Log likelihood	-414.2700	Hannan-Quinn criter.	4.332600	
Durbin-Watson stat	0.097320			



### 3. Khoảng cách sản lượng

Null Hypothesis: GAPIPTL has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.540415	0.0000	
Test critical values:					
	1% level		-3.465392		
	5% level		-2.876843		
	10% level		-2.575006		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(GAPIPTL)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 16:45					
Sample (adjusted): 2001M02 2016M08					
Included observations: 187 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	GAPIPTL(-1)	-0.816372	0.124820	-6.540415	0.0000
	D(GAPIPTL(-1))	0.338370	0.123669	2.736094	0.0069
	D(GAPIPTL(-2))	0.357192	0.110155	3.242625	0.0014
	D(GAPIPTL(-3))	0.358483	0.105330	3.403439	0.0008
	D(GAPIPTL(-4))	0.304193	0.101909	2.984944	0.0032
	D(GAPIPTL(-5))	0.354474	0.097684	3.628771	0.0004
	D(GAPIPTL(-6))	0.365678	0.093603	3.906698	0.0001
	D(GAPIPTL(-7))	0.295197	0.091966	3.209841	0.0016
	D(GAPIPTL(-8))	0.318567	0.088094	3.616231	0.0004
	D(GAPIPTL(-9))	0.299803	0.082788	3.621317	0.0004
	D(GAPIPTL(-10))	0.255593	0.078380	3.260957	0.0013
	D(GAPIPTL(-11))	0.003699	0.073226	0.050515	0.9598
	D(GAPIPTL(-12))	0.547068	0.063657	8.593973	0.0000
	C	-0.003067	0.003573	-0.858247	0.3919
	R-squared	0.673698	Mean dependent var		-1.92E-05
	Adjusted R-squared	0.649178	S.D. dependent var		0.081867
	S.E. of regression	0.048490	Akaike info criterion		-3.143014
	Sum squared resid	0.406767	Schwarz criterion		-2.901113
	Log likelihood	307.8718	Hannan-Quinn criter.		-3.044996
	F-statistic	27.47565	Durbin-Watson stat		1.958106
	Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPTL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic				-6.304645
Test critical values:	1% level	-2.577387		
	5% level	-1.942536		
	10% level	-1.615571		
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:45				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M08				
Included observations: 187 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.767814	0.121785	-6.304645	0.0000
D(GLSRESID(-1))	0.297841	0.121717	2.446996	0.0154
D(GLSRESID(-2))	0.323530	0.108714	2.975966	0.0033
D(GLSRESID(-3))	0.327902	0.104136	3.148787	0.0019
D(GLSRESID(-4))	0.275653	0.100869	2.732775	0.0069
D(GLSRESID(-5))	0.327642	0.096743	3.386714	0.0009
D(GLSRESID(-6))	0.341326	0.092841	3.676474	0.0003
D(GLSRESID(-7))	0.272625	0.091349	2.984453	0.0032
D(GLSRESID(-8))	0.298565	0.087648	3.406398	0.0008
D(GLSRESID(-9))	0.282050	0.082458	3.420539	0.0008
D(GLSRESID(-10))	0.240766	0.078219	3.078093	0.0024
D(GLSRESID(-11))	-0.008336	0.073198	-0.113884	0.9095
D(GLSRESID(-12))	0.541872	0.063879	8.482803	0.0000
R-squared	0.668690	Mean dependent var	-1.92E-05	
Adjusted R-squared	0.645841	S.D. dependent var	0.081867	
S.E. of regression	0.048720	Akaike info criterion	-3.138478	
Sum squared resid	0.413010	Schwarz criterion	-2.913855	
Log likelihood	306.4477	Hannan-Quinn criter.	-3.047461	
Durbin-Watson stat	1.944857			

Null Hypothesis: GAPIPTL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-10.83948	0.0000		
Test critical values:	1% level	-3.463235		
	5% level	-2.875898		
	10% level	-2.574501		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.004350		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.005922		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPTL)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:46				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M08				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPTL(-1)	-0.693050	0.067806	-10.22115	0.0000
C	-0.001778	0.004702	-0.378114	0.7058
R-squared	0.346539	Mean dependent var		-5.35E-05
Adjusted R-squared	0.343222	S.D. dependent var		0.081792
S.E. of regression	0.066286	Akaike info criterion		-2.579686
Sum squared resid	0.865577	Schwarz criterion		-2.546587
Log likelihood	258.6787	Hannan-Quinn criter.		-2.566290
F-statistic	104.4719	Durbin-Watson stat		2.153688
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPTL is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.022160
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)				
				0.004778
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.011977
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: GAPIPTL				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:46				
Sample (adjusted): 2000M01 2016M08				
Included observations: 200 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002502	0.004900	-0.510586	0.6102
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.002502	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.069299	
S.E. of regression	0.069299	Akaike info criterion	-2.495771	
Sum squared resid	0.955681	Schwarz criterion	-2.479279	
Log likelihood	250.5771	Hannan-Quinn criter.	-2.489097	
Durbin-Watson stat	1.386033			

#### 4. Tỷ giá hối đoái

Null Hypothesis: LOGREERTL has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-3.478651	0.0444	
Test critical values:					
	1% level		-4.004132		
	5% level		-3.432226		
	10% level		-3.139858		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGREERTL)					
Method: Least Squares					
Date: 07/11/18 Time: 16:49					
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12					
Included observations: 202 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LOGREERTL(-1)	-0.062854	0.018069	-3.478651	0.0006
	D(LOGREERTL(-1))	0.359107	0.065298	5.499524	0.0000
	C	0.277045	0.079771	3.473018	0.0006
	@TREND("2000M01")	8.29E-05	2.51E-05	3.303210	0.0011
	R-squared	0.166061	Mean dependent var		0.000462
	Adjusted R-squared	0.153426	S.D. dependent var		0.011137
	S.E. of regression	0.010247	Akaike info criterion		-6.304098
	Sum squared resid	0.020789	Schwarz criterion		-6.238587
	Log likelihood	640.7139	Hannan-Quinn criter.		-6.277592
	F-statistic	13.14252	Durbin-Watson stat		1.952611
	Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LOGREERTL has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
Test critical values: 1% level				-2.037576
5% level				-3.460200
10% level				-2.929600
				-2.639300
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:49				
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12				
Included observations: 202 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.026447	0.012980	-2.037576	0.0429
D(GLSRESID(-1))	0.350692	0.066226	5.295401	0.0000
R-squared	0.131718	Mean dependent var		-0.000149
Adjusted R-squared	0.127376	S.D. dependent var		0.011137
S.E. of regression	0.010403	Akaike info criterion		-6.283542
Sum squared resid	0.021646	Schwarz criterion		-6.250787
Log likelihood	636.6378	Hannan-Quinn criter.		-6.270290
Durbin-Watson stat	1.930953			

Null Hypothesis: LOGREERTL has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-2.984962	0.1390		
Test critical values:	1% level	-4.003902		
	5% level	-3.432115		
	10% level	-3.139793		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.000119		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000201		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGREERTL)				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:50				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREERTL(-1)	-0.048655	0.019005	-2.560138	0.0112
C	0.214567	0.083940	2.556205	0.0113
@TREND("2000M01")	6.60E-05	2.63E-05	2.512575	0.0128
R-squared	0.033375	Mean dependent var		0.000502
Adjusted R-squared	0.023709	S.D. dependent var		0.011124
S.E. of regression	0.010992	Akaike info criterion		-6.168711
Sum squared resid	0.024163	Schwarz criterion		-6.119748
Log likelihood	629.1242	Hannan-Quinn criter.		-6.148902
F-statistic	3.452754	Durbin-Watson stat		1.302844
Prob(F-statistic)	0.033558			

