

Mô hình dự báo cho nền kinh tế nhỏ và mở của Việt Nam

Phương pháp tiếp cận: BVAR-DSGE

NGUYỄN ĐỨC TRUNG

Ngân hàng Nhà nước Việt Nam - ndtrunghvnh@gmail.com

NGUYỄN HOÀNG CHUNG

Trường Đại học Kinh tế - Kỹ thuật Bình Dương - nhchung@kkt.edu.vn

Ngày nhận:

20/09/2017

Ngày nhận lại:

28/10/2017

Ngày duyệt đăng:

30/10/2017

Mã số:

0917-F41-V04

Nghiên cứu sử dụng mô hình cân bằng động ngẫu nhiên tổng quát để ước lượng cho nền kinh tế nhỏ và mở như Việt Nam. Mô hình được xây dựng và hiệu chỉnh sao cho phù hợp với mục tiêu dự báo đối với các biến số vĩ mô của nền kinh tế như: Tăng trưởng sản lượng, lạm phát, lãi suất chính sách, biến động trong tỉ giá hối đoái và điều kiện thương mại. Ngược lại với các nền tảng thông kê thuần túy, nghiên cứu sử dụng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ như Việt Nam để cung cấp các thông tin tiên nghiệm cho mô hình ước lượng BVAR. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự phù hợp tương đối về phương pháp tiếp cận và tính tương thích giữa các mô hình lí thuyết và dữ liệu thực tế nhằm xây dựng một mô hình dự báo có ý nghĩa cho Việt Nam.

Abstract

Từ khóa:

BVAR-DSGE; Nền kinh tế mở - nhỏ; Dự báo; Thông tin tiên nghiệm; Hậu nghiệm.

Keywords:

BVAR-DSGE; Small-open economy; Forecast; Prior and Posterior information.

This paper estimates a small-open DSGE model of the Vietnam economy, constructed and adjusted for forecasting the macroeconomic variables such as output growth, inflation, policy interest rates, exchange rate, and terms of trade. In contrast to models with purely statistical platforms, which are often used for forecasting, the paper applies the DSGE model to a small and open economy like Vietnam to provide prior information for the BVAR model. The results of the study show the relative suitability of the method and the compatibility between the theoretical models and the actual data for establishing a meaningful forecasting model for Vietnam.

1. Giới thiệu

Dự báo đang là xu hướng tiếp cận của các ngân hàng trung ương (NHTW) với nguyên tắc cơ bản là đưa ra các đánh giá xu hướng của tương lai dựa trên các thông tin dữ liệu của quá khứ. Các mô hình có thể được sử dụng cho nhiều mục đích như: phân tích kịch bản và dự báo. Mục đích của nghiên cứu này nhằm đề xuất lựa chọn một mô hình dự báo với các biến số kinh tế vĩ mô phổ biến (độ lệch sản lượng, lạm phát, lãi suất, tỉ giá...) cho nền kinh tế mở và nhỏ như Việt Nam bằng phương pháp hồi quy cấu trúc Bayesian (BVAR), với các thông số tiên nghiệm từ mô hình cân bằng tổng thể động ngẫu nhiên (Dynamic Stochastic General Equilibrium – DSGE) của Hodge và cộng sự (2008). Mô hình này đang được nhiều NHTW trên thế giới sử dụng như: Cục Dự trữ liên bang Mỹ (Fed), NHTW châu Âu (ECB), NHTW Anh, Canada, Úc, New Zealand... (Lubik & Schorfheide, 2007; Zheng & Guo, 2013). Đây là mô hình nghiên cứu đơn giản được phát triển bởi Gali và Monacelli (2002, 2008): Tác giả xây dựng mô hình dự báo cho nền kinh tế Việt Nam, trong đó bao gồm việc xây dựng mô hình DSGE và lựa chọn tiên nghiệm cho các thông số trong mô hình dựa theo các nghiên cứu của: Lubik và cộng sự (2007); Zheng và Guo (2013). Tiếp theo, tác giả thực hiện việc chuyển đổi từ phân phối hậu nghiệm của các tham số trong mô hình DSGE sang giá trị của các tham số trong mô hình BVAR dựa theo các nghiên cứu của: del Negro và Schorfheide (2004), Hodge và cộng sự (2008).

Phần 2 của nghiên cứu sẽ trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan; phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu, kết quả nghiên cứu được trình bày ở phần 4; và phần 5 là kết luận cho nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

2.1. Cơ sở lý thuyết về mô hình DSGE

2.1.1. Lý thuyết về mô hình DSGE

Theo Chen (2010), mô hình DSGE được sử dụng cho nghiên cứu nền kinh tế phát triển theo chuỗi thời gian. Trong đó, nền kinh tế vĩ mô bị ảnh hưởng bởi các cú sốc ngẫu nhiên được mô tả như là sự lựa chọn và quyết định bởi các chủ thể như: Doanh nghiệp, hộ gia đình, chính phủ và ngân hàng trung ương theo sự ưa thích và quan điểm của các chủ thể này về tương lai. Mô hình này cung cấp một khuôn khổ phân tích chặt chẽ, và sự chặt chẽ này được đưa ra thông qua các ràng buộc về hành vi chấp nhận của các chủ

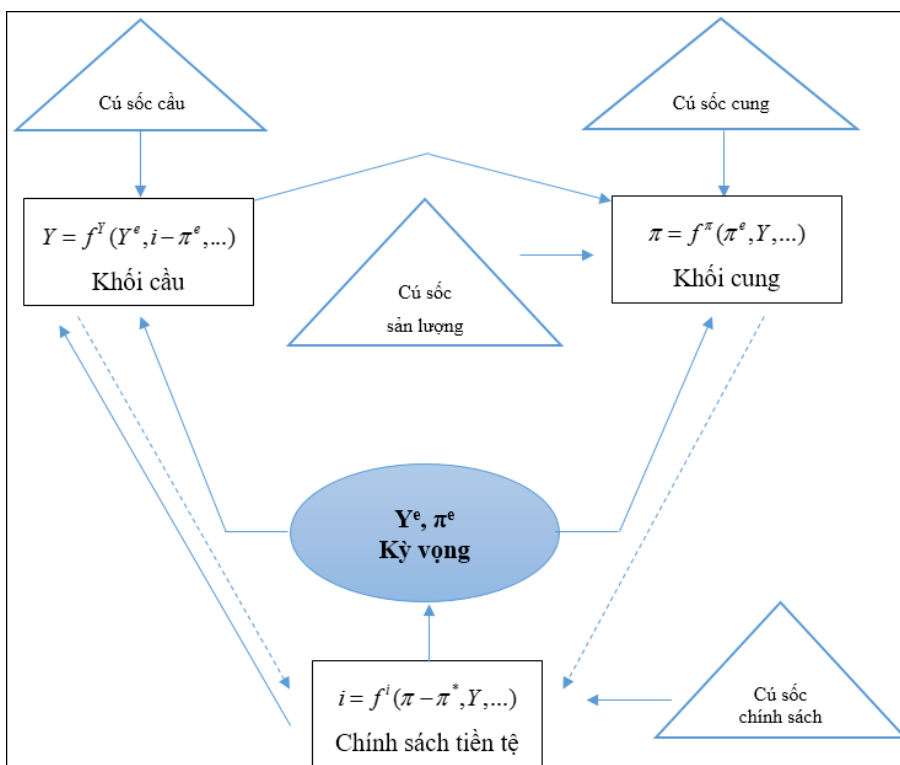
thể nhằm tối ưu hóa lợi ích và kì vọng hợp lí (Rational Expectations). Cơ chế động này trở nên minh bạch và rõ ràng hơn (thông qua hàm phản ứng xung với các cú sốc cấu trúc). Thêm vào đó, mô hình DSGE đã khắc phục được phần nào các nhược điểm mà Lucas đã đề cập (Lucas critique, 1976) - khi luận điểm này cho rằng phương pháp đánh giá chính sách truyền thống (mô hình kinh tế lượng vĩ mô Keynesian) không phù hợp để phân tích chính sách vì không tính đến kì vọng của mọi người và phản ứng của họ đối với những thay đổi trong chính sách.

Theo Sbordone và cộng sự (2010), mô hình DSGE được xây dựng dựa trên nền tảng kinh tế vi mô và nhấn mạnh sự lựa chọn của các chủ thể trung gian. Sự phụ thuộc của các lựa chọn hiện tại do sự không chắc chắn của kết quả làm cho mô hình luôn biến động và gán một vai trò trung tâm cho kì vọng của các chủ thể trong việc xác định các kết quả kinh tế vi mô hiện nay. Thêm vào đó, tính chất cân bằng chung của mô hình thể hiện sự tương tác giữa tác động của chính sách và hành vi của các chủ thể trong nền kinh tế, được sử dụng trong phân tích chính sách dựa trên mối quan hệ tương quan lẫn nhau giữa 3 khối: Tổng cung, tổng cầu và khối phương trình chính sách tiền tệ (CSTT). Phương trình để xác định những khối này đều bắt nguồn từ nền tảng vi mô: Giả định hoàn toàn dựa trên hành vi của các chủ thể trên thị trường, bao gồm: Các hộ gia đình, doanh nghiệp, chính phủ, nhà sản xuất, nhà bán lẻ. Bên cạnh đó, tính chất cân bằng của mô hình phụ thuộc vào sự tương tác giữa các hành động chính sách và hành vi của các chủ thể trong nền kinh tế. Xa hơn nữa, mô hình cho thấy đặc điểm kĩ thuật chi tiết của các cú sốc ngẫu nhiên tạo ra sự biến động về kinh tế là một trong những dấu hiệu nhận diện các cơ chế truyền dẫn của các cú sốc đến nền kinh tế.

Về cơ bản, mô hình tập trung vào hành vi của 3 biến số vĩ mô chính trong nền kinh tế: Lạm phát, tăng trưởng GDP và lãi suất ngắn hạn. Tuy nhiên, khuôn khổ cơ bản có thể cung cấp nhiều chi tiết hơn về cấu trúc của một nền kinh tế. Điều đó được xem là ưu điểm của mô hình khi chỉ cần thông qua yếu tố tiêu dùng đại diện cho mối quan hệ kinh tế giữa hộ gia đình và doanh nghiệp, nhưng có thể dễ dàng mở rộng để giải quyết nhiều vấn đề chi tiết có liên quan. Thật vậy, một vài mở rộng từ khuôn khổ cơ bản đã được giới thiệu để phát triển các cơ sở lí thuyết, bao gồm việc đưa vào tiền lương cứng nhắc và chi phí mài mòn trong tiến trình tích lũy và tạo lập vốn tiền tệ (Smets & Wouters, 2007), xử lí vấn đề thương lượng tiền lương và tìm kiếm thị trường lao động (Gertler & cộng sự, 2008). Gần đây, cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 đã làm nổi bật một khu vực quan trọng mà mô hình DSGE cần phát triển: Đó là khu vực trung gian tài chính (Gambacotta & Signoretto, 2013; Huynh và cộng sự, 2017; Iacoviello, 2005; Chen,

2010; Sinclair & Sun, 2014; Angelini & cộng sự, 2011). Nghiên cứu này đang hướng đến các trung gian tài chính như là nguyên nhân gây ra các cú sốc trong nền kinh tế cũng như những hàm ý của nó đối với CSTT. Tuy nhiên, cũng cần thấy nhược điểm hiện tại của mô hình là chưa được vận dụng nhiều trong thực nghiệm.

