

BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ TP. HỒ CHÍ MINH

NGUYỄN PHẠM ANH KHOA

MÔ HÌNH DỰ BÁO SMALL BVAR-DSGE
CHO NỀN KINH TẾ VIỆT NAM

LUẬN VĂN THẠC SỸ KINH TẾ

Tp. Hồ Chí Minh – Năm 2016

BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ TP. HỒ CHÍ MINH

NGUYỄN PHẠM ANH KHOA

MÔ HÌNH DỰ BÁO SMALL BVAR-DSGE
CHO NỀN KINH TẾ VIỆT NAM

Chuyên ngành: Tài Chính- Ngân Hàng

Mã Số: 60340201

LUẬN VĂN THẠC SỸ KINH TẾ

NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC:

TS. VŨ VIỆT QUẢNG

Tp. Hồ Chí Minh – Năm 2016

LỜI CAM ĐOAN

Tôi xin cam đoan bài nghiên cứu “Mô hình dự báo SMALL BVAR-DSGE cho nền kinh tế Việt Nam”, là công trình nghiên cứu của tôi. Các số liệu nêu trong luận văn là trung thực và chưa từng được ai công bố trong bất kỳ công trình nào khác.

Tôi xin cam đoan rằng mọi sự giúp đỡ cho việc thực hiện luận văn này đã được cảm ơn và các thông tin trích dẫn trong luận văn đã được chỉ rõ nguồn gốc.

TP.HCM, Ngày 11 Tháng 5 Năm 2016

Học viên thực hiện luận văn

Nguyễn Phạm Anh Khoa

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium
	Mô hình cân bằng động tổng thể ngẫu nhiên
RBC	Real Business Cycle
	Lý thuyết chu kỳ kinh doanh
GDP	Gross Domestic Product
	Tổng sản phẩm quốc nội
UIP	Uncovered Interest Rate Parity
	Ngang giá lãi suất không phòng ngừa
CPI	Consumer Price Index
	Chỉ số giá tiêu dùng
PPP	Purchasing Power Parity
	Ngang giá sức mua
REER	Real Effective Exchange Rate
	Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực
NEER	Nominal Effective Exchange Rate
	Tỷ giá hối đoái hiệu dụng danh nghĩa
AR	Auto Regressive

	Tự hồi quy
VAR	Vector Auto-Regression
	Mô hình Vector tự hồi quy
BVAR	Bayesian VAR
	Mô hình VAR được ước lượng bằng phương pháp Bayesian
MCMC	Markov Chain Monte Carlo
SOE	Small Open Economy
	Nền kinh tế mở, nhỏ
IMF	International Monetary Fund
	Quỹ tiền tệ quốc tế
SBV	State Bank of Vietnam
	Ngân hàng nhà nước Việt Nam

MỤC LỤC

Tóm Tắt	1
1. Giới thiệu chung về nghiên cứu	2
1.1 Lý do chọn đề tài	2
1.2 Mục tiêu nghiên cứu	2
1.3 Phương pháp nghiên cứu	2
1.4 Nội dung nghiên cứu	3
1.5 Đóng góp của đề tài	4
2. Khung lý thuyết về dự báo và tổng quan các nghiên cứu trước đây	4
2.1 Khung lý thuyết về dự báo	4
2.1.1 Môi trường kinh tế lượng	6
2.1.2 So sánh giữa hai mô hình có thể kiểm định khả năng dự báo	8
2.1.2.1 West (1996)	9
2.1.2.2 Giacomini và White (2006)	10
2.1.3 So sánh giữa hai mô hình (có điều kiện) về khả năng dự báo	11
2.1.4 So sánh giữa nhiều mô hình có thể kiểm định khả năng dự báo	12
2.1.5 Những vấn đề còn bỏ ngỏ trong đánh giá dự báo	14
2.2 Các mô hình DSGE trong thực nghiệm	16
2.2.1 Thomas A. Lubik, Frank Schorfheide (2007)	16
2.2.2 Tingguo Zheng, Huiming Guo (2013)	17
2.3 Tiềm nghiệm từ mô hình DSGE cho mô hình VAR	18
2.3.1 Marco Del Negro, Frank Schorfheide (2004)	18
2.3.2 Andrew Hodge, Tim Robinson, Robyn Stuart (2008)	19
3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu	20
3.1 Mô hình DSGE	20
3.1.1 Lý thuyết của mô hình DSGE	20

3.1.2 Các trường phái trong mô hình DSGE	22
3.1.3 Ưu điểm của mô hình DSGE	22
3.1.4 Nhược điểm của mô hình DSGE.....	25
3.2 Xây dựng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ ở Việt Nam.....	25
3.2.1 Giới thiệu mô hình DSGE nền tảng	25
3.2.2 Mô hình Lubik và Schorfheide	34
3.2.4 Mô hình DSGE dùng để dự báo cho nền kinh tế mở Việt Nam	37
3.3 Phương pháp ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE.....	39
3.3.1 Một số ghi chú.....	39
3.3.2 Tiên nghiệm cho các thông số trong mô hình VAR.....	39
3.3.3 Tiên nghiệm cho các thông số của mô hình DSGE	40
3.3.4 Phân phối hậu nghiệm của mô hình VAR.....	40
3.3.5 Lựa chọn độ trễ và trọng số cho tiên nghiệm, λ	40
3.4 Dữ liệu nghiên cứu và lựa chọn tiên nghiệm cho mô hình DSGE	41
3.4.1 Tiên nghiệm cho mô hình DSGE	41
3.4.2 Các bước để ước lượng cho mô hình DSGE-VAR	45
3.4.3 Dữ liệu nghiên cứu.....	46
4. Kết quả thực nghiệm.....	55
4.1 Mô hình DSGE	55
4.2 Lựa chọn hệ số tỉ lệ λ và độ trễ cho mô hình VAR	57
5. Kết luận	61
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO	

DANH MỤC CÁC BẢNG BIỂU

<i>Bảng 3.1: So sánh các mô hình ước lượng</i>	23
<i>Bảng 3.2 : Phân bổ giá trị cho các thông số trong mô hình nghiên cứu</i>	42
<i>Bảng 4.1: Kết quả ước lượng mô hình DSGE với độ trễ 3 và $\lambda=2.5$</i>	55
<i>Bảng 4.2: RMSE của mô hình BVAR-DSGE với các hệ số λ</i>	59

DANH MỤC CÁC HÌNH VẼ, ĐỒ THỊ

<i>Hình 3.1: Phân phối tiền nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE</i>	44
<i>Hình 3.2: GDP thực bình quân đầu người từ tháng 01/2000 – 12/2014</i>	47
<i>Hình 3.3: GDP thực bình quân đầu người từ quý 01/2000 – 4/2014</i>	48
<i>Hình 3.4: Chỉ số giá tiêu dùng từ tháng 01/2000 – 12/2014</i>	49
<i>Hình 3.5: Diễn biến của lạm phát theo CPI từ quý 02/2000 – 4/2014</i>	50
<i>Hình 3.6: Diễn biến của lãi suất tái cấp vốn từ tháng 01/2000 – 12/2014</i>	51
<i>Hình 3.7: Diễn biến của lãi suất tái cấp vốn từ quý 01/2000 – 4/2014</i>	51
<i>Hình 3.8: Tỷ giá hiệu lực danh nghĩa từ 01/2000 – 12/2014</i>	53
<i>Hình 3.9: Thay đổi tỷ giá hiệu lực danh nghĩa từ quý 02/2000 – 4/2014</i>	53
<i>Hình 3.10: Thay đổi điều khoản thương mại từ quý 02/2000 – 4/2014</i>	54
<i>Hình 4.1 : Mối quan hệ giữa phân phối tiền nghiệm và hậu nghiệm</i>	57

MÔ HÌNH DỰ BÁO SMALL BVAR-DSGE CHO NỀN KINH TẾ VIỆT NAM

Tóm Tắt

Bài nghiên cứu này được thực hiện để ước lượng một mô hình DSGE cho nền kinh tế Việt Nam với mục tiêu có thể dự báo cho những biến vĩ mô chính như tổng sản phẩm quốc nội, lạm phát hay lãi suất. Khác với những mô hình dự báo chỉ dựa trên nền tảng thống kê thuần túy, mô hình BVAR-DSGE sử dụng nguồn thông tin tiên nghiệm từ mô hình DSGE để đưa vào mô hình BVAR. Kết quả dự báo cho thấy mô hình hoàn toàn có thể cạnh tranh với những mô hình dự báo truyền thống khác như Minnesota VAR.

Từ khóa chính: BVAR-DSGE, dự báo, nền kinh tế mở - nhỏ

1. Giới thiệu chung về nghiên cứu

1.1 Lý do chọn đề tài

Dự báo luôn là một công việc khó khăn nhưng đây lại là một trong những chức năng quan trọng của ngân hàng trung ương các nước. Do đó các ngân hàng luôn dành một nguồn lực đáng kể để phục vụ cho quá trình dự báo cũng như để hiểu về tình trạng hiện tại của nền kinh tế. Và với những mục tiêu đó thì các ngân hàng luôn xây dựng nhiều mô hình kinh tế cho việc phân tích cũng như dự báo. Tuy nhiên, mỗi mô hình lại có ưu, khuyết điểm cũng như có sự phù hợp với dữ liệu khác nhau nên không có một mô hình gọi là tối ưu cho tất cả. Vì vậy việc quan trọng là có thể kết hợp sức mạnh trong việc phân tích tác động của chính sách vĩ mô cũng như khả năng dự báo của các mô hình và đây cũng là mục tiêu hướng tới của đề tài.

1.2 Mục tiêu nghiên cứu

Đề tài tập trung vào việc xây dựng một mô hình DSGE đơn giản cho trường hợp nền kinh tế mở và nhỏ ở Việt Nam. Ước lượng các tham số của mô hình và xem xét sử dụng những thông tin từ kết quả ước lượng của mô hình DSGE sang cho mô hình BVAR nhằm dự báo cho một số biến vĩ mô chính.

1.3 Phương pháp nghiên cứu

Đề tài xây dựng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ ở Việt Nam với các biến quan sát: lỗ hồng sản lượng, lạm phát, lãi suất danh nghĩa, thay đổi của tỷ giá hối đoái danh nghĩa và tỷ giá thương mại. Xây dựng phân phối tiên nghiệm cho các thông số chưa biết của mô hình. Sau đó từ các biến quan sát, phân phối tiên nghiệm được thiết lập từ trước và sử dụng phương pháp DSGE-VAR để xây dựng phân phối hậu nghiệm cho các thông số trong mô hình. Kết quả có được từ việc ước lượng các thông số của mô hình và hàm likelihood sẽ giúp xác định giá trị của các thông số trong mô hình BVAR. Từ đó việc dự báo với mô hình BVAR sẽ được thực hiện.

1.4 Nội dung nghiên cứu

Đề tài được thực hiện dựa trên ý tưởng của bốn bài nghiên cứu chính: Lubik, Frank Schorfheide (2007): “Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation” ; Tingguo Zheng, Huiming Guo (2013): “Estimating a small open economy DSGE model with indeterminacy: Evidence from China”; Del Negro, Frank Schorfheide (2004): “Priors from general equilibrium models for VARS”; Andrew Hodge, Tim Robinson and Robyn Stuart (2008): “A small BVAR-DSGE model for forecasting the Australian Economy”

Việc xây dựng mô hình DSGE của đề tài cũng như lựa chọn tiên nghiệm cho các thông số trong mô hình dựa theo 2 bài báo đầu tiên.

Cách thực hiện việc chuyển đổi từ phân phối hậu nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE sang giá trị của các thông số trong mô hình BVAR dựa trên ý tưởng của 2 bài báo sau cùng.

Vì hạn chế về thời gian thực hiện nên đề tài chỉ tập trung vào việc xây dựng mô hình DSGE cũng như dự báo mà không thực hiện việc phân tích hàm phản ứng xung có được từ mô hình DSGE.

Phần còn lại của nghiên cứu được trình bày như sau:

Phần 2: trình bày khung lý thuyết - tổng quan các nghiên cứu trước đây.

Phần 3: giới thiệu phương pháp nghiên cứu và mô tả dữ liệu.

Phần 4: báo cáo kết quả thực nghiệm.

Phần 5: đưa ra kết luận nghiên cứu.

1.5 Đóng góp của đề tài

Xây dựng được một mô hình BVAR-DSGE cơ bản để so sánh, phân tích và dự báo phần nào cho nền kinh tế Việt Nam. Khả năng dự báo của mô hình có thể được cải thiện nếu có nguồn dữ liệu dài hơn, tiền nghiệm của các thông số được nghiên cứu kỹ lưỡng hơn là được đưa vào từ mô hình của Trung Quốc và Úc.

2. Khung lý thuyết về dự báo và tổng quan các nghiên cứu trước đây

2.1 Khung lý thuyết về dự báo

Dự báo là một quá trình đưa ra các nhận định về tương lai dựa vào những thông tin có sẵn trong quá khứ và hiện tại, cũng như phân tích xu hướng. Dự báo xuất hiện trong rất nhiều lĩnh vực của cuộc sống và tùy vào đối tượng được dự báo, kiểu dữ liệu thu thập được, khả năng tính toán thì có nhiều phương pháp cũng như mô hình dự báo được xây dựng. Tuy nhiên để có thể lựa chọn một phương pháp hay mô hình dự báo phù hợp với mục tiêu dự báo thì cần có một phương pháp đánh giá cũng như so sánh kết quả dự báo có được từ các mô hình khác nhau. Trong phần này sẽ trình bày tổng quan về một số phương pháp có sẵn được sử dụng để đánh giá kết quả dự báo bao gồm những giả định, tính hữu ích cũng như cách hiện thực.

Một trong những lĩnh vực nghiên cứu quan trọng trong vài thập niên qua là phát triển những kỹ thuật kinh tế lượng để có thể đánh giá chính xác khả năng của các mô hình dự báo. Vấn đề này có thể được xem xét dưới ngữ cảnh của lý thuyết ra quyết định là nếu y_{t+1} là giá trị của biến cần quan tâm và f_t là kết quả dự báo được thực hiện tại thời điểm t thì độ chính xác của f_t được thể hiện bởi hàm sai số kì vọng $E[L(y_{t+1}, f_t)]$ trong đó việc lựa chọn hàm sai số $L(.)$ thể hiện kiểu dự báo là điểm, khoảng hay mật độ và vấn đề cần quan tâm của người làm dự báo. Phần lớn các nghiên cứu thực tế tập trung vào hàm sai số là bình phương hay giá trị tuyệt đối, tuy nhiên cũng có những nghiên cứu sử dụng các hàm tính toán sai số khác như Diebold và Lopez (1996), Amisano và Giacomini (2007), Giacomini và Komunjer (2005),

Leitch và Tanner (1991), West, Edison và Cho (1993), Elliott, Komunjer và Timmermann (2005).

Trong thực tế, sai số kì vọng của một dự báo được tính toán từ dữ liệu được lấy mẫu. Điều này có thể được thực hiện theo một cách tương đối trực tiếp nếu dữ liệu bao gồm một chuỗi các dự báo và các mẫu đối chiếu tương ứng, đây là trường hợp dùng để phân tích độ chính xác của các dự báo dựa trên kết quả khảo sát. Một số phương pháp kinh tế lượng được sử dụng cho kiểu dự báo này đã được chuẩn hóa và có thể tham khảo sách của Diebold (2007) để có thêm thông tin chi tiết. Tuy nhiên, trong một số tình huống khác thì người dự báo chỉ muốn tính toán độ chính xác của mô hình dựa trên chuỗi dữ liệu tài chính và vĩ mô theo thời gian. Chuỗi kết quả dự báo có được trong trường hợp này bằng cách thực hiện việc gọi là dự báo “out-of-sample”. Một cách đơn giản thì điều này liên quan đến việc một người giả vờ đi ngược lại thời gian tại thời điểm R trong tập mẫu với kích thước T và sau đó sử dụng tập dữ liệu có được đến thời điểm R để thực hiện việc dự báo cho thời điểm $R+1$. Tiếp tục sử dụng tập dữ liệu đến thời điểm R và dữ liệu dự báo tại thời điểm $R+1$ để dự báo cho thời điểm $R+2$. Lặp lại quá trình này để có được 1 chuỗi $P = T - R$ dự báo $\{f_t(\theta_t)\}_{t=R}^{T-1}$ và hàm sai số out-of-sample tương ứng là $\{L(y_{t+1}, f_t(\theta_t))\}_{t=R}^{T-1}$. Độ chính xác của dự báo sau đó được tính toán bằng cách lấy trung bình của hàm sai số out-of-sample

$$E[\widehat{L(y_{t+1}, f_t)}] = \frac{1}{P} \sum_{t=R}^{T-1} L(y_{t+1}, f_t(\theta_t)) \quad (1)$$

Với hàm sai số là bình phương thì cách tính độ chính xác của dự báo này được gọi là Mean Square Forecast Error (MSFE).

Tuy nhiên, cách tính toán độ chính xác này của dự báo thì nhìn chung chưa thể đại diện trực tiếp cho khả năng dự báo vì còn phụ thuộc vào đơn vị của y_t . Do đó, trong thực tế thì để kiểm tra độ chính xác, kết quả có được từ giá trị trung bình của sai số kì vọng sẽ được đem so sánh với một mô hình chuẩn hoặc với nhiều mô hình khác. Mặc dù có nhiều kĩ thuật khác nhau được sử dụng để so sánh giữa những

mô hình dự báo, nhưng nhìn chung thì ý tưởng cơ bản của các cách tiếp cận là xây dựng các kiểm định để thấy được sự khác biệt có ý nghĩa giữa các mô hình cạnh tranh với cùng một hàm tính toán sai số cho các dự báo out-of-sample, in-sample và ước lượng đệ quy cho các thông số trong mô hình.

Những rào cản về kỹ thuật kinh tế lượng khi phát triển những kiểm định này cũng được trình bày và điều cần lưu ý là có hay không những mô hình dự báo này là lồng ghép (khái niệm này có thể được hiểu là một mô hình có thể có được từ những mô hình khác bằng cách đưa ra những ràng buộc cho các thông số trong mô hình).