Null Hypothesis: LOGREERTL is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.168835
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				
				0.001649
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.013278
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: LOGREERTL				
Method: Least Squares				
Date: 07/11/18 Time: 16:50				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.417654	0.005693	775.9239	0.0000
@TREND("2000M01")	0.001190	4.85E-05	24.53343	0.0000
R-squared	0.748722	Mean dependent var	4.538471	
Adjusted R-squared	0.747478	S.D. dependent var	0.081209	
S.E. of regression	0.040809	Akaike info criterion	-3.550089	
Sum squared resid	0.336400	Schwarz criterion	-3.517558	
Log likelihood	364.1091	Hannan-Quinn criter.	-3.536930	
F-statistic	601.8894	Durbin-Watson stat	0.074593	
Prob(F-statistic)	0.000000			



## 5.5 Việt Nam

### 1. Lãi suất

Null Hypothesis: NARATE_VN has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-3.292093	0.0165	
Test critical values:	1% level		-3.462574		
	5% level		-2.875608		
	10% level		-2.574346		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(NARATE_VN)					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 08:12					
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12					
Included observations: 203 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	NARATE_VN(-1)	-0.104212	0.031655	-3.292093	0.0012
	C	0.594391	0.206106	2.883909	0.0044
R-squared	0.051161	Mean dependent var		-0.011429	
Adjusted R-squared	0.046441	S.D. dependent var		1.354287	
S.E. of regression	1.322466	Akaike info criterion		3.406677	
Sum squared resid	351.5321	Schwarz criterion		3.439319	
Log likelihood	-343.7777	Hannan-Quinn criter.		3.419882	
F-statistic	10.83788	Durbin-Watson stat		2.155166	
Prob(F-statistic)	0.001175				

Null Hypothesis: NARATE_VN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-3.295249
Test critical values:	1% level	-2.576403		
	5% level	-1.942399		
	10% level	-1.615659		
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:25				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.103521	0.031415	-3.295249	0.0012
R-squared	0.050946	Mean dependent var	-0.011429	
Adjusted R-squared	0.050946	S.D. dependent var	1.354287	
S.E. of regression	1.319338	Akaike info criterion	3.397052	
Sum squared resid	351.6120	Schwarz criterion	3.413373	
Log likelihood	-343.8007	Hannan-Quinn criter.	3.403654	
Durbin-Watson stat	2.156170			

Null Hypothesis: NARATE_VN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-3.162572	0.0237
Test critical values:	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				1.731685
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				1.589917
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(NARATE_VN)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:32				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NARATE_VN(-1)	-0.104212	0.031655	-3.292093	0.0012
C	0.594391	0.206106	2.883909	0.0044
R-squared	0.051161	Mean dependent var		-0.011429
Adjusted R-squared	0.046441	S.D. dependent var		1.354287
S.E. of regression	1.322466	Akaike info criterion		3.406677
Sum squared resid	351.5321	Schwarz criterion		3.439319
Log likelihood	-343.7777	Hannan-Quinn criter.		3.419882
F-statistic	10.83788	Durbin-Watson stat		2.155166
Prob(F-statistic)	0.001175			

Null Hypothesis: NARATE_VN is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.285680
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)				
				8.588896
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				64.33902
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: NARATE_VN				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:32				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.800539	0.205694	28.19991	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		5.800539
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.937891
S.E. of regression	2.937891	Akaike info criterion		4.998151
Sum squared resid	1752.135	Schwarz criterion		5.014417
Log likelihood	-508.8114	Hannan-Quinn criter.		5.004731
Durbin-Watson stat	0.211464			

## 2. Lạm phát

Null Hypothesis: INF_VN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.589793	0.0969
Test critical values:				
	1% level		-3.465780	
	5% level		-2.877012	
	10% level		-2.575097	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF_VN)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:33				
Sample (adjusted): 2001M08 2016M12				
Included observations: 185 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_VN(-1)	-0.024156	0.009327	-2.589793	0.0104
D(INF_VN(-1))	0.744547	0.069211	10.75766	0.0000
D(INF_VN(-2))	-0.097112	0.086030	-1.128821	0.2605
D(INF_VN(-3))	0.291773	0.084345	3.459279	0.0007
D(INF_VN(-4))	-0.218127	0.084952	-2.567663	0.0111
D(INF_VN(-5))	0.322651	0.085800	3.760500	0.0002
D(INF_VN(-6))	-0.320756	0.070446	-4.553239	0.0000
C	0.191967	0.087412	2.196111	0.0294
R-squared	0.668218	Mean dependent var		0.025612
Adjusted R-squared	0.655097	S.D. dependent var		1.148206
S.E. of regression	0.674324	Akaike info criterion		2.092067
Sum squared resid	80.48408	Schwarz criterion		2.231326
Log likelihood	-185.5162	Hannan-Quinn criter.		2.148505
F-statistic	50.92619	Durbin-Watson stat		2.010153
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: INF_VN has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
				t-Statistic	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic					
Test critical values:				1% level	-1.502344
				5% level	-2.577522
				10% level	-1.942555
*MacKinnon (1996)					
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals					
Dependent Variable: D(GLSRESID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 08:34					
Sample (adjusted): 2001M08 2016M12					
Included observations: 185 after adjustments					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
GLSRESID(-1)	-0.008765	0.005834	-1.502344	0.1348	
D(GLSRESID(-1))	0.761494	0.069397	10.97302	0.0000	
D(GLSRESID(-2))	-0.105924	0.086749	-1.221043	0.2237	
D(GLSRESID(-3))	0.291447	0.085151	3.422705	0.0008	
D(GLSRESID(-4))	-0.232437	0.085488	-2.718949	0.0072	
D(GLSRESID(-5))	0.318182	0.086594	3.674429	0.0003	
D(GLSRESID(-6))	-0.351243	0.069596	-5.046909	0.0000	
R-squared	0.659935	Mean dependent var		0.025612	
Adjusted R-squared	0.648472	S.D. dependent var		1.148206	
S.E. of regression	0.680769	Akaike info criterion		2.105917	
Sum squared resid	82.49353	Schwarz criterion		2.227768	
Log likelihood	-187.7973	Hannan-Quinn criter.		2.155300	
Durbin-Watson stat	2.027208				

Null Hypothesis: INF_VN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-2.683530	0.0787
Test critical values:				
	1% level		-3.464643	
	5% level		-2.876515	
	10% level		-2.574831	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				1.266343
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				5.475022
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF_VN)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:35				
Sample (adjusted): 2001M02 2016M12				
Included observations: 191 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_VN(-1)	-0.019682	0.012805	-1.537084	0.1259
C	0.176568	0.126044	1.400847	0.1629
R-squared	0.012346	Mean dependent var		0.029242
Adjusted R-squared	0.007121	S.D. dependent var		1.135307
S.E. of regression	1.131257	Akaike info criterion		3.094953
Sum squared resid	241.8715	Schwarz criterion		3.129008
Log likelihood	-293.5680	Hannan-Quinn criter.		3.108747
F-statistic	2.362626	Durbin-Watson stat		0.477239
Prob(F-statistic)	0.125945			

Null Hypothesis: INF_VN is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.284849
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)				
				40.69220
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				353.1895
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: INF_VN				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:43				
Sample (adjusted): 2001M01 2016M12				
Included observations: 192 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.470965	0.461571	16.18594	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		7.470965
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		6.395721
S.E. of regression	6.395721	Akaike info criterion		6.554330
Sum squared resid	7812.902	Schwarz criterion		6.571296
Log likelihood	-628.2157	Hannan-Quinn criter.		6.561202
Durbin-Watson stat	0.031366			



### 3. Khoảng cách sản lượng

Null Hypothesis: GAPIPVN has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-13.28731	0.0000	
Test critical values:					
	1% level		-3.462574		
	5% level		-2.875608		
	10% level		-2.574346		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(GAPIPVN)					
Method: Least Squares					
Date: 07/10/18 Time: 08:44					
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12					
Included observations: 203 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	GAPIPVN(-1)	-0.923192	0.069479	-13.28731	0.0000
	C	-0.001272	0.004167	-0.305326	0.7604
R-squared	0.467624	Mean dependent var		0.000927	
Adjusted R-squared	0.464975	S.D. dependent var		0.081104	
S.E. of regression	0.059323	Akaike info criterion		-2.801819	
Sum squared resid	0.707375	Schwarz criterion		-2.769177	
Log likelihood	286.3847	Hannan-Quinn criter.		-2.788614	
F-statistic	176.5526	Durbin-Watson stat		1.998071	
Prob(F-statistic)	0.000000				