Mô hình DSGE được sử dụng cho phân tích chính sách dựa trên một cấu trúc đơn giản, xây dựng xung quanh nền tảng của 3 khối liên quan với nhau: Khối cầu, khối cung và phương trình CSTT. Một cách chính thức, phương trình này được dẫn xuất từ nền tảng vi mô: Giả định rõ ràng về hành vi của các chủ thể chính trong nền kinh tế - hộ gia đình, doanh nghiệp và chính phủ, mỗi chủ thể này tương tác với nhau và dẫn đến trạng thái “cân bằng tổng quát” của mô hình.



Hình 1. Cấu trúc cơ bản của mô hình DSGE

Nguồn: Sbordone và cộng sự (2010)

Trong Hình 1, ba khối liên kết (cung, cầu và phương trình CSTT) hình thành một bộ ba của tam giác. Khối cầu là hàm số cho sản lượng thực (Y) bao gồm các biến kì vọng lãi suất thực, được tính bởi lãi suất danh nghĩa trừ đi lạm phát kì vọng ($i - \pi^e$), kì vọng

về sản lượng thực trong tương lai (Y^e). Khối này cho thấy khi lãi suất thực tăng cao, người dân và doanh nghiệp sẽ tiết kiệm nhiều hơn chi tiêu hay đầu tư. Cùng thời điểm, người dân sẵn sàng chi tiêu nhiều hơn khi viễn cảnh trong tương lai lạc quan (Y^e tăng) mà không phụ thuộc vào lãi suất.

Đường thẳng kết nối giữa khối cung và cầu cho thấy mức độ của sản lượng (Y) xuất hiện từ khối cầu là đầu vào quan trọng trong việc đo lường lạm phát (π) với mức lạm phát kì vọng trong tương lai (π^e). Trong giai đoạn hưng thịnh, khi mà mức sản lượng cao, các công ty phải tăng tiền lương để kích thích nhân viên làm việc lâu hơn. Tiền lương cao hơn làm tăng chi phí biên, đẩy áp lực lên giá cả và làm gia tăng lạm phát. Bên cạnh đó, việc càng kì vọng lạm phát tăng trong tương lai thì càng làm gia tăng giá cả, do vậy tạo áp lực lên hiện tại.

Việc xác định sản lượng và lạm phát từ khối cầu và cung đưa vào phương trình CSTT (đường gạch đứt). Phương trình CSTT mô tả NHTW thiết lập lãi suất danh nghĩa, thường được mô tả như là hàm số của lạm phát và sản lượng thực. Nó phản ánh xu hướng của NHTW tăng lãi suất khi nền kinh tế trở nên tăng trưởng quá nóng cũng như khi lạm phát tăng cao để hạ nhiệt nền kinh tế. Bằng cách điều chỉnh lãi suất danh nghĩa, CSTT chuyển tác động đến sản lượng thực và thông qua lạm phát, được đại diện bởi mối quan hệ giữa CSTT đến khối cầu và sau đó là khối cung. Các quy tắc chính sách thiết lập vòng tròn, cho thấy một mô hình hoàn hảo với mối quan hệ giữa 3 biến nội sinh: Sản lượng (Y), lạm phát (π), và lãi suất danh nghĩa (i). Một trong những đặc điểm cơ bản của mô hình DSGE là tương tác động giữa 3 khối – khía cạnh động của mô hình DSGE – theo ý nghĩa kì vọng về tương lai là yếu tố quyết định kết quả hiện tại. Theo đó, sản lượng và lạm phát trong tương lai phụ thuộc vào kì vọng của hiện tại, CSTT của tương lai cũng vì thế mà phụ thuộc vào các hành động chính sách ở hiện tại. Hình 1 cũng cho thấy vai trò của kì vọng và liên kết động giữa các khối trong mô hình. Ảnh hưởng của kì vọng đến nền kinh tế được đại diện bởi các dấu mũi tên từ CSTT đến khối cầu và sau đó là khối cung, nơi mà sản lượng và lạm phát được xác định. Điều đó nhấn mạnh tầm quan trọng của CSTT ảnh hưởng lớn đến việc hình thành kì vọng. Thực tế, trong mô hình DSGE, kì vọng là kênh chính thông qua ảnh hưởng của chính sách đến nền kinh tế, đây cũng là đặc điểm phù hợp với sự chú ý của thị trường tài chính và công chúng đối với các hành động của NHTW.

Phần cuối cùng trong mô hình DSGE chính là tính chất ngẫu nhiên. Ở mỗi thời kì, các sự kiện ngẫu nhiên làm biến động điều kiện cân bằng trong mỗi khối, lây lan sự mất

ổn định trong nền kinh tế và từ đó tạo ra các biến động trong nền kinh tế. Nếu không có các cú sốc này, nền kinh tế sẽ phát triển theo hướng hoàn toàn có thể dự báo được mà không có bất kì sự suy thoái hay bùng nổ kinh tế nào. Mô hình này giới thiệu các cú sốc theo đỉnh của tam giác với các dấu mũi tên hướng về trạng thái cân bằng mà chúng đã tương tác. Cú sốc tăng giá và sản lượng, ví dụ, ảnh hưởng từ quyết định của doanh nghiệp về giá cả và sản lượng là cơ sở của khối cung trong khi khối cầu đại diện cho những thay đổi trong hành vi tiêu dùng của dân chúng để mua hàng từ các doanh nghiệp.

2.1.1.1. Mô hình kinh tế

Mô hình kinh tế phổ biến với 4 chủ thể: Đại diện hộ gia đình, các công ty sản xuất (f-firms), các công ty trung gian (i-firms), với $i \in [0,1]$ và CSTT. Trong đó, hộ gia đình tiêu thụ hàng hóa cuối cùng và làm việc cho i-firms. Mỗi công ty thì độc quyền trong sản xuất hàng hóa trung gian i , đồng thời thiết lập giá cả. Các công ty trung gian i-firms tập hợp các loại hàng hóa khác nhau được sản xuất bởi f-firms và bán hàng hóa sản phẩm cho hộ gia đình trong một thị trường cạnh tranh, còn đại diện cơ quan tiền tệ thiết lập lãi suất danh nghĩa.

Bên cạnh đó, mô hình còn đóng góp vào cơ chế mô tả vấn đề mà các chủ thể nền kinh tế phải đối mặt, cho thấy các điều kiện tối ưu tương ứng, và diễn giải các cú sốc làm biến động các mối quan hệ kinh tế này. Những điều kiện tối ưu này tạo ra các mối quan hệ động giữa các biến số vĩ mô đã được định nghĩa trong 3 khối mô tả tại Hình 1. Kết hợp với sự minh bạch của thị trường, các mối quan hệ này hoàn toàn đặc trưng cho hành vi cân bằng của mô hình kinh tế.

2.1.1.2. Các chủ thể trong nền kinh tế

Hộ gia đình và tổng cầu: Khía cạnh cầu của mô hình DSGE biểu thị mối quan hệ ngược chiều giữa lãi suất và kì vọng chi tiêu. Trong mô hình đơn giản, nguồn chi tiêu là tiêu dùng. Do đó, mối quan hệ nghịch biến giữa lãi suất và tổng cầu xuất hiện từ tiêu dùng quyết định hành vi hộ gia đình.

Doanh nghiệp và tổng cung: Khối cung của mô hình DSGE mô tả doanh nghiệp thiết lập giá cả như là chức năng của mức cầu mà họ đối mặt. Ở giai đoạn thịnh vượng, cầu càng cao thì công ty phải trả tiền lương cho công nhân cao hơn. Kết quả là, chi phí tăng kéo theo giá cả tăng. Trong tổng cầu, điều này cho thấy diễn biến theo nhau giữa lạm phát và sản lượng thực. Trong nền tảng vi mô, việc thiết lập mối quan hệ này đòi hỏi một số công việc nhất định vì doanh nghiệp phải có quyền lực độc quyền để thiết lập giá cả, đó là lí do vì sao một sản phẩm cấu trúc bao gồm cả việc hình thành sự độc quyền

của công ty trung gian *i-firms*, cũng như công ty sản xuất *f-firms*.

CSTT: Khi lãi suất hiện hành và kì vọng thấp, nhu cầu của người dân tiêu thụ nhiều hàng hóa hơn. Nhưng khi cầu cao, chi phí biên của các công ty tăng lên và dẫn đến tăng giá, kết quả là dẫn đến tăng lạm phát. Và đối với trường hợp ngược lại, khi lãi suất tăng cao diễn biến cũng tương tự vậy. Trong mô hình DSGE, trên thực tế, lãi suất ngắn hạn được thiết lập dựa trên CSTT. Thực tế, đây là quyết định của NHTW chẳng hạn như đối với Mỹ thì đây là quyết định của Ủy ban thị trường mở liên bang (Federal Open Market Committee – FOMC), hoặc ở Việt Nam thì các quyết định về thay đổi lãi suất chính sách được ban hành thông qua Ngân hàng Nhà nước.

2.1.2. Các trường phái trong mô hình DSGE

Theo Romer (2012), mô hình chu kì kinh doanh thực (Real Business Cycle – RBC) giả định các hộ gia đình tối ưu hóa lợi ích với ràng buộc về ngân sách, các doanh nghiệp tối đa hóa lợi nhuận với các ràng buộc yếu tố đầu vào của Kydland và Prescott (1982) hay Long và Plosser (1983) được đặt dưới nền tảng vi mô về phản ứng của các cú sốc cơ bản. Mô hình dự báo định lượng về sự biến động, được xem là một ví dụ về mô hình DSGE. Tuy nhiên, mô hình bộc lộ nhiều hạn chế trong giải thích thực nghiệm. Minh chứng có thể thấy mô hình này cho rằng các rối loạn tiền tệ không có ảnh hưởng thực; mô hình xây dựng dựa trên cú sốc kĩ thuật với ít bằng chứng thực nghiệm nhằm dự báo về ảnh hưởng của cú sốc kĩ thuật và sự dao động của chu kì kinh doanh dường như rất xa với những gì đang quan sát. Như vậy, mô hình DSGE theo trường phái RBC cũng vấp phải một số phản biện khi chỉ mới đề cập đến các cú sốc thực (Chen, 2010); chỉ đề cập đến cú sốc phía cung (như cú sốc về năng suất lao động hay cú sốc kĩ thuật) mà chưa quan tâm đến cú sốc cầu, hay không công nhận ảnh hưởng của CSTT đến sản lượng và các biến số vĩ mô khác do ảnh hưởng của khuôn khổ giá cả linh hoạt.

Để thấy được ảnh hưởng thực của cú sốc CSTT, yếu tố độ cứng danh nghĩa (Nominal Rigidity) như là tiền lương cứng nhắc (Wage Stickiness) hay giá cả cứng nhắc (Price Stickiness) đã được đưa vào mô hình, điều này tạo thành lực cản trong việc thay đổi giá cả và các ma sát thị trường danh nghĩa hay tổn thất do thị trường không hiệu quả (Nominal Frictions) có thể là nguyên nhân dẫn đến những ảnh hưởng thực trong thay đổi về CSTT hay giá cả cứng nhắc (Stick Prices) dẫn đến khả năng phi trung lập của CSTT. Romer cũng phân tích một vài yếu tố quyết định độ lớn của ảnh hưởng đó cho thấy độ cứng danh nghĩa có hàm ý chính sách quan trọng đối với việc ảnh hưởng đến sự biến động đó, đặc biệt, trong việc giải thích tại sao các rào cản nhỏ để điều chỉnh giá cả

có thể đến những ảnh hưởng đáng kể đến rối loạn tiền tệ.