2.1.1 Môi trường kinh tế lượng

Trong phần này, giả định rằng nhà nghiên cứu đang quan tâm tới việc dự báo cho một chuỗi các biến y_t và đang có sẵn một số mô hình dự báo cạnh tranh. Kiểm định khả năng dự báo out-of-sample liên quan đến việc chia tập mẫu có kích thước T thành một tập dữ liệu in-sample với kích thước R và phần out-of-sample với kích thước P . Những mô hình cạnh tranh này sẽ thực hiện việc ước lượng bằng cách sử dụng dữ liệu từ 1 tới R và các thông số được sử dụng để tạo ra dự báo cho h bước trong tương lai. Mẫu dự báo đầu tiên của mô hình i được kí hiệu là $f_R^{(i)}(\widehat{\theta}_R)$. Một số cách tiếp cận được trình bày tiếp theo sẽ không giới hạn với một loại mô hình cụ thể nào như tuyến tính hay phi tuyến, trong khi đó thì những cách tiếp cận khác có thể chỉ phù hợp trong một số trường hợp đặc biệt như mô hình tuyến tính được ước lượng bằng phương pháp OLS. Những kết quả được dự báo tại thời điểm R được đem đi so sánh với những mẫu biết trước tương ứng y_{R+h} và hàm sai số cho mô hình i được biểu diễn bởi $L^{(i)}(y_{R+h}, f_R^{(i)}(\widehat{\theta}_R))$. Tập hợp các mẫu dự báo h bước thứ 2 có được tại thời điểm $R+1$ bằng cách giữ nguyên các thông số được ước lượng tại thời điểm $\widehat{\theta}_R$ và ước lượng lại với dữ liệu có được từ 1, ..., $R+1$ (recursive scheme) hoặc ước lượng lại các thông số của mô hình với dữ liệu từ 2, ..., $R+1$ (rolling scheme). Hàm sai số của mô hình i sẽ được biểu diễn bởi $L^{(i)}(y_{R+h+1}, f_{R+1}^{(i)}(\widehat{\theta}_{R+1}))$, trong đó thì $\widehat{\theta}_{R+1}$ phụ thuộc vào cách ước lượng mô hình. Lặp lại quá trình này cho đến khi hết

tất cả các mẫu quan sát sẽ tạo ra một chuỗi $P = T - h - R + 1$ out-of-sample sai số $\{L(y_{t+h}, f_R^{(i)}(\widehat{\theta}_R))\}_{t=R}^{T-h}$ cho mỗi mô hình i .

Một lưu ý quan trọng là hầu hết các kĩ thuật được trình bày phía dưới đều có thể được áp dụng mà không phân biệt kiểu dự báo là điểm, khoảng, xác suất hay mật độ. Chỉ có một điểm khác biệt duy nhất là lựa chọn hàm sai số phù hợp cho từng loại dự báo.

Một số hàm sai số được sử dụng cho dự báo điểm là:

- (i) Bình phương $L(y_{t+h}, f_t) = (y_{t+h} - f_t)^2$
- (ii) Sai số tuyệt đối $L(y_{t+h}, f_t) = |y_{t+h} - f_t|$
- (iii) Lin-lin $L(y_{t+h}, f_t) = (\alpha - 1(y_{t+h} - f_t < 0))(y_{t+h} - f_t)$ với $\alpha \in (0, 1)$
- (iv) Linex $L(y_{t+h}, f_t) = \exp(a(y_{t+h} - f_t)) - a(y_{t+h} - f_t) - 1$ với $a \in \mathbb{R}$
- (v) Direction-of-change $L(y_{t+h}, f_t) = 1\{\text{sign}(y_{t+h} - y_t) \neq \text{sign}(f_t - y_t)\}$

Một số hàm sai số được sử dụng trong việc dự báo các biến có điều kiện:

- (i) $L(y_{t+h}, f_t) = (\log(y_{t+h}^2) - \log(f_t))^2$
- (ii) $L(y_{t+h}, f_t) = (\frac{y_{t+h}^2}{f_t} - 1)^2$
- (iii) $L(y_{t+h}, f_t) = \log(f_t) + \frac{y_{t+h}^2}{f_t}$

Với dự báo xác suất, có thể sử dụng hàm sai số $L(y_{t+h}, f_t) = (f_t - I_t)^2$, trong đó $I_t = 1$ nếu biến cố xảy ra và bằng 0 cho trường hợp ngược lại. Đối với dự báo mật độ thì có thể đánh giá sai số bằng hàm $L(y_{t+h}, f_t) = \log f_t(y_{t+h})$.

2.1.2 So sánh giữa hai mô hình có thể kiểm định khả năng dự báo

Trong trường hợp chỉ có 2 mô hình để lựa chọn thì có thể so sánh sự chính xác giữa chúng bằng cách tính toán hàm sai số MSFE cho từng mô hình và lựa chọn mô hình có MSFE nhỏ hơn. Tuy nhiên, với một hàm sai số tổng quát thì một kiểm định để xem 2 mô hình này có cùng khả năng dự báo hay không có thể được thực hiện bằng cách xây dựng một chuỗi khác biệt về sai số theo thời gian $\{\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t)\}_{t=R}^{T-h}$ trong đó thì $\Delta L_{t+h} = L^{(1)}(y_{t+h}, f_t^{(1)}(\hat{\theta}_t)) - L^{(2)}(y_{t+h}, f_t^{(2)}(\hat{\theta}_t))$, sau đó thực hiện việc kiểm định t-test với giả thiết $H_0: \mu = 0$ trong công thức hồi quy

$$\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t) = \mu + \varepsilon_{t+h}, t = R, \dots, T-h. \quad (2)$$

Kiểm định này có một phân phối chuẩn bất cân xứng được sử dụng trong việc điều chỉnh sai số khi tính toán ε_{t+h} và sự phụ thuộc của ΔL_{t+h} khi ước lượng in-sample của các thông số trong mô hình. Vấn đề đầu tiên thì được giải quyết tương đối dễ dàng và được thực hiện bởi nhiều nghiên cứu trước đây kể từ khi Diebold và Mariano (1995) đề xuất một cách kiểm định thống kê

$$\left| \frac{\sqrt{P}\hat{\rho}}{\hat{\sigma}} \right| = \left| \frac{1}{\sqrt{P}} \sum_{t=R}^{T-h} \frac{\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t)}{\hat{\sigma}} \right| \quad (3)$$

trong đó thì $\hat{\sigma}$ là một sai số chuẩn của phương sai thay đổi và tự tương quan không chệch ví dụ như:

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{j=-q+1}^{q-1} (1 - |j/q|) P^{-1} \sum_{t=R}^{T-h} \Delta L_{t+h} \Delta L_{t+h-j} \quad (4)$$

với độ trễ $q = h - 1$. Khó khăn trong việc ước lượng không chắc chắn thì phức tạp hơn và là mục tiêu của nhiều nghiên cứu. Một cách tổng quát thì có 2 cách tiếp cận khác nhau tương ứng với 2 cách xấp xỉ bất đối xứng được dẫn xuất từ kiểm định xem khả năng dự báo của các mô hình là có tương đương nhau hay không. Hai cách tiếp cận đó có thể được đại diện bởi West (1996) và Giacomini và White (2006).

2.1.2.1 West (1996)

Ý tưởng chính trong phương pháp tiếp cận của West (1996) là những hiểu biết về sự phụ thuộc của ΔL_{t+h} đối với $\hat{\theta}_t$ và đề xuất một kiểm định có ý nghĩa về khả năng dự báo tương đương của hai mô hình đối với cả dự báo in-sample với kích thước R và dự báo out-of-sample với kích thước P tiến dần tới vô cùng. West (1996) đưa ra một kiểm định t-test với giả thiết $H_0: \mu = 0$ bằng việc điều chỉnh lại phương trình hồi qui (2) với biến phụ thuộc là một hàm của các thông số θ^* (có thể hiểu điều này là giới hạn về xác suất của $\hat{\theta}_t$ khi kích thước mẫu để ước lượng tăng đến vô cùng).

$$\Delta L_{t+h}(\theta^*) = \mu + \varepsilon_{t+h}, t = R, \dots, T-h. \quad (5)$$

Ý nghĩa thực tế của cách tiếp cận này là tập trung vào các thông số θ^* của mô hình khi mà kiểm định thống kê phụ thuộc vào cách ước lượng in-sample cho các thông số. Điều này có thể ảnh hưởng lên các hệ số ước lượng được sử dụng trong kiểm định. Một cách hình thức thì kiểm định được West thực hiện là

$$\frac{1}{P} \sum_{t=R}^{T-h} \frac{\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t)}{\hat{\sigma}}$$

trong đó thì $\hat{\sigma}$ là một sai số chuẩn tiệm cận hợp lý mà phản ánh khả năng đóng góp vào việc ước lượng in-sample cho các thông số của mô hình. Đóng góp chính về mặt kỹ thuật của West (1996) là chỉ ra cách xây dựng $\hat{\sigma}$ cho hầu hết các loại mô hình và phương pháp dự báo cũng như một số trường hợp đặc biệt mà trong đó sự không chắc chắn khi ước lượng các thông số thì không thích hợp và $\hat{\sigma}$ có cùng sai số chuẩn (4) như trong kiểm định của Diebold và Mariano (1995) (điều này có thể xảy ra khi so sánh MSFE của những mô hình được ước lượng bằng phương pháp OLS).

Tuy nhiên, cách tiếp cận này của West cũng có 2 bất lợi chính. Đầu tiên là liên quan đến vấn đề hiện thực của phương pháp này vì $\hat{\sigma}$ không được tính

toán một cách dễ dàng như sai số chuẩn trong kiểm định của Diebold và Mariano (1995) bởi vì nhìn chung thì việc này phụ thuộc vào các hệ số ước lượng được sử dụng trong cả hai mô hình và cách thực hiện việc ước lượng. Điểm bất lợi thứ hai có thể được xem như thuộc về bản chất nền tảng của phương pháp và đã được thảo luận trong một chuỗi các công bố được thực hiện bởi Clark và McCracken (2001, 2005) và McCracken (2007). Giới hạn chính trong nghiên cứu của West là cách tiếp cận này chỉ có thể được áp dụng khi so sánh giữa hai mô hình không có sự lồng ghép và do đó mà trong thực tế thì không thể được sử dụng để so sánh giữa một mô hình đang quan tâm với mô hình chuẩn mà có lồng ghép như mô hình tự hồi quy hay bước đi ngẫu nhiên. Lí do về mặt kĩ thuật của hạn chế này chính là phương pháp tiếp cận của West đòi hỏi một giới hạn về mặt xác suất của σ phải là một số dương cho cả R và P khi tiến về vô cùng mà điều này thì không phù hợp với những mô hình lồng ghép. Tuy nhiên, Clark và McCracken (2001, 2005) và McCracken (2007) đã chỉ ra rằng cũng có thể xây dựng một kiểm định có ý nghĩa về khả năng dự báo cho các mô hình thuộc những lớp mô hình có nhiều ràng buộc nhưng hàm phân phối tiệm cận sẽ không chuẩn và những giá trị dùng để so sánh trong kiểm định t-test phải được tính toán lại tùy vào trường hợp cụ thể.

2.1.2.2 Giacomini và White (2006)

Giacomini và White (2006) đã đề xuất một cách tiếp cận khác để so sánh khả năng dự báo của hai mô hình đó là tăng kích thước out-of-sample của P và giữ nguyên kích thước in-sample R. Với giả định này thì đã loại bỏ việc sử dụng mô hình đệ qui để ước lượng cho các thông số trong mô hình để thực hiện kiểm định. Ý tưởng cơ bản là đưa ra một kiểm định cho giả thiết $H_0: \mu = 0$ trong phương trình hồi quy:

$$\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t) = \mu + \varepsilon_{t+h}, t = R, \dots, T-h \quad (6)$$

trong đó thì biến phụ thuộc $\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t)$ là một hàm của các thông số được ước lượng thay vì tập các thông số θ^* . Điều này cũng nói lên sự khác biệt về mặt triết lý với

những đối tượng được quan tâm với những dự báo. Trong thực nghiệm thì kiểm định thống kê được thực hiện bởi Giacomini và White (2006) giống với kiểm định bởi Diebold và Mariano (1995) và điểm nổi bật của kiểm định này là có thể được áp dụng với các mô hình dự báo mà không cần quan tâm xem đó có phải là mô hình lồng ghép hay không, miễn là khoảng ước lượng không tăng theo cùng kích thước mẫu. Lí do mà kiểm định này có thể áp dụng được cho những mô hình lồng ghép là vì với cách ước lượng khác không (non-vanishing estimation) thì các hệ số được ước lượng $\hat{\theta}_t$ không hội tụ về giới hạn xác suất của nó và do đó phần mẫu số σ của kiểm định Diebold và Mariano (1995) cũng không thể hội tụ về 0.

Mô hình tiếp cận với cách ước lượng khác không cho phép Giacomini và White (1996) làm yếu đi một số giả định được sử dụng bởi West (1996), Clark và McCracken (2001, 2005) và McCracken (2007), kết quả là có được một kiểm định mà có thể áp dụng cho hầu hết các mô hình cũng như phương pháp dự báo bao gồm bất kỳ mô hình tuyến tính nào hoặc mô hình phi tuyến được ước lượng bằng phương pháp cổ điển, Bayesian,...Điều giới hạn duy nhất của cách tiếp cận này đó là kết quả dự báo không thể có được bằng cách thức đệ quy (xem thêm Clark và McCracken (2009) cho một ví dụ về kiểm định của Giacomini và White (2006) với giả thiết Null là cho phép kết quả dự báo từ cách ước lượng đệ quy, có thể áp dụng được cho một số mô hình tuyến tính đặc biệt như OLS).

2.1.3 So sánh giữa hai mô hình (có điều kiện) về khả năng dự báo

Ý tưởng chính của kiểm định khả năng dự báo có điều kiện (xem thêm với Giacomini và White, 2006) của hai mô hình là có thể dựa vào những thông tin có sẵn, hiện tại và quá khứ để có thể tiên đoán rằng mô hình dự báo nào sẽ tốt hơn trong tương lai. Một cách tiếp cận khác của vấn đề này là dựa vào khả năng dự báo của hai mô hình bằng cách nghiên cứu tính chất theo thời gian của chuỗi các khác biệt về dự báo của hai mô hình này trong toàn thời gian hơn là giới hạn một

chuỗi rồi xem xét sự khác biệt này có bằng 0 hay không. Ví dụ, một mở rộng cho phương trình hồi quy (6) như sau:

$$\Delta L_{t+h}(\hat{\theta}_t) = \beta' X_t + \varepsilon_{t+h}, t = R, \dots, T-h \quad (7)$$

trong đó thì X_t có chứa các thành phần từ thông tin được thiết lập tại thời điểm t , như hằng số, độ trễ của ΔL_{t+h} và các chỉ số kinh tế giúp dự đoán về hiệu suất tương đối của hai mô hình khi phân tích. Hoặc cũng có thể kiểm định giả thiết $H_0: \beta=0$ bằng Wald test:

$$W = P(\hat{\beta})' \widehat{\Sigma}^{-1}(\hat{\beta}) \quad (8)$$

trong đó, bởi vì cách tiếp cận là ước lượng hữu hạn nên $\widehat{\Sigma}^{-1}$ sẽ là hệ số ước lượng HAC chuẩn bởi bất kì phần mềm hồi qui nào. Kiểm định cũng có thể được áp dụng cho cả mô hình dự báo lồng ghép và không lồng ghép.

Một đặc điểm hữu ích khác của việc mở rộng với kiểm định khả năng dự báo có điều kiện này là việc loại bỏ giả thiết Null $H_0: \beta=0$ ngụ ý rằng hiệu suất dự báo của những mô hình này có thể được tiên đoán bằng cách sử dụng những thông tin có sẵn. Và cũng đưa ra một qui tắc đơn giản trong việc lựa chọn mô hình dự báo tại thời điểm T cho thời điểm $T+h$ trong tương lai là chọn lựa mô hình thứ hai nếu $\hat{\beta}' X_t > 0$ và ngược lại sẽ chọn lựa mô hình thứ nhất với $\hat{\beta}$ được ước lượng từ phương trình hồi quy (7).

2.1.4 So sánh giữa nhiều mô hình có thể kiểm định khả năng dự báo

Đây là trường hợp thường gặp khi người làm dự báo phải thực hiện việc so sánh một vài mô hình với một mô hình dự báo chuẩn và điều này có thể được xem như là vấn đề kiểm định nhiều giả thiết. Nhắc lại rằng giả sử có N mô hình cần so sánh với mô hình chuẩn được đánh dấu là 0 thì $\Delta L_{t+h}^{(i)} = L_{t+h}^{(0)} - L_{t+h}^{(i)}$ là khác biệt sai số giữa mô hình chuẩn và mô hình thứ i . Giả thiết Null cần quan tâm đó là không có một mô hình nào trong số N mô hình có hiệu suất vượt trội so với mô

hình chuẩn và khó khăn chính về kĩ thuật đó là đưa ra được một cách có thể kiểm soát được sai sót loại I trong khi tính toán sự phụ thuộc của sai sót dự báo trong cách ước lượng in-sample cho các thông số của mô hình. White (2000) đã đề xuất một kiểm định có thể thực hiện được điều đó là :

$$H0: \max_{i=1,..,N} E[\Delta L_{t+h}^{(i)}] \leq 0 \quad (9)$$

$$H1: \max_{i=1,..,N} E[\Delta L_{t+h}^{(i)}] > 0$$

hoặc một phát biểu khác cho vấn đề này là tồn tại ít nhất một mô hình mà có hiệu suất dự báo tốt hơn mô hình chuẩn. White (2000) sử dụng cách tiếp cận của West (1996) để dẫn xuất ra phân phối tiệm cận của kiểm định thống kê, đó là các mẫu tương tự của (9). Phân phối tiệm cận là giá trị cực đại của một quá trình Gaussian và do đó mà giá trị p-value phải có được từ giả lập. White (2000) cũng đề xuất một phương thức để có thể có được giá trị p-value hợp lí dưới giả định rằng tồn tại ít nhất một mô hình dự báo chuẩn là không lồng ghép và cách ước lượng mô hình cho những trường hợp đặc biệt thì được thực hiện theo West (2006).

Hansen (2005) đã điều chỉnh lại phương pháp của White (2000) lại để có được một kiểm định ít nhạy cảm với những mô hình có hiệu suất thấp và do đó có sức mạnh hơn kiểm định của White (2000). Romano và Wolf (2005) đã đề xuất một cách có thể cải thiện sức mạnh của kiểm định Hansen (2005) bằng cách thực hiện đa kiểm định “step-wise”.

Trong khi những cách tiếp cận được trình bày phía trên chỉ hữu ích khi định ra một mô hình dự báo là tốt nhất so với mô hình chuẩn, tuy nhiên điều gì sẽ xảy ra nếu giả thiết Null không bị loại bỏ (điều này có thể được hiểu là mô hình chuẩn có khả năng dự báo chính xác hơn hoặc bằng với tất cả những mô hình cạnh tranh). Với trường hợp này thì một trong những cố gắng để đi xa hơn là tìm cách xác định những mô hình có khả năng dự báo kém để loại bỏ và giữ lại những mô hình có hiệu suất dự báo tương đương nhau. Điều này cũng có mối liên hệ với cách thức

xây dựng một tập hợp các mô hình tin cậy (model confidence set – MCS) được mô tả bởi Hansen, Lunde và Nason (2011). Quy trình để thực hiện gồm những bước sau:

(i). Gọi M là tập hợp tất cả các mô hình có thể. Thực hiện việc kiểm định giả thiết $H_0: E[L_{t+h}^{(i)} - L_{t+h}^{(j)}] = 0$ với tất cả $i, j \in M$ và sử dụng thống kê

$$T = \max_{i,j \in M} t_{i,j}$$

trong đó $t_{i,j}$ chính là kiểm định thống kê Diebold và Mariano (1995) trong phương trình hồi quy (3).

