

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Cao Hoàng Long** - Phân tích biến động năng suất lao động ngành công nghiệp thực phẩm Việt Nam giai đoạn 2010 - 2018. *Mã số: 142.1MEco.11* 2
A Study on Productivity Changes in Vietnam's Food Industry in the Period 2010- 2018
- 2. Nguyễn Hoàng Chung** - Đánh giá khả năng phân tích chính sách và dự báo của mô hình KEYNES mới: Phương pháp tiếp cận SVAR VÀ BVAR-DSGE. *Mã số: 142.1MEIS.11* 11
Assessment on Policy Analysis and Forecast of New KEYNES Model: Approaches of SVAR and BVAR-DSGE

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 3. Phạm Hồng Chương, Nguyễn Hải Sơn và Phạm Thị Huyền** - Ảnh hưởng của sự trải nghiệm tới sự hài lòng và hành vi mua lại của khách hàng: Nghiên cứu trong lĩnh vực nhà hàng. *Mã số: 142.2BAdm.21* 24
Customer' experiences affecting satisfaction level and repurchase behavior: Empirical evidences in F&B sector
- 4. Nguyễn Quỳnh Trang** - Nghiên cứu tác động của chất lượng thông tin kế toán đến quá trình ra quyết định của doanh nghiệp Việt Nam. *Mã số: 1422.BAcc.21* 33
A Study on the Effects of Accounting Information on the Decision Making in Vietnamese Enterprises
- 5. Nguyễn Thị Khánh Chi** - Các nhân tố ảnh hưởng đến triển khai E-CRM thành công tại hãng Hàng không quốc gia Việt Nam. *Mã số: 142.2BMkt.22* 45
The Factors Affecting Successful E-CRM Implementation at Vietnam Airlines
- 6. Mai Thanh Lan và Đỗ Vũ Phương Anh** - Các yếu tố ảnh hưởng đến thương hiệu nhà tuyển dụng của các doanh nghiệp nhỏ và vừa trên địa bàn TP. Hà Nội. *Mã số: 142.2BMkt.21* 52
Factors affecting employer's brand of small and medium enterprises in Ha Noi city

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 7. Ngô Mỹ Trân và Lương Thị Thanh Trang** - Ảnh hưởng của sự không phù hợp bằng cấp, kỹ năng và ngành nghề đến thu nhập người lao động trong các doanh nghiệp ở vùng Đồng bằng sông Cửu Long. *Mã số: 142.3OMIs.31* 62
The Impacts of Unmatched Qualifications, Skills, and Employment on Laborer's Income in Enterprises in Mekong Delta

ĐÁNH GIÁ KHẢ NĂNG PHÂN TÍCH CHÍNH SÁCH VÀ DỰ BÁO CỦA MÔ HÌNH KEYNES MỚI: PHƯƠNG PHÁP TIẾP CẬN SVAR VÀ BVAR-DSGE

Nguyễn Hoàng Chung
 Trường Đại học Thủ Dầu Một
 Email: chungnh@tdmu.edu.vn

Ngày nhận: 19/03/2020

Ngày nhận lại: 06/04/2020

Ngày duyệt đăng: 10/04/2020

Nghiên cứu khẳng định lại những công cụ chính sách tiền tệ (CSTT) của Ngân hàng Nhà nước (NHNN) đóng vai trò quan trọng nhằm hướng tới sự ổn định vĩ mô tại Việt Nam (Nguyễn Đức Trung, Lê Đình Hạc & Nguyễn Hoàng Chung, 2018). Từ đó, nghiên cứu ứng dụng mô hình Keynes mới SVAR đánh giá các cú sốc cấu trúc với kỳ vọng hợp lý của các chủ thể trong nền kinh tế mở và nhỏ (Nguyễn Đức Trung, Lê Đình Hạc & Nguyễn Hoàng Chung, 2019). Đồng thời, nghiên cứu này cũng cho thấy sự tương thích giữa dữ liệu thực tế và mô hình Keynes mới DSGE dự báo vĩ mô cho Việt Nam (Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung, 2017).

Từ khóa: Chính sách tiền tệ, mô hình Keynes mới, SVAR, DSGE, kỳ vọng hợp lý.

1. Giới thiệu

Khủng hoảng tài chính toàn cầu đã làm thay đổi nhận thức của các ngân hàng trung ương (NHTW) (Blinder & ctg., 2008) trên thế giới. Theo đó, mục tiêu ổn định giá cả hay kiểm soát lạm phát không đủ để đảm bảo ổn định tài chính (OĐTC). Vì vậy, các NHTW cần kết hợp các công cụ của CSTT và chính sách an toàn vĩ mô (ATVM) nhằm hướng đến mục tiêu OĐTC (Kim & Mehrotra, 2016). Nghiên cứu của Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung (2018) khẳng định lại một lần nữa tăng trưởng kinh tế Việt Nam phụ thuộc nhiều vào tăng trưởng tín dụng, nghiên cứu cũng tìm thấy bằng chứng các công cụ CSTT có ảnh hưởng mạnh hơn so với các công cụ ATVM trong việc duy trì OĐTC thông qua việc kiểm soát tăng trưởng tín dụng tại Việt Nam. Điều đó có thể cho thấy vai trò quan trọng của Ngân hàng Nhà nước (NHNN) trong việc góp phần ổn định vĩ mô tại Việt Nam, đây cũng là cơ sở quan trọng để lý thuyết Keynes (Keynes, 1936) được vận dụng trong nghiên cứu. Vì vậy, nghiên cứu kết hợp lý thuyết kỳ vọng hợp lý và ứng dụng mô hình

Keynes mới SVAR, DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ nhằm phân tích chính sách và dự báo vĩ mô tại Việt Nam. Đây được xem là mô hình mà các NHTW các nước theo đuổi CSTT lạm phát mục tiêu sử dụng (Svensson, 2000; Hạ Thị Thiệu Dao, 2012).

2. Khung khổ lý thuyết về mô hình Keynes mới

2.1. Các cơ sở lý thuyết liên quan đến mô hình Keynes mới

2.1.1. Cơ sở lý thuyết về chính sách an toàn vĩ mô

Theo Hội đồng OĐTC (FSB), Ngân hàng Thanh toán quốc tế (BIS) và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF), chính sách ATVM (nằm trong hệ thống chính sách kinh tế vĩ mô¹) sử dụng các công cụ an toàn để hạn chế các rủi ro mang tính hệ thống và/hoặc các rủi ro đối với hệ thống tài chính nhằm giảm thiểu khả năng đổ vỡ của hệ thống thông qua việc ngăn ngừa các dịch vụ tài chính có thể gây hậu quả nghiêm trọng đối với nền kinh tế thực (IMF, 2013). Đối tượng điều chỉnh của chính sách ATVM là rủi ro hệ thống với mục tiêu OĐTC (Kim & Mehrotra, 2016, Đỗ Việt Hùng & ctg, 2014).

1. Chính sách kinh tế vĩ mô là tập hợp các quy tắc và quy định nhằm kiểm soát, kích thích hoặc bình ổn các chỉ báo tổng gộp của nền kinh tế (Mankiw, 2011; Mankiw & Taylor, 2011). Hay nói cách khác, chính sách kinh tế vĩ mô là một hệ thống chính sách của chính phủ nhằm hướng đến các mục tiêu của nền kinh tế vĩ mô như tăng trưởng, công bằng và toàn dụng. Có nhiều chính sách kinh tế vĩ mô khác nhau như chính sách tài khóa, CSTT, chính sách cơ cấu, chính sách ngoại thương,... trong đó hai chính sách đầu tiên thường được sử dụng nhất. Theo Mishkin (2012) và Nguyễn Văn Ngọc (2009);

2.1.2. Cơ sở lý thuyết về chính sách tiền tệ

CSTT là các quyết định về tiền tệ ở tầm vĩ mô của cơ quan nhà nước có thẩm quyền nhằm quyết định mục tiêu ổn định giá trị đồng tiền được biểu hiện bằng lạm phát (Lý Hoàng Ánh & Lê Thị Mận, 2012). Vì vậy, NHTW sử dụng CSTT nhằm thay đổi cung tiền hoặc lãi suất chính sách (LSCS) để hướng đến mục tiêu ổn định lạm phát, tăng trưởng kinh tế và ổn định tỷ giá hối đoái (Araújo, 2015). NHTW thực thi CSTT để hướng đến sự ổn định kinh tế vĩ mô nhưng ổn định giá cả vẫn luôn là mục tiêu quan trọng nhất (Cecchetti & Krause 2002; Issing, 2004; Spyromitros & Tuysuz, 2012; Van der Cruysen & Demertzis, 2007).

Kênh kỳ vọng và giá trị kỳ vọng hợp lý

Bên cạnh kênh lãi suất, tỷ giá, giá tài sản và tín dụng, thị trường tài chính còn tồn tại một kênh truyền dẫn CSTT thông qua kỳ vọng của các chủ thể trong nền kinh tế (Kohn & Sack, 2003; Mukherjee & Bhattacharya, 2011; Leu, 2011). Khi các mô hình kinh tế lượng truyền thống không còn phù hợp cho việc đánh giá các phản ứng chính sách (Mishkin, 2012) thì mô hình với lý thuyết kỳ vọng hợp lý trở thành cơ sở quan trọng giải thích chính sách và dự báo vĩ mô (Lucas, 1976; Sbordone, Tambalotti, Rao & Walsh, 2010). Cơ chế truyền dẫn của kênh này mạnh hay yếu phụ thuộc vào sự minh bạch và độ tin cậy của NHTW. Kỳ vọng này sẽ tác động đến công chúng, từ đó quyết định tổng cầu hay sản lượng của nền kinh tế (Dabla-Norris & Floerkemeier, 2006; Mukherjee & ctg, 2011; Kohn & ctg, 2003; Leu, 2011).