Kế thừa nền tảng vi mô từ RBC đồng thời bổ sung thêm yếu tố độ cứng danh nghĩa từ giá và tiền lương đã cho ra đời mô hình mới tối ưu cho giới nghiên cứu. Tuy nhiên, một mô hình như vậy dường như vướng phải một số rào cản sau: Thứ nhất, về thành phần xây dựng mô hình chưa thống nhất, không có một mô hình nào là vững và tùy vào từng nền kinh tế để có các điều chỉnh cụ thể về thành phần xây dựng mô hình. Thứ hai, là các mô hình mang tính biểu tượng như: Erceg và cộng sự (2000), Smets và Wouters (2003), Christiano và cộng sự (2005) thì quá phức tạp. Vì vậy, theo Romer (2012), một khuôn khổ mô hình DSGE theo trường phái Keynes mới (New Keynes Model - NKM) hay mô hình DSGE mới ("New DSGE" Model) là sự kết hợp của RBC, độ cứng danh nghĩa và tính phi trung lập của CSTT trong ngắn hạn và cạnh tranh độc quyền (Gali, 2008). Đây là mô hình Keynes mới với 3 phương trình chuẩn (phương trình lạm phát, phương trình Euler và phương trình về quy tắc CSTT biểu hiện thông qua lãi suất) (Clarida & cộng sự, 1999, 2000). Đầu tiên là phương trình điều chỉnh giá đường cong Phillips theo Keynes mới dựa trên nền tảng vi mô là việc điều chỉnh giá không thường xuyên và lạm phát phụ thuộc vào kì vọng lạm phát trong tương lai và sản lượng hiện tại mà không tính đến lạm phát trước đó. Thứ hai, phương trình tổng cầu đại diện cho mô hình bởi đường cong IS Keynes mới. Và cuối cùng phương trình mô tả CSTT theo quy tắc Taylor (1993) (Sbordone & cộng sự, 2010; Gali, 2008; Smets & Wouter, 2007). Mô hình DSGE mới này bắt đầu tập trung vào các ước lượng cấu trúc (GMM, MLE và Bayesian), nó còn được gọi là mô hình DSGE ước lượng (Estimated DSGE model), cung cấp khả năng dự báo dựa trên các nguyên tắc cơ bản.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về vấn đề nghiên cứu

2.2.1. Các nghiên cứu nước ngoài

Một số lượng lớn các nghiên cứu chính thức và không chính thức về việc tham số hóa và ước lượng mô hình DSGE, từ hiệu chuẩn (Kydland & Prescott, 1982), thông qua phương pháp GMM (Generalized Method of Moments) để ước lượng mối quan hệ cân bằng (Christiano & Eichenbaum, 1992), tối thiểu hóa khoảng cách ước lượng dựa trên hàm phản ứng xung của mô hình VAR và DSGE (Rotemberg & Woodford, 1997; Christiano & cộng sự, 2005), ước lượng dựa trên khả năng có đầy đủ thông tin (Altug, 1989; Leeper & Sims, 1994). Và phần lớn các cuộc tranh cãi về phương pháp xoay quanh các kĩ thuật ước lượng khác nhau (và đánh giá mô hình) thì được tập hợp lại trong nghiên cứu của Kydland và Prescott (1996).

Ruge-Murcia (2007), Ingram và Whiteman (1994) sử dụng mô hình DSGE để hỗ trợ phân tích vĩ mô theo chuỗi thời gian, nền tảng nghiên cứu phát triển từ Doan và cộng sự (1984). Những nghiên cứu này đã đặt nền móng thực hiện cải thiện dự báo chuỗi thời gian bằng cách rút gọn hệ số hồi quy ước lượng hướng đến các tiên nghiệm mà véc tơ chuỗi thời gian mô tả tốt nhất, các tiên nghiệm hỗ trợ dự báo của mô hình RBC. Bên cạnh đó, Ruge-Murcia (2007), Ingram và Whiteman (1994) cung cấp một nền tảng hữu ích về các nguyên tắc ước lượng dễ hiểu Bayesian. Với cách thức tiếp cận mô hình lý thuyết từ các thông tin tiên nghiệm và kết hợp chúng với các thông tin từ dữ liệu thông qua quy tắc Bayes cung cấp các thông tin hậu nghiệm hơn là cách tiếp cận lý thuyết đơn thuần như của Hansen và Prescott (1993) hay Sims (1986) và tái khẳng định các nhà kinh tế đồng ý các mô hình lý thuyết bộc lộ những khiếm khuyết chính là cơ hội để phương pháp Bayesian phát huy thế mạnh.

Del Negro và Schorfheide (2004) với nghiên cứu “Prior from General Equilibrium Models for VARS” lấy ý tưởng từ nghiên cứu của Ingram và Whiteman (1994) và phát triển thành một mô hình tương đối đầy đủ, cũng như đưa ra các thuật toán hiệu quả để hỗ trợ phân tích chính sách. Cách tiếp cận này có thể được thực hiện như sau: (1) Chọn một mô hình DSGE và phân phối tiên nghiệm cho các thông số trong mô hình; (2) Ước lượng mô hình và ánh xạ phân phối tiên nghiệm của các thông số trong mô hình DSGE thành phân phối tiên nghiệm cho các thông số trong mô hình VAR; và (3) 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 nghiên cứu 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 vượt trội so với mô hình VAR tổng quát cũng như mô hình DSGE thuần túy. Ngoài ra, khả năng dự báo của cách tiếp cận này có thể so sánh với Minnesota VAR và thậm chí tốt hơn với một số biến trong mô hình.

An và Schorfheide (2006) cho thấy phương pháp Bayesian được phát triển trong một vài năm gần đây trong lĩnh vực ước lượng và đánh giá mô hình cân bằng động tổng quát ngẫu nhiên. Từ đó, nghiên cứu sử dụng mô hình DSGE tuyến tính, đánh giá mô hình dựa trên việc kiểm tra mô hình Bayesian, so sánh tỉ lệ hậu nghiệm và so sánh véc tơ hồi quy, cũng như ước lượng các mô hình phi tuyến dựa trên việc giải quyết các mô hình bậc 2. Trong khi mô hình DSGE cung cấp một tiến trình ngẫu nhiên đầy đủ để biểu diễn dữ liệu, các mô hình đơn giản ảnh hưởng rất mạnh các hạn chế vào chuỗi thời gian thực và trong nhiều trường hợp chối bỏ các hạn chế đặc thù như mô hình VAR. Sau đó, nhiều

nguyên cứu khác đã phát triển các khuôn khổ kinh tế lượng để chính thức hóa các khía cạnh của phương pháp hiệu chuẩn bằng cách tính rõ ràng mô hình sai số rõ ràng như: Lees và cộng sự (2007); Ingram và Whiteman (1994); Diebold và cộng sự (1998). An và Schorfheide (2006) nghiên cứu cho thấy các mô hình DSGE không chỉ hữu dụng từ quan điểm lý thuyết mà còn nổi lên như một công cụ hữu ích để dự báo và phân tích định lượng trong kinh tế vĩ mô. Hơn nữa, chuỗi dữ liệu thời gian đang được cải thiện để phù hợp với các mô hình này làm tăng độ tin nhiệm trong cơ chế hoạch định chính sách của NHTW. Hầu hết các kỹ thuật được mô tả trong nghiên cứu của An và Schorfheide (2006) đều được phát triển và ứng dụng trong các bài nghiên cứu khác, việc cung cấp bằng chứng thực nghiệm về phương pháp Markov Chain Monte Carlo (MCMC) được dùng để ước lượng Bayesian mô hình DSGE (Hastings, 1970). Kết quả nghiên cứu cung cấp nền tảng cơ bản để phát triển các mô hình lớn phục vụ cho việc phân tích CSTT trong giới học thuật và NHTW. Nghiên cứu trên đã bỏ qua gánh nặng tính toán của mô hình DSGE phi tuyến cho nên hầu hết các tài liệu thực nghiệm đều ước tính mô hình DSGE tuyến tính, trong đó sử dụng 3 kỹ thuật ước lượng: Kiểm tra dự báo mô hình hậu nghiệm, so sánh mô hình dựa vào tỉ lệ hậu nghiệm và so sánh mô hình DSGE và VARs. Đặc biệt, nghiên cứu giới thiệu phương pháp Bayesian rõ ràng và đầy đủ, mô phỏng ứng dụng của mô hình đơn giản DSGE.

Về mô hình kinh tế bao gồm: Công ty sản xuất hàng hóa cuối cùng, công ty sản xuất hàng hóa trung gian, đại diện hộ gia đình, và CSTT cũng như là chính sách tài khóa. Mô hình này cũng như là chuẩn cho phân tích CSTT và phân tích chi tiết (Woodford, 2003). Để đơn giản, tác giả loại bỏ sự cứng nhắc tiền lương và tích lũy vốn. Các phiên bản phức tạp hơn của mô hình DSGE có thể tìm thấy ở các nghiên cứu của Smets và Wouters (2003), Gerali và cộng sự (2009), Gambacotta và Signoretti (2013).

Lubik và Schorfheide (2007) áp dụng mô hình DSGE cho nền kinh tế nhỏ và mở bằng phương pháp ước lượng Bayesian. Nghiên cứu trên đã tập trung vào CSTT tại 4 nước: Canada, Úc, New Zealand và Anh thông qua công cụ đo lường là các quy tắc của lãi suất danh nghĩa. Quy tắc Taylor 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 tỉ giá hối đoái được đưa vào mô hình DSGE.

Để kiểm tra xem liệu NHTW các nước có phản ứng trước sự thay đổi của tỉ giá hối đoái hay không, tác giả đã khảo sát mô hình với 2 trường hợp khác nhau của thông số ψ_3 (ψ_3) trong phương trình CSTT là : $\psi_3 \geq 0$ & $\psi_3 = 0$. Tất cả dữ liệu đưa vào mô hình

đều được hiệu chỉnh yếu tố mùa vụ và lấy theo quý. Các biến quan sát của mô hình gồm có: GDP, lạm phát, lãi suất danh nghĩa, tỉ giá hối đoái danh nghĩa và tỉ giá thương mại. Kết quả nghiên cứu cho thấy chỉ có NHTW Canada đưa tỉ giá hối đoái vào trong các quy tắc chính sách, trong khi đó, ở các NHTW của Úc, New Zealand và Anh không thấy có phản ứng của tỉ giá hối đoái trước quy tắc chính sách. Bên cạnh đó, kết quả phân rã phương sai của mô hình đã được ước lượng thì sự biến động trong tỉ giá thương mại không có sự đóng góp ý nghĩa đến mô hình nghiên cứu.

Hodge và cộng sự (2008) sử dụng kết quả có được từ del Negro và 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 một biến thể của mô hình DSGE được Lubik và Schorfheide (2007) sử dụng. Tuy nhiên, tác giả đã lược giản bớt thói quen tiêu dùng và thiết lập chỉ số giá để tăng tính phù hợp của mô hình. Ngoài ra trong phương trình của CSTT 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 hồng 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 và Schorfheide (2007). Dữ liệu quan sát cho mô hình cũng gồm 5 biến: Lỗ hồng sản lượng, lãi suất, lạm phát, thay đổi trong tỉ giá hối đoái và điều kiện thương mại. Tất cả dữ liệu đều lấy theo quý trong giai đoạn 1993–2007. 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.

Negro và Schorfheide (2009) nghiên cứu về mô hình DSGE dưới tác động lạm phát mục tiêu: Bằng chứng thực nghiệm tại Chile. Theo Christiano và cộng sự (2005), Smets và Wouters (2003), nhiều NHTW đã xây dựng và ước lượng mô hình DSGE với giá cả cứng nhắc và dùng nó để phân tích chính sách. Thế hệ mô hình giá cả và tiền lương cứng nhắc có thể nhấn mạnh mối quan hệ giữa sự biến dạng, thay đổi về giá là nguyên nhân dẫn đến sự không phản ứng của công ty đối với mức giá chung, dẫn đến ảnh hưởng đến việc sử dụng các yếu tố đầu vào không hiệu quả, dẫn đến tổn thất phúc lợi. Trong một môi trường như vậy, CSTT có thể bù đắp phần nào sự biến dạng giá cả tương đối bằng cách ổn định lạm phát. Vấn đề của chính sách thì phức tạp hơn trong môi trường nền kinh tế mở bởi vì giá cả nội địa thay đổi thì phụ thuộc vào tỉ giá và các điều khoản thương mại.