(ii). Nếu thất bại trong việc loại bỏ giả thiết H_0 thì tất cả các mô hình dự báo trong tập M có cùng độ chính xác. Còn trong trường hợp có thể loại bỏ giả thiết H_0 được thì xác định mô hình có hiệu suất dự báo kém nhất (có giá trị trung bình sai số lớn nhất) để đưa ra khỏi tập M và lặp lại quá trình (i) cho đến khi không còn mô hình nào được loại bỏ.

Với những kiểm định được mô tả bên trên thì giá trị p-value của kiểm định trong bước (i) có được bởi những phương pháp khởi động (bootstrap) vì kiểm định thống kê (10) không mang tính then chốt và phụ thuộc vào mối quan hệ chéo $t'_{i,j}$. Những giá trị khởi động p-value thì được tính toán bởi kiểm định thống kê

$$T^{(b)} = \max_{i,j \in M} \left| \frac{\sqrt{P}(\hat{\mu}^{*(b)} - \hat{\mu})}{\hat{\sigma}^*} \right| \text{ với } b = 1, \dots, B \quad (10)$$

trong đó $\hat{\sigma}^* = \frac{P}{B} \sum_{b=1}^B (\hat{\mu}^{*(b)} - \hat{\mu})^2$ và tính toán $p^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1_{\{T^{(b)} > T\}}$

2.1.5 Những vấn đề còn bỏ ngỏ trong đánh giá dự báo

Một vấn đề quan trọng đã bị bỏ qua trong phân đánh giá tổng quan về dự báo này, ít nhất là xuất phát từ quan điểm lý thuyết, đó là làm cách nào để lựa chọn điểm để phân chia mẫu thành tập in-sample và out-sample trong đánh giá dự báo. Có một số bằng chứng dựa vào phương pháp giả lập Monte Carlo đã chỉ ra rằng

cách tiếp cận Giacomini và White (2006) có thể đạt được kết quả tốt nhất khi mà kích thước tập mẫu in-sample tương đối nhỏ so với tập mẫu out-of-sample và với giả định rằng ước lượng hữu hạn. Còn với cách tiếp cận của West (1996) thì không thấy có một hướng dẫn rõ ràng nào trong các công trình nghiên cứu ngoại trừ rằng phương pháp này có thể không hoạt động tốt khi mà kích thước mẫu in-sample nhỏ. Cần lưu ý rằng không thể có một so sánh trực tiếp nào giữa 2 cách tiếp cận này vì chúng kiểm định với những giả thiết Null khác nhau. Điều này cũng thu hút nhiều sự chú ý và một vài kĩ thuật mới đã được đưa ra nhằm giúp những nhà nghiên cứu lựa chọn điểm phân tách dữ liệu mẫu.

Một vấn đề quan trọng khác đó là những phương pháp được trình bày trong những phần bên trên chỉ có thể được áp dụng cho những môi trường ổn định như không có unit root hay các biến có sự bền vững cao. Một số phân tích dành cho trường hợp kiểm định dự báo mà có các biến có tính bền vững cao được thực hiện bởi Corradi, Swanson và Olivetti (2001) và Rossi (2005).

Một câu hỏi có tính tổng quát hơn và chưa có câu trả lời thuyết phục trong các nghiên cứu là tại sao và khi nào thì các kiểm định về dự báo out-of-sample thì cần thiết hơn so với kiểm định in-sample mà cụ thể là khi mà giả thiết Null được thiết lập gồm một nhóm các thông số thật sự như trong phương trình (5). Một tranh luận chống lại kiểm định out-of-sample được thực hiện bởi Inoue và Kilian (2006) đã chỉ ra rằng kiểm định out-of-sample có thể kém mạnh mẽ hơn kiểm định in-sample và không cần thiết trong trường hợp data-mining. Clark và McCracken (2005) cũng đưa ra một quan điểm dù không trực tiếp về sự ưa thích giữa 2 cách kiểm định này đó là kiểm định out-of-sample có thể có ưu điểm và mạnh mẽ hơn so với kiểm định in-sample đối với những dự báo mà sự thay đổi không được mô hình hóa. Rossi và Sekhposyan (2011) đã đề xuất một phương pháp có thể giải thích sự khác biệt giữa khả năng dự báo giữa kiểm định in-sample và out-of-sample. Hai nhà nghiên cứu này đã đề xuất một phương pháp đó là phân rõ khả năng dự báo của

những mô hình cạnh tranh thành những thành phần bất đối xứng và không liên quan nhau để so sánh tính không ổn định, khả năng dự báo và over-fitting.

2.2 Các mô hình DSGE trong thực nghiệm

2.2.1 Thomas A. Lubik, Frank Schorfheide (2007)

“Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation”

Nhóm tác giả ước lượng mô hình DSGE cho trường hợp nền kinh tế mở và nhỏ bằng cách sử dụng phương pháp Bayesian. Nghiên cứu này tập trung vào việc xem xét chính sách tiền tệ ở Úc, Canada, New Zealand và Anh thông qua công cụ đo lường là các quy tắc của lãi suất danh nghĩa. Quy tắc Taylor tổng quát với việc nhà điều hành chính sách sẽ có những phản ứng trước sự thay đổi của tổng sản lượng quốc nội, lạm phát và tỷ giá hối đoái được đưa vào mô hình DSGE.

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^R$$

Để kiểm tra xem liệu ngân hàng trung ương các nước có phản ứng trước sự thay đổi của tỷ giá hối đoái hay không thì tác giả đã khảo sát mô hình với 2 trường hợp khác nhau của thông số ψ_3 trong phương trình chính sách tiền tệ là : $\psi_3 \geq 0$ và $\psi_3 = 0$. Sau đó dùng kiểm định Odds hậu nghiệm để đưa ra kết luận.

Tất cả dữ liệu đưa vào mô hình đều được hiệu chỉnh yếu tố mùa vụ và lấy theo quý trong giai đoạn 1983Q1-2002Q3 cho Anh, Canada, 1983Q1-2001Q4 cho Úc và 1987Q1-2001Q4 cho New Zealand. Các biến quan sát của mô hình gồm có GDP, lạm phát, lãi suất danh nghĩa, tỷ giá hối đoái danh nghĩa và tỷ giá thương mại.

Tác giả lựa chọn phân phối tiên nghiệm cho 17 thông số trong mô hình giống nhau phần lớn và chỉ có 1 ít khác biệt giữa các nước.

Kết quả nghiên cứu cho thấy chỉ có ngân hàng trung ương của Canada đưa tỷ giá hối đoái vào trong các quy tắc chính sách, trong khi đó các ngân hàng trung ương của Úc, New Zealand và Anh thì không có. Bên cạnh đó thì dựa trên kết quả phân rã phương sai của mô hình đã được ước lượng thì sự biến động trong tỷ giá thương mại không có sự đóng góp ý nghĩa đến chu kỳ kinh tế trong nước.

2.2.2 Tingguo Zheng, Huiming Guo (2013)

“Estimating a small open economy DSGE model with indeterminacy: Evidence from China”

Bằng việc xem xét điều kiện biên giữa tình trạng xác định và bất định của mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ, nghiên cứu tập trung vào việc đánh giá liệu bất ổn trong chính sách tiền tệ có thể gây ra trạng thái bất định của cân bằng vĩ mô hay không. Sau đó tác giả sử dụng mô hình này để khảo sát mối liên hệ giữa chính sách tiền tệ của Trung Quốc với những biến động vĩ mô từ năm 1992 đến năm 2011.

Mô hình DSGE được xây dựng dựa theo Lubik, Schorfheide (2007) và Del Negro, Schorfheide (2009), trong đó gồm 2 nền kinh tế là Trung Quốc và phần còn lại của thế giới. Biến quan sát được đưa vào mô hình cũng gồm 5 biến: lỗ hổng sản lượng, tỉ lệ lạm phát, lãi suất danh nghĩa, thay đổi trong tỷ giá hối đoái và tỷ trọng thương mại. Tuy nhiên việc lựa chọn tiên nghiệm lại có được từ những nghiên cứu trước đây về Trung Quốc nên có sự khác biệt với Lubik, Schorfheide.

Kết quả thực nghiệm cho thấy lãi suất danh nghĩa không chỉ phản ứng trước sự thay đổi của lỗ hổng sản lượng, lạm phát mà còn với tỷ giá hối đoái danh nghĩa. Ngoài ra sự bất định trong những biến động vĩ mô đã chỉ ra sự bất ổn trong chính sách tiền tệ của Trung Quốc và điều này đến từ 2 nguyên nhân là sunspot sốc và sự lan truyền không xác định của các cú sốc nhân tố cơ bản. Bên cạnh đó thì nhóm tác giả cũng tìm thấy rằng cú sốc chính sách tiền tệ chỉ có tác động mạnh lên sự thay

đổi của nền kinh tế vĩ mô trong ngắn hạn và về dài hạn thì chỉ tác động tới các biến danh nghĩa như lạm phát và tỷ giá hối đoái nhưng lại không tác động tới sản lượng thực.

2.3 Tiềm nghiệm từ mô hình DSGE cho mô hình VAR

2.3.1 Marco Del Negro, Frank Schorfheide (2004)

“Priors from general equilibrium models for VARS”

Lấy ý tưởng từ Ingram và Whiteman (1994) trong việc sử dụng tiềm nghiệm từ mô hình DSGE cho mô hình VARS, nghiên cứu này đã phát triển ý tưởng này thành 1 phiên bản đầy đủ, cũng như đưa ra giải thuật tính toán hiệu quả để có thể sử dụng cho việc phân tích chính sách.

Cách tiếp cận có thể được thực hiện theo những bước sau:

(i) Chọn một mô hình DSGE và phân phối tiềm nghiệm cho các thông số trong mô hình

(ii) Ước lượng mô hình và ánh xạ phân phối tiềm nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE thành phân phối tiềm nghiệm cho các thông số trong mô hình VAR

(iii) Bằng cách sử dụng phương pháp Monte Carlo để tính toán phân bố xác suất kết hợp của các thông số trong mô hình DSGE và VAR, sau đó thì xác suất kết hợp này được sử dụng cho việc tính toán dự báo.

Nhóm tác giả đã áp dụng cách tiếp cận này để dự báo cho mô hình VAR gồm 3 biến là tốc độ tăng trưởng của tổng sản phẩm quốc nội, lạm phát và lãi suất. Kết quả cho thấy DSGE-VAR có hiệu quả hoàn toàn vượt trội so với mô hình VAR tổng quát cũng như mô hình DSGE thuần túy. Ngoài ra thì khả năng dự báo của

cách tiếp cận này có thể so sánh với Minnesota VAR và thậm chí tốt hơn với 1 số biến trong mô hình.

2.3.2 Andrew Hodge, Tim Robinson, Robyn Stuart (2008)

“A Small BVAR-DSGE model for forecasting the Australia economy”

Nghiên cứu này sử dụng kết quả có được từ Del Negro, Schorfheide (2004) để dự báo cho các biến kinh tế vĩ mô chính của nền kinh tế Úc.

Mô hình DSGE được sử dụng trong nghiên cứu này là 1 biến thể của mô hình DSGE được Lubik, Schorfheide sử dụng trong bài báo năm 2007. Tác giả đã bỏ bớt 1 số giả định như tính cố hữu trong thói quen tiêu dùng và thiết lập chỉ số giá để tăng tính phù hợp của mô hình. Ngoài ra trong phương trình của chính sách tiền tệ thì tác giả không xem xét quy tắc Taylor ở dạng tổng quát mà chỉ xét sự tác động tới lãi suất danh nghĩa đến từ lạm phát và lỗ hổng sản lượng. Bên cạnh đó, việc lựa chọn các tiên nghiệm của các thông số trong mô hình cũng có được từ các nghiên cứu về nền kinh tế Úc và hơi khác biệt so với sự lựa chọn tiên nghiệm của Lubik, Schorfheide.

Dữ liệu quan sát cho mô hình cũng gồm 5 biến: lỗ hổng sản lượng, lãi suất, lạm phát, thay đổi trong tỉ giá hối đoái và tỉ trọng thương mại. Tất cả dữ liệu đều lấy theo quý từ 1993 đến 2007.

Kết quả dự báo có được từ mô hình cho thấy khả năng dự báo của DSGE-VAR với biến tăng trưởng và lạm phát là hoàn toàn có thể so sánh được với 3 mô hình VAR tổng quát, DSGE và Minnesota VAR. Trong khi đó với biến lạm phát thì khả năng dự báo tốt hơn hẳn so với mô hình dự báo thuần túy DSGE.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1 Mô hình DSGE

3.1.1 Lý thuyết của mô hình DSGE

Mô hình cân bằng động tổng thể (DSGE) là một nhánh của ứng dụng lý thuyết cân bằng tổng thể, một lý thuyết có ảnh hưởng lớn tới nền kinh tế vĩ mô hiện đại. Các phương pháp DSGE cố gắng giải thích các hiện tượng kinh tế tổng hợp như tăng trưởng kinh tế, chu kỳ kinh doanh hay những tác động của các chính sách tiền tệ và tài khóa trên cơ sở các mô hình kinh tế vĩ mô có nguồn gốc từ các nguyên tắc kinh tế vi mô.

Khác với các mô hình dự báo kinh tế vĩ mô cổ điển, những mô hình dựa trên các nguyên tắc vi mô lại hoàn toàn không dễ bị công kích bởi quan điểm của Lucas – thật ngây thơ khi cho rằng có thể dự báo các thay đổi của chính sách công chỉ hoàn toàn dựa vào những mối quan hệ của những dữ liệu được quan sát trong quá khứ, nhất là những dữ liệu dạng tổng hợp. Ngoài ra, vì các nguyên tắc vi mô này dựa trên giả định về sự hữu dụng của các thực thể khi ra quyết định trong mô hình nên những mô hình DSGE về bản chất là có khả năng đánh giá những tác động của phúc lợi xã hội khi có sự thay đổi của chính sách.

Giống như các mô hình cân bằng tổng quát khác trong kinh tế, mô hình DSGE nhằm mục tiêu mô tả hành vi của nền kinh tế như một tổng thể bằng cách phân tích sự tương tác của nhiều quyết định kinh tế vi mô. Các quyết định được mô tả trong hầu hết các mô hình DSGE tương ứng với một số đối tượng nghiên cứu chính của kinh tế vĩ mô như tiết kiệm, tiêu dùng, đầu tư hay cung ứng lao động và yêu cầu lao động. Đối tượng ra quyết định trong mô hình được gọi là “agent” và có thể là các hộ gia đình, doanh nghiệp kinh doanh hoặc có thể là các đối tượng khác như chính phủ hoặc ngân hàng trung ương.

Ngoài ra, mô hình DSGE là những mô hình động và ngẫu nhiên, nó nghiên cứu sự thay đổi của nền kinh tế theo thời gian có tính đến sự tác động của những cú sốc như công nghệ, giá dầu hay những thay đổi trong chính sách kinh tế vĩ mô. Điều này trái ngược hoàn toàn với những mô hình tĩnh, nơi mà các mô hình cân bằng tổng quát có thể được tính toán trong lý thuyết cân bằng tổng quát Walrasian.

Để mô tả chặt chẽ về kinh tế vĩ mô, một mô hình DSGE phải gồm có những thành phần sau:

- Sự ưa thích: mục tiêu của các agent trong nền kinh tế phải được mô tả rõ. Ví dụ như hộ gia đình thì có thể được giả định thông qua hàm tối đa hữu dụng khi tiêu dùng hay cung cấp lực lượng lao động, còn doanh nghiệp thì có thể là tối đa hóa lợi nhuận.
- Công nghệ: năng lực sản xuất của các agent trong mô hình cũng phải được mô tả rõ. Ví dụ như các doanh nghiệp thì phải có hàm sản xuất, đặc tả khả năng tạo ra số lượng sản phẩm cụ thể tùy thuộc vào vốn, nhân lực hay các nguyên liệu đầu vào khác mà doanh nghiệp sử dụng. Các hạn chế về mặt công nghệ trong việc ra quyết định của các agent cũng có thể được đưa vào mô hình như chi phí trong việc điều chỉnh cổ phiếu vốn hay giá thành sản phẩm.
- Khung thể chế: các thể chế để quản lý những tương tác trong nền kinh tế phải được xác định. Trong nhiều mô hình DSGE, điều này chỉ có thể là các agent phải tuân theo sự ràng buộc về ngân sách từ bên ngoài hoặc giá cả được giả định là sẽ được điều chỉnh liên tục cho đến khi thị trường về mức cân bằng. Khung thể chế cũng có thể là xác định các quy tắc cho chính sách tiền tệ và chính sách tài khóa hay thậm chí cách các quy tắc ràng buộc chính sách và vốn thay đổi theo một tiến trình chính trị nào đó.

Các mô hình kinh tế lượng dự báo truyền thống cho nền kinh tế vĩ mô được sử dụng bởi các ngân hàng trung ương trong những thập niên 70 và thậm chí cho

đến ngày nay để ước lượng cho mối tương quan động giữa giá và lượng trong các lĩnh vực khác nhau của nền kinh tế thì thường có hàng ngàn biến. Trong khi đó các mô hình DSGE thì sử dụng các nguyên lý kinh tế vi mô cho các ràng buộc trong việc ra quyết định của các agent thay vì sử dụng các mối tương quan được cho trước nên về mặt kỹ thuật thì các mô hình này khó hơn trong việc giải và phân tích. Do đó, các mô hình DSGE thường trừu tượng hóa chi tiết của các lĩnh vực và có ít biến hơn nhiều: khoảng vài biến cho các bài báo lý thuyết và khoảng một trăm biến cho các mô hình dự báo trong thực tế đang được xây dựng bởi các ngân hàng trung ương.

3.1.2 Các trường phái trong mô hình DSGE

Ở thời điểm hiện tại, các mô hình DSGE có thể được chia làm 2 trường phái khác nhau là chu kỳ kinh doanh (RBC) và New-Keynesian. Trong đó lý thuyết về chu kỳ kinh doanh được xây dựng dựa trên mô hình tăng trưởng tân cổ điển dưới giả định giá cả là linh hoạt để nghiên cứu cách những cú sốc thực sự của nền kinh tế gây ra sự biến động của chu kỳ kinh doanh như thế nào. Nghiên cứu của Kydland và Prescott (1982) có thể được xem như là điểm khởi đầu của lý thuyết RBC và mô hình DSGE nói chung.