2.1.3. Lý thuyết cân bằng tổng thể

Lý thuyết cân bằng tổng thể là một nhánh của kinh tế học, giải thích cung - cầu và mức giá của cả một nền kinh tế với nhiều thị trường tương tác với nhau dẫn đến trạng thái cân bằng tổng thể của cả một nền kinh tế. Một trong số đó là lý thuyết Keynes mới mà nghiên cứu này đang tiếp cận.

Các hướng nghiên cứu bao gồm (i) điều kiện thị trường hoàn hảo tối ưu Pareto (Arrow & Debreu, 1954) hay (ii) điều kiện thị trường không hoàn hảo và xem nền kinh tế trong ngắn hạn có nhiều bất ổn (Nguyễn Văn Ngọc, 2006). Một số tranh luận khác liên quan đến trường phái tân cổ điển và các trường phái kinh tế khác (Nguyễn Đức Thành, 2010) hay

trường phái kinh tế vĩ mô cổ điển mới cho rằng có thể giải thích các biến động kinh tế trong khi vẫn duy trì các giả định của mô hình cổ điển (Nguyễn Văn Ngọc; 2006, 2009).

2.1.4. Lý thuyết về tổng cầu - tổng cung

Theo các nghiên cứu của Mishkin (2012) và Nguyễn Văn Ngọc (2009), các biến động của nền kinh tế nói chung bắt nguồn từ những thay đổi của tổng cung và tổng cầu. Đây là những thay đổi ngoại sinh của đường tổng cung² và đường tổng cầu³ hay là cú sốc tổng cung⁴ và cú sốc tổng cầu⁵ đối với nền kinh tế.

2.1.5. Lý thuyết về cung tiền và lạm phát

Theo Friedman (1963), mối quan hệ giữa cung tiền và lạm phát được thể hiện qua phương trình định lượng: $M*V = P*Y$, biểu diễn mối quan hệ qua lại giữa các biến động của yếu tố cung tiền, vòng quay của tiền, giá cả và GDP thực tế tại Việt Nam. Theo đó, tốc độ tăng trưởng kinh tế thực và tỷ lệ lạm phát sẽ xác định tỷ lệ tăng trưởng tín dụng trong nền kinh tế (Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018).

2.1.6. Lý thuyết về dự báo kinh tế

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. Chuỗi kết quả dự báo có được trong nghiên cứu này được gọi là dự báo ngoài mẫu (Hoge & cộng sự, 2008; Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung, 2017). Nghiên cứu khẳng định lại DSGE là mô hình quan trọng của các NHTW trên thế giới trong phân tích chính sách và dự báo vĩ mô (Berg, Karam & Laxton, 2006; Smets & Wouters, 2007; Rochelle & Refet, 2010; Kai, Gunter & Anders, 2010). Thậm chí mô hình này có khả năng dự báo tốt hơn mô hình dự báo Greenbook của Fed (Edge, Kiley & Laforde, 2010). Tuy nhiên, mô hình này cũng bộc lộ một số hạn chế (Sims, 1980, 1986; Rochelle & ctg, 2010) nhưng các sai lệch của mô hình DSGE không phải là vấn đề lớn khi phân tích chính sách (Del Negro & Schorfheide, 2006; Smets & Wouters, 2007).

2.2. Những lý luận cơ bản về mô hình Keynes mới

Lucas (1976) đã chỉ ra hạn chế của các mô hình kinh tế vĩ mô quy mô lớn khi các mô hình này đều dựa trên giả định chung là phản ứng chính sách của các chủ thể kinh tế kết hợp yếu tố kỳ vọng có thể

2. Đường tổng cung biểu thị mối quan hệ giữa tổng cung và mức giá chung khi mọi biến số khác được giữ nguyên.

3. Đường tổng cầu biểu thị mối quan hệ giữa lượng cầu về hàng hóa và mức giá chung.

4. Cú sốc tổng cung là sự thay đổi về mặt công nghệ và cung ứng nguyên nhiên liệu thô (cú sốc cung) có thể làm dịch chuyển đường tổng cung.

5. Cú sốc tổng cầu liên quan đến những thay đổi trong cung tiền, chính sách tài khóa (thuế và chi tiêu Chính phủ), xuất khẩu ròng, và khả năng chi tiêu, đầu tư làm dịch chuyển của đường tổng cầu.

khuyến phản ứng chính sách thay đổi. Chính vì vậy, Kydland & Prescott (1982) đưa ra mô hình chu kỳ kinh doanh thực với nền tảng kinh tế vi mô, trong đó các hộ gia đình tối ưu hóa lợi ích với ràng buộc về thu nhập, doanh nghiệp tối đa hóa lợi nhuận trong điều kiện tối thiểu hóa chi phí, giới hạn về vốn, lao động và công nghệ...

Lý thuyết chu kỳ kinh doanh thực

Lý thuyết chu kỳ kinh doanh thực (Real Business Cycle - RBC) giải thích tính chu kỳ của nền kinh tế một quốc gia (Kydland & ctg, 1982) với các cú sốc thực (cú sốc thiên tai, cú sốc công nghệ...) có thể gây ra các biến động chu kỳ kinh doanh theo giá định giá cả và tiền lương linh hoạt (Long, John & Charles, 1983; Cooley, 1995; King, Robert & Sergio, 1999). Theo Romer (2012), mô hình RBC giả định các chủ thể trong nền kinh tế bị ràng buộc yếu tố đầu vào (Kydland & ctg, 1982) hoặc đặt dưới nền tảng vi mô về phản ứng của các cú sốc cơ bản (Long & ctg, 1983). Tuy nhiên, mô hình này cho rằng CSTT không ảnh hưởng đến sản lượng và biến vĩ mô khác (Nguyễn Văn Ngọc, 2006, 2009; Chen, 2010) khi chỉ đề cập đến các cú sốc thực: cú sốc cung, cú sốc năng suất lao động hay cú sốc kỹ thuật mà chưa quan tâm đến cú sốc cầu. Do đó, nghiên cứu phải tiếp cận được các mô hình thể hiện vai trò của CSTT (tính phi trung lập của CSTT⁹).

Lý thuyết Keynes mới

Lý thuyết này kế thừa nền tảng vi mô từ RBC đồng thời bổ sung thêm: (i) độ cứng danh nghĩa (giá cả, tiền lương cứng nhắc) trong điều kiện thị trường không hiệu quả (tính phi trung lập của CSTT) trong ngắn hạn để giải thích cho các phản ứng trong mô hình thực nghiệm (Romer & Romer, 2000; Romer, 2012); (ii) yếu tố động vào để giải thích nền tảng vi mô cho chu kỳ kinh doanh (Rotemberg & Woodford, 1997; Woodford, 2003; Galí, 2008); (iii) tác động của CSTT (Clarida, Galí & Gertler, 1999, 2000) và (iv) kỳ vọng hợp lý của trường phái cổ điển mới (Nguyễn Đức Thành, 2010).

Cấu trúc mô hình Keynes mới này cũng mô tả mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô, tập trung vào việc xây dựng CSTT ở các NHTW (Galí & Monacelli, 2005; Lubik & Schorfheide, 2007). Theo

đó, Nguyễn Đức Trung (2016) giới thiệu mô hình Keynes mới với ba phương trình. Tiếp đến, nghiên cứu bổ sung phương trình đại diện cho nền kinh tế mở nhằm tránh những hạn chế của nền kinh tế đóng thông qua mô hình Keynes mới với bốn phương trình (del Negro & ctg, 2004; Berg, Charry, Portillo & Vlcek, 2013; Berg, Karam & Laxton, 2006; Berg, Portillo & Unsal, 2010; Lubik & ctg, 2007; Lees, Matheson & Smith, 2007; Hodge, Robinson & Stuart 2008; Chen, 2010; Dizioli & Schmittmann, 2015; Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung, 2017; Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018).

Mô hình Keynes mới SVAR

Leu (2011) giới thiệu mô hình Keynes mới với phương pháp tiếp cận SVAR (mô hình Keynes mới SVAR) của nền kinh tế Úc là nền kinh tế mở và nhỏ nhằm xác định tương tác giữa các cú sốc cấu trúc ngoại sinh và hành vi hướng về tương lai của các chủ thể kinh tế. Trong đó, NHTW và các chủ thể tư nhân trong nền kinh tế giả định kỳ vọng hợp lý và hướng về tương lai (Hodge & ctg, 2008; Nguyen Duc Trung & ctg, 2019).

Mô hình Keynes mới DSGE

Mô hình cân bằng tổng thể động (Dynamic General Equilibrium Model - DSGE) là một nhánh của ứng dụng lý thuyết cân bằng tổng thể. Tính chất này của mô hình thể hiện trong mối quan hệ của ba khối: tổng cung, tổng cầu, phương trình CSTT và kỳ vọng của các chủ thể trong nền kinh tế bao gồm: hộ gia đình, doanh nghiệp, các trung gian tài chính và chính phủ. Mỗi chủ thể này tương tác với nhau và dẫn đến trạng thái cân bằng tổng thể của mô hình. Mặt khác, mô hình DSGE trên nền tảng vi mô với các trung gian tài chính là nguyên nhân chủ yếu gây ra các cú sốc CSTT (Sbordone & ctg, 2010) hay các cú sốc ngẫu nhiên với điều kiện ràng buộc về hành vi của các chủ thể nhằm tối ưu hóa lợi ích và kỳ vọng hợp lý (Chen, 2010). Các dạng mở rộng của mô hình này bao gồm việc đưa vào tiền lương cứng nhắc và ma sát thị trường (Smets & ctg, 2007) hoặc nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn CSTT (Shiller, Campbell & Schoenholtz, 1983; Cogley & Sargent, 2005; An & Schorfheide, 2007; Hülseswig, Mayer & Wollmershäuser, 2009; Vivien & Celine, 2012).

