

Ứng dụng mô hình cân bằng động ngẫu nhiên (Dynamic Stochastic General Equilibrium – DSGE) trong dự báo tăng trưởng kinh tế thành phố Hồ Chí Minh

Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium model in forecasting economic growth of Ho Chi Minh City

Lê Hoàng Anh¹, Lê Chí Hùng², Nguyễn Thị Phương Trinh¹

¹ Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh

² Viện Nguyên cứu phát triển TP. Hồ Chí Minh

Tác giả liên hệ: Lê Hoàng Anh. Email: anhhlh_vnc@hub.edu.vn

Tóm tắt: Bài báo này nhằm xây dựng và ứng dụng mô hình cân bằng động ngẫu nhiên (DSGE) để dự báo tăng trưởng kinh tế của TP. Hồ Chí Minh, một địa phương có vai trò quan trọng trong nền kinh tế Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian từ quý 4/2011 đến quý 4/2023, bao gồm các biến kinh tế vĩ mô như lãi suất, lạm phát, đầu tư, tiêu dùng, tăng trưởng GRDP và các yếu tố tác động từ kinh tế thế giới. Dựa trên bộ dữ liệu này, nhóm tác giả thực hiện ước lượng và kiểm định tính dừng của các biến bằng phương pháp Dickey-Fuller, đồng thời áp dụng mô hình DSGE để phân tích tác động của các cú sốc kinh tế đến tăng trưởng của TP. Hồ Chí Minh. Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình DSGE có khả năng mô phỏng tốt các biến động kinh tế, phản ánh tác động của các cú sốc vĩ mô và chính sách điều hành đến tăng trưởng GRDP. Ngoài ra, mô hình cũng dự báo xu hướng tăng trưởng tích cực của TP. Hồ Chí Minh trong năm 2024, với mức tăng trưởng có thể đạt trên 6%. Những phát hiện này góp phần cung cấp cơ sở khoa học cho việc hoạch định chính sách phát triển kinh tế bền vững tại địa phương.

Từ khóa: *Chính sách kinh tế; Dự báo tăng trưởng kinh tế; Mô hình DSGE; Phân tích cú sốc vĩ mô, TP. Hồ Chí Minh*

Abstract: This study aims to develop and apply the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model to forecast the economic growth of Ho Chi Minh City, a key economic hub in Vietnam. The study utilizes time series data from Q4 2011 to Q4 2023, including macroeconomic variables such as interest rates, inflation, investment, consumption, GRDP growth, and external economic influences. Based on this dataset, the authors estimate and test the stationarity of variables using the Dickey-Fuller method while employing the DSGE model to analyze the impact of economic shocks on Ho Chi Minh City's growth. The results indicate that the DSGE model effectively captures economic fluctuations and reflects the influence of macroeconomic shocks and policy adjustments on GRDP growth. Furthermore, the model forecasts a positive growth trend for Ho Chi Minh City in 2024, with an expected increase exceeding 6%. These findings provide a scientific basis for policymakers to develop sustainable economic growth strategies at the local level.

Keywords: *DSGE model; Economic growth forecasting; Economic policy; Ho Chi Minh city; Macroeconomic shock analysis*

1. Đặt vấn đề

Dự báo tăng trưởng kinh tế là một công cụ quan trọng giúp các nhà hoạch định chính sách, doanh nghiệp và nhà đầu tư đưa ra các quyết định chiến lược phù hợp với xu hướng phát triển trong tương lai [1]. Hầu hết các nghiên cứu dự báo kinh tế tập trung vào cấp quốc gia, trong khi dự báo kinh tế địa phương vẫn chưa nhận được sự quan tâm đầy đủ từ giới nghiên cứu [2]. Tuy nhiên, mỗi địa phương có đặc điểm kinh tế riêng, chịu ảnh hưởng từ các yếu tố vi mô và vĩ mô khác nhau, đòi hỏi các mô hình dự báo phù hợp với từng khu vực cụ thể. Việc thiếu các công cụ dự báo hiệu quả có thể khiến chính quyền địa phương gặp khó khăn trong việc xây dựng chính sách kinh tế phù hợp. Do đó, việc phát triển một mô hình dự báo kinh tế dành riêng cho TP. Hồ Chí Minh là điều cần thiết để hỗ trợ quá trình ra quyết định và hoạch định chiến lược phát triển bền vững.

Trong các mô hình dự báo kinh tế hiện nay, mô hình DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) được đánh giá cao nhờ khả năng phân tích tác động của các cú sốc vĩ mô đối với nền kinh tế [3]. Không giống như các mô hình truyền thống chỉ dựa vào dữ liệu lịch sử để dự báo, DSGE tích hợp cả yếu tố động, kỳ vọng hợp lý và cân bằng tổng thể, giúp phản ánh tốt hơn cách nền kinh tế phản ứng với các chính sách kinh tế và cú sốc từ môi trường bên ngoài [4]. Mô hình này cho phép mô phỏng tác động của các yếu tố như chính sách tiền tệ, tài khóa và biến động thị trường đến các biến số kinh tế vĩ mô quan trọng. Bằng cách kết nối các tác nhân trong nền kinh tế như hộ gia đình, doanh nghiệp và chính phủ, DSGE tạo ra một khung phân tích toàn diện hơn. Nhờ đó, nó có thể cung cấp các dự báo chính xác hơn, giúp nâng cao hiệu quả của việc hoạch định chính sách kinh tế địa phương.

Thành phố Hồ Chí Minh là trung tâm kinh tế lớn nhất Việt Nam, có mức độ mở cửa cao và chịu ảnh hưởng mạnh mẽ từ các biến động kinh tế trong nước và quốc

tế. Tuy nhiên, hiện nay chưa có nhiều nghiên cứu ứng dụng mô hình DSGE để phân tích và dự báo tăng trưởng kinh tế của thành phố. Việc xây dựng một mô hình DSGE dành riêng cho TP. Hồ Chí Minh sẽ giúp đánh giá chính xác tác động của các cú sốc kinh tế và dự báo xu hướng tăng trưởng trong tương lai. Điều này không chỉ hỗ trợ chính quyền trong việc điều chỉnh chính sách mà còn giúp doanh nghiệp và nhà đầu tư có cái nhìn rõ ràng hơn về môi trường kinh doanh. Một mô hình dự báo đáng tin cậy sẽ góp phần nâng cao tính chủ động trong việc ứng phó với các biến động kinh tế và tối ưu hóa chiến lược phát triển.

Phần còn lại của nghiên cứu được cấu trúc như sau. Phần 2 là lược khảo lý thuyết về mô hình DSGE. Phần 3 trình bày mô hình DSGE xây dựng cho thành phố Hồ Chí Minh. Phần 4 trình bày kết quả nghiên cứu và kết luận được trình bày ở phần 5.