Những mô hình DSGE theo trường phái New-Keynesian được xây dựng tương tự như những mô hình RBC tuy nhiên với giả định là giá cả được thiết lập bởi các công ty cạnh tranh độc quyền và không thể được điều chỉnh ngay lập tức. Mô hình này được giới thiệu đầu tiên thông qua nghiên cứu của Rotemberg và Woodford (1997). Sau đó được giới thiệu và đưa vào sách giáo khoa nâng cao bởi Gali (2008) và Woodford (2003). Mô hình này cũng được Clarida, Gali và Gertler (1999) sử dụng trong nghiên cứu những tác động của chính sách tiền tệ.

3.1.3 Ưu điểm của mô hình DSGE

Đến nay, sự phát triển của các mô hình DSGE đã được tìm hiểu và nghiên cứu rộng rãi, dựa trên những phương pháp thực nghiệm đáng tin cậy hơn. Mô hình DSGE cung cấp một khuôn khổ chặt chẽ, tỉ mỉ trong phân tích. Sự gắn kết này được

đưa ra bằng cách chấp nhận hạn chế (restricting) hành vi của các tác nhân để tối đa hóa hữu dụng động và kỳ vọng hợp lý. Hơn nữa, mô hình DSGE tập trung vào ước tính mô hình cấu trúc (GMM, Bayesian) có thể cung cấp những dự báo dựa trên cơ sở có quy tắc.

Bảng 3.1: So sánh các mô hình ước lượng

	Mô hình kinh tế vĩ mô	Mô hình SVAR	Mô hình DSGE
Tính động	Có	Có	Có
Ngẫu nhiên	Hồi quy phần dư	Cú sốc cấu trúc	Cú sốc cấu trúc
Cân bằng tổng thể	Lỏng lẻo, dựa trên lý thuyết để đối phó	Dựa trên lý thuyết và cấu trúc kinh tế	Rõ ràng, dựa trên tối ưu hóa để xử lý một cách mạch lạc, chặt chẽ
Giả định khiếm khuyết ngoại sinh	Có	Không	Không
Chính sách thực nghiệm (độ tin cậy)	Có (Không)	Có (Có)	Có (Có)
Dự báo	Có	Có	Có

Nguồn: Shiu-Sheng Chen (2010)

Theo như những thành quả chung cho mô hình DSGE trong Bảng 3.1 đã minh chứng vì sao mô hình DSGE ngày càng được áp dụng phổ biến ở các Ngân

hàng trên thế giới trong nhiều thập kỷ qua như: NHTW Châu Âu, Ngân hàng dự trữ liên bang Mỹ, Ngân hàng Canada, Ngân hàng Anh, Ngân hàng Tây Ban Nha, NHTW Brazil, NHTW Chile, Ngân hàng Thái Lan...

Ngoài ra, Francisco Ruge-Murcia (2005) cho rằng:

Thứ nhất, mô hình DSGE ước lượng thông số thu được bằng cách áp đặt các hạn chế trong dữ liệu của mô hình cần quan tâm. Điều này giải tỏa băn khoăn rằng các giả định của mô hình DSGE có thể không phù hợp với các giả định được sử dụng bởi các nghiên cứu vi mô để cho ra các ước lượng thông số được sử dụng trong hiệu chuẩn (calibration).

Thứ hai, việc ước lượng các mô hình DSGE cho phép đạt được ước lượng các thông số được xem là khó để ước tính bằng cách sử dụng phân tách dữ liệu riêng lẻ.

Thứ ba, các thông số không chắc chắn có thể được kết hợp một cách rõ ràng khi sử dụng phân tích hàm phản ứng đẩy (IRF), ví dụ, kỹ thuật bootstrap để xây dựng khoảng tin cậy cho phản ứng của mô hình bởi một cú sốc.

Thứ tư, các công cụ lựa chọn tiêu chuẩn và đánh giá mô hình có thể dễ dàng áp dụng.

Sau đó, Argia Sbordone, Andrea Tambalotti, Krishna Rao và Kieran Walsh (2010) bổ sung thêm những thành quả mà mô hình DSGE tạo dựng được bằng cách đưa ra sự phát triển đáng kể trong việc xây dựng và truyền tải của chính sách tiền tệ tại một số NHTW trên thế giới. Không những thế, nhiều Ngân hàng hiện nay đã trình bày triển vọng kinh tế và chính sách chiến lược cho xã hội một cách chính thức hơn, đi kèm với tiến trình đó là sự ra đời của các công cụ phân tích hiện đại và phương pháp kinh tế tiên tiến trong việc mô phỏng dự báo và thực thi chính sách tiền tệ thông qua mô hình DSGE. Theo các nhà nghiên cứu, ưu điểm quan trọng của mô hình DSGE là chia sẻ những giả định cốt lõi dựa trên hành vi của các hộ gia

đình và doanh nghiệp, trong đó làm cho mô hình có thể dễ dàng mở rộng những chi tiết có liên quan để giải quyết các câu hỏi đặt ra. Cuối cùng, mô hình DSGE không chỉ chuyên sâu về hành vi cá nhân mà còn có nền tảng kinh tế vi mô rõ ràng với các giả định cơ bản dựa vào sự tối ưu của các đại diện kinh tế.

3.1.4 Nhược điểm của mô hình DSGE

Với nhiều ưu điểm đưa ra, song mô hình DSGE vẫn còn tồn tại những khuyết điểm của mình: vì mô hình dựa trên mối tương quan giữa các biến kinh tế vĩ mô quan sát được, nên các mối tương quan có thể bị thay đổi khi chính sách mới được giới thiệu và sẽ hủy bỏ giá trị định lượng được dự đoán dựa trên những quan sát trong quá khứ.

Tóm lại, có thể nói mô hình DSGE là một công cụ tiềm năng trong việc phân tích chính sách. Đặc biệt, khi cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008 xảy ra đã đánh dấu một thời điểm quan trọng, đòi hỏi mô hình DSGE phải phát triển. Bởi vì, khi các trung gian tài chính chuyên nghiệp hơn, tinh vi hơn và nền kinh tế ngày càng hội nhập rộng hơn thì việc tranh luận từ các mô hình kinh tế, đặc biệt là trong khuôn khổ DSGE hứa hẹn sẽ đem đến nhiều thú vị trong việc nghiên cứu, cho các nhà điều hành chính sách tiền tệ.

3.2 Xây dựng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ ở Việt Nam

3.2.1 Giới thiệu mô hình DSGE nền tảng

Để biết chi tiết về nguồn gốc của các phương trình giản lược (reduced form) đưa vào mô hình ước lượng, nghiên cứu tham chiếu phiên bản đơn giản hóa của Jordi Galí và Tommaso (2002). Monacelli

Galí và Monacelli (2002) mô tả chi tiết vấn đề của các hộ gia đình và các công ty trong một nền kinh tế mở, nhỏ. Nghiên cứu thảo luận trên hành vi của một nền kinh tế riêng lẻ và tương quan với nền kinh tế thế giới, để làm rõ điểm này, biến số i đại diện cho nền kinh tế i , đó là nền kinh tế trong một thể liên tục tạo nên nền kinh tế thế giới và biến số dấu $*$ đề cập đến nền kinh tế thế giới.

a. Hộ gia đình

Trong một nền kinh tế nhỏ, mở điển hình, đại diện bởi một hộ gia đình, họ tìm kiếm độ hữu dụng:

$$\mathbf{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (11)$$

Với:

N_t : là số giờ lao động.

C_t : là chỉ số tổng tiêu thụ được định nghĩa bởi:

$$C_t \equiv [(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (12)$$

$C_{H,t}$ là một chỉ số tiêu dùng các hàng hóa nội địa được cho bởi:

$$C_{H,t} \equiv (\int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

Trong đó:

$j \in (0,1)$: đại diện mức độ đa dạng của hàng hóa.

$C_{F,t}$ là chỉ số tiêu dùng các hàng hóa nhập khẩu cho bởi:

$$C_{F,t} \equiv (\int_0^1 (C_{i,t})^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$$

Với $C_{i,t}$ là chỉ số về số lượng hàng hóa nhập khẩu từ quốc gia i và được tiêu thụ bởi các hộ gia đình nội địa. Nó được cho bởi hàm số:

$$C_{i,t} \equiv (\int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (13)$$

Lưu ý:

Tham số $\varepsilon > 1$ để cho thấy độ co giãn thay thế giữa sự đa dạng (được sản xuất trong phạm vi bất kỳ quốc gia nào).

Tham số $\alpha \in [0,1]$ là độ mở, đại diện cho sự khác nhau trong sở thích của các hộ gia đình.

Tham số $\eta > 0$ đo lường sự thay thế giữa hàng hóa nội địa và hàng hóa nước ngoài.

Sự phân bổ tối ưu của bất kỳ chi phí được cho vào mỗi nhóm hàng hóa đem lại lợi ích cho hàm cầu:

$$C_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \text{ và } C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \quad (14)$$

Trong đó:

$P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ là chỉ số giá nội địa (chẳng hạn chỉ số giá của hàng hóa sản xuất trong nước).

$P_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ là chỉ số giá của hàng hóa nhập khẩu từ quốc gia i (thể hiện theo đồng nội tệ) cho tất cả $i \in [0,1]$.

Phương trình (14) trở thành:

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj = P_{H,t} C_{H,t} \text{ và } \int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj = P_{i,t} C_{i,t}$$

Ngoài ra, phân bổ tối ưu của chi phí cho hàng hóa nhập khẩu bởi quốc gia nội địa hàm ý:

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (15)$$

Với $P_{F,t} \equiv (\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ là chỉ số giá cho các hàng hóa nhập khẩu (thể hiện theo đồng nội tệ).

Phương trình (15) ngụ ý rằng có thể viết tổng chi phí của các hàng hóa nhập khẩu như sau: $\int_0^1 P_{i,t} C_{i,t} di = P_{F,t} C_{F,t}$.

Cuối cùng, chi tiêu tối ưu giữa hàng hóa trong nước và nhập khẩu được đưa ra:

$$C_{H,t} = (1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t \text{ và } C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t \quad (16)$$

Trong đó:

$P_t \equiv [(1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha (P_{F,t})^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$ là chỉ số giá cả tiêu dùng (CPI).

Lưu ý là, khi mà chỉ số giá của hàng hóa nội địa và nước ngoài là tương đương (trong trạng thái cân bằng), tham số α là phần trăm tiêu dùng nội địa phân bổ cho hàng hóa nhập khẩu, nó cũng đại diện cho chỉ số tự nhiên của độ mở.

Tương ứng, tổng chi tiêu tiêu dùng bởi các hộ tiêu dùng nội địa được cho bởi:

$$P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} = P_t C_t$$

Do đó, giới hạn ngân sách có thể được viết như sau:

$$P_t C_t + E_t \{Q_{t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (17)$$

Trong đó:

W_t là tiền lương danh nghĩa.

T_t là thuế.

D_{t+1} là phần lợi nhuận/ lỗ danh nghĩa trong thời kỳ $t+1$ của danh mục nắm giữ vào cuối kỳ t (bao gồm cổ phiếu công ty).

$Q_{t,t+1}$ là hệ số chiết khấu ngẫu nhiên cho kỳ $(t+1)$ hay trước kỳ lờ, lỗ tương quan với hộ gia đình trong nước.

Nghiên cứu chi tiết hóa hàm hữu dụng trong kỳ như sau:

$$U(C, N) \equiv \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

Sau đó, có thể được viết lại vẫn là điều kiện tối ưu cho vấn đề của hộ gia đình theo:

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (18)$$

• ***Lạm phát nội địa, lạm phát CPI, tỷ giá hối đoái và điều khoản thương mại***

Trước khi thực hiện phân tích này, nghiên cứu giới thiệu một số giả định, định nghĩa và tạo nên một số nhận dạng được dùng bên dưới:

Tác giả bắt đầu định nghĩa mật dịch thương mại đa phương giữa nền kinh tế nội địa và quốc gia i như:

$S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}}$: giá cả của hàng hóa quốc gia i so với hàng hóa trong nước. Mật dịch thương mại có hiệu lực được cho như sau:

$$S_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} = \left(\int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

Tương đương với hàm log như sau:

$$s_t = \int_0^1 s_{i,t} di \quad (19)$$

Log tuyến tính của công thức CPI quanh độ ổn định hệ thống thỏa điều kiện ngang giá sức mua (PPP) với điều kiện $P_{H,t} = P_{F,t}$ kết quả là:

$$p_t \equiv (1-\alpha) p_{H,t} + \alpha p_{F,t} = p_{H,t} + \alpha s_t \quad (20)$$

Trong đó:

$s_t = p_{F,t} - p_{H,t}$ là log của cán cân mậu dịch hiệu quả, chính là giá hàng hóa nước ngoài so với trong nước. Nó tuân theo lạm phát nội địa, được định nghĩa là mức độ thay đổi trong chỉ số giá cả hàng hóa nội địa, chẳng hạn: $\pi_{H,t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1}$ và lạm phát CPI tuân theo hàm:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \quad (21)$$

Điều này làm nên sự khác biệt giữa hai phương pháp đo lường lạm phát với phần trăm thay đổi trong cán cân thương mại. Theo nghiên cứu, luật một giá chỉ tồn tại cho các hàng hóa đơn lẻ (cả hàng nhập khẩu và trong nước), hàm ý:

$$P_{i,t}(j) = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i(j) \text{ với:}$$

$\varepsilon_{i,t}$ là tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương (giá của tiền tệ quốc gia i so với giá nội địa).

$P_{i,t}^i(j)$ là giá của hàng hóa j của quốc gia i theo đồng tiền nước sản xuất.

Đưa giả định trước vào định nghĩa được $P_{i,t}$ thu được:

$$P_{i,t} = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i, \text{ với } P_{i,t}^i \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Lần lượt, thay thế vào định nghĩa của $P_{F,t}$ và log tuyến tính quanh mức ổn định hệ thống, thu được:

$$p_{F,t} = \int_0^1 (e_{i,t} + p_{i,t}^*) di = e_t + p_t^* \quad (22)$$

Trong đó:

$e_t \equiv \int_0^1 e_{i,t} di$ là log tỷ giá hối đoái hiệu lực danh nghĩa.

$p_{i,t}^i \equiv \int_0^1 p_{i,t}^i(j) dj$ là log của chỉ số giá nội địa của quốc gia i (theo đồng tiền của quốc gia này).

$p_t^* \equiv \int_0^1 p_{i,t}^i di$ là log của chỉ số giá thế giới.

Lưu ý là thế giới thì không có sự khác biệt giữa CPI và chỉ số giá nội địa.

Kết hợp kết quả trước với định nghĩa của cán cân thương mại thu được:

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (23)$$

Tiếp theo, nghiên cứu đưa ra mối quan hệ giữa cán cân thương mại và tỷ giá. Đầu tiên là định nghĩa tỷ giá thực đa phương với quốc gia i:

$Q_{i,t} \equiv \frac{\varepsilon_{i,t} P_t^i}{P_t}$, là tỷ số CPI của hai quốc gia, theo nội tệ.

Đề $q_t \equiv \int_0^1 q_{i,t} di$ dưới dạng log tỷ giá thực hiệu lực, trong đó $q_{i,t} \equiv \log Q_{i,t}$, tuân theo:

$$q_t = \int_0^1 (e_{i,t} + p_t^i - p_t) di$$

$$= e_t + p_t^* - p_t$$

$$= s_t + p_{H,t} - p_t$$

$$= (1-\alpha) s_t$$

- **Chia sẻ rủi ro quốc tế**

Dưới giả định thị trường chứng khoán hoàn hảo, tỷ giá thực định nghĩa theo:

$$C_t = v_i C_t^i Q_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (24)$$

Trong đó, v_i là hằng số mà sẽ phụ thuộc vào điều kiện ban đầu liên quan đến vị thế tài sản ròng so sánh. Do đó, nghiên cứu giả định các điều kiện ban đầu hệ thống, (chẳng hạn như không nắm giữ tài sản ròng nước ngoài và môi trường giống nhau hậu nghiệm).

Nghiên cứu giả định $v_i = v = 1$ cho tất cả i , trong trạng thái ổn định về kỳ vọng hoàn hảo hệ thống có được: $C = C^i = C^*$ và $Q_i = S_i = 1$ (chính là trạng thái ngang giá sức mua).

Lấy log của phương trình (24) ta được:

$$\begin{aligned} c_t &= c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t \\ &= c_t^* + \left(\frac{1-\alpha}{\sigma}\right) s_t \end{aligned} \quad (25)$$

Trong đó $c_t^* \equiv \int_0^1 c_t^i di$ là chỉ số của tiêu dùng thế giới (lấy log).

Theo Galí và Monacelli (2002), tiêu dùng của các thị trường hoàn hảo cấp độ quốc tế dẫn đến quan hệ đơn giản kết nối tiêu dùng nội địa với tiêu dùng quốc tế và điều kiện tỷ lệ mật độ.

b. Doanh nghiệp

• Công nghệ

Trong một nền kinh tế đặc trưng, các quốc gia sản xuất sản phẩm với một công nghệ tuyến tính được đại diện bởi hàm sản xuất:

$$Y_t(j) = A_t N_t(j) \quad (26)$$

Trong đó $a_t \equiv \log A_t$ tuân theo quá trình AR(1) $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t$ và $j \in [0,1]$ là chỉ số đặc trưng của doanh nghiệp. Do đó, chi phí biên thực tế (theo giá nội địa) sẽ giống nhau giữa các công ty nội địa:

$$mc_t = -v + w_t - p_{H,t} - a_t$$

Trong đó, $v \equiv -\log(1-\tau)$ với τ là tiền trợ cấp việc làm.

$Y_t \equiv [\int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ là chỉ số của tổng sản lượng nội địa, giống như một đặc trưng của tiêu dùng.

$N_t \equiv \int_0^1 N_t(j) dj = \frac{Y_t Z_t}{A_t}$ và $Z_t \equiv \int_0^1 \frac{Y_t(j)}{Y_t} dj$ để chỉ ra được sự khác biệt cân bằng quanh trạng thái ổn định.

Sau khi lấy log, (26) trở thành: $y_t = a_t + n_t$

- **Thiết lập giá**

Nghiên cứu giả định là các công ty thiết lập giá theo kiểu như Calvo (1983) là một phần θ giữ giá không đổi, tương ứng $(1-\theta)$ công ty có thể lập một mức giá mới trong từng thời kỳ (Jordi Galí (2005)). Do đó, đo lường $1-\theta$ (chọn ngẫu nhiên) thiết lập giá theo từng kỳ. Chiến lược lập giá tối ưu cho công ty điển hình là thiết lập lại giá trong kỳ t có thể xấp xỉ với log tuyến tính:

$$\bar{p}_{H,t} = \mu + (1-\beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{mc_{t+k} + p_{H,t}\} \quad (27)$$

Trong đó:

$\bar{p}_{H,t}$ là log giá nội địa mới thiết lập.