9. Tính phi trung lập của tiền khẳng định vai trò và ảnh hưởng của CSTT đến nền kinh tế. Điều này trái ngược với lý thuyết chu kỳ kinh doanh thực tế (RBC) là lý thuyết cổ điển, theo đó giả định rằng tiền có tính trung lập, đây được xem là đặc tính căn bản của trường phái này. Thứ nhất, trường phái RBC cho rằng CSTT không ảnh hưởng tới các biến thực tế như sản lượng và việc làm. Thứ hai, trường phái này cho rằng sự thay đổi mức cung tiền không ảnh hưởng đến các biến thực tế. Do đó, lý thuyết cổ điển cho phép các nhà nghiên cứu xem xét các biến thực tế được xác định mà không cần quan tâm đến khối lượng cung ứng tiền tệ. Khi đó, trạng thái cân bằng trên thị trường tiền tệ quyết định mức giá và tất cả các biến danh nghĩa khác. Sự tách rời giữa các biến thực tế và danh nghĩa được gọi là sự phân đôi cổ điển.

Cuối cùng, mô hình DSGE được chia thành (i) mô hình cho nền kinh tế có quy mô vừa và lớn (Del Negro & ctg, 2004; Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005; Smets & ctg, 2007); và (ii) cấu trúc mô hình DSGE cho nền kinh tế nhỏ và mở (Galí & ctg, 2005; Lubik & ctg, 2007; Adofson & ctg, 2007; Chrisoffel & ctg, 2010).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Tổng quan phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu chỉ ra các biên đại diện cho công cụ CSTT đóng vai trò quan trọng đến ổn định vĩ mô (Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018). Tiếp đến, nghiên cứu ứng dụng mô hình Keynes mới SVAR (Leu, 2001) để đánh giá ảnh hưởng của các biến số vĩ mô với kỳ vọng hợp lý thông qua các cú sốc cấu trúc của mô hình VAR giản lược (Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018; Nguyen Duc Trung & ctg, 2019). Cuối cùng, nghiên cứu ứng dụng mô hình tiếp cận từ thống kê Bayes (BVAR) (Hodge & ctg, 2008), sử dụng thông tin tiên nghiệm ở hiện tại nhằm cung cấp thông tin cho dự báo hậu nghiệm của mô hình DSGE.

3.2. Đối với mô hình Keynes mới SVAR

3.2.1. Mô hình kinh tế lượng tiếp cận

Sims (1980) đã giới thiệu phương pháp vector tự hồi quy (VAR) và nhiều nghiên cứu đã sử dụng VAR kiểm định cơ chế truyền dẫn của CSTT (Bernanke & Blinder, 1992; Christiano & ctg, 1999; Mishra, Montiel & Spilimbergo, 2012; Nguyễn Phúc Cảnh, 2016). Tuy nhiên, mô hình VAR cũng có những hạn chế nên dẫn đến sự ra đời của mô hình VAR cấu trúc (Structural VAR - SVAR) (Blanchard & Watson, 1986; Bernanke, 1986; Sims, 1986; Blanchard & Quah, 1989; Blanchard, 1989; Keating, 1990; Bayoumi & Eichengreen, 1992; Nguyễn Phúc Cảnh, 2014). Đầu tiên là mô hình Keynes mới SVAR cho một nền kinh tế đóng của mô hình Keynes mới (Clarida, Galí & Gertler, 1998; Clarida & ctg, 1999; Clarida, Galí & Gertler, 2000) được phát triển bởi Keating (1990), tổng hợp lại trong nghiên cứu của Nguyễn Đức Trung & ctg (2018) cho nền kinh tế đóng và tiếp đến là mô hình Keynes mới SVAR cho một nền kinh tế mở.

Bài viết này sử dụng lý thuyết kỳ vọng hợp lý của Keating (1990), sử dụng hệ các phương trình có điều kiện (Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018; Nguyen Duc Trung & ctg, 2019) để tính toán giá trị của các tham số cấu trúc sâu:

$$\begin{aligned} e_t^x &= e_t^x - r_x' A Q e_t + \alpha_1 (e_t^i - r_x' A Q e_t) - \alpha_2 (e_t^s - \frac{e_t^x}{400}) \\ e_t^\pi &= e_t^\pi - \beta_1 r_x' A Q e_t - \beta_2 e_t^x \\ e_t^s &= e_t^s - r_s' A Q e_t + e_t^i \\ e_t^i &= e_t^i - e_t^x - \gamma_1 r_x' A Q e_t - \gamma_2 e_t^x \end{aligned}$$

3.2.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng mô hình SVAR cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về một mô hình có kỳ vọng hợp lý áp dụng cho Việt Nam. Mô hình cấu trúc nền kinh tế mở được viết dưới dạng ma trận dựa trên nghiên cứu của Nguyễn Đức Trung & ctg (2018); Nguyen Duc Trung & ctg (2019) sau:

$$\Gamma_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_q y_{t-q} + \Lambda_0 z_t + \Lambda_1 z_{t-1} + \dots + \Lambda_k z_{t-k} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim (0, D)$$

Phương pháp ước lượng được sử dụng là phương pháp hợp lý cực đại đầy đủ thông tin (full – information maximum - likelihood - FIML). Quy trình thực hiện đối với mô hình Keynes mới SVAR được tổng hợp trong nghiên cứu của Nguyễn Đức Trung & ctg (2018).

3.3. Đối với mô hình DSGE dùng để dự báo cho nền kinh tế mở Việt Nam

3.3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu cũng dựa trên nền tảng vi mô là dạng mô hình giản lược với một số phương trình đã được trình bày trong nghiên cứu của Nguyễn Đức Trung & ctg (2017), cụ thể:

Phương trình đường cong IS:

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

Phương trình đường cong Phillips Keynes mới:

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

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

Phương trình chính sách tiền tệ:

Với giả định lãi suất danh nghĩa được điều chỉnh một phần với tỉ lệ $(1 - \rho_R)$ so với quy tắc Taylor (Taylor, 1993; Clarida, Galí & Gertler, 2000). Xác định trọng số cho lạm phát và độ lệch sản lượng theo quy tắc Taylor là Ψ_1 & Ψ_2 ⁷ :

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R) (\Psi_1 \pi_t + \Psi_2 \pi_2) + \varepsilon_{Rt}$$

Các phương trình khác:

Biến động điều khoản thương mại: $\Delta q_t = \rho_{\Delta q} \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{\Delta q t}$

Sản lượng thế giới (World Output): $y_t = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_{y^* t}$

Và lạm phát (World Inflation): $\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^* t}$ được giả định thực hiện bằng tự hồi quy bậc 1 các hệ số lần lượt: $\rho_{\Delta q}$, ρ_{y^*} , ρ_{π^*} . Theo đó, biến đại diện cho các cú sốc cấu trúc (structural shocks) là $\varepsilon_{\Delta q t}$, $\varepsilon_{y^* t}$, $\varepsilon_{\pi^* t}$

3.2.2. Dữ liệu nghiên cứu

Trong đó, dữ liệu cho mô hình Keynes mới SVAR được từ Q2/2000 đến Q3/2017. Dữ liệu cho mô hình Keynes mới DSGE được lấy từ Q2/2000

7. Phương trình CSTT nêu trên được giả định quy tắc Taylor không bao gồm tỉ giá hối đoái (Lubik & Schorfheide, 2007; Hodge & ctg, 2008).

Bảng 1: Mô tả các biến số vĩ mô

Biến số vĩ mô	SVAR	DSGE	Cách tính, nguồn lấy dữ liệu
LSCS	r	r_obs	Trước năm 2010, dữ liệu theo IMF - IFS là lãi suất tín phiếu kho bạc Nhà nước (treasury bill rate); từ sau năm 2010, IMF - IFS chuẩn hóa là LSCS (*).
Độ lệch sản lượng	dy_hp	dy_obs	Độ lệch sản lượng được tính bằng chênh lệch giữa logarit giữa sản lượng thực và sản lượng tiềm năng (HP filter) (IMF - IFS) được tính bằng cách lấy chênh lệch giữa logarit nepe (ln) GDP thực với giá trị sản lượng tiềm năng (hp trend), phương pháp phổ biến đo lường độ lệch sản lượng (output gap).
Tỷ giá hối đoái	e	de_obs	Cặp tỷ giá USD/VNĐ (IMF - IFS) được lấy logarit nepe (ln) nhằm làm cơ dữ liệu, góp phần ước lượng được chính xác hơn.
Lạm phát	pi	inf_obs	Chỉ số giá tiêu dùng trong nước qua từng quý (IMF - IFS). 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 (năm 1994 và 2010) (**) tạo thành 69 quan sát từ chuỗi dữ liệu đại diện cho lạm phát. % lạm phát = [(CPI _t - CPI _{t-1})/CPI _{t-1}]*100%.
Điều khoản thương mại		dq_obs	Điều khoản 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 khoản thương mại bằng cách sử dụng công thức: $\Delta ToT = \ln(ToT_t / ToT_{t-1}) \times 100\%$. Dữ liệu được thu thập từ cơ sở dữ liệu IFS (International Financial Statistics) của IMF và từ GSO, lấy theo quý được điều chỉnh bằng logarit nepe để tạo ra 65 quan sát.
Lạm phát & Lãi suất của Mỹ	cpi_us int_us		Lãi suất Quỹ Liên bang của Mỹ, lấy dữ liệu theo IMF - IFS và Hội đồng Thống đốc Cục Dự trữ Liên bang Mỹ (FED) để đánh giá mức độ tác động lên kinh tế trong nước. Kết quả thực nghiệm cho thấy việc sử dụng các biến số của kinh tế Mỹ giúp cải thiện đáng kể độ chính xác của các tham số ước lượng và năng lực dự báo kinh tế trong nước (Bùi Quốc Dũng & ctg, 2013).

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

(*) Lãi suất trên thị trường tiền tệ được chia thành hai nhóm bao gồm: nhóm lãi suất chịu tác động của quan hệ cung - cầu vốn và nhóm lãi suất do tác giả này cũng cho rằng ở các quốc gia phát triển, NHTW thường sử dụng LSCS là lãi suất cho vay qua đêm hay lãi suất liên ngân hàng nhưng ở các nước đang phát triển lại sử dụng lãi suất cho vay ngắn hạn (tái cấp vốn) kết hợp lãi suất tái chiết khấu, điều này được cho là phù hợp với mục tiêu CSTT và điều kiện thị trường tiền tệ của từng nước (Nguyễn Thế Khải, 2017).