2. Khảo lược lý thuyết về mô hình cân bằng động ngẫu nhiên

Các mô hình DSGE sớm nhất được xây dựng nhằm cố gắng cung cấp một khuôn khổ nhất quán để nghiên cứu lý thuyết chu kỳ kinh doanh thực (RBC). Các mô hình RBC được củng cố bởi lý thuyết kinh tế cân bằng tổng thể tân cổ điển [5]. Trong các mô hình này, các hộ gia đình được giả định giống nhau, có thời gian tồn tại vô hạn, hợp lý sẽ tối đa hóa tiện ích trong và ngoài thời gian đối với tiêu dùng và thời gian rảnh rỗi, việc sử dụng vốn và lao động trong sản xuất tổng hợp hàng hóa được điều chỉnh bởi công nghệ có lợi nhuận không đổi theo quy mô, thị trường làm rõ từng yếu tố thời gian và đầu tư ròng thúc đẩy sự thay đổi trong trữ lượng vốn. Ngược lại với các mô hình cân bằng tổng thể tĩnh toán được khu vực (CGE), việc tối đa hóa tác nhân diễn ra trong môi trường ngẫu nhiên. Tiến bộ công nghệ được giả định tuân theo quy trình AR(1); trình độ công nghệ trong từng thời kỳ phụ thuộc vào trình độ công nghệ của thời kỳ trước cộng với một thành phần ngẫu nhiên. Sản xuất thường được biểu thị bằng

hàm Cobb- Douglas trong các mô hình RBC, trong khi mức hữu dụng được biểu thị bằng mức độ ngại rủi ro tương đối không đổi [6]. Do họ tập trung vào vai trò của các cú sốc cung và không có xung đột nên các chính sách kinh tế vĩ mô không có vai trò gì.

Các mô hình ban đầu chủ yếu dựa vào phương pháp hiệu chuẩn hóa tham số. Hàm Cobb-Douglas có thể được hiệu chỉnh bằng cách sử dụng tỷ lệ lao động trung bình dài hạn trong sản lượng trong khi hàm tiện ích Cobb-Douglas về mặt tiêu dùng so với nhàn rỗi có thể được hiệu chỉnh bằng cách sử dụng phần thời gian trung bình dành cho hoạt động phi nhàn rỗi [5]. Các quy tắc quyết định rõ ràng được rút ra từ mối liên hệ giữa các biến lựa chọn với các biến ngoại sinh và được xác định trước. Chúng thường không thể được suy ra ở dạng đóng vì tính phi tuyến và đặc tính ngẫu nhiên; do đó, lập trình động được sử dụng để thu được các phương trình sai phân ngẫu nhiên phi tuyến. Việc giải các phương trình mô hình thường liên quan đến việc tuyến tính hóa log hoặc xấp xỉ bậc hai xung quanh trạng thái ổn định của nền kinh tế. Sau đó, các tính toán có thể được thực hiện bằng cách làm xáo trộn nền kinh tế và quan sát sự điều chỉnh trở lại trạng thái ổn định.

Một vấn đề với các mô hình RBC ban đầu là những dự đoán về động lực kinh tế vĩ mô mâu thuẫn với dữ liệu thực tế. Điều này có thể dễ dàng phát sinh do việc hiệu chỉnh các tham số bằng cách sử dụng các mức trung bình dài hạn, bỏ qua các thông tin khác về động lực kinh tế vĩ mô thực tế. Ngoài ra, Ingram, Kocherlakota và Savin [7] đã chỉ ra rằng để các mô hình DSGE là phát huy tác dụng thì phải có nhiều cú sốc như có các biến nội sinh có thể quan sát được. Trong trường hợp số lượng cú sốc nhỏ hơn số lượng biến nội sinh, lời giải cho DSGE sẽ không thể hiện quá trình tạo dữ liệu thực sự. Việc thiết kế các mô hình DSGE để vượt qua sự phê phán của Lucas cũng dẫn đến một số lời chỉ trích rằng chúng chỉ có khả năng giải

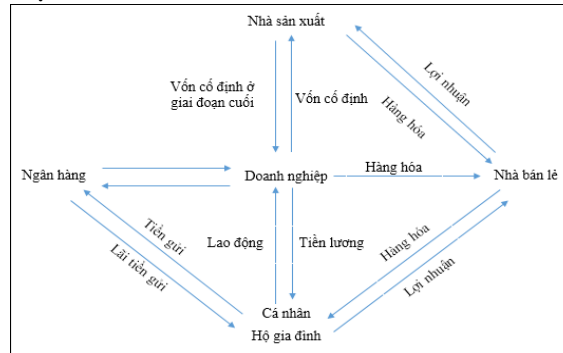
quyết các câu hỏi chính sách hoàn toàn chưa từng có, điều này có thể khiến chúng ít được sử dụng cho các chính sách thường được kiểm tra [8]. Sau đó, các mô hình DSGE đã trở nên phức tạp hơn khi số lượng các cú sốc cơ cấu được xem xét đã tăng lên và các xung đột đã được thêm vào trên cả khía cạnh thực tế và tiền tệ của nền kinh tế để tăng thêm tính hiện thực và cải thiện sự phù hợp thực nghiệm với dữ liệu [9]. Chẳng hạn, các mô hình DSGE mới của Keynes kết hợp cạnh tranh độc quyền và mức lương danh nghĩa cũng như sự cứng nhắc về giá cả. Các quy trình thay thế cũng đã được phát triển nhiều hơn cho các mô hình DSGE tham số hóa một cách chính xác [9]: ước tính khả năng tối đa với thông tin đầy đủ, phương pháp ước tính mô men tổng quát, ước tính Bayes và kết hợp các phản ứng động của VAR và DSGE đối với các cú sốc cấu trúc.

Mô hình DSGE theo trường phái New Keynesian kế thừa nền tảng vi mô từ RBC đồng thời bổ sung thêm yếu tố cứng nhắc danh nghĩa từ giá hoặc tiền lương. Nói một cách khác, mô hình DSGE đưa lý thuyết kinh tế vi mô vào kinh tế vĩ mô bằng việc phát triển mô hình kinh tế động của Ramsay theo hướng đưa các yếu tố “ngẫu nhiên” vào và dùng nó để giải thích chu kỳ kinh doanh.