Nghiên cứu của Negro và Schorfheide (2009) dựa trên mô hình nền kinh tế mở, nhỏ phát triển bởi Gali và Monacelli (2005) và hiệu chỉnh cho mục tiêu ước lượng bởi Lubik và Schorfheide (2007), từ đó ước lượng kết quả cho mô hình DSGE-VAR cho nền kinh tế Chi Lê, sử dụng dữ liệu về tăng trưởng sản lượng, lạm phát, lãi suất, tỉ giá và điều khoản thương mại. Một ưu điểm của DSGE-VAR cho phép ước lượng hệ thống tự hồi quy với chuỗi thời gian ngắn. Nói chung, ước tính này làm tăng thêm các quan sát thực tế bằng các quan sát giả định, được tạo ra từ mô hình DSGE và từ đó xác định hệ số hồi quy của mô hình VAR.

Negro và Schorfheide (2009) thực hiện tuân tự bằng cách ước lượng mô hình DSGE và DSGE-VAR. Mô hình DSGE-VAR thực hiện ước lượng các hệ số hồi quy của mô hình lý thuyết cơ bản với hệ số hồi quy của VAR. Từ phân tích thực nghiệm nghiên cứu rút ra các kết quả chính: Ước lượng quy tắc CSTT cho Chi Lê và kiểm tra khi NHTW phản ứng trước sự biến động của tỉ giá và điều khoản thương mại. Nghiên cứu mức sai số của mô hình DSGE; Đặc biệt, hai nhà nghiên cứu này so sánh hàm phân phối biên (Marginal Likelihood Function) của mô hình DSGE với mô hình DSGE-VAR cho các sự lựa chọn khác nhau của tham số λ . Kiểm tra liệu NHTW có bảo vệ nền kinh tế Chi Lê trước các cú sốc ngoại sinh. Nghiên cứu tác động của việc thay đổi phản ứng đối với lạm phát trong quy tắc phản hồi về sự biến thiên của lạm phát. Mục đích của DSGE-VAR là để kiểm tra liệu kết quả của mô hình DSGE được củng cố đối với các sai sót, các sai sót này được xem là độ lệch từ các ràng buộc phương trình tác động bởi mô hình. Đầu tiên, kết quả ước lượng hàm phản ứng CSTT cho thấy NHTW Chi Lê không có phản ứng đối với sự biến động của tỉ giá và điều khoản thương mại. Thứ hai, phân tích DSGE-VAR kiến nghị rằng, một phần ước lượng ngắn, nên nghiên về ước lượng VAR về các hạn chế/ ràng buộc được tạo ra bởi mô hình DSGE của nền kinh tế mở, nhỏ. Một mô hình VAR được ước lượng mà không có các thông tin tiên nghiệm chuẩn xác nhất thì không thể có một dự báo tốt hay đưa ra khuyến nghị chính sách phù hợp. Cuối cùng, Negro và Schorfheide (2009) tìm thấy bằng chứng NHTW phản ứng mạnh trước các thay đổi của lạm phát để duy trì lạm phát tương đối ổn định. Tuy nhiên, việc các mô hình DSGE thiết lập khá nhiều các giả định ràng buộc (Restrictive Assumptions), do đó nó không cho thấy được một số đánh đổi chính sách quan trọng.

Zheng và Guo (2013) nghiên cứu ước lượng mô hình DSGE của nền kinh tế mở, nhỏ với bằng chứng thực nghiệm tại Trung Quốc. Nghiên cứu tập trung vào việc đánh giá các bất ổn về CSTT có phải là nguyên nhân dẫn đến sự mất cân bằng vĩ mô trong giai

đoạn 1992–2011. Mô hình được kế thừa dựa trên mô hình của Lubik và Schorfheide (2007), del Negro và Schorfheide (2009) với 5 biến quan sát là lỗ hổng sản lượng, tỉ lệ lạm phát, lãi suất danh nghĩa, thay đổi trong tỉ giá hối đoái và điều kiện thương mại. Kết quả thực nghiệm cho thấy lãi suất danh nghĩa phản ứng trước sự thay đổi của lỗ hổng sản lượng, lạm phát mà và tỉ giá hối đoái danh nghĩa. Bên cạnh đó, tác giả cũng tìm thấy rằng cú sốc CSTT có tác động mạnh lên kinh tế vĩ mô trong ngắn hạn và ảnh hưởng đến các biến danh nghĩa (lạm phát và tỉ giá hối đoái) trong dài hạn, không tìm thấy tác động đến sản lượng thực.

2.2.2. Các nghiên cứu trong nước

Bùi Thị Trang Dung và Nguyễn Thị Giang (2015) bước đầu thực hiện xây dựng mô hình DSGE theo trường phái Keynes mới gồm 3 phương trình, 3 biến (chênh lệch sản lượng, lãi suất, lạm phát), 3 cú sốc (sốc cầu, sốc lạm phát, và sốc tiền tệ), đây là dạng mô hình DSGE thử nghiệm cho việc ứng dụng kĩ thuật DSGE vào công tác phân tích và dự báo của Vụ Dự báo Thống kê nói riêng và của Ngân hàng Nhà nước nói chung. Mô hình còn đơn giản cả về quy mô và phương pháp ước lượng tham số, đồng thời, đặc điểm về tính mùa vụ của dữ liệu cũng là tồn tại rất khó giải quyết. Mô hình chưa xem xét đến khía cạnh nền kinh tế Việt Nam là nền kinh tế mở, công cụ tỉ giá cũng là công cụ CSTT quan trọng nên cần xem xét mở rộng mô hình để đánh giá tác động của tỉ giá trong khuôn khổ mô hình DSGE cho phân tích CSTT nói riêng. Các giả định về dài hạn phần nhiều mang tính chất cảm tính, kết quả ước lượng tham số chưa ứng dụng phương pháp ước lượng Bayes vì theo ý kiến của chuyên gia Cơ quan Hợp tác Quốc tế Nhật Bản (The Japan International Co-operation Agency – JICA), phương pháp này đòi hỏi kiến thức kinh tế lượng cao cấp và chưa phù hợp với giai đoạn xây dựng mô hình hiện tại. Ngoài ra, đóng góp mới của Bùi Thị Trang Dung và Nguyễn Thị Giang (2015) là dự báo theo khoảng cho biến số tăng trưởng GDP và trong quá trình kiểm định tính phù hợp và chính xác của Jica.

Nguyễn Đức Trung (2016) sử dụng mô hình DSGE mô phỏng mối quan hệ giữa các biến số kinh tế vĩ mô của Việt Nam từ đó ứng dụng để phân tích tổng cầu tại Việt Nam. Nguyễn Đức Trung (2016) phân tích hàm phản ứng (Impulse Response Function – IRF) của biến chênh lệch sản lượng (Output Gap). Biến thể đại diện cho GDP - khi có các cú sốc ngoại sinh cho thấy sự phù hợp với lí thuyết kinh tế và nghiên cứu trước đây. Trong nghiên cứu này, thay vì sử dụng phương pháp cân chỉnh tham số (Calibration) như Prescott và các cộng sự (1982) đã sử dụng được tác giả thực hiện ước lượng tham số

từng phương trình theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) cho hệ phương trình bao gồm: (1) Đường Phillips thể hiện sự đánh đổi giữa lạm phát và sản lượng; (2) Phương trình đường IS động mô tả mối quan hệ giữa lãi suất thực và tiêu dùng; và (3) Phương trình quy tắc lãi suất cho biết phản ứng của lãi suất trước thay đổi của lạm phát và sản lượng. Kết quả dự báo tổng cầu cho thấy áp lực lạm phát năm 2016 là đáng kể do chịu tác động của cả cầu kéo và chi phí đẩy. Vì vậy, công tác điều hành về giá cần thận trọng trong giai đoạn tiếp theo. Bên cạnh đó, CSTT cần tiếp tục ổn định lãi suất để hạn chế tác động tiêu cực đến ổn định vĩ mô.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và mẫu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu gồm 5 biến quan sát bao gồm: Tăng trưởng sản lượng, lãi suất, lạm phát, biến động trong tỉ giá hối đoái, sự thay đổi của điều kiện thương mại và lấy theo quý từ tháng 01/2000 đến tháng 12/2014, dựa trên các nguồn: Thống kê tài chính (International Financial Statistics – IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF), Ngân hàng Thế giới (World Bank – WB), Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (SBV), Tổng cục Thống kê (GSO)... Dữ liệu thu được gồm 59 nhóm biến quan sát, tất cả dữ liệu được lấy trung bình về độ lệch logarit từ trạng thái cân bằng. Cơ sở dữ liệu phù hợp với nghiên cứu của Lubik và Schorheide (2007); Zheng và Guo (2013), Hodge và cộng sự (2008). Vì mục đích thực hiện dự báo cho 2 quý và 4 quý cuối cùng nên nghiên cứu sử dụng lần lượt 57 và 55 nhóm biến quan sát (mẫu) để ước lượng các tham số cho mô hình dự báo, sử dụng 2 và 4 mẫu quan sát còn lại để thực hiện tính toán phục vụ cho công tác dự báo.

3.2. Cách thức đo lường các biến quan sát

Tăng trưởng sản lượng (dy)

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

Vì hạn chế của tính tương thích dữ liệu sẵn có với mô hình và phần mềm tính toán nên tác giả đề xuất sử dụng biến tăng trưởng sản lượng bình quân đầu người.

Lạm phát theo cách tính CPI (π (pi))

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

Với CPI_t là chỉ số giá điều chỉnh của kì t và CPI_{t-1} là chỉ số giá điều chỉnh của kì $t-1$. Chỉ số giá điều chỉnh là chỉ số giá đã được chuẩn hóa theo năm gốc 1994, tạo thành 59 quan sát từ chuỗi dữ liệu đại diện cho lạm phát.

Lãi suất (R)

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng lãi suất tái cấp vốn làm đại diện cho lãi suất chính sách để điều hành CSTT ở Việt Nam, chống cho vay nặng lãi. Trong trường hợp thị trường tiền tệ có diễn biến bất thường, Ngân hàng Nhà nước quy định cơ chế điều hành lãi suất áp dụng trong các quan hệ giữa các tổ chức tín dụng với nhau và với khách hàng, các quan hệ tín dụng khác (Ngân hàng Nhà nước, 2010).

Biến động trong tỉ giá hối đoái (de)

Đầu tiên, nghiên cứu tính toán tỉ giá hối đoái danh nghĩa đa phương (NEER); là chỉ số tỉ giá danh nghĩa của đồng VND so với đồng tiền của các đối tác thương mại chủ yếu (Nguyễn Quang Hiệp & Nguyễn Thị Nhã, 2015), thông thường là rổ tỉ giá của 20 nước có kim ngạch thương mại (xuất khẩu + nhập khẩu) lớn nhất với Việt Nam. Công thức tính NEER trong thời kì t :

$$NEER^t = \sum_{j=1}^n e_j^t w_j$$

Trong đó: t là thời kì; $n = 20$ (số lượng đối tác thương mại chính của Việt Nam gồm: Nhật, 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_j^t : Tỉ giá danh nghĩa của đồng ngoại tệ j trong rổ ngoại tệ tại thời kì t ;

w_j : Tỉ trọng thương mại của các nước có đồng tiền tham gia vào rổ ngoại tệ, được tính bằng cách lấy “kim ngạch xuất nhập khẩu với đối tác j / Tổng kim ngạch xuất – nhập khẩu với các đối tác trong rổ ngoại tệ”.