(**) Đối với dữ liệu chỉ số giá giai đoạn trước 2010 được quy đổi về năm cơ sở là 1994 và dữ liệu chỉ số giá giai đoạn sau 2010 được quy đổi về năm cơ sở là 2010 theo tính toán của IMF - IFS.

đền Q4/2016, dựa trên các nguồn: Thông kê tài chính (International Financial Statistics) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund), Ngân hàng Thế giới (World Bank), SBV, Tổng cục Thống kê (GSO). Dữ liệu thu được gồm 67 nhóm các biến quan sát, việc chuyển dạng dữ liệu sang logarit tự nhiên (ln) giúp việc tính toán hợp lý hơn do dữ liệu sau khi điều chỉnh sẽ dễ dàng hơn trong việc tính toán độ co giãn vì hệ số ước lượng xấp xỉ với phần trăm biến động của các biến số (Nguyễn Thị Loan, Lê Thị Tuyết Hoa & Nguyễn Việt Hồng Anh, 2019). Cơ sở dữ liệu phù hợp với nghiên cứu của Lubik & ctg (2007), Zheng & Guo (2013) và Hodge & ctg (2008).

3.2.3. Quy trình nghiên cứu

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

Nghiên cứu khái quát ước lượng mô hình BVAR-DSGE (Lubik & ctg, 2003; del Negro & ctg, 2004;

Galí & ctg, 2005) nhằm xây dựng mô hình DSGE cho nền kinh tế mở và nhỏ của Việt Nam. Nghiên cứu thiết lập 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 và sử dụng phương pháp DSGE-VAR để xây dựng phân phối hậu nghiệm cho các thông số trong mô hình. Thêm vào đó, nghiên cứu cũng xác định λ và độ trễ p dựa vào kỹ thuật dự báo ngoài mẫu (Hodge & ctg, 2008; Nguyễn Đức Trung & ctg, 2017). Giả định các tham số trong mô hình DSGE được mô tả bởi vector θ và vector cột của n biến quan sát là yt. Các biến này cũng chính là các biến trong mô hình BVAR - DSGE (Del Negro & ctg, 2004), cụ thể:

Bước 1: Khai báo biến trong dynare bao gồm: các biến nội sinh (y, z, dq, y_star, infl, infl_star, R, y_bar, de) và các biến quan sát (R_obs, infl_obs, dy_obs, de_obs, dq_obs);

Bước 2: Khai báo các biến ngoại sinh: `eps_R`, `eps_dq`, `eps_z`, `eps_y_star`, `eps_infl_star`;

Bước 3: Khởi tạo các tham số của các phương trình Keynes mới DSGE: `tau`, `alpha`, `rho_z`, `kappa`, `rho_R`, `psi_1`, `psi_2`, `rho_dq`, `rho_infl_star`, `rho_y_star`, `r_ss`;

Bước 4: Thiết lập thông tin tiên nghiệm cho các tham số của mô hình;

Bước 5: Dựa vào Lubik & ctg (2007) và Hodge & ctg (2008), nghiên cứu thiết lập các phương trình Keynes mới DSGE thể hiện mối quan hệ giữa biến quan sát và biến nội sinh⁸. Trong mô hình Keynes mới DSGE, sản lượng của nền kinh tế phụ thuộc vào công nghệ nên biến sản lượng (y_t) và biến công nghệ (z_t) (phương trình (b5.1)) có mối quan hệ đồng biến. Những biến quan sát còn lại có mối quan hệ với các biến vĩ mô (Lubik & ctg, 2007);

Bước 6: Gán giá trị ban đầu cho các biến vĩ mô và các biến quan sát trong mô hình. Các giá trị khởi tạo cho biến vĩ mô được lấy từ trạng thái cân bằng (steady state) của mô hình DSGE (Sbordone & ctg, 2010) và giá trị trung bình cho các biến quan sát;

Bước 7: Khai báo thông tin tiên nghiệm cho các tham số ước lượng cũng như các cú sốc trong mô hình như hàm phân phối (distribution function), giá trị trung bình và độ lệch chuẩn;

Bước 8: Khai báo độ trễ (lag length) cho mô hình VAR cũng như trọng số λ (`dsge_prior_weight`, theo Hodge & ctg, 2008) để thực hiện ước lượng các mô hình;

Bước 9: Thực hiện khai báo các cú sốc ngoại sinh: shocks;

```
var eps_R_s;
stderr eps_R: cú sốc
lãi suất của Mỹ
var eps_dq_s;
stderr eps_dq: cú
sốc điều khoản
thương mại
var eps_z_s;
stderr eps_z: cú sốc
công nghệ
```

`var eps_y_star_s; stderr eps_y_star:` cú sốc sản lượng của Mỹ

`var eps_infl_star_s và stderr eps_infl_star:` cú sốc lạm phát của Mỹ

Bước 10: Thực hiện ước lượng với các tham số đã khai báo⁹ và mô phỏng.

3.2.3.2. Tiên nghiệm cho mô hình DSGE

Tiên nghiệm cho các tham số trong mô hình DSGE được thể hiện trong Phụ lục 1. Việc lựa chọn các thông tin tiên nghiệm áp dụng cho Việt Nam được kế thừa từ mô hình DSGE của Úc (Hodge & ctg, 2008) và Trung Quốc (Zheng & ctg, 2013). Nghiên cứu thiết lập miền xác định và hàm xác suất tích lũy của các tham số tiên nghiệm (Lubik & ctg, 2007; Hodge & ctg, 2008). Độ lệch chuẩn của năm cú sốc ngoại sinh được kí hiệu bởi biến $\sigma_{variable}$. Trong đó, $\sigma_{variable}$ lần lượt là δ_{y^*} , δ_{π} , δ_R , $\delta_{\Delta q}$, δ_z (cú sốc sản lượng, cú sốc lạm phát, cú sốc lãi suất, cú sốc điều khoản thương mại và cú sốc công nghệ) (Hodge & ctg, 2008).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu của mô hình ước lượng theo phương pháp FGLS

Kết quả nghiên cứu của Nguyễn Đức Trung & ctg (2018) cho thấy, CSTT tại Việt Nam có ảnh hưởng mạnh hơn so với công cụ ATVM đến tăng trưởng tín dụng (TTTD), biến số quan trọng khi đánh giá sự OĐTC. Thực vậy, CSTT (với công cụ tỷ lệ dự trữ bắt buộc (DTBB) và lãi suất tái chiết khấu) đã kiềm chế tốc độ TTTD nhưng các công cụ này nhằm hướng đến mục tiêu cuối cùng của CSTT là ổn định giá cả, kiểm soát lạm phát hơn là OĐTC (Vũ Hải Yên & Trần Thanh Ngân, 2016).

4.2. Thống kê mô tả dữ liệu của các biến số vĩ mô

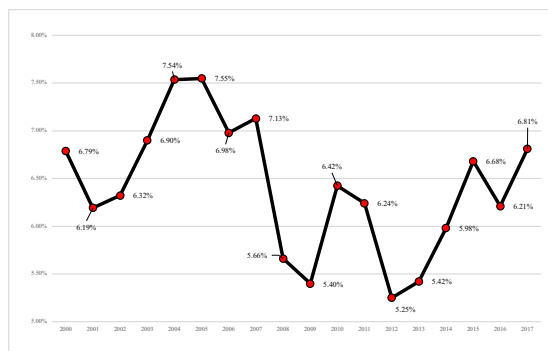
Bảng 2: Thống kê mô tả dữ liệu vĩ mô

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
gdp	70	476.703,8	211.464,1	164.243	983.590
pi	70	0,0744	0,0588	0,005	0,277
e	70	18.037,84	2.776,812	14.075	22.442,16
r	70	0,0718	0,0271	0,048	0,15
cpi_us	70	0,0216	0,0127	-0,0162	0,0530281
int_us	70	0,0171	0,0199	0,001	0,0652

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ phần mềm Stata15

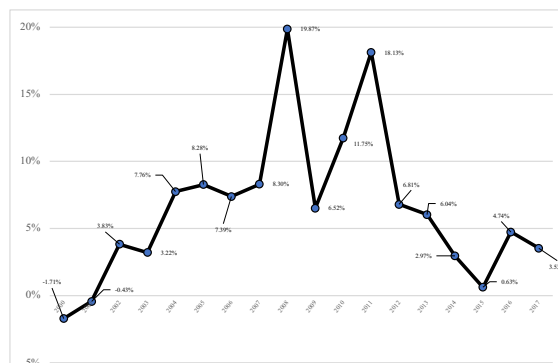
8. Các biến nằm trong phương trình Keynes mới DSGE bao gồm: $\Delta y_{obst} = \Delta y_t + z_t$ (b5.1); $R_{obst} = 4R_t$ (b5.2); $\Pi_{obst} = \pi_t$ (b5.3); $\Delta e_{obst} = \Delta e_t$ (b5.4) và $\Delta q_{obst} = \Delta q_t$ (b5.5).

9. Ước lượng hậu nghiệm thông qua thuật toán Metropolis - Hastings (MH) với số chuỗi Markov được tạo ra. Trong quá trình này, nghiên cứu sử dụng ngôn ngữ lập trình trên Dynare 4.1.3 là chương trình tiền thông dịch (Front - End Interface) (được phát triển bởi S Adjemian, M Juillard và O Kamenik, tại <http://www.cepremap.cnrs.fr/juillard/mambo/index.php> hay Griffoli, 2008), giúp dịch, mô phỏng & ước lượng các phương trình sang ngôn ngữ Matlab R2016a có thể hiểu được.