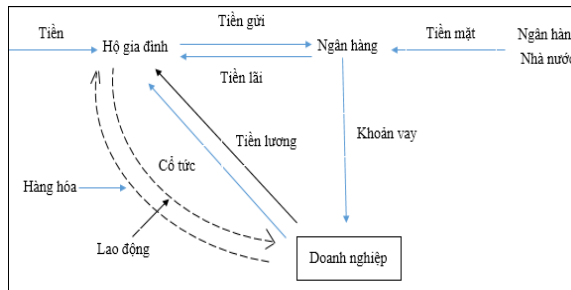
Mô hình DSGE nghiên cứu nền kinh tế phát triển theo chuỗi thời gian, trong đó, kinh tế vĩ mô bị ảnh hưởng bởi các cú sốc ngẫu nhiên từ sự lựa chọn và quyết định bởi các chủ thể gồm doanh nghiệp, hộ gia đình, chính phủ và NHTW tùy theo mức độ ưa thích theo sự ưa thích và quan điểm của các chủ thể này về tương lai (kỳ vọng hợp lý). 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 dựa trên mối quan hệ tương quan lẫn nhau giữa 3 khối: tổng cung, tổng cầu và khối phương trình 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. Mô hình DSGE thực chất bao gồm 3 cấu phần chính: động, kỳ vọng và cân bằng tổng quan. Các yếu tố về độ trễ (quá khứ) được đưa vào mô hình

được xem là nhân tố động, yếu tố kỳ vọng và cân bằng tổng quan là 2 yếu tố được cải tiến từ mô hình RBC.



Hình 1. Mô hình DSGE biểu diễn mối quan hệ giữa các chủ thể trong nền kinh tế
Nguồn: Phuc Huynh, Trang Nguyen, Thanh Duong và Duc Pham [10]



Hình 2. Mô hình DSGE biểu diễn sự tham gia của Ngân hàng Trung ương

Nguồn: Schorfheide [11]

Một trong những nền tảng của lý thuyết DSGE là đường cong Philips, phản ánh mối quan hệ giữa lạm phát và tăng trưởng hoặc lao động. Đường cong Phillips, lý thuyết kinh tế thống trị cho tới tận giai đoạn 1960, cho rằng một quốc gia có thể đạt được mức thất nghiệp thấp hơn hoặc với mức sản lượng cao hơn với mức lạm phát cao hơn. Tuy nhiên, lý thuyết này không thể giải thích được tình trạng lạm phát và tăng trưởng đều ở mức âm sau khủng hoảng giai đoạn 1973. Điều này xuất phát từ thực tế cho rằng chính sách tiền tệ không giải quyết được cân đề thất nghiệp cơ cấu và tốc độ tăng trưởng tiềm năng thấp. Trong dài hạn, đường Philips là đường thẳng đứng, có nghĩa là dù với mức lạm phát bao nhiêu, tỷ lệ thất nghiệp cũng không đổi, đồng nghĩa với việc chính sách tiền tệ không thể tác động tới các biến thực trong dài hạn. Do đó, để xử

lý vấn đề này, đường cong Phipps trong mô hình DSGE đã được bổ sung thêm yếu tố kỳ vọng lạm phát.

Về cơ bản, mô hình tập trung vào hành vi của 03 biến số vĩ mô chính trong nền kinh tế: lạm phát, tăng trưởng GDP và lãi suất ngắn hạn. Tuy nhiên, mô hình cơ bản có thể được mở rộng để bổ sung các biến số để cung cấp nhiều chi tiết hơn về cấu trúc của một nền kinh tế. Đây 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. Thực vậy, một vài mở rộng từ khuôn khổ cơ bản đã được giới thiệu để phát triển các cơ sở lý thuyết, bao gồm việc đưa vào tiền lương cứng nhắc (wage rigidities) và ma sát thị trường (friction cost) trong tiến trình tích lũy và tạo lập

vốn tiền tệ [12], xử lý vấn đề thương lượng tiền lương và tìm kiếm thị trường lao động [13]. Cuộc khủng hoảng 2008 đã làm nổi bật một khu vực quan trọng mà DSGE cần phát triển, khu vực trung gian tài chính [10], [14], [15], [16].

3. Mô hình DSGE xây dựng cho thành phố Hồ Chí Minh

Trong những năm gần đây, một số nghiên cứu đã cho thấy giá trị của mô hình Cân bằng Tổng thể Ngẫu nhiên Động (DSGE) trong việc dự báo tăng trưởng kinh tế ở cấp độ địa phương so với các mô hình như Vector Tự hồi quy (VAR), VAR Bayes (BVAR) và mô hình cấu trúc truyền thống. Không giống như VAR, vốn chủ yếu là mô hình thống kê không có cơ sở lý thuyết rõ ràng (Gürkaynak et al., 2013), mô hình DSGE tích hợp nền tảng vi mô và kỳ vọng hợp lý, giúp phân tích tác động của chính sách một cách có ý nghĩa hơn đối với nền kinh tế địa phương. Chẳng hạn, DSGE có khả năng mô phỏng tác động của chính sách tài khóa và tiền tệ theo chu kỳ, điều đặc biệt quan trọng khi dự báo tăng trưởng kinh tế cho các thành phố như TP. Hồ Chí Minh (Edge et al., 2009). Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng DSGE có độ chính xác ngang bằng hoặc vượt trội hơn so với các mô hình phi cấu trúc trong dự báo trung và dài hạn (Nguyen et al., 2022). Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cũng đã áp dụng mô hình DSGE để phân tích cú sốc kinh tế trong bối cảnh nền kinh tế mở nhỏ, chứng minh tính phù hợp của mô hình này với điều kiện Việt Nam. Trong khi mô hình BVAR có thể cải thiện dự báo ngắn hạn bằng cách áp đặt các tiên nghiệm Bayes, sự kết hợp giữa cấu trúc DSGE và BVAR giúp nâng cao độ chính xác dự báo hơn nữa (Del Negro & Schorfheide, 2006). Do đó, tính nhất quán về lý thuyết và sự phù hợp với phân tích chính sách khiến DSGE trở thành mô hình đáng tin cậy hơn trong dự báo tăng trưởng kinh tế của TP. Hồ Chí Minh so với các mô hình khác.

Trong phạm vi nghiên cứu này, mô hình DSGE cho cân bằng vĩ mô được đề

xuất trên cơ sở kế thừa các phương trình từ mô hình DSGE được xây dựng bởi Vụ Dự báo Thống kê NHNN Việt Nam có sự tham vấn của các chuyên gia IMF và JICA Nhật Bản phù hợp cho nền kinh tế nhỏ và mở của Việt Nam nhằm ước lượng các cú sốc mà mô hình mang lại từ đó đánh giá tác động đến tổng cầu của nền kinh tế.