Sau đó, sử dụng công thức: $\Delta E = 100 \cdot \ln(E_t/E_{t-1})$ tương ứng với 59 quan sát được tạo ra, dữ liệu được thu thập từ cơ sở dữ liệu IFS (International Financial Statistics) của IMF và từ Tổng cục Thống kê.

Thay đổi điều kiện thương mại (dq)

Điều kiện thương mại (Term of Trade - ToT) được tính toán bằng cách lấy tỉ lệ (%) giá xuất khẩu chia cho giá nhập khẩu. Tiếp đó, tính toán sự thay đổi của điều kiện thương mại bằng cách sử dụng công thức:

$$\Delta ToT = 100 \times \ln\left(\frac{ToT_t}{ToT_{t-1}}\right);$$

Dữ liệu được thu thập từ cơ sở dữ liệu IFS (International Financial Statistics) của IMF và từ GSO, được điều chỉnh để tạo ra 59 quan sát.

3.3. Phương pháp ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE

Dựa trên nền tảng nghiên cứu của del Negro và Schorfheide (2004), trong nghiên cứu này, tác giả khái quát cách thức ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE nhằm xây dựng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ ở Việt Nam với các 5 biến quan sát nêu trên. Dựa trên mô hình của nền kinh tế mở nhỏ phát triển bởi Gali và Monacelli (2005) và hiệu chỉnh để ước lượng bởi Lubik và Schorfheide (2007), tác giả xây dựng phân phối tiên nghiệm cho các tham số 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. Lưu ý tập hợp các tham số trong mô hình DSGE được ký hiệu bằng vector θ và vector cột của n biến quan sát là y_t , đây cũng là các biến trong mô hình VAR, do đó:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t,$$

Trong đó:

Φ_0 là một vector hằng số;

$\Phi_{1..p}$ là ma trận của các tham số trong mô hình VAR; và

$u_t \sim N(0, \Sigma_u)$. Phương trình này có thể biểu diễn rút gọn dưới dạng $Y = X\Phi + U$,

Y và U là những ma trận với hàng y_t' và u_t' tương ứng; X có các hàng $y_{t-1}', y_{t-2}', \dots, y_{t-p}'$ và $\Phi = [\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p]'$. Một điều cần lưu ý là số lượng tham số trong mô hình DSGE thì nhỏ hơn so với mô hình VAR, vì thế khả năng tương thích với dữ liệu của mô hình VAR thì lớn hơn so với DSGE.

3.3.1. Tiên nghiệm cho các tham số trong mô hình VAR

Theo Hodge và cộng sự (2008), mô hình DSGE được sử dụng để cung cấp thông tin về các tham số cho mô hình VAR. Cách thực hiện là mô phỏng dữ liệu từ mô hình DSGE và kết hợp với dữ liệu thực khi ước lượng mô hình VAR. Một tỉ lệ tương đối của dữ liệu

được mô phỏng với dữ liệu thực được gọi là λ , để kiểm soát tỉ trọng của thông tin tiên nghiệm... Hay nói cách khác vai trò của λ được xem như hệ số làm giảm sự sai biệt giữa các mẫu có được từ mô hình này – có thể không chuẩn - so với các mẫu có được thông qua quá trình mô phỏng. Sau đó, xây dựng thông tin tiên nghiệm cho các tham số VAR $p(\Phi, \Sigma_u | \theta)$ (với θ là tập tham số cho trước trong mô hình DSGE), trong dạng Inverted-Wishart (IW) - Normal (N), do đó, $\Sigma_u | \theta \sim IW$ và $\Phi | \Sigma_u, \theta \sim N$.

3.3.2. Tiên nghiệm cho các tham số trong mô hình DSGE

Phân phối tiên nghiệm đóng một vai trò quan trọng trong ước lượng của mô hình DSGE (An & Schorfheide, 2006). Gọi $p(\theta)$ là xác suất tiên nghiệm cho những tham số trong mô hình DSGE. Xác suất kết hợp tiên nghiệm của 2 tập thông số là: $p(\Phi, \Sigma_u, \theta) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta) p(\theta)$.

3.3.3. Phân phối hậu nghiệm của mô hình VAR (VAR Posterior)

Cũng theo Hodge và cộng sự (2008) thì phân phối hậu nghiệm của các tham số Φ trong mô hình VAR và Σ_u , $p(\Phi, \Sigma_u | Y, \theta)$, mà từ đó sẽ có được các tham số khi dự báo là sự kết hợp giữa thông tin tiên nghiệm với thông tin từ dữ liệu, hay còn gọi là hàm likelihood. Hàm likelihood là một hàm phân phối chuẩn đa biến và rất phù hợp khi các tiên nghiệm được mô tả bên trên cho tham số trong mô hình VAR ở dạng Inverted-Wishart-Normal (IWN) cũng như những phân phối kết hợp. Do đó, phân phối hậu nghiệm có cùng (Same Class) phân phối với tiên nghiệm, tức là $\Sigma_u | \theta, Y \sim IW$ và $\Phi | \Sigma_u, \theta, Y \sim N$ (del Negro & Schorfheide, 2004). Cuối cùng, nghiên cứu này thực hiện mô phỏng phân phối hậu nghiệm cho các tham số trong mô hình VAR được rút ra từ tập vector θ các tham số hậu nghiệm trong mô hình DSGE và sau đó lấy mẫu từ những phân phối này.

3.3.4. Lựa chọn độ trễ và trọng số cho tiên nghiệm

Hàm phân phối hậu nghiệm cho tham số trong mô hình VAR là một hàm phụ thuộc vào việc lựa chọn λ (tỉ lệ giữa dữ liệu được mô phỏng và dữ liệu thực cho tiên nghiệm của mô hình DSGE). Gọi tập giá trị lựa chọn của λ là Λ , với $\Lambda = \{\lambda_1, \dots, \lambda_i, \dots, \lambda_q\}$ và với tất cả các i thì $\lambda_i > 0$. Theo del Negro và Schorfheide (2004) thì bằng cách so sánh mô hình đánh giá 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 là một tiêu chí thông tin và có được bằng cách kết hợp các tham số của phân phối kết hợp từ dữ liệu quan sát và các tham số:

$$p(Y | \lambda) \equiv \int \sum_{u, \Phi, \theta} p(Y, \theta, \sum_u, \Phi | \lambda) d(\sum_u, \Phi, \theta)$$

$$= \int_{\Sigma_u, \Phi, \Theta} p(Y, \theta, \Sigma_u, \Phi | \lambda) p(\theta | \Sigma_u, \Phi | \lambda) d(\Sigma_u, \Phi, \theta) \quad (1)$$

Trong đó:

Σ_u, Φ và Θ là không gian của các tham số (tập hợp tất cả các giá trị) của Σ_u, Φ và θ . Tuy nhiên, thuật toán có liên quan đến việc tính toán hàm phân phối dữ liệu biên yêu cầu một khối lượng tính toán lớn (Christiano, 2007). Tuy nhiên, cần lưu ý rằng hàm xác suất kết hợp giữa các tham 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 tham số trong mô hình VAR được kí hiệu bởi θ thì có phân phối dạng IWN. Điều này cho phép những tích phân với các tham số trong mô hình VAR được tính toán đơn giản hơn, chỉ để lại phần tách rời đối với θ xấp xỉ hàm $p(Y | \lambda)$ (Geweke, 1999; An & Schorfheide, 2007). Một giá trị tối ưu của λ là λ^* có thể được chọn để tối đa hóa hàm $p(Y | \lambda)$, do đó:

$$\lambda^* = \arg \max_{\lambda \in \Lambda} p(Y | \lambda) \quad (2)$$

$\lambda \in \Lambda$

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng hàm phân phối dữ liệu biên để lựa chọn độ trễ của mô hình VAR, p (del Negro & Schorfheide, 2004). Bên cạnh đó, mục đích quan trọng của nghiên cứu này là dự báo một cách khác để lựa chọn λ và độ trễ p là dựa vào kĩ thuật dự báo ngoài mẫu sẽ được nêu trong phần sau.

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

Hiện nay, hầu hết các mô hình cân bằng động ngẫu nhiên tổng quát (DSGE) đều được xây dựng trên nền tảng của các mô hình theo trường phái Keynes mới. Sự phát triển của các mô hình DSGE cũng được mở rộng khi tính toán thêm ma sát thị trường hay tổn thất do thị trường không hiệu quả trên thị trường lao động hay thị trường tài chính (sự mở rộng này đặc biệt có ý nghĩa sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008). Đối với các NHTW, việc ứng dụng mô hình DSGE cũng theo xu thế phổ biến hơn, dần bổ sung và thay thế các mô hình kinh tế lượng cổ điển, nhất là ở các NHTW theo đuổi cơ chế CSTT lạm phát mục tiêu (đến năm 2012 có khoảng 20 NHTW theo thống kê của Hamilton (2012)). Về cấu trúc mô hình Keynes mới lí thuyết chuẩn (Standard New Keynesian Model) bao gồm: (1) đường Phillips theo trường phái Keynes mới; (2) Phương trình IS động; và (3) phương trình quy tắc lãi suất kiểu Taylor (1993).

Bên cạnh đó, để đơn giản hóa, mô hình DSGE giản lược được sử dụng cho nghiên

cứu này làm nguồn thông tin tiên nghiệm là một biến thể của mô hình được đề xuất bởi Lubik và Schorfheide (2007), một dạng đơn giản của Galí và Monacelli (2002). Mô hình của Lubik và Schorfheide (2007) đã từng được sử dụng để ước lượng của BVAR-DSGE cho New Zealand bởi Lees và cộng sự (2007), hay đã từng được Chen (2010) đề cập đến; kế thừa từ nghiên cứu của cùng tác giả del Negro và Schorfheide (2004) và phát triển hoàn thiện hơn bởi Hodge và cộng sự (2008); sử dụng để ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE của nền kinh tế Úc và mô hình này cũng được xem như là một mô hình DSGE có thể biểu diễn cho nền kinh tế mở và nhỏ tại Việt Nam. Một điều lưu ý rằng, mô hình này đã bỏ qua nhiều đặc điểm trong mô hình DSGE truyền thống nhằm đảm bảo 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, nghiên cứu này chỉ tập trung cung cấp một tổng quan ngắn gọn về các phương trình tuyến tính logarit quan trọng trong mô hình (Galí & Monacelli, 2005; Lubik & Schorfheide, 2005) được mô tả dưới đây:

(1) Phương trình đường cong IS - đường IS động được xây dựng dựa trên phương trình Euler cho hàm tiêu dùng, từ đó thể hiện mối quan hệ lãi suất thực quyết định tốc độ tăng của tiêu dùng; các tham số α, β, τ tương ứng là tỉ lệ nhập khẩu của tiêu dùng nội địa, hệ số chiết khấu và hệ số co giãn thay thế liên thời gian. Sản lượng đầu ra phụ thuộc vào sản lượng kì vọng cả trong và ngoài nước, lãi suất thực, sự thay đổi kì vọng của các điều khoản thương mại và sự phát triển công nghệ.

$$y_t = E_t y_{t+1} - \chi(R_t - E_t \pi_{t+1}) + \chi \rho_z z_t + \alpha \chi E_t \Delta q_{t+1} + \left(\frac{\chi}{\tau} - 1\right) E_t \Delta y_{t+1}^* \quad (3)$$

Trong đó: $\chi = \tau + \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)$ và $\bar{y}_t \equiv (1 - \frac{\chi}{\tau}) y_t^*$ 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 là biến 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 tuyến tính logarit. 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 (AR1) với $z_t = \rho_t * z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$. 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 lạm phát và e_t là tỉ giá hối đoái danh nghĩa, $\bar{y}_t$ là mức sản lượng tiềm năng và những biến với ký hiệu (*) đại diện cho những biến của thế giới.