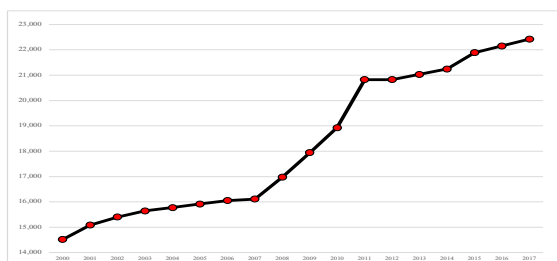
Nguồn: WB (2018)

Hình 1: Tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong 17 năm (2000-2017)



Nguồn: Tổng hợp và tính toán của tác giả từ IMF (2018)

Hình 2: Tỷ lệ lạm phát Việt Nam giai đoạn 2000-2017



Nguồn: IMF-IFS (2018)

Hình 3: Diễn biến tỷ giá hối đoái qua 17 năm (2000-2017)



Nguồn: Tổng hợp và tính toán của tác giả từ IMF (2018)

Hình 4: Diễn biến lãi suất chính sách giai đoạn 2000-2017

4.3. Kết quả nghiên cứu của cú sốc chính sách

4.3.1. Kiểm tra tính dừng (kiểm định nghiệm đơn vị) cho các chuỗi số liệu

Bảng 3: Tổng hợp kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho các chuỗi số liệu

	Mức độ			Sai phân bậc 1		
	Hệ số chặn	Xu hướng và hệ số chặn	Không	Hệ số chặn	Xu hướng và hệ số chặn	Không
dy_{hp}	0,0470	0,1665	0,0037	0,0103	0,0483	0,0006
pi	0,1071	0,1827	0,4425	0,0000	0,0001	0,0000
lne	0,0000	0,0000	0,0936	0,0000	0,0000	0,0000
r	0,0369	0,1087	0,4238	0,0000	0,0000	0,0000
cpi_{us}	0,0678	0,0698	0,2075	0,0017	0,0102	0,0001
int_{us}	0,0364	0,0313	0,0033	0,0107	0,0284	0,0008

Nguồn: Tác giả thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Eview 8

Điều kiện cho các chuỗi số liệu khi đưa vào ước lượng mô hình VAR là chuỗi dừng. Để kiểm định tính dừng, nghiên cứu sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị với kết quả các biến vĩ mô đều có chuỗi số liệu dừng. Ngoài trừ, chuỗi số liệu pi được lấy sai phân bậc 1 (dpi), kết quả cho thấy với $P - value = 0,0000 < 0,01$, nên có thể kết luận dpi đã dừng khi lấy sai phân bậc 1.

4.3.2. Kiểm định mô hình dạng VAR gián lược

Việc ước lượng các mô hình SVAR được thực hiện trước bằng cách thực hiện một loạt các kiểm tra tính đầy đủ thống kê của dạng mô hình gián lược

(Spanos, 1990) (reduce-form VAR). Cấu trúc động được sử dụng để ước tính với độ trễ bốn (four lags) được sử dụng cho các biến nội sinh và ngoại sinh¹¹. Ngoài ra, nghiên cứu sử dụng hằng số và biến giả điều chỉnh theo mùa (three seasonal

dummies) trong mỗi phương trình biến nội sinh nhằm loại bỏ yếu tố mùa vụ tác động đến chuỗi dữ liệu ($q_1 = 1$ nếu là quý 1, $q_1 = 0$ nếu là quý khác, tương tự với q_2, q_3 và q_4). Sau khi hồi quy hệ bốn phương trình và thu được dạng VAR giản lược. Từ kết quả của các kiểm định trên dạng VAR giản lược lựa chọn, nghiên cứu tiến hành các kiểm định còn lại nhằm kiểm định tự tương quan, tính phân phối chuẩn và hiệu ứng ARCH ở mức ý nghĩa thích hợp, đồng thời thực hiện kiểm định độ ổn định của mô hình.

4.3.3. Kiểm định phần dư của các phương trình trong mô hình VAR

Kiểm định tính tự tương quan

Nghiên cứu sử dụng phép kiểm định LM test, với giả thuyết H_0 : Không có tự tương quan. Xét phần dư của hệ phương trình, kết quả nghiên cứu cho phép chấp nhận giả thuyết H_0 , hay không có tự tương quan tồn tại (Nguyen Duc Trung & ctg, 2019).

Kiểm định hiệu ứng ARCH

Nghiên cứu sử dụng phép kiểm định Heteroskedasticity với giả thuyết H_0 : Không có hiệu ứng ARCH. Xét phần dư của mô hình VAR, Prob = 0,4231 > 0,1; do đó có thể chấp nhận giả thuyết H_0 , hay kết luận không có hiệu ứng ARCH tồn tại với mức ý nghĩa 10%.

Kiểm định phân phối chuẩn

Nghiên cứu dựa vào phép kiểm định Jarque-Bera với giả thuyết H_0 : Có phân phối chuẩn. Xét phần dư của mô hình VAR, Pro. = 0,88 > 0,1; do đó mức ý nghĩa 10% có thể chấp nhận giả thuyết H_0 , hay phần dư có phân phối chuẩn, tức thỏa mãn điều kiện cần để ước lượng VAR có ý nghĩa.

Kiểm định tính ổn định của mô hình VAR

Các nghiệm giá trị đều nằm trong khoảng [-1, 1], do đó mô hình không bị mất ổn định.

4.3.4. Xác định các điều kiện giới hạn trong ước lượng SVAR

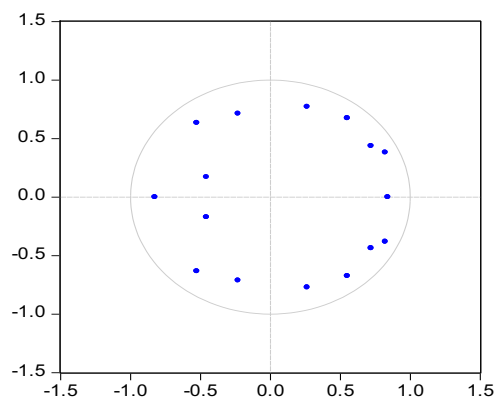
Điều kiện ràng buộc dựa vào ma trận đạt được từ các tham số ước lượng cho dạng rút gọn VAR:

Với e_1, e_2, e_3, e_4 lần lượt là phần dư của các phương trình dy_hp, dpi, lne, r trong dạng rút gọn VAR. Và u_1, u_2, u_3, u_4 lần lượt là các nhiễu cấu trúc (structural innovations) của các phương trình dy_hp, dpi, lne, r trong mô hình SVAR.

4.3.5. Hàm phản ứng xung

Nghiên cứu phân tích chính sách dựa trên các hàm phản ứng xung với khoảng tin cậy (confidence interval) 95% cho bốn cú sốc cấu trúc: LSCS, tỷ giá, tổng cung và tổng cầu được trình bày chi tiết trong nghiên cứu của Nguyen Duc Trung & ctg (2019). Cách tính toán độ tin cậy dựa trên kỹ thuật bootstrapping với quá trình mô phỏng 5000 lần (Runkle, 1987). Nhìn chung, các cú sốc cấu trúc khẳng định

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



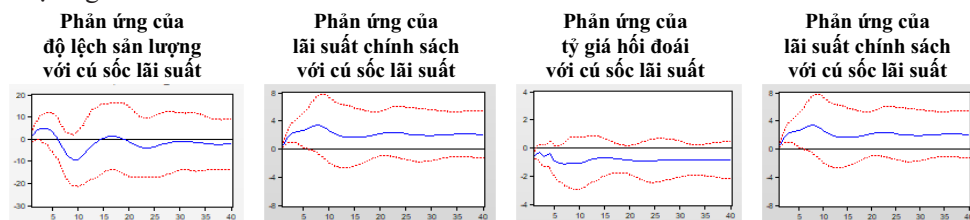
Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Eview 8

Hình 5: Kết quả kiểm định tính ổn định của mô hình VAR

11. Độ trễ này phù hợp với nghiên cứu của Leu (2011), được sử dụng phổ biến để có được một kết quả với dữ liệu chuỗi thời gian. Với dữ liệu hàng quý và kích thước mẫu tương đối nhỏ, giới hạn trên ban đầu được đặt ở độ trễ 4 cho cả biến nội sinh và từ 1 đến 4 đối với biến ngoại sinh. Tuy nhiên, hệ phương trình trong VAR(4,1) và VAR(4,2) gặp phải vấn đề tự tương quan. Do đó, nghiên cứu đã kiểm tra độ trễ hơn của biến chậm ngoại sinh để tìm kiếm một đặc tả kỹ lưỡng hơn. Sử dụng phép thử xác suất thì trong đó VAR(4,4) và VAR(4,3) phù hợp, không gặp phải vấn đề tự tương quan.

sự phù hợp của mô hình Keynes mới trong việc giải thích các biến động vĩ mô của Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu.

trong việc điều hành vĩ mô. Bên cạnh đó, chính sách tỷ giá là chủ động, dẫn dắt thị trường nhằm duy trì sự ổn định thông qua việc công bố tỷ giá trung tâm¹².



Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Eview 8

Hình 6. Phản ứng của các biến vĩ mô trước cú sốc CSTT

Theo Hình 6, Việt Nam có tồn tại hiện tượng “output puzzle” (sản lượng tăng khi thắt chặt CSTT) trong năm kỳ đầu tiên và CSTT bắt đầu phát huy tác dụng khi tác động làm giảm sản lượng kể từ kỳ thứ sáu trở đi. Nhưng khi lãi suất tăng hơn 3% và tác động làm giảm mạnh sản lượng (kỳ 9, 10), NHTW thực hiện giảm lãi suất và duy trì mức tăng dưới 2% nhằm khôi phục sản lượng của nền kinh tế.