Null Hypothesis: GAIIPVN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-1.285790
Test critical values:	1% level			
	5% level			
	10% level			
				-2.576634
				-1.942431
				-1.615638
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:47				
Sample (adjusted): 2000M06 2016M12				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.052439	0.040783	-1.285790	0.2000
D(GLSRESID(-1))	-0.726667	0.077586	-9.365995	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.566075	0.088462	-6.399047	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.354726	0.086279	-4.111405	0.0001
D(GLSRESID(-4))	-0.163856	0.070053	-2.339042	0.0204
R-squared	0.386103	Mean dependent var	0.000149	
Adjusted R-squared	0.373445	S.D. dependent var	0.081353	
S.E. of regression	0.064395	Akaike info criterion	-2.622762	
Sum squared resid	0.804459	Schwarz criterion	-2.540016	
Log likelihood	265.9648	Hannan-Quinn criter.	-2.589272	
Durbin-Watson stat	2.050851			

Null Hypothesis: GAPIPVN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-13.35254	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.003485
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.003911
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(GAPIPVN)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:47				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GAPIPVN(-1)	-0.923192	0.069479	-13.28731	0.0000
C	-0.001272	0.004167	-0.305326	0.7604
R-squared	0.467624	Mean dependent var		0.000927
Adjusted R-squared	0.464975	S.D. dependent var		0.081104
S.E. of regression	0.059323	Akaike info criterion		-2.801819
Sum squared resid	0.707375	Schwarz criterion		-2.769177
Log likelihood	286.3847	Hannan-Quinn criter.		-2.788614
F-statistic	176.5526	Durbin-Watson stat		1.998071
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GAPIPVN is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.039739
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)				
				0.003585
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.004525
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: GAPIPVN				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:48				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002145	0.004202	-0.510370	0.6103
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.002145
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.060023
S.E. of regression	0.060023	Akaike info criterion		-2.783282
Sum squared resid	0.731365	Schwarz criterion		-2.767016
Log likelihood	284.8947	Hannan-Quinn criter.		-2.776702
Durbin-Watson stat	1.816995			

#### 4. Tỷ giá hối đoái

Null Hypothesis: LOGREERVN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.986106	0.0379
Test critical values:				
	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGREERVN)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:49				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREERVN(-1)	-0.057901	0.019390	-2.986106	0.0032
C	0.280385	0.092663	3.025859	0.0028
R-squared	0.042478	Mean dependent var		0.004153
Adjusted R-squared	0.037714	S.D. dependent var		0.078389
S.E. of regression	0.076896	Akaike info criterion		-2.282911
Sum squared resid	1.188526	Schwarz criterion		-2.250268
Log likelihood	233.7155	Hannan-Quinn criter.		-2.269705
F-statistic	8.916827	Durbin-Watson stat		2.030795
Prob(F-statistic)	0.003177			

Null Hypothesis: LOGREERVN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				
				-0.561272
Test critical values:	1% level			
	5% level			
	10% level			
				-2.576403
				-1.942399
				-1.615659
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:50				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.004718	0.008406	-0.561272	0.5752
R-squared	-0.001260	Mean dependent var	0.004153	
Adjusted R-squared	-0.001260	S.D. dependent var	0.078389	
S.E. of regression	0.078438	Akaike info criterion	-2.248098	
Sum squared resid	1.242815	Schwarz criterion	-2.231777	
Log likelihood	229.1819	Hannan-Quinn criter.	-2.241495	
Durbin-Watson stat	2.048224			

Null Hypothesis: LOGREERVN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-2.978880	0.0386
Test critical values:				
	1% level		-3.462574	
	5% level		-2.875608	
	10% level		-2.574346	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.005855
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.005763
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGREERVN)				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:50				
Sample (adjusted): 2000M02 2016M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREERVN(-1)	-0.057901	0.019390	-2.986106	0.0032
C	0.280385	0.092663	3.025859	0.0028
R-squared	0.042478	Mean dependent var		0.004153
Adjusted R-squared	0.037714	S.D. dependent var		0.078389
S.E. of regression	0.076896	Akaike info criterion		-2.282911
Sum squared resid	1.188526	Schwarz criterion		-2.250268
Log likelihood	233.7155	Hannan-Quinn criter.		-2.269705
F-statistic	8.916827	Durbin-Watson stat		2.030795
Prob(F-statistic)	0.003177			

Null Hypothesis: LOGREERVN is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.199679
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)				
				0.077126
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.715614
K PSS Test Equation				
Dependent Variable: LOGREERVN				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/18 Time: 08:51				
Sample: 2000M01 2016M12				
Included observations: 204				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.771167	0.019492	244.7783	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		4.771167
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.278398
S.E. of regression	0.278398	Akaike info criterion		0.285363
Sum squared resid	15.73365	Schwarz criterion		0.301628
Log likelihood	-28.10701	Hannan-Quinn criter.		0.291942
Durbin-Watson stat	0.079114			



## PHỤ LỤC 6: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG QUY TẮC TAYLOR TUYẾN TÍNH

### 6.1 Indonesia

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE_ID				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/19/18 Time: 16:56				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE_ID(-1) INF_ID(-1 TO -6, -9, -12)				
GAPIPID(-1 TO -6, -9, -12)				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.433546	0.235701	1.839390	0.0675
NARATE_ID(-1)	0.784878	0.035114	22.35218	0.0000
INF_ID(1)	0.142882	0.033308	4.289670	0.0000
GAPIPID	0.097189	4.548319	0.021368	0.9830
R-squared	0.849869	Mean dependent var	7.086044	
Adjusted R-squared	0.847339	S.D. dependent var	3.059679	
S.E. of regression	1.195475	Sum squared resid	254.3904	
Durbin-Watson stat	2.655567	J-statistic	5.637070	
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)	0.844778	

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE_ID				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/19/18 Time: 17:04				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE_ID(-1) INF_ID(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPID(-1 TO -6, -9, -12) LOGREERID				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.096468	1.593229	-0.688205	0.4922
NARATE_ID(-1)	0.777650	0.037670	20.64353	0.0000
INF_ID(1)	0.141558	0.033510	4.224352	0.0000
GAPIPID	-0.007790	4.466194	-0.001744	0.9986
LOGREERID	0.348238	0.379116	0.918554	0.3596
R-squared	0.849803	Mean dependent var		7.086044
Adjusted R-squared	0.846409	S.D. dependent var		3.059679
S.E. of regression	1.199110	Sum squared resid		254.5020
Durbin-Watson stat	2.644356	J-statistic		5.568845
Instrument rank	15	Prob(J-statistic)		0.850094

## 6.2 Malaysia

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE MY				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/20/18 Time: 08:24				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE MY(-1) INF MY(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPMY(-1 TO -6, -9, -12)				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.154266	0.055874	2.760967	0.0064
NARATE MY(-1)	0.947905	0.021324	44.45336	0.0000
INF MY(1)	0.001744	0.005404	0.322800	0.7472
GAPIPMY	1.178816	0.451469	2.611067	0.0098
R-squared	0.962389	Mean dependent var	2.930440	
Adjusted R-squared	0.961755	S.D. dependent var	0.388079	
S.E. of regression	0.075894	Sum squared resid	1.025273	
Durbin-Watson stat	1.312136	J-statistic	8.237643	
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)	0.605637	

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE MY				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/20/18 Time: 08:26				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE MY(-1) INF MY(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPMY(-1 TO -6, -9, -12) LOGREERMY				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.320248	0.642442	-2.055046	0.0413
NARATE MY(-1)	0.949133	0.019743	48.07379	0.0000
INF MY(1)	0.002814	0.005297	0.531167	0.5960
GAPIPMY	1.204030	0.447779	2.688891	0.0079
LOGREERMY	0.321016	0.141207	2.273379	0.0242
R-squared	0.963144	Mean dependent var	2.930440	
Adjusted R-squared	0.962311	S.D. dependent var	0.388079	
S.E. of regression	0.075340	Sum squared resid	1.004677	
Durbin-Watson stat	1.365084	J-statistic	7.672300	
Instrument rank	15	Prob(J-statistic)	0.660811	