$\mu \equiv \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)$ của phần giá cao hơn trong trạng thái ổn định.

Do đó, nghiên cứu thấy rằng quyết định giá cả trong mô hình đưa ra là mô hình tương lai. Lý do đơn giản và dễ hiểu là công ty điều chỉnh giá, họ lập giá cao hơn với các chi phí biên tương lai kỳ vọng thay vì chỉ xem xét chi phí biên.

3.2.2 Mô hình Lubik và Schorfheide

Cũng giống như bản sao nền kinh tế đóng, các mô hình nền kinh tế mở, nhỏ bao gồm phương trình IS, đường cong Phillips và chính sách tiền tệ được mô tả bởi quy tắc lãi suất, trong khi tỷ giá được giới thiệu thông qua các định nghĩa của chỉ số giá tiêu dùng (CPI) và theo giả định ngang giá sức mua tương đối (PPP).

Cụ thể, sự phát triển của nền kinh tế nhỏ và mở được xác định bởi phương trình sau đây.

Đường cong IS trong nền kinh tế mở là:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - [\tau + \alpha(2-\alpha)(1-\tau)] (\tilde{R}_t - E_t \tilde{\pi}_{t+1}) - \rho_A dA_t \\ - \alpha(\tau + \alpha(2-\alpha)(1-\tau)) E_t \Delta \tilde{q}_{t+1} + \alpha(2-\alpha) \frac{1-\tau}{\tau} E_t \Delta \tilde{y}_{t+1}^* \end{aligned} \quad (28)$$

Trong đó:

$0 < \alpha < 1$ là phần nhập khẩu.

$\tau^{-1} > 0$ độ co giãn thay thế liên thời gian (intertemporal).

Chú ý rằng, phương trình này sẽ trở về dạng của nền kinh tế đóng khi $\alpha = 0$.

Biến nội sinh:

\tilde{y}_t : tổng sản lượng.

$\tilde{\pi}_t$: tỷ lệ lạm phát CPI.

\tilde{q}_t : điều khoản thương mại được định nghĩa là giá tương đối của xuất khẩu so với nhập khẩu.

Biến ngoại sinh:

y_t^* : sản lượng thế giới.

dA_t : phát triển công nghệ.

Phương trình IS được đề cập đặc biệt ở điểm nếu $\tau = 1$ cú sốc sản lượng thế giới bỏ ra ngoài hệ thống. Nó phụ thuộc vào các giả định của việc chia sẻ rủi ro quốc tế hoàn hảo và độ co giãn thay thế liên thời gian (intertemporal). Trong trường hợp này, cán cân thương mại là bằng không cho tất cả các thời kỳ, và nền kinh tế cô lập với các biến động sản lượng thế giới.

Đường cong Phillips trong nền kinh tế mở là:

$$\tilde{\pi}_t = \beta E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \alpha \beta E_t \Delta \tilde{q}_{t+1} - \alpha \Delta \tilde{q}_t + \frac{\kappa}{\tau + \alpha(2-\alpha)(1-\tau)} (\tilde{y}_t - \tilde{\tilde{y}}_t) \quad (29)$$

$\tilde{\tilde{y}}_t = -\alpha(2-\alpha) \frac{1-\tau}{\tau} \tilde{y}_t^*$ là sản lượng tiềm năng trong trường hợp cứng nhắc danh nghĩa và khi công nghệ là không dừng. Một lần nữa, mô hình trở thành nền kinh tế đóng khi $\alpha = 0$.

Hệ số độ dốc $\kappa > 0$ là một hàm của các tham số cấu trúc cơ bản, chẳng hạn như độ co giãn cung cầu lao động và các thông số đo lường mức độ giá cứng nhắc.

Để nghiên cứu các chính sách tỷ giá hối đoái, nghiên cứu giới thiệu tỷ giá danh nghĩa thông qua định nghĩa của chỉ số CPI được giả định trong mối quan hệ PPP:

$$\tilde{\pi}_t = \Delta \tilde{e}_t + (1-\alpha) \Delta \tilde{q}_t + \tilde{\pi}_t^* \quad (30)$$

$\tilde{\pi}_t^*$: là một cú sốc lạm phát thế giới.

Nghiên cứu giả định rằng chính sách tiền tệ được mô tả bởi quy tắc lãi suất, trong đó NHNN điều chỉnh công cụ của mình để phản ứng lại với độ lệch của lạm phát CPI và sản lượng nhằm ổn định giá cả và sản lượng tiềm năng. Nghiên cứu đưa vào biến động của tỷ giá hối đoái danh nghĩa $\Delta \tilde{e}_t$ trong quy tắc chính sách:

$$\tilde{R}_t = \rho \tilde{R}_{t-1} + (1-\rho)[\psi_1 \tilde{\pi}_t + \psi_2 (\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^*) + \psi_3 \Delta \tilde{e}_t] + \varepsilon_t^R \quad (31)$$

Nghiên cứu giả định rằng các hệ số chính sách $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$. Nghiên cứu đưa vào một thuật ngữ làm smoothing biến động với $0 < \rho < 1$ để phù hợp với sự ổn định lâu dài trong lãi suất danh nghĩa.

ε_t^R : là một cú sốc chính sách ngoại sinh và có thể được giải thích như là thành phần phi hệ thống trong chính sách tiền tệ.

Không giống như những nghiên cứu khác, biến điều khoản thương mại (\tilde{q}_t) được sử dụng là biến nội sinh trong mô hình. Theo Lubik và Schorfheide (2007) lập luận rằng: khi doanh nghiệp trong nước tạo được vị thế trên thị trường, giá cả của các hàng hóa nước ngoài không còn là ngoại sinh cho nền kinh tế nội địa. Lý giải của Lubik và Schorfheide (2007) chưa được thuyết phục và gây ra một số tranh cãi. Để giải thích vấn đề này, thay vì giải quyết biến nội sinh cho điều khoản thương mại, nghiên cứu đưa thêm phương trình tỷ lệ tăng trưởng điều khoản thương mại vào hệ thống (đây cũng chính là điểm chưa phù hợp trong quá trình ước lượng mô hình):

$$\Delta \tilde{q}_t = \rho_q \Delta \tilde{q}_{t-1} + \varepsilon_{q,t} \quad (32)$$

Và cú sốc tăng trưởng công nghệ được thể hiện:

$$d\tilde{A}_t = \rho_A d\tilde{A}_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad (33)$$

Sản lượng thế giới và lạm phát thế giới được mô tả:

$$\Delta \tilde{y}_t^* = \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1} \quad (34)$$

$$\tilde{\pi}_t^* = \rho_{\pi^*} \Delta \tilde{\pi}_{t-1} + \varepsilon_{\pi^*,t} \quad (35)$$

3.2.4 Mô hình DSGE dùng để dự báo cho nền kinh tế mở Việt Nam

Mô hình DSGE được sử dụng như thông tin tiên nghiệm trong nghiên cứu này là một biến thể của mô hình Lubik và Schorfheide (2007). Mô hình Lubik và Schorfheide (2007) cũng được Lees, Matheson và Smith (2007) sử dụng trong việc ước lượng mô hình BVAR-DSGE cho New Zealand và mô hình này cũng được xem như là một mô hình DSGE nhỏ nhất có thể biểu diễn cho một nền kinh tế mở và nhỏ. Một điều lưu ý rằng, mô hình này đã bỏ qua nhiều đặc điểm trong mô hình DSGE truyền thống nhằm nâng cao tính tương thích với dữ liệu như thói quen cố hữu trong tiêu dùng hay cách thiết lập chỉ số giá cả. Mặc dù mô hình này cũng dựa trên những nền tảng vi mô tuy nhiên đó không phải là những gì mà nghiên cứu hướng đến và có thể được biểu diễn khái quát bởi những phương trình bên dưới.

$$y_t = E_t y_{t+1} - X (R_t - E_t \pi_{t+1}) + X \rho_z z_t + \alpha X E_t \Delta q_{t+1} + \left(\frac{X}{\tau} - 1\right) E_t \Delta y_{t+1}^* \quad (36)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha \beta E_t \Delta q_{t+1} - \alpha \Delta q_t + \frac{\kappa}{X} (y_t - \tilde{y}_t) \quad (37)$$

$$\Delta e_t = \pi_t - (1 - \alpha) \Delta q_t - \pi_t^* \quad (38)$$

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R) (\psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t) + \varepsilon_{Rt} \quad (39)$$

$$\Delta q_t = \rho_{\Delta q} \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{\Delta qt} \quad (40)$$

$$y_t^* = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_{y^*,t} \quad (41)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^*,t} \quad (42)$$

trong đó $X = \tau + \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)$ và $\tilde{y}_t = (1 - \frac{X}{\tau}) y_t^*$ với Δ là toán tử sai phân bậc 1 và E_t là toán tử kì vọng có điều kiện tại thời điểm t . Một điểm khác biệt của mô hình là giả định công nghệ của thế giới A_t theo một quá trình không dừng và một hệ quả của giả định đó là một số biến thực như sản lượng sẽ được chuẩn hóa bằng công

nghệ trước khi chuyển đổi sang dạng log. Công nghệ được giả định tăng trưởng với tốc độ z_t , do đó $z_t = \ln A_t - \ln A_{t-1}$, và tự tương quan bậc 1 với $z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$. Trong mô hình thì sản lượng được biểu diễn bởi y_t , R_t là lãi suất theo quý, q_t là điều khoản thương mại, π_t là lạm phát và e_t là tỉ giá hối đoái doanh nghĩa, \tilde{y}_t là mức sản lượng tiềm năng và những biến với superscript * tương đương với những biến của thế giới.

Phương trình (36) chính là đường cong IS được dẫn xuất từ phương trình hàm tiêu dùng Euler; các thông số α , β và τ tương ứng là tỉ lệ nhập khẩu, hệ số chiết khấu và độ co giãn thay thế liên thời gian. Sản lượng đầu ra phụ thuộc vào kì vọng của cả nền kinh tế trong nước và nước ngoài, lãi suất thực cũng như điều khoản thương mại và sự phát triển của công nghệ.

Phương trình (37) chính là đường cong Phillip cho nền kinh tế mở, được dẫn xuất từ giả định là các công ty độc quyền chỉ sử dụng lao động trong sản xuất và thiết lập giá. Khác biệt giữa tổng sản lượng thực tế và tiềm năng tác động đến lạm phát vì nó có mối liên hệ với chi phí biên thực; thông số κ tác động đến độ dốc của đường cong Phillip và là một hàm của các thông số khác. Sự thay đổi trong điều khoản thương mại được đưa vào đường cong Phillip nhằm phản ánh rằng một số mặt hàng tiêu dùng được nhập khẩu và giả định ngang giá sức mua tương đối (PPP) như phương trình (40).

Chính sách tiền tệ như được mô tả trong phương trình (41) với giả định là lãi suất danh nghĩa được điều chỉnh với tỉ lệ $(1 - \rho_R)$ so với mức được đề xuất bởi qui tắc Taylor và theo Claria, Galí và Gertler (2000). Trọng số cho lạm phát và sản lượng trong qui tắc Taylor được thể hiện bởi ψ_1 và ψ_2 . Một điều lưu ý rằng phương trình chính sách tiền tệ này tuy được dẫn xuất từ Lubik và Schorfheide (2007) nhưng với giả định rằng qui tắc Taylor không bao gồm tỉ giá hối đoái.

Thay đổi điều khoản thương mại, tổng sản lượng (y_t^*) và lạm phát (π_t^*) của thế giới trong mô hình được giả định là theo một quá trình tự tương quan bậc 1 và

có hệ số tự hồi qui tương ứng là $\rho_{\Delta q}$, ρ_{y^*} , ρ_{π^*} . Các cú shock được thể hiện bởi $\varepsilon_{\Delta q_t}$, $\varepsilon_{y^*_t}$ và $\varepsilon_{\pi^*_t}$.

3.3 Phương pháp ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE

Cách thức ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE sẽ được mô tả một cách khái quát trong phần này và thông tin chi tiết có thể được tìm thấy trong nghiên cứu của Del Negro và Schorfheide (2004).

3.3.1 Một số ghi chú

Giả định rằng các thông số cho mô hình DSGE được mô tả bởi vector θ và vector cột của n biến quan sát là y_t , các biến này cũng chính là các biến trong mô hình VAR. Do đó ta có:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t \quad (43)$$

Trong đó Φ_0 là một vector hằng số, $\Phi_{1..p}$ là ma trận của các thông số trong mô hình VAR và $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$. Phương trình này cũng có thể biểu diễn ngắn gọn lại dưới dạng $Y = X\Phi + U$, trong đó Y và U là những ma trận với hàng y_t' và u_t' tương ứng; X có các hàng y_{t-1}' , y_{t-2}' , ..., y_{t-p}' và $\Phi = [\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p]'$. Một điều cần lưu ý rằng các hệ số trong mô hình DSGE thì ít hơn hẳn so với mô hình VAR.

3.3.2 Tiềm nghiệm cho các thông số trong mô hình VAR

Trong nghiên cứu này, mô hình DSGE được sử dụng để cung cấp thông tin về các thông số cho mô hình VAR. Một cách trực quan để làm điều này là mô phỏng dữ liệu từ mô hình DSGE và kết hợp với dữ liệu thực khi ước lượng mô hình VAR. Hệ số thể hiện tỉ lệ tương đối giữa dữ liệu được mô phỏng và dữ liệu thực là λ , được sử dụng để kiểm soát tỉ trọng trong thông tin tiềm nghiệm. Tuy nhiên, vì mô hình DSGE dùng để mô tả sự biến động của y_t hơn là được dùng để mô phỏng dữ liệu nên có thể sử dụng kết quả từ mô hình dạng log của DSGE để tính toán các moment của y_t . Do đó vai trò của λ được xem như hệ số tỷ lệ giữa các moment có được từ mô hình này so với các moment có được thông qua quá trình mô phỏng.

Sau đó có thể tính toán thông tin tiên nghiệm cho mô hình VAR $p(\Phi, \Sigma_u | \theta)$ (với θ là vector biểu diễn các thông số cho mô hình DSGE) dưới dạng Inverted-Wishart (IW) – Normal (N), đó là $\Sigma_u | 0 \sim IW$ và $\Phi | \Sigma_u, \theta \sim N$. Phân phối tiên nghiệm cho những thông số này là những hàm theo các moment được tính toán từ mô hình DSGE.

3.3.3 Tiên nghiệm cho các thông số của mô hình DSGE

Gọi $p(\theta)$ là niềm tin cho những thông số trong mô hình DSGE và xác suất kết hợp của 2 tập thông số là:

$$p(\Phi, \Sigma_u, \theta) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta) p(\theta) \quad (44)$$

3.3.4 Phân phối hậu nghiệm của mô hình VAR

Hàm phân phối hậu nghiệm của các thông số trong mô hình VAR Φ và Σ_u , $p(\Phi, \Sigma_u | Y, \theta)$, mà từ đó sẽ có được các thông số khi dự báo là sự kết hợp giữa thông tin tiên nghiệm với dữ liệu, hay còn gọi là hàm likelihood. Hàm likelihood là một hàm phân phối chuẩn đa biến và rất hữu ích khi các tiên nghiệm được mô tả bên trên cho thông số trong mô hình VAR ở dạng Inverted-Wishart-Normal cũng như những phân phối kết hợp. Do đó phân phối hậu nghiệm có cùng phân phối với tiên nghiệm, tức là $\Sigma_u | \theta, Y \sim IW$ và $\Phi | \Sigma_u, \theta, Y \sim N$. Cuối cùng, phân phối hậu nghiệm cho các thông số trong mô hình VAR có thể được mô phỏng bằng cách rút ra 1 vector θ các thông số hậu nghiệm trong mô hình DSGE và sau đó lấy mẫu từ những phân phối này.

3.3.5 Lựa chọn độ trễ và trọng số cho tiên nghiệm, λ

Phân phối hậu nghiệm cho các thông số trong mô hình VAR là một hàm phụ thuộc vào việc lựa chọn hệ số λ , tỉ lệ giữa dữ liệu được mô phỏng và dữ liệu thực cho tiên nghiệm của mô hình DSGE. Gọi tập hợp các giá trị có thể của λ là Λ , với $\Lambda = \{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_i, \dots, \lambda_q\}$ và với tất cả các i thì $\lambda_i > 0$. Theo cách tiếp cận được đề xuất bởi Del Negro và Schorfheide (2004) thì bằng cách so sánh mô hình với mỗi $\lambda \in \Lambda$ với tiêu chí là hàm phân phối dữ liệu biên $p(Y | \lambda)$. Cách đánh giá này có thể

được xem như 1 tiêu chí thông tin và có được bằng cách kết hợp các thông số của phân phối kết hợp từ dữ liệu quan sát và các thông số.

$$\begin{aligned} p(Y|\lambda) &= \int_{\Sigma_u, \Phi, \Theta} p(Y, \theta, \Sigma_u, \Phi | \lambda) d(\Sigma_u, \Phi, \theta) \\ &= \int_{\Sigma_u, \Phi, \Theta} p(Y | \theta, \Sigma_u, \Phi) p(\theta, \Sigma_u, \Phi | \lambda) d(\Sigma_u, \Phi, \theta) \end{aligned} \quad (45)$$

Trong đó Σ_u, Φ, Θ là không gian của các thông số (tập hợp tất cả các giá trị có thể có được) của Σ_u, Φ và θ . Như đã được chỉ ra bởi Christiano (2007), tích phân có liên quan đến việc tính toán hàm phân phối dữ liệu biên là công việc đòi hỏi một khối lượng tính toán lớn. Tuy nhiên, nhắc lại rằng hàm xác suất kết hợp giữa các thông số trong mô hình VAR và DSGE là $p(\Phi, \Sigma_u, \theta | \lambda)$ cũng bằng với $p(\Phi, \Sigma_u | \theta, \lambda) p(\theta)$ và tiên nghiệm của các thông số trong mô hình VAR được cho bởi θ thì có phân phối dạng Inverted-Wishart-Normal. Điều này cho phép những tích phân với các thông số trong mô hình VAR được tính toán nhẹ nhàng hơn bằng cách chỉ tính tích phân với θ để xấp xỉ hàm $p(Y|\lambda)$. Một giá trị tối ưu của λ là λ^* có thể được chọn làm cho hàm $p(Y|\lambda)$ đạt giá trị lớn nhất.

$$\lambda^* = \arg \max_{\lambda \in \Lambda} p(Y|\lambda), \quad \lambda \in \Lambda \quad (46)$$

Như đã được lưu ý bởi Del Negro và Schorfheide (2004), có thể sử dụng hàm phân phối dữ liệu biên để lựa chọn độ trễ p cho mô hình VAR.