Thứ hai, lãi suất tăng có tác động làm giảm lạm phát. Tuy nhiên, ở những kỳ thứ 12 hay 24 - 28, mặc dù lãi suất tiếp tục điều chỉnh tăng nhưng dường như tác động làm giảm lạm phát thấp (thậm chí là không giảm). Điều đó phù hợp với bối cảnh kinh tế năm 2008, mặc dù NHNN tăng lãi suất rất cao (LSCS điều chỉnh tăng từ 8,25%/năm từ tháng 01/2008 lên 14%/năm vào tháng 10/2008) nhưng lạm phát không giảm. Như vậy, trong giai đoạn này ở Việt Nam, có tồn tại hiện tượng giá cả, lạm phát tăng khi thắt chặt CSTT (price puzzle) (Trần Ngọc Thơ & Nguyễn Hữu Tuấn, 2013).

Diễn biến tỷ giá tuân theo lý thuyết: cú sốc lãi suất tăng làm đồng nội tệ tăng giá hay tỷ giá giảm, đặc biệt khi lãi suất tăng mạnh hơn 3% làm cho tỷ giá giảm hơn 1% và chỉ khi lãi suất giảm trở lại dưới 2% để kích thích xuất khẩu, tỷ giá mới có dấu hiệu tăng trở lại (kỳ thứ 11 - 40) theo đúng lý thuyết kinh doanh chênh lệch lãi suất không bảo hiểm rủi ro tỷ giá (UIP). Chứng tỏ về dài hạn tại Việt Nam không có hiện tượng “the exchange rate puzzle” (Trần Ngọc Thơ & ctg, 2013; Leu, 2011; Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018; Nguyễn Đức Trung & ctg, 2019). Kết quả thực nghiệm cho thấy, cú sốc CSTT có tác động đến tăng trưởng sản lượng, lạm phát và tỷ giá hối đoái hay vai trò quan trọng của NHNN

Như vậy, tỷ giá gần như ổn định và CSTT được thực thi là do Chính phủ áp đặt những biện pháp kiểm soát đối với dòng vốn nước ngoài giao dịch trên thị trường tài chính Việt Nam.

Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng đề

cập đến kết quả nghiên cứu phản ứng của các biến số vĩ mô trước cú sốc tỷ giá, cú sốc tổng cung và cú sốc tổng cầu dương. Đầu tiên, cú sốc tăng tỷ giá làm cho hàng hóa nhập khẩu có chi phí đầu vào gia tăng (độ giá cả cứng nhắc) nên chưa kịp thời điều chỉnh giá thành khiến lợi nhuận của doanh nghiệp bị thu hẹp dẫn đến sản lượng sụt giảm trong ngắn hạn. Bên cạnh đó, với những cam kết của NHNN nhằm ổn định tỷ giá (Bloomberg, 2018), NHNN cần can thiệp trực tiếp trên thị trường ngoại hối bằng cách cung ứng ngoại tệ ra thị trường tiền tệ dẫn đến NHTW buộc phải hút tiền VNĐ đang lưu thông góp phần thu hẹp lạm phát. Tuy nhiên, việc cung ứng ngoại tệ có thể dẫn đến sụt giảm dự trữ ngoại hối quốc gia. Vì vậy, NHTW điều chỉnh tăng lãi suất chính sách nhằm phục hồi giá trị đồng nội tệ đồng thời kết hợp kiểm chế lạm phát mà không ảnh hưởng nhiều đến dự trữ ngoại hối. Tiếp đến, khi cú sốc tổng cung làm lạm phát tăng, NHTW đã thực hiện tăng lãi suất lên cao và điều này tác động làm giảm lạm phát (từ 2% xuống 1%). Tuy nhiên, thắt chặt CSTT như vậy lại tác động làm giảm sản lượng. Do đó, CSTT điều chỉnh giảm lãi suất (khoảng mức 1%) để gia tăng sản lượng. Bên cạnh đó, cú sốc tổng cung tăng khiến lãi suất tăng và theo lý thuyết đồng nội tệ lên giá hay tỷ giá giảm nhưng biện độ giảm không quá 2%. Về dài hạn, tỷ giá có dấu hiệu phục hồi trong tương lai theo lý thuyết ngang giá lãi suất không bảo hiểm rủi ro tỷ giá (UIP). Cuối cùng, về phía NHNN, trước cú sốc tổng cầu dương, CSTT nổi lòng với bằng chứng là lãi suất giảm gần bình quân 1,2% trong 40 kỳ. Diễn biến như vậy có thể thấy rằng, kể từ năm 2012 trở về sau, NHNN luôn giữ vững lập trường duy trì lạm

12. Theo Quyết định số 2730/QĐ - NHNN ngày 31/12/2015, tỷ giá trung tâm được xác định trên cơ sở tham chiếu diễn biến tỷ giá bình quân gia quyền trên thị trường ngoại tệ liên ngân hàng, diễn biến tỷ giá trên thị trường quốc tế của một số đồng tiền của các nước có quan hệ thương mại, vay, trả nợ, đầu tư lớn với Việt Nam, các cân đối KTVM, tiền tệ và phù hợp với mục tiêu CSTT. Theo Chu Khánh Lâm, (2018), cách thức điều hành tỷ giá mới này cho phép tỷ giá biến động linh hoạt hàng ngày theo diễn biến cung cầu ngoại tệ trong nước, biến động thị trường thế giới nhưng vẫn bảo đảm vai trò quản lý của NHNN theo định hướng điều hành CSTT.

phát thấp trong ngắn, trung và dài hạn nhưng vẫn kiểm soát không để xảy ra tình trạng siêu phát. Cung tiền không còn là nhân tố chính tạo áp lực lạm phát, thay vào đó để đảm bảo ổn định kinh tế vĩ mô đòi hỏi sự cải thiện, phục hồi từ chính hệ thống doanh nghiệp đang gặp khó khăn. Vì vậy, lãi suất giảm trong điều kiện tăng trưởng sản lượng nhưng không làm tăng lạm phát là phù hợp với chỉ thị số 01/CT-NHNN ngày 10/1/2017. Theo đó, lãi suất điều hành và lãi suất cho vay ngắn hạn thực hiện giảm phù hợp với các tổ chức tín dụng hướng đến hỗ trợ chi phí hoạt động cho doanh nghiệp, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế theo chủ trương của Chính phủ nhưng vẫn đảm bảo theo dõi thận trọng lạm phát được kiểm soát.

Tóm lại, để thực hiện được các mục tiêu trung gian và mục tiêu cuối cùng như đã phân tích ở trên, trong công tác điều hành CSTT có nhiều thay đổi chủ yếu đến từ công tác truyền thông, sự minh bạch thông tin, cơ chế, các quyết sách và hoạt động chủ động, kịp thời, theo sát diễn biến thị trường tài chính trong và ngoài nước của NHNN nói riêng và toàn ngành ngân hàng nói chung

4.3.6. Phân rã phương sai

Một đánh giá về tầm quan trọng tương đối của lãi suất chính sách đối với bốn cú sốc cấu trúc ở các kỳ khác nhau có thể đạt được bằng cách xem xét tỷ lệ sai số dự báo được tính toán bởi từng cú sốc và được báo cáo trong Bảng 4.

Bảng 4: Kết quả phân rã phương sai của lãi suất

Phân rã phương sai của r					
Kỳ (quý)	Sai số chuẩn	Cú sốc thứ 1	Cú sốc thứ 2	Cú sốc thứ 3	Cú sốc thứ 4
1	1,20	0,33	67,56	0,02	32,10
4	2,28	0,40	59,43	1,76	38,41
8	2,56	2,29	50,15	13,50	34,06
12	2,82	2,17	45,42	15,93	36,48
20	2,85	2,25	45,21	15,74	36,81
40	2,87	2,25	44,87	15,81	37,07

Nguồn: Thu thập dữ liệu và ước lượng dữ liệu bằng Eview 8

Thứ nhất, Bảng 4 cho thấy tỷ lệ biến động sai số dự báo trong sản lượng tương ứng với từng cú sốc với ngưỡng giới hạn là 40. Ngoài vai trò tác động của chính lãi suất, cú sốc lạm phát đóng góp chủ yếu vào việc giải thích những biến động trong thay đổi lãi suất. Cú sốc này chiếm khoảng 67,56% trong biến động sai số dự báo tại ngưỡng quý 1, giảm xuống 45,42% tại quý thứ 12 và giảm tiếp tại mức 44,87% tại kỳ 40. Xu hướng chung của cú sốc lạm phát ảnh hưởng đến thay đổi lãi suất là giảm dần trong dài hạn. Tiếp theo, yếu tố lãi suất cũng góp phần vào việc giải thích sự thay đổi của tỷ giá sau

tác động của cú sốc lạm phát và tỷ giá khi phân rã phương sai giải thích sự biến động của tỷ giá. Thứ ba, lãi suất góp phần giải thích chủ yếu cho sự thay đổi của lạm phát, chứng tỏ vai trò rõ nét của NHTW trong việc ổn định lạm phát góp phần OĐTC. Cuối cùng, kết quả phân rã phương sai cho thấy tầm quan trọng của từng cú sốc đối với sự biến động độ lệch sản lượng. Trong đó, cú sốc lãi suất đóng góp chính vào sự thay đổi của sản lượng hay tăng trưởng kinh tế kể từ kỳ thứ tám trở đi.