### 6.3 Philippines

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE PH				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/20/18 Time: 09:23				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE PH(-1) INF PH(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPPH(-1 TO -6, -9, -12)				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.054240	0.030960	-1.751959	0.0815
NARATE PH(-1)	0.997961	0.006716	148.5875	0.0000
INF PH(1)	0.010405	0.006146	1.693115	0.0922
GAPIPPH	0.528516	0.267017	1.979335	0.0493
R-squared	0.991079	Mean dependent var		5.242604
Adjusted R-squared	0.990928	S.D. dependent var		2.089556
S.E. of regression	0.199021	Sum squared resid		7.050455
Durbin-Watson stat	1.912572	J-statistic		7.883777
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.640188

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE PH				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/20/18 Time: 09:25				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE PH(-1) INF PH(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPPH(-1 TO -6, -9, -12) LOGREERPH				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.664542	0.797725	3.340176	0.0010
NARATE PH(-1)	0.964457	0.012363	78.01386	0.0000
INF PH(1)	0.011446	0.005598	2.044627	0.0424
GAPIPPH	0.461897	0.267766	1.725004	0.0863
LOGREERPH	-0.559760	0.164823	-3.396140	0.0008
R-squared	0.991797	Mean dependent var		5.242604
Adjusted R-squared	0.991612	S.D. dependent var		2.089556
S.E. of regression	0.191375	Sum squared resid		6.482522
Durbin-Watson stat	1.996675	J-statistic		9.221013
Instrument rank	15	Prob(J-statistic)		0.511265

## 6.4 Thái Lan

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE TL				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/20/18 Time: 09:56				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE TL(-1) INF TL(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPTL(-1 TO -6, -9, -12)				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020195	0.031447	-0.642178	0.5216
NARATE TL(-1)	0.967883	0.016056	60.28205	0.0000
INF TL(1)	0.040232	0.010088	3.988286	0.0001
GAPIPTL	0.590883	0.356496	1.657475	0.0992
R-squared	0.982048	Mean dependent var		2.305385
Adjusted R-squared	0.981745	S.D. dependent var		1.055339
S.E. of regression	0.142587	Sum squared resid		3.618941
Durbin-Watson stat	1.453374	J-statistic		7.739270
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.654288

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE TL				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/20/18 Time: 09:58				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M08				
Included observations: 182 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE TL(-1) INF TL(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPTL(-1 TO -6, -9, -12) LOGREERTL				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049641	0.656183	0.075651	0.9398
NARATE TL(-1)	0.970504	0.017123	56.67981	0.0000
INF TL(1)	0.038970	0.010986	3.547364	0.0005
GAPIPTL	0.653362	0.392381	1.665121	0.0977
LOGREERTL	-0.015836	0.145438	-0.108886	0.9134
R-squared	0.981906	Mean dependent var		2.305385
Adjusted R-squared	0.981497	S.D. dependent var		1.055339
S.E. of regression	0.143554	Sum squared resid		3.647592
Durbin-Watson stat	1.471331	J-statistic		7.862860
Instrument rank	15	Prob(J-statistic)		0.642231



## 6.5 Việt Nam

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE_VN				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/19/18 Time: 16:16				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M11				
Included observations: 185 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE_VN(-1) INF_VN(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPVN(-1 TO -6, -9, -12)				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.734913	0.248598	2.956232	0.0035
NARATE_VN(-1)	0.799373	0.056890	14.05109	0.0000
INF_VN(1)	0.064599	0.028128	2.296597	0.0228
GAPIPVN	10.41464	10.78356	0.965789	0.3354
R-squared	0.786991	Mean dependent var		5.864162
Adjusted R-squared	0.783461	S.D. dependent var		3.059466
S.E. of regression	1.423684	Sum squared resid		366.8647
Durbin-Watson stat	2.113583	J-statistic		10.20666
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.422554

Quy tắc Taylor tuyến tính phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE_VN				
Method: Generalized Method of Moments				
Date: 06/19/18 Time: 16:19				
Sample (adjusted): 2001M07 2016M11				
Included observations: 185 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix				
Instrument specification: NARATE_VN(-1) INF_VN(-1 TO -6, -9, -12) GAPIPVN(-1 TO -6, -9, -12) LOGREERVN				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.468362	3.614020	0.406296	0.6850
NARATE_VN(-1)	0.802287	0.056982	14.07968	0.0000
INF_VN(1)	0.065187	0.027978	2.329925	0.0209
GAPIPVN	9.378201	11.03965	0.849502	0.3967
LOGREERVN	-0.156235	0.753111	-0.207453	0.8359
R-squared	0.793922	Mean dependent var		5.864162
Adjusted R-squared	0.789343	S.D. dependent var		3.059466
S.E. of regression	1.404216	Sum squared resid		354.9282
Durbin-Watson stat	2.126370	J-statistic		10.04948
Instrument rank	15	Prob(J-statistic)		0.436163

**PHỤ LỤC 7: KIỂM TRA TÍNH TUYẾN TÍNH VỚI BIẾN NGƯỠNG LÀ LẠM PHÁT**

7.1 Indonesia

Quy tắc Taylor phi tuyến

Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: b1=b2=b3=b4=0	2.335068	(7, 178)	0.0265
H03: b1=b2=b3=0	2.335068	(7, 178)	0.0265
H02: b1=b2=0	2.734508	(6, 179)	0.0145
H01: b1=0	3.162070	(3, 182)	0.0259
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	0.027563	(1, 178)	0.8683
H2: b2=0   b3=0	2.242200	(3, 179)	0.0850
H1: b1=0   b2=b3=0	3.162070	(3, 182)	0.0259
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	1.065732	(3, 176)	0.3651
H0E: b1=b3=0	0.932602	(3, 176)	0.4262
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			

Quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với tỷ giá hối đoái

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/19/18 Time: 17:49			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Test for nonlinearity using INF ID(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	2.195997	(9, 175)	0.0244
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	2.195997	(9, 175)	0.0244
H02: $b_1=b_2=0$	2.482739	(8, 176)	0.0142
H01: $b_1=0$	3.047932	(4, 180)	0.0184
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.013394	(1, 175)	0.9080
H2: $b_2=0   b_3=0$	1.859342	(4, 176)	0.1196
H1: $b_1=0  $ $b_2=b_3=0$	3.047932	(4, 180)	0.0184
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	0.771568	(4, 174)	0.5451
H0E: $b_1=b_3=0$	0.791076	(4, 174)	0.5324
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			

## 7.2 Malaysia

## Quy tắc Taylor phi tuyến

Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: b1=b2=b3=b4=0	2.991488	(12, 173)	0.0008
H03: b1=b2=b3=0	3.435607	(9, 176)	0.0006
H02: b1=b2=0	2.457278	(6, 179)	0.0262
H01: b1=0	3.726015	(3, 182)	0.0124
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	5.058018	(3, 176)	0.0022
H2: b2=0   b3=0	1.177631	(3, 179)	0.3197
H1: b1=0   b2=b3=0	3.726015	(3, 182)	0.0124
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	2.866966	(5, 173)	0.0163
H0E: b1=b3=0	0.196181	(4, 173)	0.9401
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.			

Quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với tỷ giá hối đoái

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/20/18 Time: 08:35			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Test for nonlinearity using INF MY(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	2.421760	(13, 171)	0.0050
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	2.517590	(12, 172)	0.0045
H02: $b_1=b_2=0$	1.920354	(8, 176)	0.0596
H01: $b_1=0$	2.413600	(4, 180)	0.0507
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	3.494334	(4, 172)	0.0090
H2: $b_2=0   b_3=0$	1.405367	(4, 176)	0.2341
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	2.413600	(4, 180)	0.0507
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	2.238634	(6, 169)	0.0418
H0E: $b_1=b_3=0$	0.171550	(6, 169)	0.9841
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.			