(2) Phương trình đường cong Phillips cho nền kinh tế mở (Calvo, 1983), đường Phillips theo trường phái Keynes mới:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha \beta E_t \Delta q_{t+1} - \alpha \Delta q_t + \frac{\kappa}{\chi} (y_t - \bar{y}) \quad (4)$$

Phương trình 4 cho biết sự đánh đổi giữa lạm phát và sản lượng, và vì không thể thay đổi giá trong ngắn hạn, có một phần đặt giá theo kỳ vọng trong tương lai. Chênh lệch giữa tổng sản lượng thực tế và tiềm năng tác động đến lạm phát vì nó có mối quan hệ với chi phí biên thực; tham số κ tác động đến độ dốc của đường cong Phillips và là một hàm của các tham số khác, nhưng được xem như là có tính cấu trúc. Sự thay đổi của điều khoản thương mại được đưa vào đường cong Phillips phản ánh hàng hóa tiêu dùng thì được nhập khẩu và giá định ngang giá sức mua tương đối (Purchasing Power Parity – PPP) như phương trình:

$$\Delta e_t = \pi_t - (1 - \alpha) \Delta q_t - \pi_t^* \quad (5)$$

(3) Phương trình CSTT, với giả định lãi suất danh nghĩa được điều chỉnh một phần với tỉ lệ $(1 - \rho_R)$ so với quy tắc Talor và Clarida, Galí và Gertler (2000). Xác định trọng số cho lạm phát và sản lượng theo quy tắc Taylor là ψ_1 & ψ_2 ¹.

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R)(\psi_1 \pi_t + \psi_2 \pi_2) + \varepsilon_{Rt} \quad (6)$$

(4) Việc xác định các hệ số hồi quy đối với các phương trình như:

$$\text{Thay đổi về điều khoản thương mại; } \Delta q_t = \rho_{\Delta q} \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{\Delta qt} \quad (7)$$

$$\text{Sản lượng thế giới (World Output);} \quad (8)$$

$$\text{Và lạm phát (World Inflation):} \quad (9)$$

được giả định thực hiện bằng quá trình tự hồi quy bậc 1 - AR(1) – các hệ số hồi quy lần lượt là $\rho_{\Delta q}, \rho_{y^*}, \rho_{\pi^*}$. Theo đó, biến đại diện cho các cú sốc cấu trúc (structural shocks) là $\varepsilon_{\Delta qt}, \varepsilon_{y_t^*}, \varepsilon_{\pi_t^*}$.

3.4.1. Các bước ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE

Căn cứ vào nghiên cứu của del Negro và Schorfheide (2004), nghiên cứu này thực hiện khái quát các bước ước lượng cho mô hình BVAR-DSGE. Chú ý giả định rằng các

¹ Mặc dù phương trình CSTT nêu trên được tham khảo từ Lubik và Schorfheide (2007) nhưng giả định quy tắc Taylor không bao gồm tỉ giá hối đoái.

tham số trong 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, cụ thể các bước: (1) khai báo biến nội sinh và các biến quan sát; (2) khai báo các biến ngoại sinh; (3) khởi tạo danh sách các tham số, (4) thiết lập thông tin tiên nghiệm cho các tham số của mô hình; (5) thiết lập các phương trình trong mô hình DSGE, sao cho thể hiện mối quan hệ giữa biến quan sát và biến nội sinh (Lubik & Schorfheide, 2007; Andrew Hodge, Tim Robinson & Robyn Stuart, 2008); (6) mặc định 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 khởi tạo giá trị trung bình cho các biến quan sát; (7) khai báo thông tin tiên nghiệm cho các tham số cần ước lượng cũng như các cú shock trong mô hình như hàm phân phối, giá trị trung bình và độ lệch chuẩn; (8) khai báo độ trễ cho mô hình VAR cũng như trọng số λ chuẩn bị cho việc thực hiện ước lượng các mô hình; (9) thực hiện ước lượng với các tham số đã khai báo, song song là số chuỗi Metropolis-Hastings (MH) được tạo ra. Trong quá trình này, phần mềm Dynare 4.5.1 là chương trình tiên thông dịch, giúp dịch, mô phỏng và ước lượng các mô hình sang các tập tin mà phần mềm Matlab R2016a có thể hiểu được.

3.4.2. Tiên nghiệm cho mô hình DSGE

Tiên nghiệm cho các tham số trong mô hình DSGE được thể hiện trong Bảng 1 và Bảng 2), và Hình 3 và Hình 4. Việc lựa chọn các thông tin tiên nghiệm áp dụng cho Việt Nam được kế thừa từ mô hình DSGE của Úc (Hodge & cộng sự, 2008) và mô hình của Trung Quốc (Zheng & Guo, 2013). Việc xác định miền xác định và hàm mật độ tích lũy của các tham số tiên nghiệm dựa vào nghiên cứu của Lubik và Schorfheide (2007). Bên cạnh đó, cần lưu ý thêm rằng thay vì đặt thông tin tiên nghiệm lên hệ số chiết khấu thì

nghiên cứu đặt thông tin tiên nghiệm (và ước lượng) lên lãi suất thực r^{ss} hay $\beta = e^{\frac{-r^{ss}}{400}}$. Độ lệch chuẩn (Standard Deviation) của 5 cú sốc ngoại sinh (cú sốc sản lượng, cú sốc lạm phát, cú sốc lãi suất, cú sốc điều khoản thương mại và cú sốc công nghệ) được kí hiệu lần lượt là: $\sigma_y^\varepsilon, \sigma_\pi^\varepsilon, \sigma_R^\varepsilon, \sigma_{\Delta q}^\varepsilon$ và σ_z^ε .

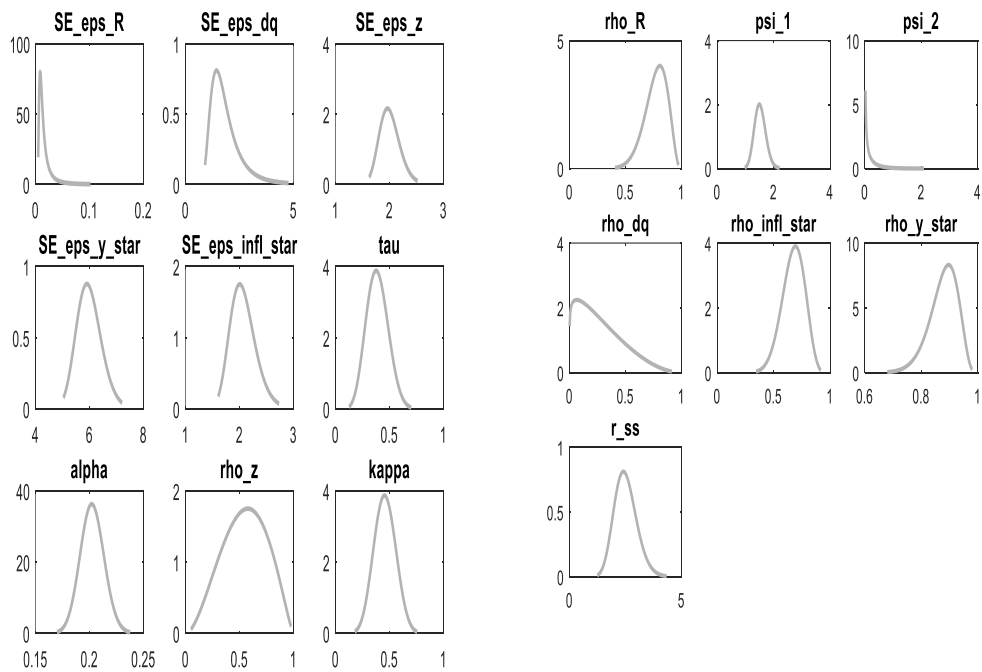
3.4.2.1. Tiềm nghiệm cho mô hình DSGE (Dự báo cho 2 quý)

Bảng 1

Phân bố giá trị cho các tham số tiềm nghiệm cho mô hình DSGE (Dự báo cho 2 quý)

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ tích lũy	Trung bình	Độ lệch chuẩn
τ	[0,1]	beta	0,0259	0,1000
α	[0,1]	beta	0,0109	0,0110
r^{ss}	R^+	gamma	0,4899	0,5000
κ	R^+	beta	0,0975	0,1000
ρ_R	[0,1]	beta	0,0008	0,1000
ψ_1	R^+	gamma	0,1764	0,2000
ψ_2	R^+	gamma	0,0113	0,2500
$\rho_{\Delta q}$	[0,1]	beta	0,0886	0,2000
ρ_{π^*}	[0,1]	beta	0,0831	0,1000
ρ_{y^*}	[0,1]	beta	0,0280	0,0500
ρ_z	[0,1]	beta	0,0399	0,2000
σ_R^ε	R^+	invgamma	0,0013	0,2000
$\sigma_{\Delta q}^\varepsilon$	R^+	invgamma	0,2161	0,8000
σ_z^ε	R^+	invgamma	0,1796	0,1000
$\sigma_{y^*}^\varepsilon$	R^+	invgamma	0,4647	0,2000
$\sigma_{\pi^*}^\varepsilon$	R^+	invgamma	0,1791	0,1500

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a



Hình 3. Phân phối tiên nghiệm của các tham số trong mô hình DSGE
(Dự báo cho 2 quý)

Nguồn: Thu thập dữ liệu và mô phỏng bằng Matlab2016a

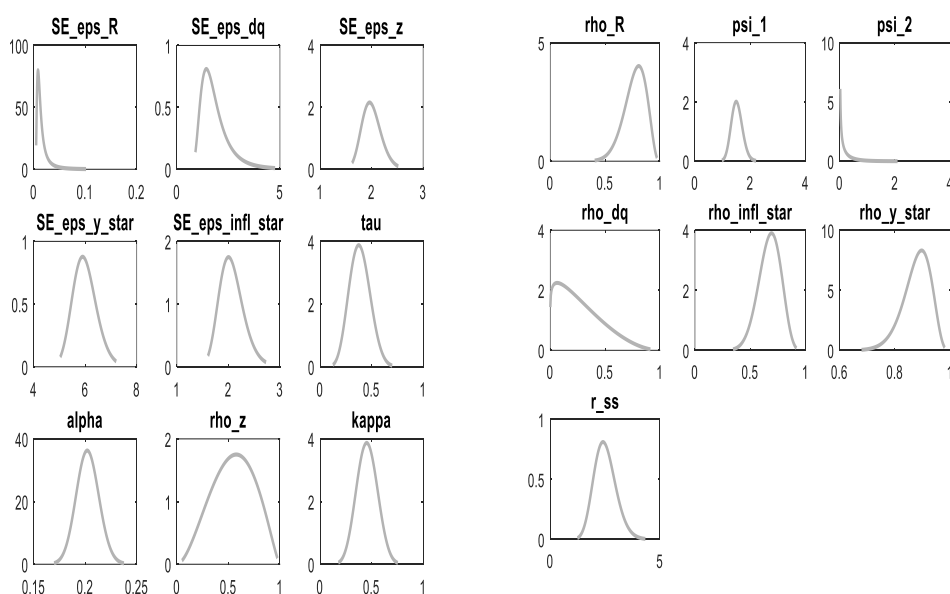
3.4.2.2. Tiềm nghiệm cho mô hình DSGE (Dự báo cho 4 quý)