Mô hình DSGE cho cân bằng vĩ mô được đề xuất trong nghiên cứu này như sau:

$$x_t = x_{t+1} - (r_t - p_{t+1}) + \beta_3 u_{st} + g_t \quad (1)$$

$$p_t = \beta_4 p_{t+1} + (1 - \beta_4) p_{t-1} + \kappa x_t + n_t \quad (2)$$

$$r_t = \beta_6 r_{t+1} + (1 - \beta_6)(p_t + x_t + r_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

Trong đó:

- x_t là độ lệch sản lượng (output gap) của Việt Nam (chênh lệch của GDP thực tế và GDP tiềm năng)
- p_t là lạm phát của Việt Nam
- r_t là lãi suất tái cấp vốn
- u_{st} là độ lệch sản lượng (output gap) của Mỹ
- g_t, n_t, u_t , là các cú sốc của từng phương trình (là độ lệch của biến kiểm soát so với giá trị cân bằng của nó)
- $\kappa, \beta_3, \beta_4, \beta_6$ là các tham số cần ước lượng

Phương trình (1) được xây dựng dựa trên phương trình đường cong IS cho nền kinh tế mở và nhỏ, x_t trong (1) là biến kiểm soát chưa quan sát được trong mô hình, đại diện cho GDP. Độ lệch sản lượng của Việt Nam trong hiện tại (x_t) sẽ phụ thuộc vào kỳ vọng trong tương lai (x_{t+1}), được ước lượng và bị tác động bởi các cú sốc từ, lãi suất thực ($r_t - p_{t+1}$), phần còn lại của thể giới được đại diện bởi u_{st} là độ lệch sản lượng (output gap) của Mỹ mang lại, đánh giá phản ứng chính sách đối với những sự thay đổi trong biến ngoại sinh này nhằm phản ánh chính xác hơn sự vận động của kinh tế Việt Nam. Trong mô hình này, lãi suất tái cấp vốn của NHNN (r_t) sẽ được kỳ vọng là có tác động ngược chiều với độ lệch sản lượng. Đồng thời, tăng trưởng kinh tế hiện tại sẽ được kỳ vọng làm tăng lạm phát trong tương lai (p_{t+1}). Phương trình (1) xác định độ lệch

sản lượng, là sự kết hợp tuyến tính của độ lệch sản lượng kỳ vọng, lãi suất thực, độ lệch sản lượng của Mỹ và biến trạng thái g_t .

Phương trình (2) là phương trình đường cong Phillips biểu thị cho quan hệ giữa lạm phát và GDP. Phương trình (2) xác định lạm phát, là sự kết hợp tuyến tính của lạm phát kỳ vọng, lạm phát quá khứ, độ lệch sản lượng và sự thay đổi tỷ giá quá khứ và biến trạng thái n_t . Phương trình này thể hiện một số ý tưởng chính về vai trò của CSTT [17]:

- Vai trò cơ bản của CSTT là cung cấp một mỏ neo danh nghĩa cho lạm phát. Trong phương trình (2), các hệ số về lạm phát dự kiến và lạm phát trễ tổng bằng một, ngụ ý rằng bất kỳ mức lạm phát không đổi nào đều có thể là một giải pháp cho phương trình này, miễn là chênh lệch sản lượng và chênh lệch tỷ giá hối đoái thực bằng 0. Không có xu hướng “tự nhiên” nào để lạm phát di chuyển đến một mức cụ thể nào đó; đúng hơn, chính chức năng phản ứng của CSTT sẽ kéo lạm phát về phía mục tiêu.

- CSTT ảnh hưởng đến lạm phát thông qua tác động của nó đến sản lượng và tỷ giá hối đoái. Do đó, các hệ số về chênh lệch sản lượng và tỷ giá hối đoái phải lớn hơn 0. Nếu không, CSTT sẽ không ảnh hưởng đến lạm phát.

- Ngân hàng trung ương không thể liên tục đánh lừa mọi người. Để đảm bảo điều này, hệ số lạm phát kỳ vọng phải dương. Thay vào đó, nếu $\beta_4 = 0$, thì ngân hàng trung ương có thể giữ sản lượng vĩnh viễn trên mức cân bằng bằng cách liên tục gây "bất ngờ" với lạm phát cao hơn dự kiến.

- Giá trị của β_5 xác định tác động của sự thay đổi tỷ giá hối đoái đối với lạm phát. β_5 thường sẽ lớn hơn ở các nền kinh tế rất mở.

Phương trình (3) là phương trình lãi suất xây dựng dựa trên Quy tắc Taylor. Phương trình (3) xác định lãi suất, là sự kết hợp tuyến tính của lãi suất kỳ vọng, lãi suất quá khứ, độ lệch sản lượng, lạm phát và biến trạng thái u_t . Trong nghiên cứu

này, giả định rằng ngân hàng trung ương điều chỉnh lãi suất để phản ứng với những thay đổi của lạm phát, sản lượng thực tế. Trong đó, phương trình (1), (2), (3) được phát triển dựa trên nghiên cứu của Galí [4] ứng dụng Lý thuyết Tân cổ điển (New Keynesian).

Biến trạng thái u_t là độ lệch của r_t so với giá trị cân bằng $\beta_6 r_{t+1} + (1 - \beta_6)(p_t + x_t + r_{t-1})$. Biến trạng thái g_t và n_t cũng là độ lệch của x_t và p_t so với giá trị cân bằng của nó. Các tham số có sự giải thích cấu trúc. Tham số κ được gọi là độ dốc của đường cong Phillips và được dự đoán mang giá trị dương; trong các mô hình Keynes mới, giá cả phụ thuộc vào sản lượng (output) và κ là thước đo của sự phụ thuộc đó. Tham số β_6 đo lường mức độ mà lãi suất phản ứng với các chuyển động của lạm phát, liên quan đến độ lệch lãi suất với độ lệch lạm phát.

Phương trình vi mô cho tăng trưởng kinh tế thành phố Hồ Chí Minh được nhóm tác giả phát triển trên cơ sở việc tính toán giá trị tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP) của thành phố Hồ Chí Minh theo giá trị tổng sản phẩm của 4 khu vực chính là khu vực nông lâm thủy sản (NLTS), khu vực công nghiệp và xây dựng (CNXD), khu vực thương mại dịch vụ (TMDV), và thuế sản phẩm (TSP). Tuy nhiên, dữ liệu về biến thuế sản phẩm (TSP) không đầy đủ trong giai đoạn nghiên cứu. Do đó, theo cách tính này, GRDP của thành phố Hồ Chí Minh vào năm t sẽ được tính bằng công thức sau:

$$y_t = \alpha_2 NLTS_{t-1} + \alpha_6 CNXD_{t-1} + \alpha_7 TMDV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

trong đó, y_t là tăng trưởng GRDP năm t tính theo các khu vực kể trên.