## 7.3 Philippines

## Quy tắc Taylor phi tuyến

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/20/18 Time: 09:29			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Test for nonlinearity using INF PH(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	3.863232	(10, 175)	0.0001
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	4.272522	(9, 176)	0.0000
H02: $b_1=b_2=0$	6.266823	(6, 179)	0.0000
H01: $b_1=0$	6.574679	(3, 182)	0.0003
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.408229	(3, 176)	0.7473
H2: $b_2=0   b_3=0$	5.474092	(3, 179)	0.0013
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	6.574679	(3, 182)	0.0003
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	3.116188	(5, 173)	0.0102
H0E: $b_1=b_3=0$	1.003470	(4, 173)	0.4072
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.			

Quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với tỷ giá hối đoái

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/20/18 Time: 09:42			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Test for nonlinearity using INF PH(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	2.439108	(11, 173)	0.0075
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	2.647261	(10, 174)	0.0050
H02: $b_1=b_2=0$	3.111950	(8, 176)	0.0026
H01: $b_1=0$	3.338856	(4, 180)	0.0115
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.814714	(2, 174)	0.4444
H2: $b_2=0$   $b_3=0$	2.754840	(4, 176)	0.0295
H1: $b_1=0$   $b_2=b_3=0$	3.338856	(4, 180)	0.0115
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	0.522749	(4, 171)	0.7191
H0E: $b_1=b_3=0$	1.260660	(6, 171)	0.2781
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			



## 7.4 Thái Lan

### Quy tắc Taylor phi tuyến

Smooth Threshold Linearity Tests

Date: 06/20/18 Time: 10:02

Sample: 2000M01 2016M12

Included observations: 189

Test for nonlinearity using INF\_TL(1) as the threshold variable

Taylor series alternatives:  $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$

Null Hypothesis	Linearity Tests		p-value
	F-statistic	d.f.	
H04:			
$b_1=b_2=b_3=b_4=0$	5.768363	(12, 173)	0.0000
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	7.454985	(9, 176)	0.0000
H02: $b_1=b_2=0$	10.32505	(6, 179)	0.0000
H01: $b_1=0$	14.44945	(3, 182)	0.0000

The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$  for all  $j>i$ ).

Null Hypothesis	Terasvirta Sequential Tests		p-value
	F-statistic	d.f.	
H3: $b_3=0$	1.531057	(3, 176)	0.2081
H2: $b_2=0   b_3=0$	5.200246	(3, 179)	0.0018
H1: $b_1=0  $ $b_2=b_3=0$	14.44945	(3, 182)	0.0000

All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).

Linear model is rejected at the 5% level using H03.

Recommended model: first-order logistic.

$$\cdot \Pr(H1) \leq \Pr(H2)$$

Null Hypothesis	Escribano-Jorda Tests		p-value
	F-statistic	d.f.	
H0L: $b_2=b_4=0$	0.939365	(5, 173)	0.4569
H0E: $b_1=b_3=0$	3.858420	(4, 173)	0.0050

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.

$$\cdot \Pr(H0L) \geq \Pr(H0E) \text{ with } \Pr(H0L) \geq .05 \text{ and } \Pr(H0E) < .05).$$

Quy tắc Taylor phi tuyến mở rộng với tỷ giá hối đoái

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/20/18 Time: 10:07			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Test for nonlinearity using INF TL(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	4.979601	(15, 169)	0.0000
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	6.148434	(12, 172)	0.0000
H02: $b_1=b_2=0$	8.901039	(8, 176)	0.0000
H01: $b_1=0$	12.70006	(4, 180)	0.0000
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.745992	(4, 172)	0.5619
H2: $b_2=0   b_3=0$	4.199146	(4, 176)	0.0028
H1: $b_1=0  $ $b_2=b_3=0$	12.70006	(4, 180)	0.0000
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	0.972980	(7, 168)	0.4527
H0E: $b_1=b_3=0$	3.174550	(6, 168)	0.0056
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).			

## 7.5 Việt Nam

## Quy tắc Taylor phi tuyến

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/19/18 Time: 16:40			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 192			
Test for nonlinearity using INF VN(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	3.305065	(8, 180)	0.0015
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	3.789143	(7, 181)	0.0007
H02: $b_1=b_2=0$	2.887711	(6, 182)	0.0103
H01: $b_1=0$	1.824196	(3, 185)	0.1443
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	8.485154	(1, 181)	0.0040
H2: $b_2=0   b_3=0$	3.866432	(3, 182)	0.0103
H1: $b_1=0  $ $b_2=b_3=0$	1.824196	(3, 185)	0.1443
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	1.721391	(3, 180)	0.1642
H0E: $b_1=b_3=0$	0.186841	(3, 180)	0.9053
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			

Quy tắc Taylor phi tuyến mờ rộng với tỷ giá hối đoái

Smooth Threshold Linearity Tests			
Date: 06/19/18 Time: 16:37			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 192			
Test for nonlinearity using INF_VN(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	3.222973	(11, 176)	0.0005
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	3.561645	(10, 177)	0.0003
H02: $b_1=b_2=0$	2.533933	(8, 179)	0.0123
H01: $b_1=0$	1.700797	(4, 183)	0.1517
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	6.993717	(2, 177)	0.0012
H2: $b_2=0   b_3=0$	3.282224	(4, 179)	0.0126
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	1.700797	(4, 183)	0.1517
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
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: $b_2=b_4=0$	2.282535	(4, 176)	0.0623
H0E: $b_1=b_3=0$	1.254075	(5, 176)	0.2860
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			

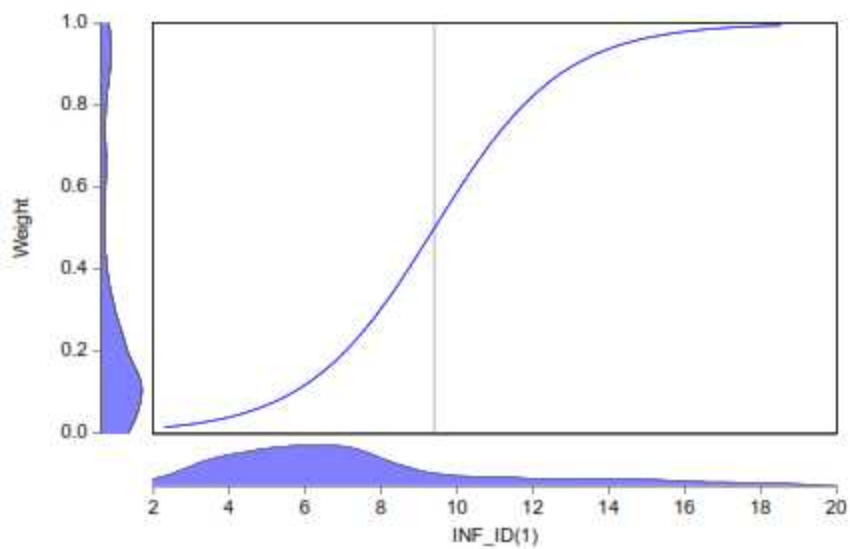
## PHỤ LỤC 8: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG QUY TẮC TAYLOR PHI TUYẾN

### 8.1 Indonesia

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE ID				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/19/18 Time: 17:45				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF ID(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 8 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	2.458080	1.513217	1.624407	0.1060
NARATE ID(-1)	0.599186	0.111831	5.357983	0.0000
INF ID(1)	-0.146871	0.487698	-0.301151	0.7636
GAPIPID	8.458757	4.871501	1.736376	0.0842
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	5.732303	5.812008	0.986286	0.3253
NARATE ID(-1)	0.172145	0.172745	0.996522	0.3203
INF ID(1)	-0.191420	0.366451	-0.522362	0.6021
GAPIPID	-11.87902	6.764815	-1.756002	0.0808
Slopes				
SLOPE	0.591231	0.481619	1.227590	0.2212
Thresholds				
THRESHOLD	9.405694	1.647584	5.708778	0.0000
R-squared	0.821639	Mean dependent var	7.348095	
Adjusted R-squared	0.812671	S.D. dependent var	3.350416	
S.E. of regression	1.450112	Akaike info criterion	3.632617	
Sum squared resid	376.4054	Schwarz criterion	3.804138	
Log likelihood	-333.2823	Hannan-Quinn criter.	3.702104	
F-statistic	91.62016	Durbin-Watson stat	2.431931	
Prob(F-statistic)	0.000000			