Bảng 2

Phân bố giá trị cho các tham số tiềm nghiệm cho mô hình DSGE (Dự báo cho 4 quý)

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ tích lũy	Trung bình	Độ lệch chuẩn
τ	[0,1]	beta	0,0456	0,1000
α	[0,1]	beta	0,0109	0,0110
r^{ss}	R^+	gamma	0,4903	0,5000
κ	R^+	beta	0,1031	0,1000
ρ_R	[0,1]	beta	0,0012	0,1000
ψ_1	R^+	gamma	0,1846	0,2000
ψ_2	R^+	gamma	0,0230	0,2500
$\rho_{\Delta q}$	[0,1]	beta	0,1759	0,2000
ρ_{π^*}	[0,1]	beta	0,0983	0,1000
ρ_y^*	[0,1]	beta	0,0311	0,0500
ρ_z	[0,1]	beta	0,0625	0,2000
σ_R^ε	R^+	invgamma	0,0015	0,2000
$\sigma_{\Delta q}^\varepsilon$	R^+	invgamma	0,2135	0,8000
σ_z^ε	R^+	invgamma	0,1827	0,1000
$\sigma_y^{\varepsilon^*}$	R^+	invgamma	0,4497	0,2000
$\sigma_{\pi^*}^\varepsilon$	R^+	invgamma	0,1646	0,1500

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a



Hình 4. Phân phối tiên nghiệm của các tham số trong mô hình DSGE (dự báo cho 4 quý)

Nguồn: Thu thập dữ liệu và mô phỏng bằng Matlab2016a

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Lựa chọn trọng số lamda (λ) và độ trễ (lag length)

Dựa vào nghiên cứu của Hodge và cộng sự (2008), tác giả thiết lập tập độ trễ $\{2, 3, 4\}$ cho phần mô hình VAR trong mô hình BVAR-DSGE và xác định tập $\Lambda = [0,75; 1; 1,25; 1,5; 1,75; 2,5; 5]$ (có hiệu chỉnh) để lựa chọn trọng số λ trong mô hình DSGE, nhằm tìm kiếm sự kết hợp giữa độ trễ và trọng số λ cân bằng giữa mô hình DSGE và VAR (Lees & cộng sự, 2007). Tuy nhiên, thay vì sử dụng cách đo lường phân phối dữ liệu biên như phương trình (*) (del Negro & Schorfheide, 2004) thì tác giả thực hiện tính toán kết quả của mẫu ngoài ước lượng và sử dụng tiêu chí RMSE để đánh giá khả năng dự báo; từ đó làm cơ sở để lựa chọn bộ tiêu chí bao gồm λ và độ trễ trong mô hình VAR sao cho phù hợp.

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 phi (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 lần lượt được 1 chuỗi liên tiếp gồm 2, 4 giá trị, tương ứng với việc dự báo cho 2 và 4 quý. Tác giả thực hiện toàn bộ quá trình này 1.000 lần và sau đó lấy giá trị trung bình để cho ra kết quả dự báo cuối cùng. Từ tập kết quả có được, tác giả sử dụng tiêu chí Root Mean Squared Error (RMSE) để lựa chọn cách kết hợp tối ưu giữa độ trễ trong mô hình VAR với hệ số tỉ lệ λ . Bảng 3 thể hiện kết quả dự báo cho mô hình BVAR-DSGE với độ trễ là 3, 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 3

RSME của mô hình BVAR-DSGE với trọng số λ và độ trễ

	Dự báo 2 quý							Dự báo 4 quý					
λ	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2,5	5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2,5
Độ trễ	Sản lượng							Sản lượng					
2	1,030	0,933	0,916		0,712		0,606	1,111	1,039	1,054		1,082	
3	0,697	0,675	0,655	0,596	0,661		0,409	0,541	0,552	0,566	0,563	0,665	
4	0,885	0,860	0,824	0,810	0,766	0,786		0,640	0,600	0,594	0,659	0,597	0,711
Độ trễ	Lãi suất							Lãi suất					
2	0,195	0,195	0,195		0,194		0,192	0,181	0,182	0,181		0,181	
3	0,195	0,196	0,196	0,194	0,195		0,192	0,179	0,179	0,179	0,180	0,180	
4	0,198	0,198	0,197	0,197	0,195	0,196		0,179	0,180	0,179	0,179	0,180	0,180
Độ trễ	Lạm phát							Lạm phát					
2	0,300	0,285	0,280		0,282		0,227	0,129	0,137	0,113		0,126	
3	0,299	0,322	0,322	0,297	0,301		0,269	0,121	0,117	0,119	0,140	0,131	
4	0,372	0,356	0,349	0,349	0,314	0,326		0,111	0,125	0,124	0,120	0,132	0,136
Độ trễ	Tỉ giá							Tỉ giá					
2	0,434	0,451	0,440		0,468		0,424	0,324	0,321	0,324		0,317	
3	0,382	0,392	0,395	0,392	0,397		0,413	0,335	0,333	0,343	0,329	0,345	
4	0,402	0,410	0,400	0,420	0,401	0,415		0,356	0,337	0,366	0,351	0,347	0,353

	Dự báo 2 quý						Dự báo 4 quý					
Độ trễ	Điều kiện thương mại						Điều kiện thương mại					
2	0,203	0,217	0,198		0,211	0,200	0,229	0,236	0,236		0,245	
3	0,192	0,188	0,186	0,176	0,184	0,205	0,235	0,240	0,237	0,229	0,238	
4	0,250	0,242	0,227	0,237	0,216	0,235	0,297	0,283	0,302	,281	0,278	0,258

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a

Bảng 4

Giá trị trung bình RMSE nhỏ nhất của mô hình BVAR-DSGE với hệ số λ

	Dự báo 2 quý								Dự báo 4 quý						
λ	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2,5	5	λ	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2,5	
Độ trễ 2	2,162	2,080	2,030		1,867		1,649	Độ trễ 2	1,973	1,915	1,908		1,950		
Độ trễ 3	1,765	1,774	1,755	1,656	1,739		1,488	Độ trễ 3	1,410	1,421	1,445	1,441	1,559		
Độ trễ 4	2,107	2,066	1,997	2,012	1,893	1,957		Độ trễ 4	1,584	1,526	1,565	1,590	1,535	1,637	

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a

Kết quả gồm có hai phần cho thấy với kết quả dự báo cho hai quý tiếp theo (độ trễ là 3, $\lambda = 5$) và kết quả dự báo cho 4 quý tiếp theo (độ trễ 3, $\lambda = 0,75$) thì mô hình có khả năng dự báo tốt nhất cho nền kinh tế Việt Nam. Như vậy, so với kết quả có được từ nghiên cứu của Hodge và cộng sự (2008) thì kết quả dự báo (4 quý) của Việt Nam có giá trị phù hợp và khá tương đồng vì có cùng độ trễ và giá trị λ tương đối nhỏ ($\lambda = 0,75$); nhưng đối với kết quả dự báo cho 2 quý thì λ có giá trị cao hơn so với kết quả nghiên cứu của Hodge và cộng sự (2008). Cuối cùng, theo Negro và Schorfheide (2006) thì mô hình DSGE phù hợp để mô tả cho nền kinh tế Việt Nam.

4.2. Mô hình DSGE

Bảng 5, 6 và Hình 5 và 6 thể hiện giá trị trung bình cũng như sự phù hợp giữa phân phối tiên nghiệm và hậu nghiệm của các tham số (Parameters) trong mô hình DSGE.

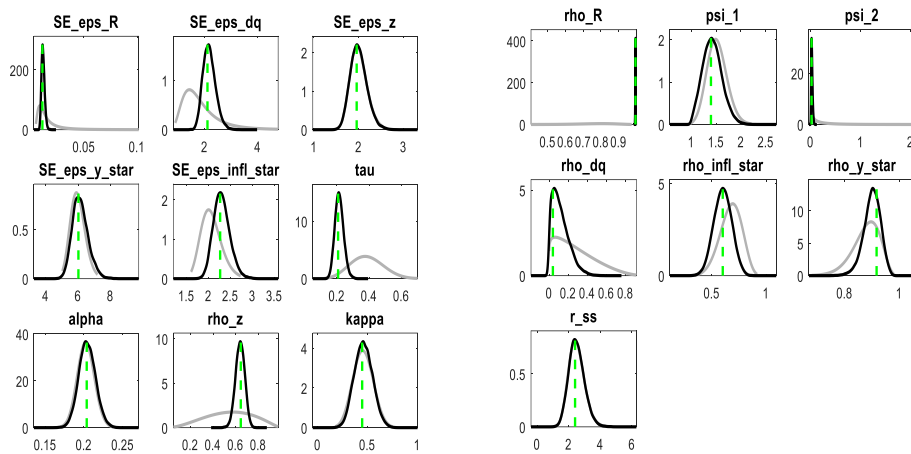
4.2.1. Kết quả dự báo cho hai quý tiếp theo

Bảng 5

Kết quả ước lượng mô hình DSGE (2 quý tiếp theo) với độ trễ 3 và $\lambda = 5$

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ	Trung bình tiền nghiệm	Trung bình hậu nghiệm	Khoảng xác suất 90%
Hệ gia đình và các doanh nghiệp					
τ	[0,1]	beta	0,386	0,2149	(0,1704; 0,2575)
α	[0,1]	beta	0,202	0,2041	(0,1866; 0,2219)
r^{ss}	R^+	gamma	2,504	2,5008	(1,6988; 3,2913)
Đường cong Phillip					
κ	R^+	beta	0,456	0,4594	(0,3150; 0,6079)
Quy tắc Taylor					
ρ_R	[0,1]	beta	0,770	0,9946	(0,9931; 0,9962)
ψ_1	R^+	gamma	1,518	1,4234	(1,1022; 1,7290)
ψ_2	R^+	gamma	0,139	0,0278	(0,0071; 0,0480)
Hệ số tự tương quan					
$\rho_{\Delta q}$	[0,1]	beta	0,280	0,1202	(0,0000; 0,2431)
ρ_{π^*}	[0,1]	beta	0,674	0,5993	(0,4669; 0,7336)
ρ_{y^*}	[0,1]	beta	0,878	0,8996	(0,8514; 0,9498)
ρ_z	[0,1]	beta	0,547	0,6390	(0,5749; 0,7050)
Độ lệch chuẩn của các cú sốc ngoại sinh					
σ_R^ε	R^+	InvGamma	0,018	0,0115	(0,0092; 0,0139)
$\sigma_{\Delta q}^\varepsilon$	R^+	InvGamma	1,870	2,1766	(1,7933; 2,5456)
σ_z^ε	R^+	InvGamma	2,011	1,9983	(1,6950; 2,2942)
$\sigma_{y^*}^\varepsilon$	R^+	InvGamma	6,002	6,1411	(5,3639; 6,9487)
$\sigma_{\pi^*}^\varepsilon$	R^+	InvGamma	2,076	2,2978	(2,0036; 2,6020)

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a



Hình 5. Sự phù hợp tương đối giữa phân phối tiên nghiệm và hậu nghiệm (dự báo cho 2 quý)