4.4. Kết quả nghiên cứu của dự báo chính sách

4.4.1. Lựa chọn trọng số lamda (λ) và độ trễ

Dựa vào nghiên cứu của Hodge & ctg (2008), nghiên cứu thiết lập tập độ trễ {2, 3, 4} cho thành phần VAR (VAR component) trong mô hình BVAR-DSGE. Để xác định tỷ trọng tương quan của mô hình DSGE, nghiên cứu xác định tập $\Lambda = [0,75;1;1,25;1,5;1,75;2,5;100]$ (có hiệu chỉnh so với nghiên cứu của Hodge & ctg, 2008) để lựa chọn trọng số λ (lamda) trong mô hình DSGE nhằm tìm kiếm sự kết hợp giữa độ trễ (lag length) và trọng số λ cân bằng giữa mô hình DSGE và VAR (Lees & ctg, 2007). Nghiên cứu này thực hiện ước lượng ngoài mẫu (out - of - sample) 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. Việc dự báo dựa vào phân phối hậu nghiệm của các tham số trong mô hình DSGE (Hodge & ctg, 2008) để rút ra tập tham số phi (Φ) của ma trận VAR và ma trận hiệp phương sai Σ_u . Với mỗi Σ_u có thể tính toán được một vector phân dư 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 tập tham số Φ của VAR, có thể tính toán lần lượt được chuỗi liên tiếp gồm bốn giá trị tương ứng với việc dự báo cho bốn quý. Nghiên cứu thực hiện toàn bộ quá trình này 1000 lần (Hodge & ctg, 2008) và sau đó lấy giá trị dự báo trung bình để cho ra kết quả dự báo cuối cùng. Từ đó, nghiên cứu sử dụng chỉ tiêu RMSE để lựa chọn cách kết hợp tối ưu giữa độ trễ trong mô hình VAR với hệ số tỉ lệ λ .

Theo Bảng 6, với kết quả dự báo cho bốn quý tiếp theo (độ trễ 3, $\lambda = 1$) mô hình có khả năng dự báo ít sai số nhất cho Việt Nam. Như vậy, so với Hodge & ctg (2008), kết quả dự báo (bốn quý) của Việt Nam phù hợp và khá tương đồng vì có cùng độ trễ và giá trị λ nhỏ ($\lambda = 1$). Cuối cùng, theo Del Negro & ctg (2006), mô hình DSGE phù hợp để mô tả cho nền kinh tế Việt Nam.

4.4.2. Mô hình DSGE

Bảng 7 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 là không quá lớn nên có thể thấy rằng, việc lựa chọn tiên nghiệm và bộ dữ liệu trong phương pháp ước lượng này tương thích với phần mềm sử dụng để ước lượng, mô phỏng và dự báo kết quả.

Bảng 5: RSME của mô hình BVAR-DSGE với trọng số λ (lamda) và độ trễ (lag)

λ	Dự báo bốn quý				Độ trễ	Biến																																						
	0,75	1	1,25	1,5																																								
	<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">Sản lượng</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>2</td> <td>1,346</td> <td>1,268</td> <td>1,266</td> <td></td> </tr> <tr> <td>3</td> <td>1,277</td> <td>1,221</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>4</td> <td>1,923</td> <td>1,739</td> <td>1,590</td> <td>1,445</td> </tr> </tbody> </table>				Sản lượng				2	1,346	1,268	1,266		3	1,277	1,221			4	1,923	1,739	1,590	1,445		<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="3">Lãi suất</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>2</td> <td>0,348</td> <td>0,336</td> <td>0,324</td> </tr> <tr> <td>3</td> <td>0,265</td> <td>0,275</td> <td></td> </tr> <tr> <td>4</td> <td>0,224</td> <td>0,241</td> <td>0,238</td> <td>0,236</td> </tr> </tbody> </table>	Lãi suất			2	0,348	0,336	0,324	3	0,265	0,275		4	0,224	0,241	0,238	0,236			
Sản lượng																																												
2					1,346	1,268	1,266																																					
3					1,277	1,221																																						
4	1,923	1,739	1,590	1,445																																								
Lãi suất																																												
2	0,348	0,336	0,324																																									
3	0,265	0,275																																										
4	0,224	0,241	0,238	0,236																																								
	<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">Lạm phát</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>2</td> <td>0,156</td> <td>0,140</td> <td>0,125</td> <td></td> </tr> <tr> <td>3</td> <td>0,104</td> <td>0,111</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>4</td> <td>0,149</td> <td>0,140</td> <td>0,148</td> <td>0,139</td> </tr> </tbody> </table>				Lạm phát				2	0,156	0,140	0,125		3	0,104	0,111			4	0,149	0,140	0,148	0,139		<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">Tỷ giá</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>2</td> <td>0,360</td> <td>0,366</td> <td>0,365</td> <td></td> </tr> <tr> <td>3</td> <td>0,339</td> <td>0,328</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>4</td> <td>0,292</td> <td>0,304</td> <td>0,300</td> <td>0,301</td> </tr> </tbody> </table>	Tỷ giá				2	0,360	0,366	0,365		3	0,339	0,328			4	0,292	0,304	0,300	0,301
Lạm phát																																												
2					0,156	0,140	0,125																																					
3					0,104	0,111																																						
4	0,149	0,140	0,148	0,139																																								
Tỷ giá																																												
2	0,360	0,366	0,365																																									
3	0,339	0,328																																										
4	0,292	0,304	0,300	0,301																																								
	<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">Điều khoản thương mại</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>2</td> <td>0,276</td> <td>0,252</td> <td>0,274</td> <td></td> </tr> <tr> <td>3</td> <td>0,284</td> <td>0,239</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>4</td> <td>0,393</td> <td>0,331</td> <td>0,346</td> <td>0,294</td> </tr> </tbody> </table>				Điều khoản thương mại				2	0,276	0,252	0,274		3	0,284	0,239			4	0,393	0,331	0,346	0,294																					
Điều khoản thương mại																																												
2					0,276	0,252	0,274																																					
3					0,284	0,239																																						
4	0,393	0,331	0,346	0,294																																								

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

Bảng 6: Giá trị trung bình RMSE của mô hình BVAR - DSGE với hệ số λ

Độ trễ	Dự báo bốn quý				
	λ	0,75	1	1,25	1,5
2		2,486	2,362	2,354	
3		2,269	2,174		
4		2,982	2,755	2,622	2,416

Bảng 7: Kết quả ước lượng (đại diện) mô hình DSGE (4 quý tiếp theo) với độ trễ 3, $\lambda = 1$

Thông số	Miền xác định	Hàm mật độ	Trung bình tiên nghiệm	Trung bình hậu nghiệm	Khoảng xác suất 90%	Biểu đồ phân phối của tiên nghiệm và hậu nghiệm
Hộ gia đình và các doanh nghiệp						
α	[0,1]	beta	0,202	0,2101	(0,1914; 0,2292)	
Đường cong Phillip						
K	R^+	beta	0,456	0,4183	(0,2603; 0,5682)	
Quy tắc Taylor						
ψ_1	R^+	gamma	1,518	1,4574	(1,1117; 1,7450)	
Độ lệch chuẩn của các cú sốc ngoại sinh						
σ_z^z	R^+	InvGamma	2,011	1,945	(1,6615; 2,2368)	

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

4.4.3. Cú sốc ngoại sinh

Theo Bảng 8, nghiên cứu chỉ ra một số kết luận phản ứng của các biến số vĩ mô trước các cú sốc: cú sốc điều khoản thương mại, cú sốc lạm phát thế giới (của Mỹ), cú sốc lãi suất của Mỹ, cú sốc sản lượng thế giới và cú sốc công nghệ:

Một là, cú sốc điều khoản thương mại ít có ảnh hưởng đến độ lệch sản lượng, lạm phát, tỷ giá, cụ thể: sự thay đổi về điều khoản thương mại làm lạm phát tăng lên trong hai kỳ và tỷ giá sụt giảm trong hai kỳ đầu tiên sau đó trở về trạng thái cân bằng. Hai là, cú sốc lạm phát của Mỹ làm tỷ giá tăng và cân bằng sau 8 - 10 kỳ. Ba là, cú sốc lãi suất của Mỹ tăng làm sản lượng trong nước tăng lên trong hai kỳ, sau đó cân bằng. Lãi suất trong nước giảm và cân bằng sau 4 kỳ. Lạm phát trong nước tăng và cân bằng sau 8 kỳ. Cú sốc này làm tỷ giá tăng và cân bằng sau 6 kỳ. Bốn là, cú sốc sản lượng của Mỹ tăng làm sản lượng trong nước tăng lên trong hai kỳ và sau đó cân bằng. Cú sốc sản lượng làm lãi suất tăng lên trong ba kỳ, sau đó giảm xuống dần, sau hai kỳ. Cú sốc sản lượng làm lạm phát giảm và cân bằng sau 8 kỳ. Cú sốc sản lượng làm tỷ giá giảm và cân bằng sau 4 - 5 kỳ. Năm là, cú sốc công nghệ làm sản lượng, tỷ giá, lạm phát trong nước giảm và lãi suất tăng lên.

Như vậy, kết quả nghiên cứu cho thấy các biến số vĩ mô của Mỹ có ảnh hưởng đến các biến số vĩ mô của Việt Nam.

Theo Bảng 9, kết quả tiên nghiệm và hậu nghiệm của các cú sốc cho thấy độ lệch chuẩn không lớn, điều đó cho thấy khả năng mô phỏng các cú sốc hậu nghiệm của mô hình tương đối phù hợp với thông tin tiên nghiệm, mở ra khả năng dự báo các cú sốc vĩ mô.

5. Kết luận

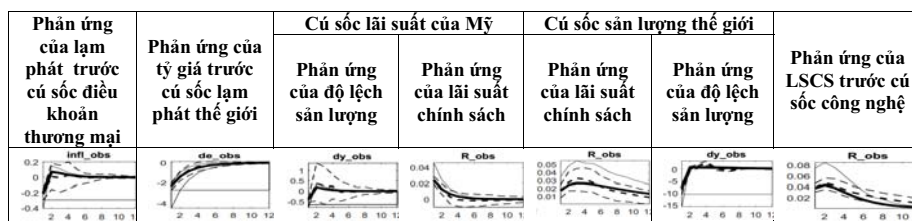
5.1. Tóm tắt kết quả nghiên cứu

Thứ nhất, nghiên cứu khẳng định lại một lần nữa vai trò của CSTT trong việc đảm bảo sự ỔĐTC tại Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu trình bày các vấn đề

liên quan đến mô hình Keynes mới DSGE và SVAR với giả thuyết về sự cứng nhắc của giá và tiền lương danh nghĩa với việc ứng dụng nền tảng vi mô, lý thuyết thị trường không hoàn hảo để xây dựng mô hình với hệ các phương trình ước lượng nhằm phân tích tác động của các cú sốc CSTT đến các biến số vĩ mô và cơ chế truyền dẫn, các nghiên cứu về khả năng dự báo của mô hình DSGE. Từ đó,

nghiên cứu đóng góp một nền tảng cho các nhà hoạch định chính sách và giới đầu tư đưa ra các phân tích chính sách và dự báo về sự thay đổi của các biến số vĩ mô dựa trên sự hiểu biết về các thông tin trong quá khứ của các biến số này.