Khu vực hộ gia đình tại thành phố Hồ Chí Minh sẽ được xây dựng dựa trên chi tiêu của hộ gia đình, như sau:

$$lc_t = lc_{t+1} - \alpha_a \times (r_t - p_{t+1}) + m_t \quad (5)$$

Theo đó, chi tiêu hộ gia đình hiện tại sẽ phụ thuộc và chi tiêu kỳ vọng trong tương lai được điều chỉnh theo lạm phát kỳ vọng trong tương lai và lãi suất hiện tại.

Tiếp theo, nhóm tác giả điều chỉnh phương trình (4) bằng cách tích hợp chi tiêu hộ gia đình, tăng trưởng đầu tư trên địa bàn thành phố, lãi suất và lạm phát vào phương trình tăng trưởng GRDP của thành phố, phương trình mới có dạng:

$$y_t = \alpha_1 lc_t + \alpha_3 r_t + \alpha_5 i_t + \alpha_4 p_t + \alpha_2 NLT S_{t-1} + \alpha_6 CNXD_{t-1} + \alpha_7 TMDV_{t-1} + h_t \quad (6)$$

Như vậy, Mô hình DSGE cho thành phố Hồ Chí Minh sẽ bao gồm hệ phương trình sau:

$$x_t = x_{t+1} - (r_t - p_{t+1}) + \beta_3 us_t + g_t \quad (1)$$

$$p_t = \beta_4 p_{t+1} + (1 - \beta_4) p_{t-1} + \kappa x_t + n_t \quad (2)$$

$$r_t = \beta_6 r_{t+1} + (1 - \beta_6)(p_t + x_t + r_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

$$lc_t = lc_{t+1} - \alpha_a \times (r_t - p_{t+1}) + m_t \quad (5)$$

$$y_t = \alpha_1 lc_t + \alpha_3 r_t + \alpha_5 i_t + \alpha_4 p_t + \alpha_2 NLT S_{t-1} + \alpha_6 CNXD_{t-1} + \alpha_7 TMDV_{t-1} + h_t \quad (6)$$

Phương pháp ước lượng cực đại hợp lý (Maximum Likelihood Estimation – MLE) được sử dụng phổ biến để ước lượng mô hình DSGE vì nó tạo ra các tham số ước lượng hội tụ (nhất quán) và đạt hiệu quả tiệm cận khi mô hình được chỉ định đúng. Khác với phương pháp GMM chỉ dựa trên một phần thông tin (các moment thống kê), MLE tận dụng toàn bộ hàm hợp lý của mô hình DSGE (thông tin đầy đủ) để khai thác tối đa dữ liệu quan sát. Việc sử dụng đầy đủ thông tin giúp MLE cho kết quả ước lượng tham số chính xác hơn (phương sai thấp hơn), trong khi các phương pháp dựa trên moment như GMM thường có phương sai

ước lượng lớn hơn, đặc biệt khi kích thước mẫu nhỏ. Một lý do quan trọng khác để chọn MLE thay vì ước lượng Bayes là mong muốn tránh việc áp đặt phân phối tiên nghiệm cho tham số; nhờ đó các ước lượng phản ánh hoàn toàn thông tin từ dữ liệu mà không phụ thuộc chủ quan vào prior. Ngược lại, trong khung Bayes, khi dữ liệu không đủ mạnh (trường hợp mẫu nhỏ), phân phối tiên nghiệm có thể lấn át ảnh hưởng của dữ liệu lên kết quả hậu nghiệm, còn MLE tránh được tình trạng này. Bên cạnh đó, đối với mô hình DSGE tuyến tính (với giả định nhiễu Gaussian), MLE có thể được triển khai hiệu quả bằng bộ lọc Kalman để tính hàm hợp lý; trong khi phương pháp Bayes đòi hỏi các kỹ thuật mô phỏng MCMC hoặc lọc hạt phức tạp, vốn tốn nhiều chi phí tính toán cho những mô hình quy mô lớn. Nhìn chung, những ưu điểm trên khiến MLE trở thành lựa chọn tốt nhất của chúng tôi trong nghiên cứu này để ước lượng DSGE, nhờ vào cách tiếp cận hoàn toàn dựa trên dữ liệu và hàm hợp lý đầy đủ, đồng thời cho phép kiểm định cũng như so sánh mô hình bằng các công cụ thống kê dựa trên độ hợp lý một cách thuận tiện.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả mẫu

Bảng 1 trình bày các thống kê mô tả của các biến kinh tế quan trọng liên quan đến tình hình kinh tế của Việt Nam và TP. Hồ Chí Minh.

Bảng 1. Thống kê mô tả mẫu

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
r	49	6.408163	2.230642	4	15
p	49	1.289416	1.309629	-1.8744	5.01
y	49	6.405098	3.722573	-6.78	10.3
lc	49	30.70546	78.25275	-79.66	266.261
i	49	8.038776	11.90608	-29.3	43.9
us	49	-9.597469	2.051588	-9.1033	2.265

agri	49	3.099343	4.701226	-13.6	7
indus	49	5.135245	5.526003	-15.23	16.84
ser	49	7.129045	3.550868	-5.5	11.4

Lãi suất tái cấp vốn (r) là công cụ chính sách tiền tệ quan trọng của Ngân hàng Nhà nước, ảnh hưởng đến lãi suất thị trường. Với mức trung bình 6.408%, có thể thấy chính sách tiền tệ trong giai đoạn này có xu hướng điều hành với lãi suất khá ổn định. Tuy nhiên, biên độ dao động từ 4% đến 15% cho thấy có những giai đoạn lãi suất bị điều chỉnh mạnh, có thể là do các chính sách kiểm soát lạm phát hoặc hỗ trợ tăng trưởng kinh tế.

Lạm phát (p) đo lường mức độ tăng giá chung của nền kinh tế. Giá trị trung bình 1.289% cho thấy mức lạm phát khá thấp trong giai đoạn này, nhưng có sự dao động đáng kể với giá trị nhỏ nhất là -1.8744% (cho thấy có thời điểm nền kinh tế có thể rơi vào giảm phát) và cao nhất là 5.01% (cho thấy có giai đoạn lạm phát tăng cao). Tăng trưởng GRDP thành phố Hồ Chí Minh (y) là chỉ số quan trọng đánh giá tốc độ tăng trưởng kinh tế của TP. Hồ Chí Minh. Với mức trung bình 6.405%, thành phố có tốc độ tăng trưởng ổn định, nhưng độ lệch chuẩn cao (3.723%) và giá trị nhỏ nhất -6.78% cho thấy có thời kỳ kinh tế bị thu hẹp nghiêm trọng do tác động của đại dịch COVID-19 và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác.