Tuy nhiên, vì mục đích chính của mô hình này là dùng để dự báo, do đó một cách tiếp cận khác để lựa chọn λ và độ trễ p là dựa vào khả năng dự báo out-of-sample của mô hình và được trình bày trong phần kết quả thực nghiệm.

3.4 Dữ liệu nghiên cứu và lựa chọn tiên nghiệm cho mô hình DSGE

3.4.1 Tiên nghiệm cho mô hình DSGE

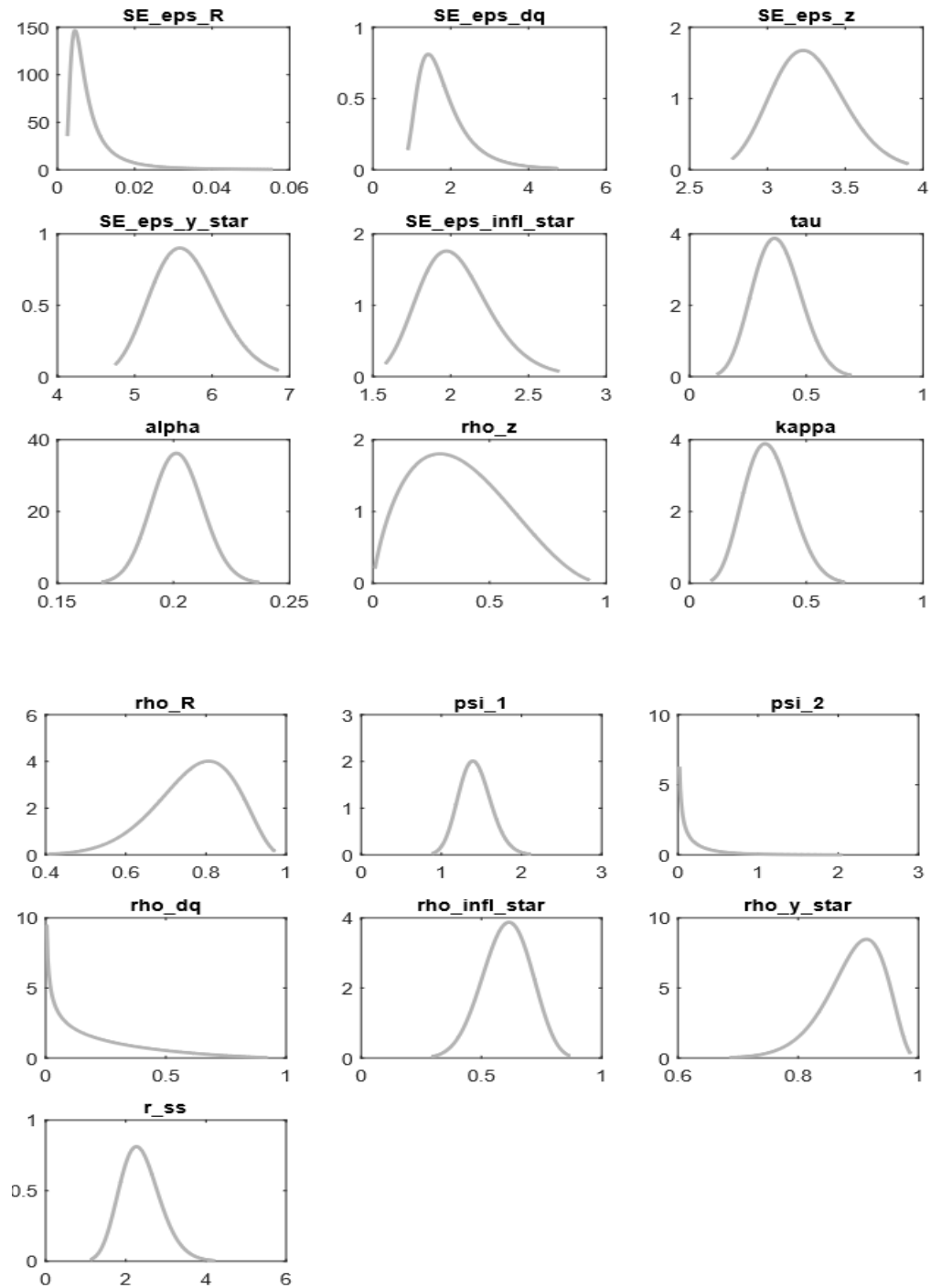
Tiên nghiệm cho các thông số trong mô hình DSGE được thể hiện trong bảng 3.2 và hình 3.1. Những thông số này khác biệt với mô hình của Lubik và

Schorfheide (2007), mô hình được áp dụng cho bốn nước và chỉ có một số khác biệt nhỏ trong phân phối tiên nghiệm cho mỗi nước. Vì mô hình BVAR-DSGE khi thực hiện việc tính toán thì có sự ràng buộc giữa dữ liệu quan sát được đưa vào mô hình cũng như giá trị tiên nghiệm cho các thông số nên kết quả tiên nghiệm có được trong mô hình này được lựa chọn bằng cách khảo sát từ mô hình DSGE của Andrew Hodge, Tim Robinson, Robyn Stuart (2008) cũng như từ nghiên cứu của Tingguo Zheng, Huiming Guo (2013) khi áp dụng cho Việt Nam. Một lưu ý là thay vì đặt thông tin tiên nghiệm lên hệ số chiết khấu thì nghiên cứu đặt thông tin tiên nghiệm lên hệ lãi suất danh nghĩa r^{ss} và $\beta = e^{\frac{-r^{ss}}{400}}$. Độ lệch chuẩn của năm cú shock ngoại sinh được kí hiệu σ^{ε} .

Bảng 3.2 : Phân bổ giá trị cho các thông số trong mô hình nghiên cứu

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ tích lũy	Trung Bình	St. Error
Hộ gia đình và các doanh nghiệp				
τ	[0,1]	Beta	0.3763	0.100
α	[0,1]	Beta	0.2017	0.011
r^{ss}	$\mid R^+$	Gamma	2.3722	0.500
Đường cong Phillip				
κ	$\mid R^+$	Beta	0.3401	0.100
Quy tắc Taylor				
ρ_R	[0,1]	Beta	0.7700	0.100
ψ_1	$\mid R^+$	Gamma	1.4213	0.200
ψ_2	$\mid R^+$	Gamma	0.1460	0.250
Hệ số tự tương quan				

$\rho_{\Delta q}$	[0,1]	Beta	0.1979	0.200
ρ_{π^*}	[0,1]	Beta	0.6047	0.100
ρ_{y^*}	[0,1]	Beta	0.8916	0.050
ρ_z	[0,1]	Beta	0.3750	0.200
Độ lệch chuẩn của các cú shock ngoại sinh				
σ_R^ε	$ R^+$	Inv.Gamma	0.0099	0.200
$\sigma_{\Delta q}^\varepsilon$	$ R^+$	Inv.Gamma	1.8662	0.800
σ_z^ε	$ R^+$	Inv.Gamma	3.2811	0.100
$\sigma_{y^*}^\varepsilon$	$ R^+$	Inv.Gamma	5.6849	0.200
$\sigma_{\pi^*}^\varepsilon$	$ R^+$	Inv.Gamma	2.0468	0.150



Hình 3.1: Phân phối tiên nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE

3.4.2 Các bước để ước lượng cho mô hình DSGE-VAR

Bước 1: Khai báo biến nội sinh (endogenous variable) và các biến quan sát (observed variables)

y z dq y_star infl infl_star R y_bar de R_obs infl_obs dy_obs de_obs
dq_obs

Bước 2: Khai báo các biến ngoại sinh (exogenous variables)

eps_R eps_dq eps_z eps_y_star eps_infl_star

Bước 3: Thiết lập danh sách các thông số của mô hình

tau alpha rho_z kappa rho_R psi_1 psi_2 rho_dq rho_infl_star
rho_y_star r_ss

Bước 4: Phân bổ giá trị ban đầu cho các thông số của mô hình dựa vào giá trị trung bình được mô tả trong bảng 3.1

Bước 5: Mô tả mô hình DSGE trong một khối mà bắt đầu bằng từ khóa “model”, kết thúc bằng từ khóa “end”. Trong bước này, mối quan hệ giữa biến quan sát và biến nội sinh cũng được thể hiện như sau:

$$\Delta y_{\text{obst}} = \Delta y_t + z_t \quad (47)$$

$$R_{\text{obst}} = 4R_t \quad (48)$$

$$\pi_{\text{obst}} = \pi_t \quad (49)$$

$$\Delta e_{\text{obst}} = \Delta e_t \quad (50)$$

$$\Delta q_{\text{obst}} = \Delta q_t \quad (51)$$

Trong mô hình DSGE của nghiên cứu này thì sản lượng đầu ra đã được chuẩn hóa bằng công nghệ nên thay đổi trong sản lượng sẽ có mối quan hệ với cả biến sản

lượng và sự phát triển công nghệ như được thể hiện trong phương trình (47). Những biến quan sát còn lại thì có mối quan hệ với các biến nội sinh giống như trong nghiên cứu của Lubik và Schorfheide (2007).

Bước 6: Phân bổ giá trị ban đầu cho các biến nội sinh và các biến quan sát trong mô hình. Các giá trị khởi tạo cho biến nội sinh được lấy từ trạng thái cân bằng của mô hình DSGE và giá trị trung bình cho các biến quan sát.

Bước 7: Khai báo thông tin tiên nghiệm cho các thông số cần ước lượng cũng như các cú shock trong mô hình như hàm phân phối, giá trị trung bình và độ lệch chuẩn.

Bước 8: Khai báo các tùy chọn cho việc ước lượng DSGE-VAR bao gồm độ trễ cho mô hình VAR cũng như tỉ lệ giữa dữ liệu được mô phỏng từ mô hình DSGE và dữ liệu thực tế quan sát được.

Bước 9: Thực hiện việc ước lượng mô hình bằng từ khóa “estimation” với các thông số cần thiết như nguồn dữ liệu thực tế, bao nhiêu quan sát sẽ bị loại bỏ trước khi đưa vào ước lượng cũng như số chuỗi Metropolis-Hastings được tạo ra (nếu có nhiều hơn 1 chuỗi thì các chuỗi này sẽ giúp kiểm tra tính hội tụ của quá trình ước lượng. Trong nghiên cứu này thì phần mềm Dynare 4 được sử dụng như một chương trình tiền thông dịch, giúp chuyển đổi mô hình sang các tập tin mà phần mềm Matlab có thể hiểu được. Việc ước lượng cũng như chương trình dự báo được hoàn thành trên Matlab R2015b.

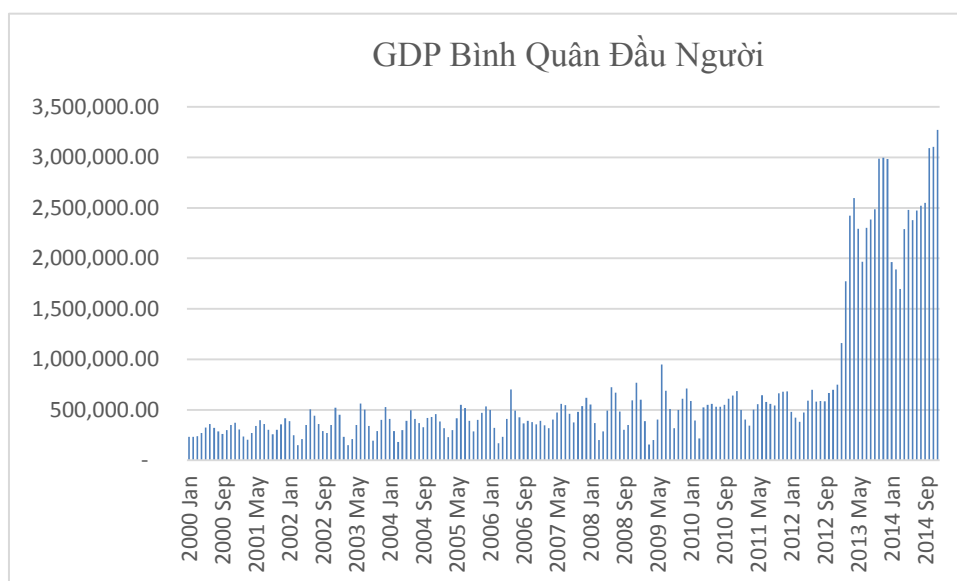
3.4.3 Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu thực nghiệm áp dụng tại Việt Nam sử dụng mô hình DSGE với 05 biến tương tự như Lubik Thomas và Schorfheide Frank (2007) và tham khảo nghiên cứu của Tingguo Zheng, Huiming Guo (2013) và Andrew Hodge, Tim Robinson, Robyn Stuart (2008) trong quá trình xử lý dữ liệu. Các biến bao gồm: tăng trưởng sản lượng (DY), lạm phát (PI), lãi suất (R), biến động trong tỷ giá hối

đoái (DE), sự thay đổi của điều khoản thương mại (DQ) được điều chỉnh theo mùa và lấy theo tháng, từ 01/2000 – 12/2014, dựa trên các nguồn: GSO, IFS – IMF, DOTS – IMF và World Bank. Tuy nhiên, để tăng tính tương thích của dữ liệu với mô hình, dữ liệu được chuyển đổi từ tháng sang quý và cụ thể như sau:

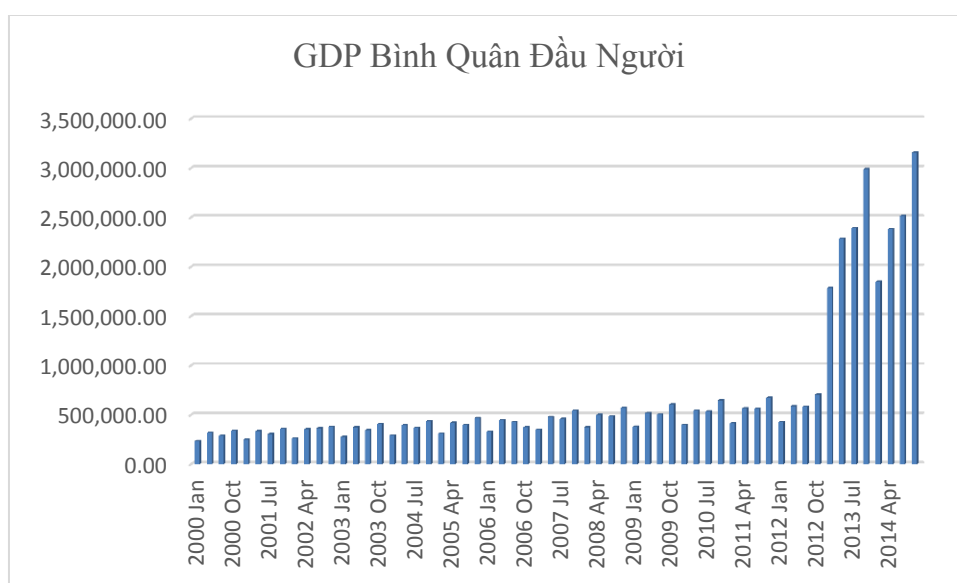
DY Tăng trưởng sản lượng

Nghiên cứu tiến hành thu thập và tính toán GDP thực bình quân đầu người



Hình 3.2: GDP thực bình quân đầu người từ tháng 01/2000 – 12/2014

Nguồn: GSO



Hình 3.3: GDP thực bình quân đầu người từ quý 01/2000 – 4/2014

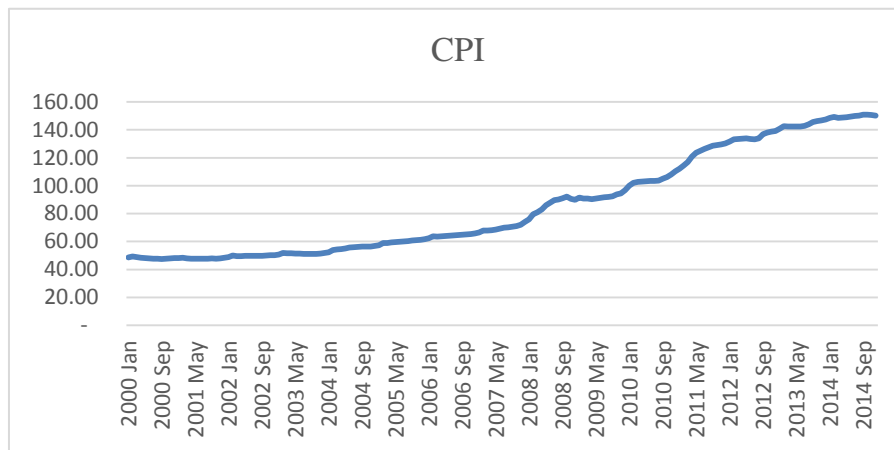
Nguồn dữ liệu: tính toán của tác giả

GDP thực bình quân đầu người là một trong những chỉ tiêu thống kê kinh tế quan trọng, đặc trưng cho mối quan hệ giữa phát triển kinh tế và gia tăng dân số, được tính toán bằng cách lấy GDP thực chia cho dân số trong một kỳ. Nhìn vào biểu đồ hình 3.1 có thể thấy rằng GDP thực bình quân đầu người tăng mạnh từ năm 2013. Sau đó tính toán tỷ lệ tăng trưởng bằng cách sử dụng công thức:

$$DY = \log \frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \times 100$$

Nghiên cứu thu thập được 59 quan sát cho chuỗi dữ liệu này.

PI Lạm phát theo CPI

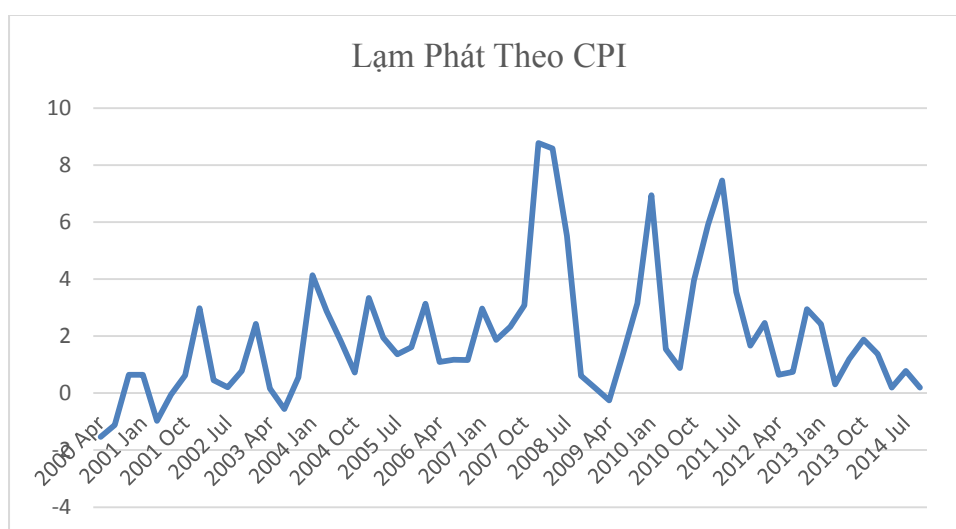


Hình 3.4: Chỉ số giá tiêu dùng từ tháng 01/2000 – 12/2014

Nguồn dữ liệu: IFS – IMF

$$\text{Tỷ lệ lạm phát} = 100\% \times \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$$

Với: CPI_t là mức giá của kỳ hiện tại và CPI_{t-1} là mức giá của kỳ trước. Tạo thành 59 quan sát từ chuỗi dữ liệu đại diện cho lạm phát.