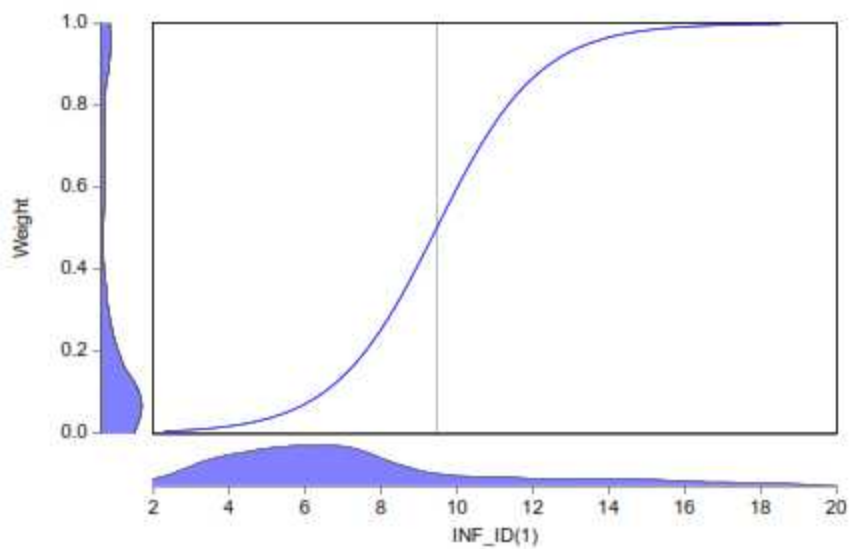
Threshold Weight Function  
Logistic (c = 9.40569)



Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE ID				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/19/18 Time: 17:48				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF ID(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	1.783648	5.791670	0.307968	0.7585
NARATE ID(-1)	0.577928	0.096434	5.993013	0.0000
INF ID(1)	-0.063717	0.259687	-0.245362	0.8065
GAPIPID	7.364999	3.898180	1.889343	0.0605
LOGREERID	0.134707	1.205290	0.111764	0.9111
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-24.10643	18.35291	-1.313493	0.1907
NARATE ID(-1)	0.072037	0.168884	0.426550	0.6702
INF ID(1)	-0.270456	0.255833	-1.057159	0.2919
GAPIPID	-11.55456	5.873061	-1.967383	0.0507
LOGREERID	6.619323	4.351112	1.521294	0.1300
Slopes				
SLOPE	0.739449	0.438176	1.687559	0.0933
Thresholds				
THRESHOLD	9.468407	1.047393	9.039972	0.0000
R-squared	0.826757	Mean dependent var	7.348095	
Adjusted R-squared	0.815991	S.D. dependent var	3.350416	
S.E. of regression	1.437205	Akaike info criterion	3.624665	
Sum squared resid	365.6040	Schwarz criterion	3.830490	
Log likelihood	-330.5308	Hannan-Quinn criter.	3.708050	
F-statistic	76.78970	Durbin-Watson stat	2.341321	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Threshold Weight Function  
Logistic (c = 9.46841)



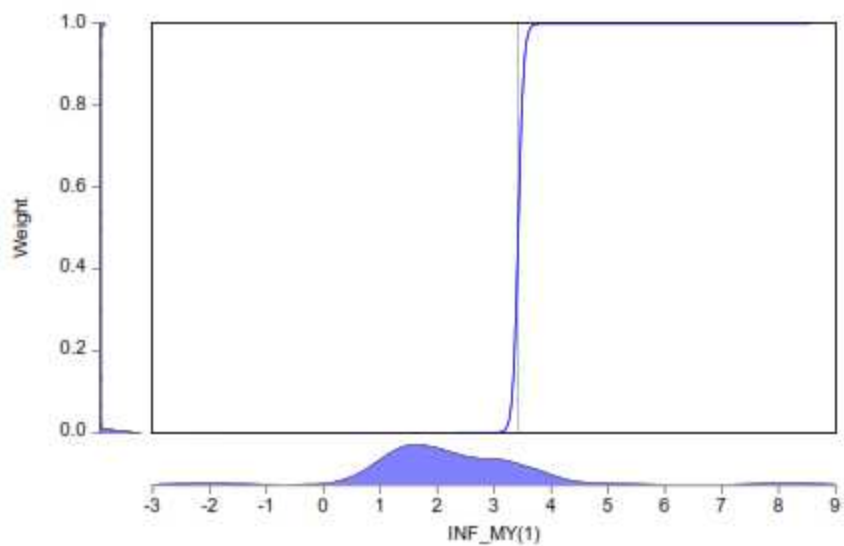


## 8.2 Malaysia

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE_MY				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/20/18 Time: 08:28				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF_MY(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	0.055773	0.043466	1.283144	0.2011
NARATE_MY(-1)	0.980481	0.016481	59.49257	0.0000
INF_MY(1)	0.001485	0.006295	0.235953	0.8137
GAPIPMY	0.293507	0.151981	1.931210	0.0550
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	0.546885	0.186885	2.926323	0.0039
NARATE_MY(-1)	-0.159343	0.064762	-2.460417	0.0148
INF_MY(1)	-0.008218	0.012112	-0.678523	0.4983
GAPIPMY	1.996287	0.414060	4.821252	0.0000
Slopes				
SLOPE	21.15824	32.79759	0.645116	0.5197
Thresholds				
THRESHOLD	3.431374	0.090456	37.93402	0.0000
R-squared	0.970402	Mean dependent var	2.926032	
Adjusted R-squared	0.968913	S.D. dependent var	0.381510	
S.E. of regression	0.067265	Akaike info criterion	-2.508883	
Sum squared resid	0.809909	Schwarz criterion	-2.337362	
Log likelihood	247.0895	Hannan-Quinn criter.	-2.439396	
F-statistic	652.0708	Durbin-Watson stat	1.371191	
Prob(F-statistic)	0.000000			

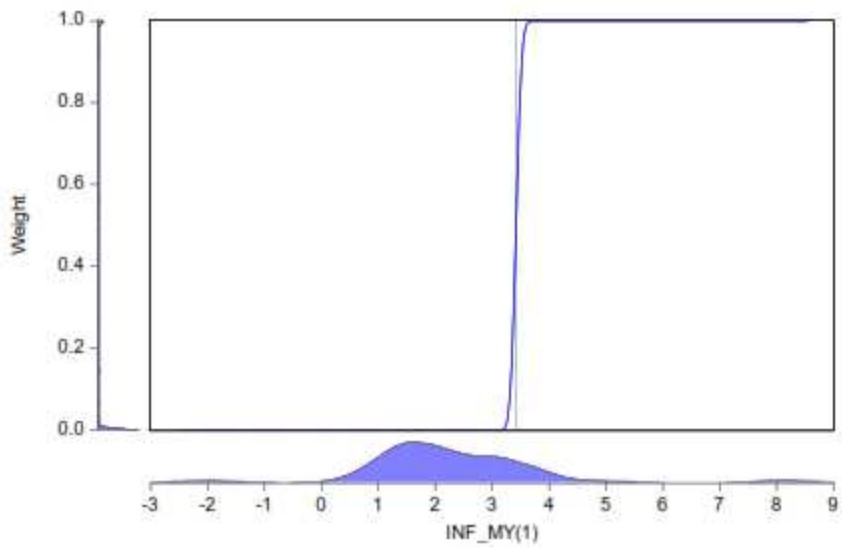
Threshold Weight Function  
Logistic (c = 3.43137)



Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE_MY				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Normal				
Date: 06/22/18 Time: 14:31				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF_MY(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	-0.843513	0.544872	-1.548093	0.1234
NARATE_MY(-1)	0.981049	0.016329	60.08166	0.0000
INF_MY(1)	0.001388	0.006240	0.222497	0.8242
GAPIPMY	0.322176	0.151954	2.120221	0.0354
LOGREERMY	0.196257	0.118509	1.656057	0.0995
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-0.554675	1.769691	-0.313430	0.7543
NARATE_MY(-1)	-0.152477	0.064408	-2.367364	0.0190
INF_MY(1)	-0.011881	0.012410	-0.957331	0.3397
GAPIPMY	1.986844	0.394902	5.031235	0.0000
LOGREERMY	0.240524	0.382044	0.629572	0.5298
Slopes				
SLOPE	12.60136	17.52485	0.719057	0.4731
Thresholds				
THRESHOLD	3.427033	0.087818	39.02442	0.0000
R-squared	0.971127	Mean dependent var	2.926032	
Adjusted R-squared	0.969332	S.D. dependent var	0.381510	
S.E. of regression	0.066811	Akaike info criterion	-2.512521	
Sum squared resid	0.790069	Schwarz criterion	-2.306695	
Log likelihood	249.4332	Hannan-Quinn criter.	-2.429136	
F-statistic	541.2030	Durbin-Watson stat	1.409103	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Threshold Weight Function  
Normal (c = 3.42703)

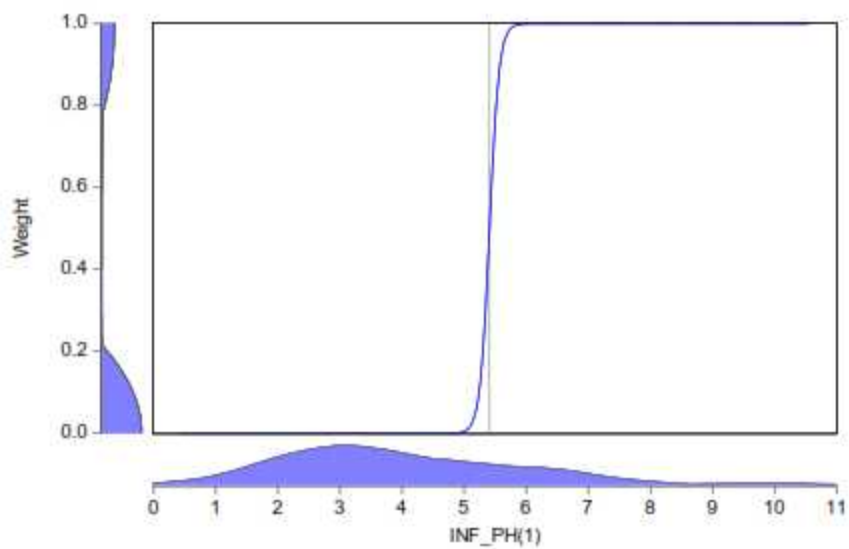


## 8.3 Philippines

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE PH				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/20/18 Time: 09:31				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF_PH(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 8 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	0.047126	0.064089	0.735320	0.4631
NARATE PH(-1)	0.981507	0.008668	113.2347	0.0000
INF PH(1)	-0.002430	0.017124	-0.141921	0.8873
GAPIPPH	0.530960	0.279062	1.902659	0.0587
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	1.506119	0.339724	4.433360	0.0000
NARATE PH(-1)	-0.140718	0.023144	-6.080074	0.0000
INF PH(1)	-0.066202	0.034968	-1.893216	0.0599
GAPIPPH	0.783523	0.466442	1.679787	0.0947
Slopes				
SLOPE	12.92055	15.05198	0.858395	0.3918
Thresholds				
THRESHOLD	5.418009	0.103602	52.29616	0.0000
R-squared	0.991982	Mean dependent var	5.453556	
Adjusted R-squared	0.991579	S.D. dependent var	2.338510	
S.E. of regression	0.214592	Akaike info criterion	-0.188697	
Sum squared resid	8.242905	Schwarz criterion	-0.017176	
Log likelihood	27.83186	Hannan-Quinn criter.	-0.119210	
F-statistic	2460.767	Durbin-Watson stat	1.719029	
Prob(F-statistic)	0.000000			

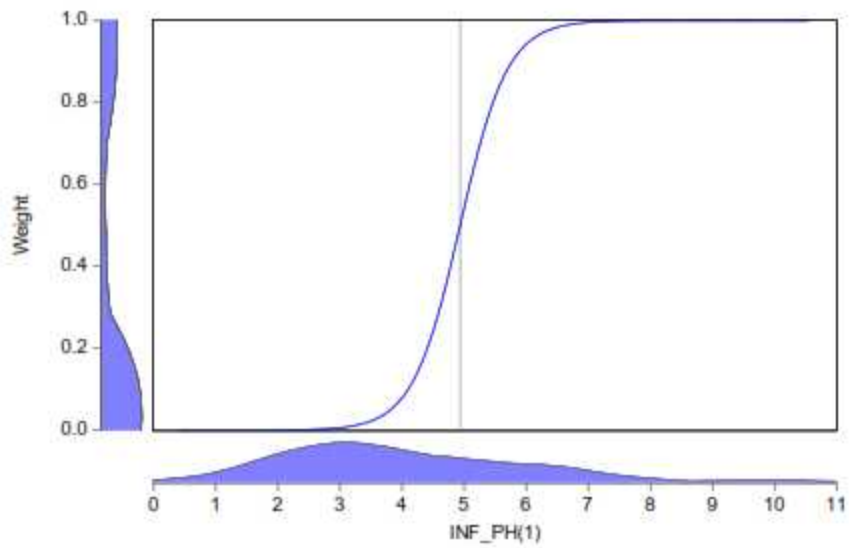
Threshold Weight Function  
Logistic (c = 5.41801)



Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE PH				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/20/18 Time: 09:43				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF_PH(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	4.179595	1.351317	3.092979	0.0023
NARATE PH(-1)	0.946237	0.020035	47.22822	0.0000
INF PH(1)	-0.029375	0.030094	-0.976111	0.3303
GAPIPPH	0.493476	0.280616	1.758546	0.0804
LOGREERPH	-0.850690	0.279256	-3.046269	0.0027
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	3.080667	2.237820	1.376638	0.1704
NARATE PH(-1)	-0.107221	0.046315	-2.315052	0.0218
INF PH(1)	0.005481	0.041799	0.131127	0.8958
GAPIPPH	0.326308	0.503464	0.648124	0.5177
LOGREERPH	-0.495749	0.470991	-1.052567	0.2940
Slopes				
SLOPE	2.623340	2.267320	1.157022	0.2488
Thresholds				
THRESHOLD	4.944692	0.510021	9.695076	0.0000
R-squared	0.993004	Mean dependent var		5.453556
Adjusted R-squared	0.992569	S.D. dependent var		2.338510
S.E. of regression	0.201586	Akaike info criterion		-0.303812
Sum squared resid	7.192748	Schwarz criterion		-0.097987
Log likelihood	40.71028	Hannan-Quinn criter.		-0.220428
F-statistic	2283.878	Durbin-Watson stat		1.826670
Prob(F-statistic)	0.000000			

Threshold Weight Function  
Logistic (c = 4.94469)





## 8.4 Thái Lan

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Dependent Variable: NARATE TL				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/20/18 Time: 10:03				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF TL(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 10 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	0.852070	0.796050	1.070373	0.2859
NARATE TL(-1)	0.345006	0.653432	0.527991	0.5982
INF TL(1)	0.005128	0.073769	0.069512	0.9447
GAPIPTL	2.130724	1.865738	1.142027	0.2550
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-0.868247	0.837924	-1.036188	0.3015
NARATE TL(-1)	0.705859	0.685097	1.030306	0.3043
INF TL(1)	-0.003133	0.055987	-0.055962	0.9554
GAPIPTL	-2.387817	1.981046	-1.205331	0.2297
Slopes				
SLOPE	0.529167	0.297013	1.781629	0.0765
Thresholds				
THRESHOLD	-1.039164	2.996285	-0.346817	0.7291
R-squared	0.984791	Mean dependent var		2.283439
Adjusted R-squared	0.984026	S.D. dependent var		1.042572
S.E. of regression	0.131769	Akaike info criterion		-1.164067
Sum squared resid	3.108010	Schwarz criterion		-0.992546
Log likelihood	120.0043	Hannan-Quinn criter.		-1.094580
F-statistic	1287.780	Durbin-Watson stat		1.763402
Prob(F-statistic)	0.000000			