Tăng trưởng đầu tư có mức trung bình 8.038%, cho thấy sự mở rộng vốn đầu tư khá mạnh. Tuy nhiên, độ lệch chuẩn cao (11.906%) và biên độ dao động lớn (-29.3% đến 43.9%) phản ánh mức độ bất ổn đáng kể, có thể do sự biến động trong chính sách thu hút đầu tư, thay đổi trong dòng vốn FDI, hoặc các cú sốc kinh tế. Tăng trưởng tiêu dùng có mức trung bình cao 30.705%, nhưng độ lệch chuẩn cũng lớn (78.252%), phản ánh sự chênh lệch đáng kể giữa các giai đoạn. Việc có giá trị âm (-79.66%) có thể do những cú sốc kinh tế khiến tiêu dùng sụt giảm mạnh do tác

Nguồn: Tính toán từ phần mềm STATA 18.0 động của dịch bệnh Covid, trong khi mức cao nhất lên đến 266.261% cho thấy có những giai đoạn tiêu dùng bùng nổ mạnh mẽ.

Biến độ lệch sản lượng của Mỹ được thêm vào mô hình nhằm đại diện cho phần còn lại của thế giới, trung bình biến này ở giá trị âm (-0.959), cho thấy nền kinh tế mỹ có xu hướng hoạt động dưới mức tiềm năng trong giai đoạn này. Điều này có thể phản ánh tác động của các cuộc suy thoái kinh tế hoặc sự chậm lại trong tăng trưởng. Khoảng dao động rộng từ -9.1033 đến 2.265 cho thấy có những giai đoạn kinh tế Mỹ bị ảnh hưởng nghiêm trọng nhưng cũng có thời kỳ phục hồi.

Khu vực Nông nghiệp có mức tăng trưởng trung bình 3.099%, cho thấy ngành này có xu hướng ổn định. Tuy nhiên, độ lệch chuẩn 4.701% cho thấy có sự dao động lớn, với mức thấp nhất -13.6%, có thể phản ánh tác động của thiên tai, dịch bệnh hoặc biến đổi khí hậu.

Ngành công nghiệp và xây dựng có mức tăng trưởng trung bình 5.135%, nhưng cũng chịu nhiều biến động. Giá trị nhỏ nhất -15.23% cho thấy có giai đoạn ngành này bị thu hẹp mạnh, có thể do sự sụt giảm nhu cầu trong xây dựng hoặc gián đoạn chuỗi cung ứng.

Thương mại dịch vụ có mức tăng trưởng trung bình 7.129%, phản ánh sự phát triển ổn định của lĩnh vực này. Tuy nhiên, giá trị nhỏ nhất -5.5% cho thấy có giai đoạn ngành dịch vụ gặp khó khăn, có thể do ảnh hưởng từ đại dịch COVID-19 hoặc những biến động trong tiêu dùng.

4.2. Kiểm định tính dừng

Nhằm đảm bảo độ tin cậy cho kết quả ước lượng từ mô hình DSGE, kiểm định tính dừng Dickey–Fuller được thực hiện với các biến đề xuất trong mô hình, kết quả trình bày tại bảng 2. Các biến lãi suất tái

cấp vốn (r), lạm phát (p), tăng trưởng GRDP TP.HCM (y), tăng trưởng đầu tư (i), độ lệch sản lượng của Mỹ (us), tăng trưởng khu vực nông nghiệp (agri), tăng trưởng ngành công nghiệp và xây dựng (indus), tăng trưởng ngành thương mại dịch vụ (ser) đều là chuỗi dừng. Riêng biến tăng trưởng tiêu dùng (lc) không dừng tại chuỗi gốc, do đó trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng sai phân bậc 1 của biến tăng trưởng tiêu dùng (lc) để ước lượng.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

Biến	Thống kê τ	Dickey–Fuller critical value			p_value
		1%	5%	10%	
r	-6.709	-3.594	-2.936	-2.602	0.0000
p	-3.002	-3.594	-2.936	-2.602	0.0347
y	-2.993	-3.594	-2.936	-2.602	0.0356
lc	-1.619	-3.594	-2.936	-2.602	0.4733
i	-4.199	-3.594	-2.936	-2.602	0.0007
us	-2.857	-3.594	-2.936	-2.602	0.0506
agri	-2.708	-3.594	-2.936	-2.602	0.0727
indus	-3.461	-3.594	-2.936	-2.602	0.0090
ser	-2.934	-3.594	-2.936	-2.602	0.0415

Nguồn: Tính toán từ phần mềm STATA 18.0

Bảng 3. Kết quả ước lượng mô hình DSGE

	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	z	p_value	Khoảng tin cậy 95%	
beta3	0.1364	0.0996	1.3700	0.1710	-0.0587	0.3316
beta4	1.0328	0.2443	4.2300	0.0000	0.5540	1.5116
kappa	0.2279	0.1958	1.1600	0.2440	-0.1559	0.6116
beta6	0.3477	0.4930	0.7100	0.4810	-0.6186	1.3140
rhog	0.9902	0.0138	71.9900	0.0000	0.9632	1.0172
rhon	-0.2738	2852.6240	0.0000	1.0000	-5591.3130	5590.7660
rhov	0.6640	0.1366	4.8600	0.0000	0.3964	0.9317
rhov	0.6721	0.1083	6.2000	0.0000	0.4597	0.8844
alpha1	-0.0087	0.0034	-2.5300	0.0110	-0.0155	-0.0020
alpha3	-0.0366	0.1400	-0.2600	0.7940	-0.3111	0.2378
alpha5	0.2112	0.0202	10.4400	0.0000	0.1716	0.2509
alpha4	-0.8776	0.1940	-4.5200	0.0000	-1.2579	-0.4973
alpha2	0.1238	0.0671	1.8500	0.0650	-0.0077	0.2553
alpha6	0.1951	0.0754	2.5900	0.0100	0.0472	0.3430
alpha7	0.3889	0.1338	2.9100	0.0040	0.1267	0.6511
zhoh	0.2783	0.2122	1.3100	0.1900	-0.1375	0.6942
alphata	-0.0459	0.0967	-0.4700	0.6350	-0.2354	0.1436
zhom	0.9699	0.0369	26.2800	0.0000	0.8976	1.0422
rhod	0.4523	0.1207	3.7500	0.0000	0.2156	0.6889
rhoy1	0.7222	0.0966	7.4800	0.0000	0.5329	0.9115
rhoy2	0.5991	0.1139	5.2600	0.0000	0.3759	0.8224
rhoy3	0.6963	0.1008	6.9100	0.0000	0.4987	0.8938