Bảng 8: Phản ứng của các biến số vĩ mô trước cú sốc ngoại sinh



Nguồn: Tổng hợp dữ liệu và tính toán của tác giả từ phần mềm matlab 2016a

Bảng 9: Độ lệch chuẩn của các cú sốc

Các cú sốc	Trung bình tiên nghiệm	Trung bình hậu nghiệm	Khoảng xác định	Độ lệch chuẩn
eps_R	0,018	0,0114	0,0092, 0,0138	0,2000
eps_dq	1,870	2,2004	1,8103, 2,5845	0,8000
eps_z	2,011	1,9983	1,6969, 2,3068	0,1000
eps_y_star	6,002	6,1235	5,3516, 6,8962	0,2000
eps_infl_star	2,076	2,2997	1,9816, 2,5923	0,1500

5.2. Hàm ý chính sách

Thứ nhất, Đỗ Việt Hùng & ctg (2014) khẳng định lại một lần nữa OĐTC mới là mục tiêu của NHTW các nước hiện nay. Do đó, nền kinh tế cần phải tăng trưởng theo chiều sâu để ổn định vĩ mô trong dài hạn (Trần Thọ Đạt, 2002; Trần Thọ Đạt & Đỗ Tuyết Nhung, 2012).

Thứ hai, thay đổi quan điểm về sự kết hợp giữa CSTT nới lỏng (thắt chặt) với sự giảm (tăng) của lãi suất danh nghĩa ngắn hạn. Bởi vì công cụ lãi suất của NHNN sử dụng là lãi suất danh nghĩa ngắn hạn (Mishkin, 2012; SBV, 2011). Nhưng SBV (2011) khẳng định lại một lần nữa lý thuyết của Mishkin (1981) là lãi suất thực mới là kênh truyền dẫn của CSTT. Tuy nhiên, biến động của lãi suất thực và lãi suất danh nghĩa không phải lúc nào cũng giống nhau (Romer, 2000; Nguyễn Hoàng Chung & ctg, 2018). Do đó, nếu NHNN và công chúng quá kỳ vọng vào lãi suất danh nghĩa như là một đại diện cho quan điểm về CSTT có thể là nguyên nhân dẫn đến các bất ổn trong nền kinh tế.

Thứ ba, CSTT có thể rất hiệu quả trong việc khôi phục một nền kinh tế yếu kém ngay cả khi lãi suất ngắn hạn thấp (SBV, 2011).

Thứ tư, tránh những dao động không dự tính trong lạm phát là mục tiêu quan trọng của CSTT (Mishkin, 2012). Để thực hiện ổn định lạm phát, cần xây dựng được một NHTW độc lập. Bên cạnh đó, NHNN phải minh bạch về thông tin về tỷ giá hối đoái, lãi suất, CSTT và các hoạt động của NHNN, xây dựng bộ chỉ số tiền tệ và tài chính hay một chỉ số tổng hợp như điều kiện tài chính (Nguyễn Khắc

Quốc Bảo & ctg, 2017) và công bố rộng rãi để dẫn dắt thị trường và công chúng theo định hướng của NHNN.

5.3. Hạn chế của nghiên cứu

Đầu tiên, dữ liệu nghiên cứu hiện tại là phù hợp với điều kiện của Việt Nam nhưng chưa đáp ứng theo tiêu chuẩn quốc tế (Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018). Thứ hai, độ bao phủ của nghiên cứu chưa đại diện cho toàn bộ hệ thống NHTM tại Việt Nam. Nghiên cứu chỉ xây dựng mô hình cấu trúc sử dụng kênh kỳ vọng nhưng kênh này chỉ phát huy tác dụng khi công chúng có niềm tin vào các chính sách của NHNN. Thứ ba, trong mô

hình Keynes mới DSGE, các thông tin tiên nghiệm đưa vào mô hình dựa trên nghiên cứu thực nghiệm tại Úc và Trung Quốc, hai nền kinh tế là khác biệt so với Việt Nam. Thứ tư, nghiên cứu chưa xử lý được nội sinh trong mô hình (Nguyễn Đức Trung & ctg, 2018). Cuối cùng, nghiên cứu khẳng định vai trò của LSCS đến các biến số vĩ mô như sản lượng và lạm phát nhằm ổn định KTVM để tích lũy các yếu tố cần thiết cho giai đoạn tăng trưởng cao sau này (Chu Khánh Lâm, 2018). Tuy nhiên, các biến số vĩ mô này chịu tác động nhiều từ mệnh lệnh hành chính dẫn đến trong dài hạn việc kiểm soát lãi suất này sẽ tiềm ẩn nhiều rủi ro gây mất OĐTC. ♦

Tài liệu tham khảo:

- An, S., & Schorfheide, F. (2007), *Bayesian analysis of DSGE models*, *Econometric Reviews*, 26(2-4), 113-173.
- Araújo, E. (2015), *Monetary policy objectives and Money's role in U.S. business cycles*, *Journal of Macroeconomics*, 45, 85 - 107.
- Blanchard, O. J. & Quah, D., (1989), *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, *American Economic Review*, *American Economic Association*, 79(4), 655 - 673.
- Chen, S. S. (2010), *DSGE Models and Central Bank Policy Making: A Critical Review*, Department of economics national Taiwan university, National Taiwan University.
- Clarida, R. Galí, J. & Gertler, M. (2000), *Monetary Policy Rules and Macroeconomic*

Stability: Evidence and Some Theory, Quarterly Journal of Economics, 115(1), 147-180.

6. Dabla-Norris, E., & Floerkemeier, H. (2006), *Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: evidence from VAR analysis*, vol. 6. IMF Working paper.

7. 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.

8. Dizioli, A. & Schmittmann, J. M. (2015), *A Macro - Model Approach to Monetary Policy Analysis and Forecasting for Viet Nam*, IMF Working Paper, WP/15/273.

9. Friedman, M., & Meiselman, D. (1963), *The Relative Stability of the Investment Multiplier and Monetary Velocity in the United States, 1897-1958*. Stabilization Policies, Englewood Cliffs. New Jersey: Prentice - Hall.

10. Galí, J. (2008), *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the new Keynesian framework*, Princeton University Press.

11. Hodge, A., Robinson, T. & Stuart, R. (2008), *A small BVAR-DSGE model for forecasting the Australian Economy*, RBA Research Discussion Paper 2008-04.

12. International Monetary Fund (2013), *Key aspects of macroprudential policy*, Washington: International Monetary Fund.

13. Keating, J. W. (1990). *Identifying VAR models under rational expectations*. Journal of Monetary Economics, 25(3), 453-476.

14. Keynes, J. M. (1936), *The general theory of employment interest and money*, New York: Macmillan Cambridge University Press.

15. Kim, S. & Mehrotra, A. (2016), *Maintaining price and financial stability by monetary and macroprudential policy - evidence from Asia and the Pacific*, BIS Working Papers, 88, 17-28.

16. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982), *Time to build and aggregate fluctuations*, Econometrica, 50(6), 1345-1370.

17. Leu, S.C.Y. (2011), *A new keynesian SVAR model of the Australian economy*, Economic Modelling, 28(1), 157-168.

18. Lucas, R. E. (1976), *Econometric Policy Evaluations: A Critique*, Carnegie - Rochester

19. *Conference Series on Public Policy*, Elsevier Science Publishers B, V (North - Holland), 1983.

20. Mishkin, F. S. (2012), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Pearson Education.

21. Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung (2017), *Mô hình dự báo cho nền kinh tế nhỏ và mở cửa của Việt Nam*, Tạp chí Phát triển Kinh tế, 28(10), 5-39.

22. Nguyen Duc Trung, Le Dinh Hac & Nguyen Hoang Chung (2019), *Analysis of Monetary Policy shocks in the New Keynesian model for Viet Nam's Economy: Rational Expectations Approach*, Springer, EconVN Paper.

23. Nguyễn Khắc Quốc Bảo, Trần Ngọc Thơ, Nguyễn Thị Ngọc Trang, Đinh Thị Thu Hồng & Nguyễn Thị Diễm Kiều (2017), *Chỉ số điều kiện tài chính FCI đo lường và ứng dụng tại Việt Nam*, NXB Kinh tế TP. Hồ Chí Minh, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.

24. Rochelle, M. E. & Refet, G., (2010), *How Useful Are Estimated DSGE Model Forecasts for Central Bankers?* Brookings Papers on Economic Activity, 41(2), 209 - 259.

25. Romer, D. (2012), *Advanced Macroeconomics, 4th Edition*, McGraw-Hill Irwin, New York.

26. Spyromitros, E., & Tuysuz, S. (2012), *Do monetary policy transparency, independence and credibility enhance macro-financial stability?* International Journal of Economics and Finance, 4(4), p44.

27. Taylor, J. B. (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy 39, 195-214.

28. 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.

Summary

The study reaffirms that the policy and monetary tools of State Bank of Vietnam (SBV) upholds the important role in maintaining the macro stability in Vietnam (Nguyễn Đức Trung, Lê Đình Hạc & Nguyễn Hoàng Chung, 2018). From there, this study has applied the new Keynes SVAR model, to assess the combination of structural shocks and rational expectations of agents in the open and small economy (Nguyen Duc Trung, Le Dinh Hac & Nguyen Hoang Chung, 2019). At the same time, this study has also shown the suitability between real data and the new Keynes DSGE macro forecasting models for Vietnam (Nguyen Duc Trung & Nguyen Hoang Chung, 2017).