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Dependent Variable: NARATE_TL				
Method: Smooth Threshold Regression				
Transition function: Logistic				
Date: 06/20/18 Time: 10:07				
Sample (adjusted): 2000M12 2016M08				
Included observations: 189 after adjustments				
Threshold variable: INF_TL(1)				
Starting values: Grid search with concentrated regression coefficients				
Ordinary standard errors & covariance using outer product of gradients				
Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	-31.69526	104.5138	-0.303264	0.7620
NARATE_TL(-1)	-0.941959	5.905968	-0.159493	0.8735
INF_TL(1)	-0.025111	0.293282	-0.085620	0.9319
GAPIPTL	2.897746	7.078537	0.409371	0.6828
LOGREERTL	7.365931	23.96043	0.307421	0.7589
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	34.58515	105.3893	0.328166	0.7432
NARATE_TL(-1)	2.011081	5.943246	0.338381	0.7355
INF_TL(1)	0.011241	0.260857	0.043094	0.9657
GAPIPTL	-2.974837	7.078422	-0.420268	0.6748
LOGREERTL	-7.992370	24.13282	-0.331183	0.7409
Slopes				
SLOPE	0.419829	0.256558	1.636390	0.1035
Thresholds				
THRESHOLD	-4.305241	10.05579	-0.428136	0.6691
R-squared	0.985341	Mean dependent var		2.283439
Adjusted R-squared	0.984430	S.D. dependent var		1.042572
S.E. of regression	0.130093	Akaike info criterion		-1.179755
Sum squared resid	2.995558	Schwarz criterion		-0.973930
Log likelihood	123.4869	Hannan-Quinn criter.		-1.096370
F-statistic	1081.581	Durbin-Watson stat		1.756631
Prob(F-statistic)	0.000000			

## PHỤ LỤC 9: KIỂM TRA SỰ TỒN TẠI TÍNH PHI TUYẾN

### 9.1 Indonesia

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests			
Date: 06/22/18 Time: 14:00			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Additive nonlinearity tests using INF ID(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Additive Nonlinearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	0.796632	(7, 172)	0.5911
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	0.796632	(7, 172)	0.5911
H02: $b_1=b_2=0$	0.729942	(6, 173)	0.6261
H01: $b_1=0$	0.218389	(3, 176)	0.8835
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	1.191914	(1, 172)	0.2765
H2: $b_2=0   b_3=0$	1.240599	(3, 173)	0.2966
H1: $b_1=0  $ $b_2=b_3=0$	0.218389	(3, 176)	0.8835
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
Original model is not rejected at the 5% level using H03.			
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: $b_2=b_4=0$	2.126660	(2, 172)	0.1224
H0E: $b_1=b_3=0$	0.862816	(3, 172)	0.4616
All tests are based on the fourth-order Taylor expansion.			
Original model is not rejected at the 5% level using H04.			

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests			
Date: 06/22/18 Time: 14:02			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Additive nonlinearity tests using INF ID(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Additive Nonlinearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	1.119099	(9, 168)	0.3518
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	1.119099	(9, 168)	0.3518
H02: $b_1=b_2=0$	0.785268	(8, 169)	0.6163
H01: $b_1=0$	0.363590	(4, 173)	0.8343
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	3.689761	(1, 168)	0.0564
H2: $b_2=0   b_3=0$	1.205220	(4, 169)	0.3105
H1: $b_1=0  $ $b_2=b_3=0$	0.363590	(4, 173)	0.8343
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
Original model is not rejected at the 5% level using H03.			
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: $b_2=b_4=0$	2.744733	(3, 168)	0.0447
H0E: $b_1=b_3=0$	1.462769	(4, 168)	0.2157
All tests are based on the fourth-order Taylor expansion.			
Original model is not rejected at the 5% level using H04.			

## 9.2 Malaysia

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests			
Date: 06/22/18 Time: 14:17			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Additive nonlinearity tests using INF MY(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Additive Nonlinearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	2.101913	(8, 171)	0.0381
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	2.032874	(7, 172)	0.1536
H02: $b_1=b_2=0$	2.373465	(6, 173)	0.0315
H01: $b_1=0$	2.831397	(3, 176)	0.0399
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.066195	(1, 172)	0.7973
H2: $b_2=0   b_3=0$	1.873382	(3, 173)	0.1359
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	2.831397	(3, 176)	0.0399
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
Original model is not rejected at the 5% level using H03.			
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: $b_2=b_4=0$	0.878321	(3, 171)	0.4536
H0E: $b_1=b_3=0$	1.042698	(3, 171)	0.3751
All tests are based on the fourth-order Taylor expansion.			
Original model is rejected at the 5% level using H04.			
Recommended model: first-order logistic with nonzero threshold.			
. $\Pr(H0L) \geq \Pr(H0E)$ with $\Pr(H0E) \geq .05$			

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests			
Date: 06/22/18 Time: 14:27			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Additive nonlinearity tests using INF_MY(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Additive Nonlinearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	1.737541	(10, 167)	0.0762
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	1.636942	(9, 168)	0.1084
H02: $b_1=b_2=0$	1.849832	(8, 169)	0.0711
H01: $b_1=0$	2.263677	(4, 173)	0.0643
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.019664	(1, 168)	0.8886
H2: $b_2=0   b_3=0$	1.414303	(4, 169)	0.2313
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	2.263677	(4, 173)	0.0643
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
Original model is not rejected at the 5% level using H03.			
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: $b_2=b_4=0$	0.673938	(4, 167)	0.6109
H0E: $b_1=b_3=0$	0.780662	(4, 167)	0.5392
All tests are based on the fourth-order Taylor expansion.			
Original model is not rejected at the 5% level using H04.			

### 9.3 Philippines

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai

Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests			
Date: 06/20/18 Time: 09:32			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Additive nonlinearity tests using INF PH(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Additive Nonlinearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	2.081824	(8, 171)	0.0400
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	2.320509	(7, 172)	0.0276
H02: $b_1=b_2=0$	2.627705	(6, 173)	0.0183
H01: $b_1=0$	1.058946	(3, 176)	0.3680
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.520988	(1, 172)	0.4714
H2: $b_2=0   b_3=0$	4.139789	(3, 173)	0.0073
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	1.058946	(3, 176)	0.3680
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
Original 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: $b_2=b_4=0$	2.505021	(3, 171)	0.0608
H0E: $b_1=b_3=0$	3.398067	(3, 171)	0.0192
All tests are based on the fourth-order Taylor expansion.			
Original 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).			

Quy tắc Taylor phi tuyến phiên bản hướng tới tương lai mở rộng với TGHD

Smooth Threshold Remaining Nonlinearity Tests			
Date: 06/20/18 Time: 09:47			
Sample: 2000M01 2016M12			
Included observations: 189			
Additive nonlinearity tests using INF_PH(1) as the threshold variable			
Taylor series alternatives: $b_0 + b_1*s [ + b_2*s^2 + b_3*s^3 + b_4*s^4 ]$			
Additive Nonlinearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: $b_1=b_2=b_3=b_4=0$	1.209136	(11, 166)	0.2845
H03: $b_1=b_2=b_3=0$	1.335167	(10, 167)	0.2155
H02: $b_1=b_2=0$	1.627845	(8, 169)	0.1202
H01: $b_1=0$	0.716620	(4, 173)	0.5816
The H0i test uses the i-th order Taylor expansion ( $b_j=0$ for all $j>i$ ).			
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: $b_3=0$	0.224233	(2, 167)	0.7994
H2: $b_2=0   b_3=0$	2.513985	(4, 169)	0.0435
H1: $b_1=0   b_2=b_3=0$	0.716620	(4, 173)	0.5816
All tests are based on the third-order Taylor expansion ( $b_4=0$ ).			
Original model is not rejected at the 5% level using H03.			
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: $b_2=b_4=0$	2.492784	(4, 165)	0.0450
H0E: $b_1=b_3=0$	2.598024	(6, 165)	0.0197
All tests are based on the fourth-order Taylor expansion.			
Original model is not rejected at the 5% level using H04.			