Nguồn: Tính toán từ phần mềm STATA 18.0

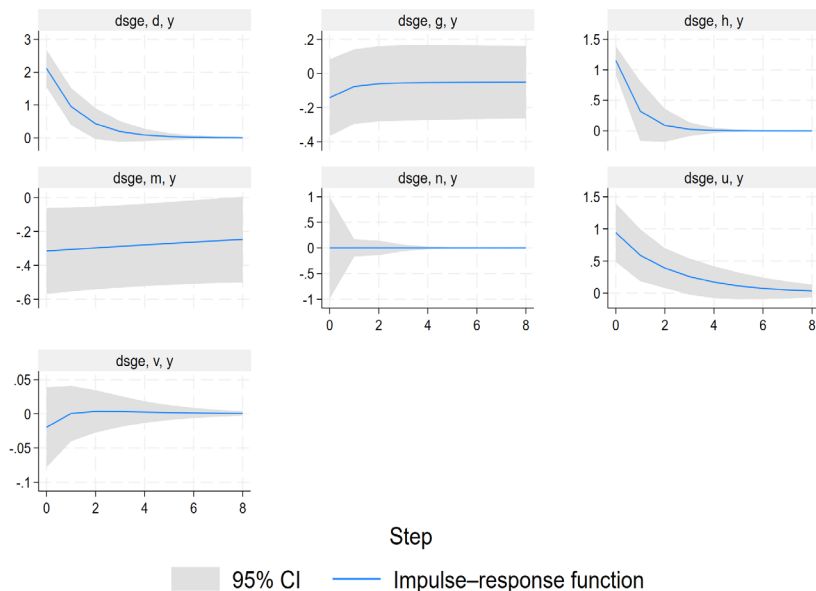
4.3. Ước lượng mô hình DSGE

Kết quả ước lượng của mô hình DSGE đề xuất cho khu vực thành phố Hồ Chí Minh với 5 phương trình chính (phần 3) trình bày tại bảng 3 như sau:

Hệ số hồi quy của các biến lạm phát kỳ vọng trong tương lai (β_4) có p-value nhỏ hơn mức ý nghĩa 1% cho thấy, lạm phát trong tương lai có tác động đến lạm phát hiện tại. Đồng thời, ở phạm vi khu vực TP.HCM, lạm phát có sự tác động ngược chiều khá lớn đến tăng trưởng GRDP của TP.HCM, với hệ số hồi quy (α_4) đến -0.8776. Bên cạnh đó, chi tiêu hộ gia đình tại TP.HCM có tác động ngược chiều đến tăng trưởng GRDP, nhưng mức tác động khá nhỏ (-0.0087) cho thấy tiêu dùng không phải là yếu tố chính ảnh hưởng đến động lực tăng trưởng của TP.HCM. Thật vậy, hệ số hồi quy của các biến đầu tư (α_5), khu vực nông nghiệp (α_2), công nghiệp

(α_6) và thương mại dịch vụ (α_7) đều có ý nghĩa thống kê với mức tác động dương. Trong đó, thương mại dịch vụ có tác động mạnh nhất tới tăng trưởng GRDP của TP.HCM (0.3889), kế tiếp là đầu tư (0.2112), công nghiệp (0.1951) và sau cùng là nông nghiệp (0.1238). Kết quả này hoàn toàn phù hợp với thực tế về tăng trưởng của TP.HCM trong các ngành nghề lĩnh vực khác nhau.

Để đánh giá tác động của các biến trạng thái đến biến kiểm soát trong mô hình DSGE, từ đó phân tích cú sốc xảy ra, tác động đến biến trạng thái (đại diện cho các tác động vĩ mô và vi mô) đến tăng trưởng kinh tế khu vực TP.HCM, ta xem xét hàm phản ứng đẩy theo từng cú sốc và phản ứng của mỗi biến trạng thái và biến kiểm soát với các cú sốc đó tại hình 3.



Hình 3. Phản ứng của tăng trưởng kinh tế thành phố Hồ Chí Minh trước các cú sốc vĩ mô
Nguồn: Tính toán từ phần mềm STATA 18.0

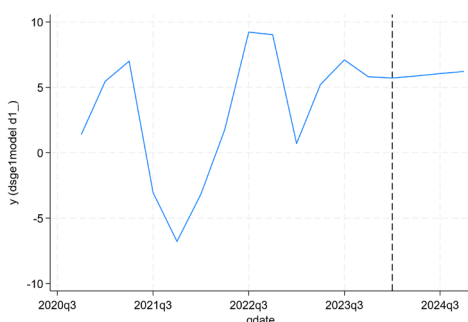
Biến trạng thái n mô hình hoá các chuyển động của lạm phát xảy ra vì những lý do khác ngoài phản hồi giữa lạm phát kỳ vọng tương lai và mức lạm phát trong quá khứ. Một cú sốc đối với n là một sự gia tăng trong lạm phát bất ngờ và hàm phản ứng xung tìm ra cách mà cú sốc này gây ra với ảnh hưởng lên tăng trưởng GDRP

của TP.HCM (hình 3, hàng thứ 2, chính giữa). Một cú sốc tăng 1% đến biến trạng thái n sẽ làm lạm phát gia tăng từ đó kéo theo sự sụt giảm trong tăng trưởng GRDP của TP.HCM (y). Mức giảm này không thể hiện rõ ràng trong hàm phản ứng đẩy. Tuy nhiên, biến trạng thái m của phương trình hàm tiêu dùng hộ gia đình cho thấy

tác động rõ rệt của cú sốc lên tiêu dùng ảnh hưởng đến tăng trưởng GRDP của TP.HCM (hình 3, hàng thứ 2, bên trái). Một cú sốc tăng 1% đến biến trạng thái m sẽ làm tiêu dùng hộ gia đình gia tăng và kéo theo sự sụt giảm của tăng trưởng GRDP khoảng hơn 0.3%, tác động này có xu hướng kéo dài và tắt dần sau 8 quý. Ngoài ra, xem xét cú sốc đối với biến trạng thái h nhằm đánh giá xem có sự ảnh hưởng nào khác đến tăng trưởng GRDP TP.HCM hay không, ta thấy tại hình 3 hàng thứ 1, bên phải ngoài cùng, cho thấy một cú sốc đối với h, gây ra sự gia tăng bất ngờ trong tăng trưởng GRDP khoảng 1.2% từ quý 1 và tắt dần sau 2 quý. Như vậy, bên cạnh những yếu tố như tiêu dùng, đầu tư, lạm phát, công nông nghiệp và thương mại dịch vụ, còn có thể có những yếu tố khác có ảnh hưởng khá đáng kể đến tăng trưởng kinh tế TP.HCM.

4.4. Dự báo tăng trưởng kinh tế thành phố Hồ Chí Minh

Dựa vào các thông số được tính ra từ mô hình DSGE TP.HCM từ quý 4/2011 đến quý 4/2023, đề tài tiến hành dự báo tăng trưởng kinh tế cho TP.HCM theo quý trong năm 2024 tại hình 4. Mô hình dự báo cho thấy, tăng trưởng kinh tế TP.HCM có xu hướng tăng trong năm 2024.