Hình 3.5: Diễn biến của lạm phát theo CPI từ quý 02/2000 – 4/2014

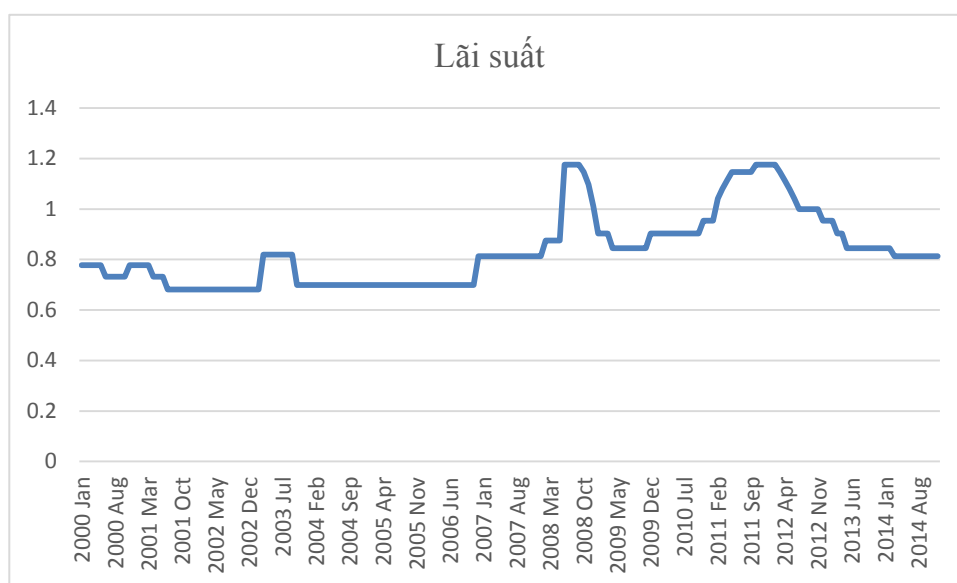
Nguồn dữ liệu: tính toán của tác giả

Nhìn trực quan hình 3.5, thời gian từ quý 02/2000 – 4/2014 điểm đáng lưu ý rơi vào năm 2008, lạm phát khá cao so với các năm trước đó. Tương đồng với việc NHNN thực thi chính sách kiềm chế lạm phát bằng việc tăng lãi suất (hình 3.6) và đã phát huy tác dụng ngay sau đó, bằng chứng là lạm phát đã được kiềm chế trong năm 2009. Đến năm 2011, lạm phát cao tái diễn và tương ứng với việc NHNN thắt chặt tiền tệ.

R Lãi suất

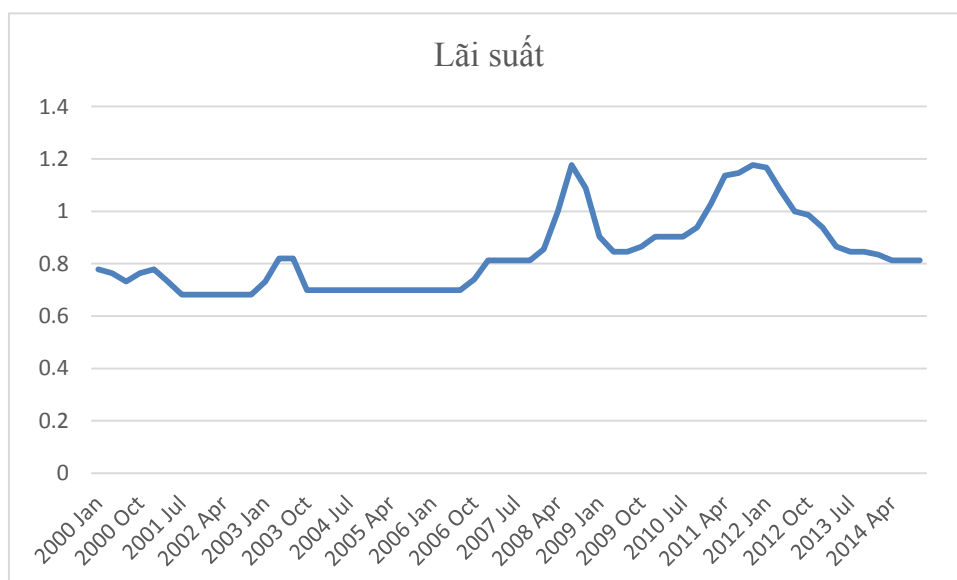
Theo như trong bài nghiên cứu Lubik và Schorfheide (2007) lãi suất được sử dụng là lãi suất danh nghĩa, đối chiếu với dữ liệu tìm được trong IFS - IMF với các lãi suất trong nguồn GSO, nghiên cứu sử dụng lãi suất tái cấp vốn làm lãi suất đại diện cho công cụ chính sách tiền tệ ở Việt Nam. Theo luật Ngân hàng nhà nước năm 2010, lãi suất tái cấp vốn là lãi suất được Ngân hàng Nhà nước áp dụng nhằm cung ứng vốn ngắn hạn và phương tiện thanh toán cho tổ chức tín dụng.

Chuỗi dữ liệu gồm 60 quan sát và lấy log để làm mượt lãi suất.



Hình 3.6: Diễn biến của lãi suất tái cấp vốn từ tháng 01/2000 – 12/2014

Nguồn: IFS – IMF



Hình 3.7: Diễn biến của lãi suất tái cấp vốn từ quý 01/2000 – 4/2014

Nguồn: tính toán của tác giả

DE **Biến động trong tỷ giá hối đoái**

Đầu tiên nghiên cứu tiến hành tính toán tỷ giá hối đoái hiệu lực danh nghĩa. Khi một nước tham gia vào giao dịch thương mại với các nước khác thì một chỉ số phản ánh giá trị chung của đồng tiền được tính dựa trên các tỷ giá song phương và mức độ thương mại giữa các nước này với nước chủ nhà. Tỷ giá hiệu lực danh nghĩa được tính dựa trên cơ sở này và được định nghĩa là tỷ giá giữa đồng nội tệ với các đồng ngoại tệ của các nước khác, lấy quyền số là tỷ trọng thương mại của nước đó với các nước¹. Công thức tính:

$$NEER_t = \prod_{j=1}^n (e_{jt})^{w_{jt}}$$

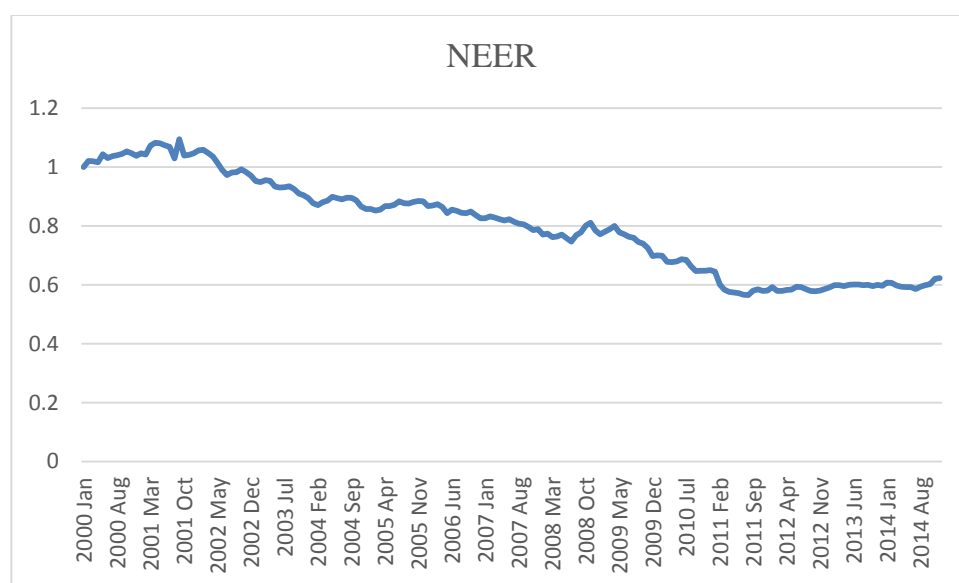
Trong đó:

t là thời gian.

n = 20 (số lượng đối tác thương mại chính của Việt Nam gồm: Nhật Bản, Singapore, Trung Quốc, Hàn Quốc, Mỹ, Thái Lan, Úc, Hồng Kông, Đức, Malaysia, Pháp, Indonesia, Anh, Hà Lan, Nga, Philippines, Thụy Sĩ, Ý, Bỉ, Ấn Độ).

e_{jt} là tỷ giá danh nghĩa của đồng tiền nước j so với VND tại thời điểm t.

w_{jt} là tỷ trọng của đồng tiền nước j tại thời điểm t, tương ứng với tỷ trọng thương mại của nước j trong tổng kim ngạch thương mại của Việt Nam với tất cả các nước được chọn.



Hình 3.8: Tỷ giá hiệu lực danh nghĩa từ 01/2000 – 12/2014

Nguồn: GEM – World Bank

Sử dụng cách yết giá USD/VND, khi tỷ giá hối đoái hiệu lực danh nghĩa tăng nghĩa là VND giảm giá trị và ngược lại. Sau đó, sử dụng công thức: $\Delta Ex_t = 100 * \ln(Ex_t / Ex_{t-1})$ tương ứng với 59 quan sát được tạo ra.



Hình 3.9: Thay đổi tỷ giá hiệu lực danh nghĩa từ quý 02/2000 – 4/2014

Nguồn: tính toán của tác giả

DQ Thay đổi của điều khoản thương mại

Điều khoản thương mại (ToT) được đo lường bằng cách lấy tỷ lệ giá xuất khẩu chia giá nhập khẩu. Sau đó, tính toán sự thay đổi của điều khoản thương mại bằng cách sử dụng công thức:

$$\Delta \text{ToT} = 100 \times \ln\left(\frac{\text{ToT}_t}{\text{ToT}_{t-1}}\right)$$

Dữ liệu được lấy từ nguồn GEM - World Bank và được điều chỉnh để tạo ra 59 quan sát.



Hình 3.10: Thay đổi điều khoản thương mại từ quý 02/2000 – 4/2014

Nguồn: tính toán của tác giả

4. Kết quả thực nghiệm

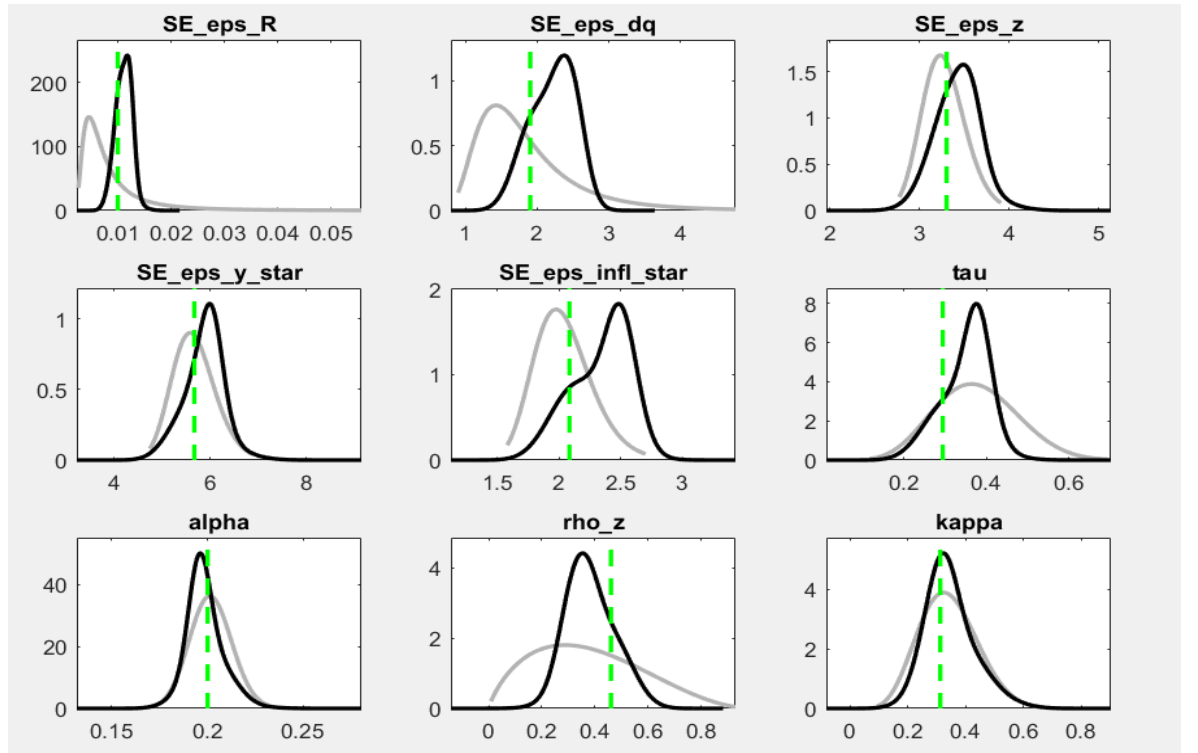
4.1 Mô hình DSGE

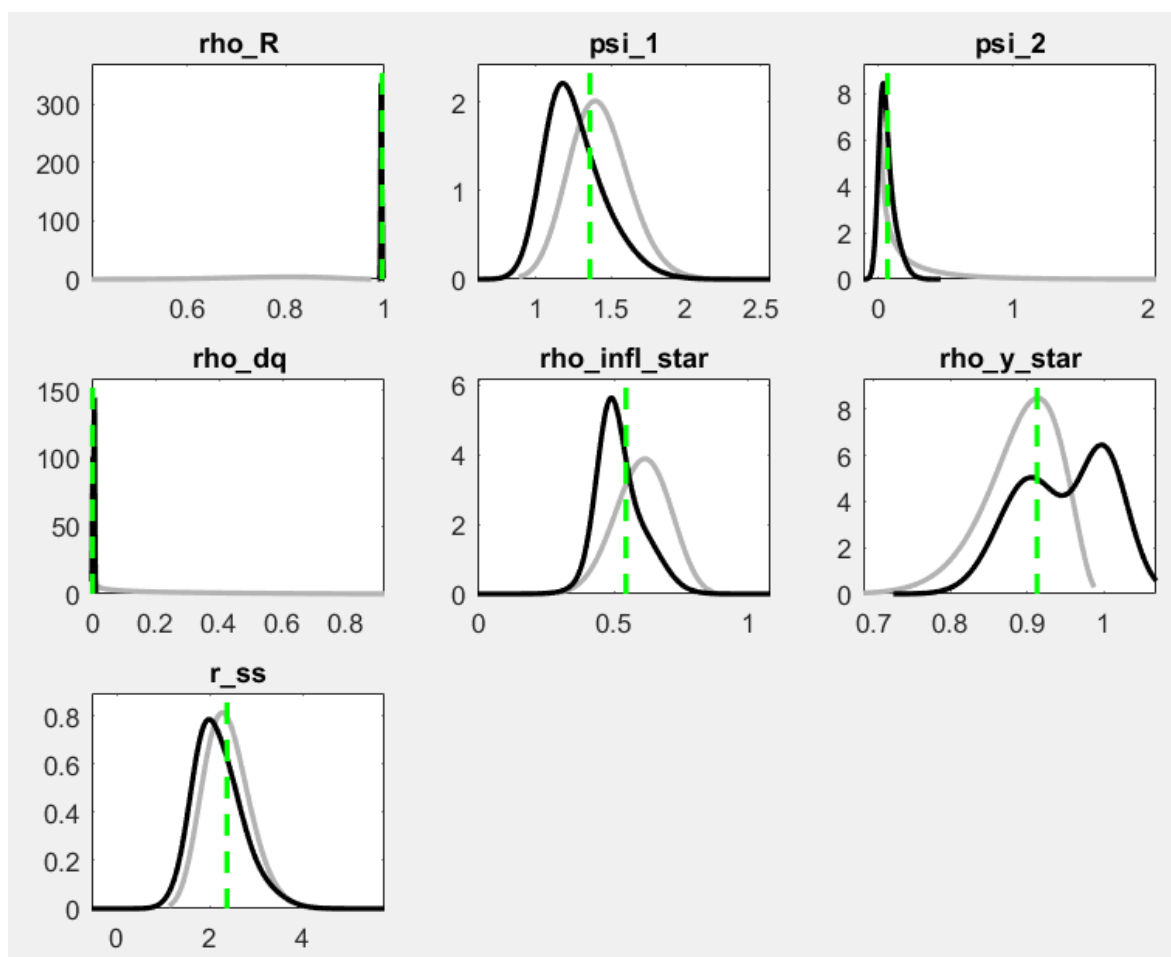
Bảng 4.1 và hình 4.1 thể hiện giá trị trung bình cũng như mối quan hệ giữa phân phối tiên nghiệm và hậu nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE.