Nguồn: Thu thập dữ liệu và mô phỏng bằng Matlab2016a

4.2.2. Kết quả dự báo cho bốn quý tiếp theo

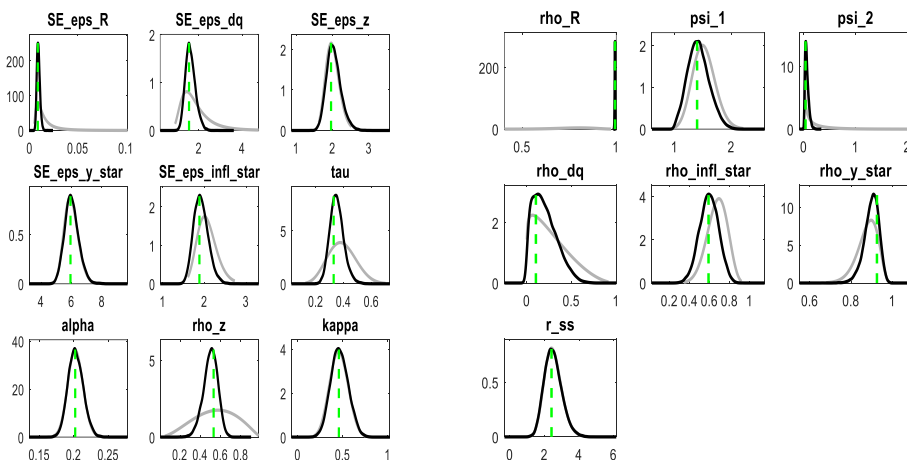
Bảng 6

Kết quả ước lượng mô hình DSGE (4 quý tiếp theo) với độ trễ 3 và $\lambda = 0,75$

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ	Trung bình tiên nghiệm	Trung bình hậu nghiệm	Khoảng xác suất 90%
Hộ gia đình và các doanh nghiệp					
τ	[0,1]	beta	0,386	0,3497	(0,2655; 0,4248)
α	[0,1]	beta	0,202	0,2026	(0,1848; 0,2203)
r^{ss}	R^+	gamma	2,504	2,4954	(1,7038; 3,3148)
Đường cong Phillip					
κ	R^+	beta	0,456	0,4637	(0,3063; 0,6233)
Quy tắc Taylor					
ρ_R	[0,1]	beta	0,770	0,9939	(0,9917; 0,9962)
ψ_1	R^+	gamma	1,518	1,4206	(1,1184; 1,7337)
ψ_2	R^+	gamma	0,139	0,0589	(0,0089; 0,1107)

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ	Trung bình tiên nghiệm	Trung bình hậu nghiệm	Khoảng xác suất 90%
Hệ số tự tương quan					
$\rho_{\Delta q}$	[0,1]	Beta	0,280	0,2025	(0,0001; 0,3910)
ρ_{π^*}	[0,1]	beta	0,674	0,5924	(0,4382; 0,7466)
ρ_{y^*}	[0,1]	beta	0,878	0,8974	(0,8418; 0,9550)
ρ_z	[0,1]	beta	0,547	0,4992	(0,3826; 0,6101)
Độ lệch chuẩn của các cú sốc ngoại sinh					
σ_R^ε	R^+	InvGamma	0,018	0,0090	(0,0064; 0,0116)
$\sigma_{\Delta q}^\varepsilon$	R^+	InvGamma	1,870	1,6058	(1,2318; 1,9813)
σ_z^ε	R^+	InvGamma	2,011	2,0324	(1,7053; 2,3417)
$\sigma_{y^*}^\varepsilon$	R^+	InvGamma	6,002	6,0080	(5,2336; 6,7351)
$\sigma_{\pi^*}^\varepsilon$	R^+	InvGamma	2,076	1,9162	(1,6371; 2,1980)

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a



Hình 6. Sự phù hợp tương đối giữa phân phối tiên nghiệm và hậu nghiệm (dự báo cho 4 quý)

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Matlab2016a

Hình 5 và Hình 6 cho thấy kết quả phân phối hậu nghiệm có sự tương đồng và phù hợp với phân phối tiên nghiệm trong phương pháp ước lượng DSGE-VAR. Sự khác biệt này là không quá lớn nên có thể thấy việc lựa chọn tiên nghiệm và bộ dữ liệu trong phương pháp ước lượng DSGE-VAR có sự tương thích với phần mềm sử dụng để ước lượng, mô phỏng và dự báo kết quả.

5. Kết luận

Mục tiêu của nghiên cứu nhằm dự báo cho các biến số vĩ mô trong nền kinh tế bằng cách sử dụng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ như Việt Nam để cung cấp các thông tin tiên nghiệm cho mô hình ước lượng BVAR. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự phù hợp về phương pháp tiếp cận trong việc cân bằng và tương thích giữa lý thuyết và dữ liệu thực tế nhằm xây dựng một mô hình dự báo có ý nghĩa cho Việt Nam. Tuy nhiên, nghiên cứu còn bộc lộ nhiều hạn chế như chưa thực hiện đánh giá các phản ứng xung (IRF) do các cú sốc tạo ra, các thông tin tiên nghiệm đưa vào mô hình chưa có cơ sở rõ ràng mà chỉ là thu thập trên nền tảng của các nghiên cứu thực nghiệm tại các quốc gia phát triển như Úc (Hodge & cộng sự, 2008) hay nền kinh tế có quy mô rất lớn như Trung Quốc (Zheng & Guo, 2013), hai nền kinh tế có nhiều điểm khác biệt so với Việt Nam. Đồng thời dữ liệu sử dụng ước lượng chưa mang tính cập nhật mà chỉ làm cơ sở để xây dựng mô hình dự báo, điều này làm cho tính ổn định của mô hình dự báo chưa cao. Vì vậy, các hạn chế này sẽ được khắc phục toàn diện hơn trong các nghiên cứu tiếp theo ■

Tài liệu tham khảo

- Altug, S. (1989). Time-to-build and aggregate fluctuations: Some new evidence. *International Economic Review*, 30(4), 889–920.
- An, S., & Schorfheide, F. (2006). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews*, 26(2–4), 113–172.
- Angelini, P., Neri, S. & Panetta, F. (2011). Monetary and macroprudential policies. *Bank of Italy, Economic working papers*, 801.
- An, S., & Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Economic Review*, 26(2–4), 113–172. doi: 10.1080/07474930701220071
- Bùi Thị Trang Dung, & Nguyễn Thị Giang. (2015). *Xây dựng, tiếp nhận hỗ trợ kỹ thuật, ứng dụng và đề xuất vận hành mô hình DSGE tại Vụ Dự báo, thống kê*. Báo cáo kỹ thuật của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam.

- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398. doi: 10.1016/0304-3932(83)90060-0
- Chen, S.-S. (2010). DSGE models and central bank policy making: A critical review. *Department of economics national Taiwan university, National Taiwan University*.
- Christiano, L. J., & Eichenbaum, M. (1992). Identification and the liquidity effect of a monetary policy shock. political economy, growth and business cycles. NBER Working paper No. 3910.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45.
- Christiano, L. J. (2007). Comment on Del Negro, schorfheide, smets and wouters. *Journal of Business and Economic Statistics*, 25(2), 143–151.
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A Keynes móiian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180.
- Diebold, X. D., Ohanian, L. E., & Berkowitz, J. (1998). Dynamic Equilibrium Economies: A Framework for Comparing Models and Data. *Review of Economic Studies*, 65(3), 433–451.
- Doan, T., Litterman, R., & Sims, C. (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 3(1), 1–100.
- Galí, J. (2008). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the Keynes móiian framework*. Princeton University Press.
- Galí, J., & Monacelli, T. (2002). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies Limited*, 72, 707–734.
- Gambacorta, L., & Signoretti, F. M. (2013). Should monetary policy lean against the wind?. *Bis Working Papers*, 418, 1–43.
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and Banking in a DSGE model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6), 44–70.
- Geweke, J. (1999). Using simulation methods for bayesian econometric models: Inference, development, and communication. *Econometric Review*, 18(1), 1–73.
- Hamilton, J. D., & Wu, J. C. (2012). The effectiveness of alternative monetary policy tools in a zero lower bound environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44, 3–46.
- Hansen, G., & Prescott, E. C. (1993). Did technology shocks cause the 1990–1991 recession?. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83, 280–286.
- Hastings, W. K. (1970). Monte carlo sampling methods using markov chains and their applications. *Biometrika*, 57(1), 97–109.
- Hodge, A., Robinson, T., & Stuart, R. (2008). A small BVAR-DSGE model for forecasting the

- Australian Economy. *RBA Research Discussion Paper 2008-04*.
- Huynh, P., Nguyen, T., Duong, T., & Pham, D. (2017). Leaning against the wind policies on Vietnam's economy with DSGE model. *Economies*, 5(3), 1–18.
- Iacoviello, M. (2005). House Prices, borrowing constraints and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764.
- Ingram, B. F., & Whiteman, C. H. (1994). Supplanting the minnesota prior - forecasting macroeconomic time series using real business cycle model priors. *Journal of Monetary Economics*, 34(3), 497–510.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345–1370.
- Lees, K., Matheson, T., & Smith, C. (2007). Open economy DSGE-VAR forecasting and policy analysis: Head to head with the RBNZ published forecasts. *CAMA Working Paper 5/2007*.
- Leeper, E. M. & Sims, C. A. (1994). Toward a modern macroeconomic model usable for policy analysis. *NBER Working Paper*, No. 4761, 1–45.
- Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements?. A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069–1087.
- del Negro, M., & Schorfheide, F. (2004). Priors from general equilibrium models for VARs. *International Economic Review*, 45(2), 643–673.
- del Negro, M., & Schorfheide, F. (2006). How good is what you've got? DSGE-VAR as a toolkit for evaluating DSGE models. *Economic Review*, 91(2), 21–37.
- del Negro, M., & Schorfheide, F. (2009). Inflation dynamics in a small openeconomy model under inflation targeting: Some evidence from Chile. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 329.
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. (2010). *Công cụ thực hiện CSTT quốc gia*. Truy cập ngày 20/11/2017, từ https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/trangchu/cstt/cccstt?_afLoop=462125725789000#%40%3F_afLoop%3D462125725789000%26centerWidth%3D80%2525%26leftWidth%3D20%2525%26rightWidth%3D0%2525%26showFooter%3Dfalse%26showHeader%3Dfalse%26_adf.ctrl-state%3Duho2a4h7m_303
- Nguyễn Đức Trung. (2016). Ứng dụng mô hình cân bằng động ngẫu nhiên tổng quát trong phân tích tổng cầu của nền kinh tế Việt Nam. *Tạp chí Khoa học & Đào tạo ngân hàng*, 167, 17–19.
- Nguyễn Quang Hiệp, & Nguyễn Thị Nhã. (2015). Ti giá hối đoái đa phương - Kênh truyền dẫn tác động của tăng trưởng kinh tế đến xuất khẩu ở Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 26(5), 26–43.
- Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 297–346.
- Ruge-Murcia, F. J. (2007). Methods to estimate dynamic stochastic general equilibrium models.

- Journal of Economic Dynamics & Control*, 31(8), 2559–2636. doi:10.1016/j.jedc.2006.09.005
- Sbordone, A. M., Tambalotti, A., Rao, K., & Walsh, K. (2010). Policy analysis using dsge models: An introduction. *Economic Policy Review*, 16(2), 23–43.
- Schorfheide, F. (2000). Loss function-based evaluation of DSGE models. *Journal of Applied Econometrics*, 15(6), 645–670.
- Sinclair, P. & Sun, L., (2014). A DSGE Model for China’s monetary and macroprudential policies. *Munich Personal RePEc Archive Paper*, 62580.
- Sims, C. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis?. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2–16
- Smets, F. & Wouters, R. (2002). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy* 39, 195–214.
- Taylor, J. B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American Economic Review*, 91(2), 263–267.
- Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton: Princeton University Press.
- Zheng, T., & Guo, H. (2013). Estimating a small open economy DSGE model with indeterminacy: Evidence from China. *Economic Modelling*, 31, 642–652. doi: 10.1016/j.econmod.2013.01.002