Hình 4. Dự báo tăng trưởng kinh tế cho thành phố Hồ Chí Minh

Nguồn: Tính toán từ phần mềm STATA 18.0

Kết quả dự báo tại bảng 4 cho thấy mức tăng trưởng tăng dần đến giá trị 6% và cao hơn, đối chiếu với dữ liệu thực tế ước tính

của 2024, con số dự báo từ mô hình phản ánh khá tương thích. Từ đó cho thấy, mô hình DSGE đề xuất cho khu vực TP.HCM là phù hợp và có thể là một nguồn thông tin tham khảo có giá trị.

5. Kết luận

Nghiên cứu đã sử dụng mô hình DSGE để phân tích các yếu tố tác động đến tăng trưởng kinh tế của TP.HCM, cho thấy rằng lạm phát, đầu tư, tiêu dùng, và các ngành kinh tế trọng yếu đều có ảnh hưởng đáng kể đến GRDP. Trong đó, thương mại dịch vụ đóng vai trò quan trọng nhất, tiếp theo là đầu tư, công nghiệp và nông nghiệp, phản ánh đúng cơ cấu kinh tế của thành phố. Kết quả kiểm định tính dừng đảm bảo độ tin cậy của dữ liệu, cho thấy hầu hết các biến trong mô hình đều đạt tính dừng ngoại trừ biến tiêu dùng. Ngoài ra, hàm phản ứng đẩy chỉ ra rằng các cú sốc vĩ mô có tác động tức thời nhưng suy giảm theo thời gian, đặc biệt là cú sốc lạm phát có thể làm suy giảm tăng trưởng kinh tế. Điều này nhấn mạnh sự cần thiết của chính sách điều hành linh hoạt nhằm duy trì ổn định kinh tế và kiểm soát lạm phát hiệu quả.

Dự báo tăng trưởng kinh tế cho TP.HCM trong năm 2024 từ mô hình DSGE cho thấy xu hướng tăng trưởng tích cực, với mức tăng có thể đạt 6% hoặc cao hơn. Kết quả dự báo có độ tương thích cao với các ước tính thực tế, chứng minh rằng mô hình được đề xuất là phù hợp và có giá trị tham khảo. Tuy nhiên, tăng trưởng kinh tế vẫn chịu ảnh hưởng từ các cú sốc vĩ mô và những yếu tố ngoài mô hình, đòi hỏi chính sách kinh tế phải linh hoạt và thích ứng với tình hình thực tế. Trong bối cảnh nền kinh tế đối mặt với nhiều thách thức, TP.HCM cần tiếp tục thúc đẩy các ngành kinh tế trọng điểm, duy trì ổn định tài chính và hỗ trợ đầu tư dài hạn. Nghiên cứu này góp phần cung cấp cơ sở khoa học cho việc hoạch định chính sách phát triển kinh tế bền vững của thành phố trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- [1] J. H. Stock and M. W. Watson, “Vector autoregressions,” *The journal of economic perspectives : a journal of the American Economic Association*, vol. 15, no. 4, pp. 101–115, 2001, doi: 10.1257/jep.15.4.101.
- [2] E. L. Glaeser, J. Gottlieb, and O. Ziv, “Unhappy Cities,” *Journal of Labor Economics*, vol. 34, no. S2, pp. S129–S182, 2016.
- [3] F. Smets, K. Christoffel, G. Coenen, R. Motto, and M. Rostagno, “DSGE models and their use at the ECB,” *SERIEs*, vol. 1, no. 1, pp. 51–65, Mar. 2010, doi: 10.1007/s13209-010-0020-9.
- [4] J. Galí, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications - Second Edition*, Second edition. Princeton ; Oxford: Princeton University Press, 2015.
- [5] F. E. Kydland and E. C. Prescott, “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, vol. 50, no. 6, pp. 1345–1370, 1982, doi: 10.2307/1913386.
- [6] D. DeJong and C. Dave, “Introduction to Structural Macroeconometrics,” Princeton University Press, Introductory Chapters, 2007. Accessed: Feb. 21, 2025. [Online]. Available: <https://econpapers.repec.org/bookchap/pupchaps/8436-1.htm>
- [7] B. F. Ingram, N. R. Kocherlakota, and N. E. Savin, “Explaining business cycles: A multiple-shock approach,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, no. 3, pp. 415–428, 1994.
- [8] E. M. Leeper and C. A. Sims, “Toward a Modern Macroeconomic Model Usable for Policy Analysis,” National Bureau of Economic Research, Working Paper 4761, Jun. 1994. doi: 10.3386/w4761.
- [9] F. Canova, “How Much Structure in Empirical Models?,” Oct. 01, 2007, *Social Science Research Network, Rochester, NY*: 1023882. doi: 10.2139/ssrn.1023882.
- [10] P. Huynh, T. Nguyen, T. Duong, and D. Pham, “Leaning against the Wind Policies on Vietnam’s Economy with DSGE Model,” *Economies*, vol. 5, no. 1, Art. no. 1, Mar. 2017, doi: 10.3390/economies5010003.
- [11] F. Schorfheide, “Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models,” *Journal of Applied Econometrics*, vol. 15, no. 6, pp. 645–670, 2000.
- [12] F. Smets and R. Wouters, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, vol. 97, no. 3, pp. 586–606, Jun. 2007, doi: 10.1257/aer.97.3.586.
- [13] M. Gertler, L. Sala, and A. Trigari, “An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining,” *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, no. 8, pp. 1713–1764, 2008, doi: 10.1111/j.1538-4616.2008.00180.x.
- [14] L. Gambacorta and F. M. Signoretti, “Should monetary policy lean against the wind? - an analysis based on a DSGE model with banking,” Jul. 2013, Accessed: Feb. 21, 2025. [Online]. Available: <https://www.bis.org/publ/work418.htm>
- [15] M. Iacoviello, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, vol. 95, no. 3, pp. 739–764, Jun. 2005, doi: 10.1257/0002828054201477.
- [16] M. Gallegati, F. Giri, and A. Palestini, “DSGE model with financial frictions over subsets of business cycle frequencies,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 100, pp. 152–163, Mar. 2019, doi: 10.1016/j.jedc.2018.10.004.
- [17] A. N. Berger, I. Hasan, and M. Zhou, “The effects of focus versus diversification on bank performance: Evidence from Chinese banks,” *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, no. 7, pp. 1417–1435, Jul. 2010, doi: 10.1016/j.jbankfin.2010.01.010.

Ngày nhận bài: 21/02/2025

Ngày hoàn thành sửa bài: 26/02/2025

Ngày chấp nhận đăng: 27/02/2025