Bảng 4.1: Kết quả ước lượng mô hình DSGE với độ trễ 3 và $\lambda=2.5$

Thông số	Miền xác định	Trung bình tiên nghiệm	Trung bình hậu nghiệm	Khoảng xác suất 90%
Hộ gia đình và các doanh nghiệp				
τ	[0,1]	0.3763	0.3507	0.2386 0.3988
α	[0,1]	0.2017	0.1985	0.1863 0.2145
r^{ss}	$\mid \mathbb{R}^+$	2.3722	2.1795	1.3963 2.8367
Đường cong Phillip				
κ	$\mid \mathbb{R}^+$	0.3401	0.3437	0.2427 0.4823
Quy tắc Taylor				
ρ_R	[0,1]	0.7700	0.9938	0.9928 0.9960
ψ_1	$\mid \mathbb{R}^+$	1.4213	1.2566	1.0036 1.5102
ψ_2	$\mid \mathbb{R}^+$	0.1460	0.0637	0.0138 0.1411
Hệ số tự tương quan				
$\rho_{\Delta q}$	[0,1]	0.1979	0.0038	0.0001 0.0061
ρ_{π^*}	[0,1]	0.6047	0.5195	0.4403 0.6675
ρ_{y^*}	[0,1]	0.8916	0.9484	0.8778 0.9995
ρ_z	[0,1]	0.3750	0.3825	0.2649 0.5151
Độ lệch chuẩn của các cú shock ngoại sinh				

σ_R^ε	$\mid \mathbf{R}^+$	0.0099	0.0111	0.0087	0.0126
$\sigma_{\Delta q}^\varepsilon$	$\mid \mathbf{R}^+$	1.8662	2.2132	1.7974	2.5641
σ_z^ε	$\mid \mathbf{R}^+$	3.2811	3.4206	3.0454	3.7436
$\sigma_{y^*}^\varepsilon$	$\mid \mathbf{R}^+$	5.6849	5.8729	5.1285	6.3470
$\sigma_{\pi^*}^\varepsilon$	$\mid \mathbf{R}^+$	2.0468	2.3354	1.9423	2.5189





Hình 4.1 : Mối quan hệ giữa phân phối tiên nghiệm và hậu nghiệm

Từ kết quả ước lượng hậu nghiệm, có thể thấy rằng không có sự khác biệt quá lớn giữa phân phối tiên nghiệm và hậu nghiệm của nghiên cứu mặc dù việc lựa chọn tiên nghiệm không giống hoàn toàn với bất kỳ nghiên cứu nào trước đây. Bên cạnh đó, vì phương pháp ước lượng DSGE-VAR đòi hỏi sự tương thích giữa dữ liệu quan sát và lựa chọn tiên nghiệm nên với mỗi độ trễ của mô hình VAR và tỉ lệ λ , phải thực hiện việc khảo sát để có thể lựa chọn được một phân phối tiên nghiệm phù hợp mặc dù không có sự khác biệt lớn giữa các tập tiên nghiệm này.

4.2 Lựa chọn hệ số tỉ lệ λ và độ trễ cho mô hình VAR

Nghiên cứu chỉ quan tâm đến độ trễ 2, 3 và 4 cho mô hình VAR trong ước lượng DSGE-VAR và khảo sát các giá trị có thể của λ từ tập $\Lambda = [0.75, 1, 1.25, 1.5,$

1.75, 2.5, 10, 100000] để xác định trọng số λ trong mô hình DSGE. Vì λ thể hiện cho tỉ lệ giữa dữ liệu được mô phỏng từ mô hình DSGE so với dữ liệu quan sát thực tế nên với λ càng tiến về 0 thì mô hình càng tiến gần về mô hình VAR cấu trúc và với λ càng tiến về vô cùng thì mô hình càng tiến gần về mô hình DSGE.

Do mục tiêu cuối cùng của mô hình này là dùng để dự báo, do đó, thay vì sử dụng tiêu chí phân phối dữ liệu biên như trong phương trình (46) thì nghiên cứu sử dụng khả năng dự báo out-of-sample để lựa chọn độ trễ cho mô hình VAR cũng như hệ số tỉ lệ λ . Để thực hiện điều này thì nghiên cứu tiến hành ước lượng mô hình BVAR-DSGE với từng λ trong tập Λ với các độ trễ tương ứng. Từ tập dữ liệu quan sát ban đầu gồm 59 mẫu, thực hiện quá trình ước lượng với 51 mẫu đầu tiên và sử dụng 8 mẫu sau cùng để đánh giá khả năng dự báo của từng kết hợp giữa độ trễ và λ .

Để xây dựng hàm dự báo thì từ phân phối hậu nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE, nghiên cứu sử dụng hàm “DsgeVarLikelihood” để rút ra tập các thông số Φ của mô hình VAR và ma trận hiệp phương sai Σ_u . Với mỗi Σ_u thì có thể tính toán được một vector sai số u_{t+1} từ phân phối chuẩn đa biến $N(0, \Sigma_u)$ và tính toán được giá trị y_{t+1} bằng cách sử dụng các hệ số Φ trong mô hình VAR. Từ đó, có thể tính toán được 1 chuỗi liên tiếp gồm 8 giá trị, tương ứng với việc dự báo cho 8 quý. Thực hiện toàn bộ quá trình này 1000 lần và sau đó lấy giá trị trung bình để cho ra kết quả dự báo cuối cùng. Từ tập kết quả có được, sử dụng tiêu chí Root-Mean-Squared-Error để lựa chọn cách kết hợp tối ưu giữa độ trễ trong mô hình VAR với hệ số tỉ lệ λ . Bảng 4.2 thể hiện kết quả dự báo cho mô hình BVAR-DSGE với độ trễ là 3 với các kết hợp với λ cho các biến quan sát là sản lượng, lạm phát, lãi suất, tỉ giá hối đoái và điều khoản thương mại.

Bảng 4.2: RMSE của mô hình BVAR-DSGE với các hệ số λ

	$\lambda=0.75$	$\lambda=1.00$	$\lambda=1.25$	$\lambda=1.50$	$\lambda=1.75$	$\lambda=2.5$	$\lambda=10.0$
	Sản lượng						
2013-Q1	0.6023	0.5590	0.6070	0.5953	0.5610	0.5383	0.6783
2013-Q2	0.1919	0.1444	0.1035	0.0992	0.0760	0.0099	0.8745
2013-Q3	0.9122	0.8372	0.7513	0.6451	0.6421	0.5313	0.4178
2013-Q4	2.6017	2.4478	2.3836	2.2153	2.1379	1.9662	1.1680
2014-Q1	0.5091	0.2493	0.1562	0.1868	0.0549	0.1372	1.0137
2014-Q2	0.2098	0.1207	0.0019	0.0655	0.0800	0.1889	0.9002
2014-Q3	16.3326	14.6380	13.8420	12.4725	11.8119	10.5046	1.2960
2014-Q4	1.1033	0.7041	0.6888	0.4351	0.3370	0.1131	1.0808
	Lãi suất						
2013-Q1	0.8495	0.8523	0.8538	0.8538	0.8514	0.8541	0.8467
2013-Q2	0.8616	0.8681	0.8715	0.8694	0.8688	0.8731	0.8501
2013-Q3	0.9153	0.9218	0.9219	0.9142	0.9171	0.9173	0.8640
2013-Q4	0.9549	0.9553	0.9522	0.9395	0.9437	0.9407	0.8984
2014-Q1	0.9409	0.9414	0.9364	0.9269	0.9320	0.9304	0.9192
2014-Q2	0.9005	0.9059	0.9038	0.8965	0.9023	0.9054	0.9271
2014-Q3	0.8897	0.8990	0.8969	0.8943	0.9010	0.9031	0.9421
2014-Q4	0.9200	0.9272	0.9259	0.9219	0.9246	0.9275	0.9523
	Lạm phát						
2013-Q1	0.3593	0.4806	0.5486	0.6055	0.6360	0.6658	0.9197
2013-Q2	4.6015	4.8436	4.3412	4.2584	4.2447	4.1776	2.4467

2013-Q3	2.2422	2.2098	2.1921	2.0584	2.0576	2.0237	1.4552
2013-Q4	1.3294	1.2655	1.2485	1.1851	1.1948	1.1511	1.2602
2014-Q1	0.0420	0.1327	0.1089	0.1631	0.2220	0.3116	1.1296
2014-Q2	6.6648	5.1769	5.5836	5.1253	4.9252	4.3927	1.9608
2014-Q3	0.2023	0.5967	0.3905	0.5491	0.5613	0.6350	1.2131
2014-Q4	5.7583	5.5909	4.7849	4.8529	4.3021	3.6676	1.8029
	Tỉ giá hối đoái						
2013-Q1	0.4966	0.6407	0.6415	0.7034	0.6934	0.7002	1.0006
2013-Q2	3.8182	3.3470	3.3533	2.9363	2.8737	2.3528	1.6682
2013-Q3	3.0994	1.8487	1.8870	2.2475	1.2242	1.0071	2.6495
2013-Q4	1.5217	1.5644	0.8633	0.9842	1.2758	0.5534	0.2620
2014-Q1	2.6907	2.6773	2.4294	2.3267	2.2402	2.0766	1.2505
2014-Q2	0.7450	0.7744	0.8534	0.8244	0.8062	0.8035	0.8796
2014-Q3	27.8646	25.1815	25.4893	23.6614	17.8507	23.1521	5.6012
2014-Q4	0.6528	0.7163	0.7500	0.7706	0.8074	0.8129	1.0252
	Điều khoản thương mại						
2013-Q1	13.3396	12.5085	9.5653	9.6131	8.5127	6.6040	1.2512
2013-Q2	0.2538	0.2271	0.4412	0.4653	0.1704	0.6108	0.7701
2013-Q3	1.4599	1.2157	1.3152	1.3225	1.2355	1.1907	0.9990
2013-Q4	0.7727	0.5806	0.8861	0.8467	0.7364	0.7497	0.8992
2014-Q1	1.9862	1.8197	1.8062	1.6679	1.5935	1.4324	1.1156
2014-Q2	0.2093	0.1982	0.5962	0.5292	0.5177	0.4580	0.9305
2014-Q3	0.8630	0.9925	1.1152	1.1403	0.9141	1.0801	0.9389

2014-Q4	0.5267	0.6063	0.7101	0.7177	0.8477	0.8551	1.0330
---------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

Kết quả thực nghiệm cho thấy với độ trễ là 3 và $\lambda=2.5$ thì mô hình có khả năng dự báo tốt nhất cho nền kinh tế Việt Nam. So với kết quả có được từ nghiên cứu được thực hiện bởi Andrew Hodge, Tim Robinson và Robyn Stuart (2008) cho nền kinh tế Úc thì λ của Việt Nam có giá trị lớn hơn và theo Negro và Schorfheide (2006) thì mô hình DSGE phù hợp để mô tả cho nền kinh tế Việt Nam.

5. Kết luận

Với mục tiêu chính là dự báo cho các biến vĩ mô, nghiên cứu đã sử dụng một mô hình DSGE cho nền kinh tế nhỏ và mở của Việt Nam để cung cấp thông tin tiên nghiệm cho mô hình Bayesian VAR. Kết quả dự báo từ các biến chính của nền kinh tế như sản lượng hay lãi suất thì cho thấy mô hình ước lượng DSGE này đáng được quan tâm và phương pháp kết hợp của mô hình BVAR-DSGE là hiệu quả trong việc cân bằng giữa lý thuyết và dữ liệu thực tế mà cụ thể là để xây dựng một mô hình dự báo. Tuy nhiên, do hạn chế về thời gian mà nghiên cứu chưa xây dựng thêm một số mô hình dự báo như Minnesota VAR hay Unrestricted VAR nhằm để đối chiếu kết quả dự báo với mô hình BVAR-DSGE. Đây cũng có thể là hướng phát triển để hoàn thiện hơn nghiên cứu này và cho thấy một cái nhìn toàn diện trong việc lựa chọn mô hình dự báo.

Ngoài ra thì mặc dù hệ số λ từ kết quả thực nghiệm cho thấy mô hình DSGE này phù hợp với Việt Nam nhưng bản thân mô hình đã bỏ qua nhiều giả định truyền thống để tăng tính phù hợp với dữ liệu. Và thông tin tiên nghiệm được đưa vào mô hình là kết quả của việc khảo sát từ tiên nghiệm của Trung Quốc và Úc nên một trong những hướng phát triển khác của đề tài là từng bước thêm vào các giả định truyền thống hay cố gắng sử dụng mô hình DSGE được Lubik và Schorfheide

(2007) để ước lượng cho nền kinh tế VN. Đồng thời cũng thực hiện việc khảo sát thông tin tiên nghiệm một cách toàn diện hơn.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu Tiếng Anh:

- Amisano, G. and R. Giacomini (2007), “*Comparing density forecasts via weighted likelihood ratio tests*”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, 177-190.
- An S and Frank Schorfheide (2007), “*Bayesian Analysis of DSGE Models*”, *Economic Review*, 26(2-4), 113-172.
- Andrew Hodge, Tim Robinson and Robyn Stuart (2008), “*A small BVAR-DSGE model for forecasting the Australian Economy*”, Reserve Bank of Australia, Discussion Paper No 2008/04.
- Argia M. Sbordone, Andrea Tambalotti, Krishna Rao, and Kieran Walsh (2010), “*Policy Analysis Using DSGE Models: An Introduction*” FRBNY Economic Policy Review.
- Calvo, Guillermo A. (1983), “*Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*”. *Journal of Monetary Economics* 12 (3) 383–398.
- Clarida R, J Galí and M Gertler (2000), “*Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*”, *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), pp 147–180.
- Clarida, Richard; Gali, Jordi; Gertler, Mark (1999), “*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*”, *Journal of Economic Literature* **37** (4): 1661–1707.
- Clark, T. and M. McCracken (2001), “*Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models*”, *Journal of Econometrics*, 105(1), 85-110.
- Clark, T.E. and M.W. McCracken (2005), “*The Power of Tests of Predictive Ability in the Presence of Structural Breaks*”, *Journal of Econometrics* 124, 1-31.

- Clark, T. and M. McCracken (2009), "*Nested forecast model comparisons: a new approach to testing equal accuracy*", Mimeo.
- Corradi, V., N. Swanson and C. Olivetti (2001), "*Predictive Ability with Cointegrated Variables*", *Journal of Econometrics* 104(2), 315-358.
- Del Negro and Frank Schorfheide (2004), "*Priors from general equilibrium models for VARs*", *International Economic Review* Vol.45, No.2, May 2004.
- Del Negro and Frank Schorfheide (2006), "*How good is what you've got? DSGE-VAR as a Toolkit for Evaluating DSGE models*", Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Del Negro and Frank Schorfheide (2009), "*Inflation dynamics in a small open-economy model under inflation targeting: some evidence from Chile*", In: Schmidt-Hebbel, K., Walsh, C.E(Eds), *Monetary policy under uncertainty and learning*. Central Bank of Chile, Santiago.
- Diebold, F.X.(2007), "*Elements of forecasting (Fourth Edition)*", South-Western College Publishing.
- Diebold, F. X. and J. Lopez (1996), "*Forecast Evaluation and Combination*" G.S. Maddala and C.R. Rao (eds.), *Handbook of Statistics*, Amsterdam: North-Holland, 241-268.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano (1995), "*Comparing Predictive Accuracy*", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.
- Elliott, G., I. Komunjer and A. Timmermann (2005), "*Estimation and Testing of Forecast Rationality under Flexible Loss*", *Review of Economic Studies*, 72, 1107-1125.
- Francisco J. Ruge-Murcia (2005): "*Methods to Estimate Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*", *Journal of Economic Dynamics and Control* 31 (8).
- Galí, Jordi (2008), "*Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*", Princeton University Press, ISBN 978-0-691-13316-4.

- Gali, Jordi and Tommaso Monacelli (2002): “*Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*”. Mimeo, Boston College.
- Giacomini, R. and I. Komunjer (2005), “*Evaluation and combination of conditional quantile forecasts*”, Journal of Business and Economic Statistics, 23, 416-431.
- Giacomini, R. and H. White (2006), “*Tests of Conditional Predictive Ability*”, Econometrica, 74, 1545-1578.
- Hansen, P. R. (2005), “*A test for superior predictive ability*”, Journal of Business and Economic Statistics, 23, 365-380.
- Ingram, B. F. and C. H. Whiteman (1994), “*Supplanting the Minnesota Prior – Forecasting Macroeconomic Time Series Using Real Business Cycle Model Priors*”, Journal of Monetary Economics 34, 497-510.
- Inoue, A. and L. Kilian (2006), “*On the Selection of Forecasting Models*”, Journal of Econometrica, 130, 273-306.
- Kydland, F.E., Prescott, E.C. (1982), “*Time to Build and Aggregate Fluctuations*”, Econometrica 50 (6): 1345–1370.
- Lees K, T Matheson and C Smith (2007), “*Open Economy DSGE-VAR Forecasting and Policy Analysis: Head to Head with the RBNZ Published Forecasts*”, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No 2007/01.
- Leitch, G. and E. J. Tanner (1991), “*Economic forecast evaluation: pros versus the conventional error measures*”, American Economic Review, 81(3), 580 - 90.
- Lubik and Schorfheide (2007), “*Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation*”.
- McCracken, M. (2007), “*Asymptotics for out-of-sample tests of Granger causality*”, Journal of Econometrics, 140, 719-752.
- Raffaella Giacomini (2013), “*The relationship between DSGE and VAR models*”, Cemmap, Working Paper CWP21/13.

- Raffaella Giacomini and Barbara Rossi (2011), “*Forecasting in Macroeconomics (in preparation for the Handbook of Research Methods and Applications on Empirical Macroeconomics)*”, UCL and Duke University.
- Romano, J. P. and M. Wolf (2005), “*Stepwise multiple testing as formalized data snooping*”, *Econometrica*, 73, 1237-1282.
- Rossi, B. (2005), “*Optimal Tests for Nested Model Selections With Underlying Parameter Instabilities*”, *Econometric Theory* 21(5), 962-990.
- Rossi, B. and T. Sekhposyan (2011), “*Understanding Models Forecasting Performance*”, *Journal of Econometrics* 164, 158-172.
- Rotemberg, Julio J., Woodford, Michael (1997), “*An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy*”, *NBER Macroeconomics Annual* 12: 297–346.
- Smets, Frank and Raf Wouters (2002): “*Monetary Policy in an Estimated Stochastic Dynamic Equilibrium Model of the Euro Area*”, ECB Working Paper No. 171.
- Tingguo Zheng, Huiming Guo (2013), “*Estimating a small open economy DSGE model with indeterminacy: Evidence from China*”. *Economic Modelling* Vol.31, 642-652.
- West, K. D. (1996), “*Asymptotic Inference about Predictive Ability*”, *Econometrica*, 64, 1067-1084.
- West, K. D., H. J. Edison, and D. Cho (1993), “*A Utility-Based Comparison of Some Models of Exchange Rate Volatility*”, *Journal of International Economics*, 35, 2345
- White, H. (2000), “*A reality check for data snooping*”, *Econometrica*, 68, 1097-1127.
- Woodford, M. (2003), “*Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*”, Princeton University Press, ISBN 0-691-01049-8.

Tài liệu tiếng Việt:

Phạm Chung và Trần Văn Hùng (2011): “*Kinh tế vĩ mô phân tích*”. NXB – ĐH Quốc Gia TP.HCM.

Nguyễn Thị Huyền Ngân (2015): “*Có hay không Ngân Hàng Nhà Nước sử dụng chính sách tiền tệ để can thiệp vào tỷ giá hối đoái? Mô hình DSGE – Bằng chứng tại Việt Nam*”, Luận Án Thạc Sĩ Kinh Tế, mã số: 60.34.02.01. Trường ĐH Kinh Tế TP.HCM

Các website tham khảo:

<http://data.worldbank.org/>

https://en.wikipedia.org/wiki/Dynamic_stochastic_general_equilibrium

https://en.wikipedia.org/wiki/Metropolis%E2%80%93Hastings_algorithm

<http://www.customs.gov.vn/>

<http://www.dynare.org/DynareWiki/DsgeVar>

<https://www.gso.gov.vn/>

<http://www.imf.org/>

www.gso.com.vn