

CHÍNH SÁCH TÀI KHÓA VÀ TÁC ĐỘNG LÊN LÃI SUẤT: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI CÁC NƯỚC ĐÔNG NAM Á

Nguyễn Phúc Cảnh*

Tóm tắt

Chính sách tài khóa luôn được xem là một trong hai chính sách vĩ mô quan trọng của các quốc gia. Khi thực thi chính sách tài khóa, chính phủ các quốc gia đối mặt với vấn đề khó khăn khi chính sách tài khóa có hiệu ứng lấn át đến đầu tư tư nhân. Bài viết sử dụng dữ liệu từ Worldbank và IMF từ năm 1998 đến năm 2012 để nghiên cứu hiệu ứng lấn át đầu tư tư nhân của chính sách tài khóa thông qua lãi suất cho vay thị trường tại 8 nước Đông Nam Á. Qua kỹ thuật hồi quy cho dữ liệu bảng, nghiên cứu phát hiện thấy bằng chứng thống kê về tác động dương của chính sách tài khóa lên lãi suất thị trường. Như vậy chính sách tài khóa tại Đông Nam Á có thể tồn tại hiệu ứng lấn át đến đầu tư tư nhân của các quốc gia.

Từ khóa: Chính sách tài khóa, hiệu ứng lấn át, đầu tư tư nhân, lãi suất, Asean.

Mã số: 201.23115. Ngày nhận bài: 23/11/2015. Ngày hoàn thành biên tập: 13/01/2015. Ngày duyệt đăng: 15/01/2016.

Summary

Fiscal policy is seen as one of important macroeconomics policy in almost countries. In fiscal policy conducting, governments face to challenges due to private investments crowding-out effects. This paper recruits data from Worldbank and IMF from 1998 to 2012 to investigate the crowding-out effects of fiscal policy at 8 Asean countries. Through panel data estimations, we find that fiscal policy increases lending interest rate. Thus, the fiscal policy at Asean may have crowding-out effects on private investment.

Key words: Fiscal policy, crowding-out effects, private investment, interest, ASEAN.

Paper No. 201.23115. Date of receipt: 23/11/2015. Date of revision:13/01/2015. Date of approval:15/01/2016.

1. Giới thiệu

Một trong hai chính sách vĩ mô quan trọng của bất cứ nền kinh tế nào là chính sách tiền tệ và chính sách tài khóa. Trong đó, chính sách tài khóa được thực thi bởi chính phủ thông qua chính sách thuế, chi tiêu và đầu tư công với mục tiêu ổn định và thúc đẩy kinh tế. Tuy nhiên, không phải lúc nào chính sách tài khóa cũng hiệu quả trong thực hiện mục tiêu của mình do nhiều yếu tố khác nhau, một trong những vấn đề khiến cho chính sách tài khóa mất hiệu quả

là hiệu ứng lấn át (Hemming, Kell, & Mahfouz, 2002). Khu vực Đông Nam Á với bước chuyển ngày càng mạnh trong quá trình phát triển kinh tế và hội nhập, đặc biệt là hội nhập AEC trong thời gian tới thì vai trò của các chính sách kinh tế vĩ mô cũng ngày càng quan trọng trong hoạt động kinh tế của các nước Đông Nam Á. Do đó, xem xét hiệu quả của chính sách tài khóa tại các quốc gia Đông Nam Á trong những năm qua rất cần thiết để hoạch định chính sách vĩ mô cho phù hợp.

* ThS, Trường Đại học Kinh tế TP.Hồ Chí Minh; Email: canhnguyen@ueh.edu.vn

Hiệu ứng lấn át (crowding-out effects) của chính sách tài khóa có lịch sử nghiên cứu lâu đời từ lý thuyết của Keynes trong mô hình IS - LM, hiệu ứng lấn át được phát biểu tổng quát rằng các hoạt động của khu vực công lấn át và làm suy yếu các hoạt động của khu vực tư (Buiter, 1977). Ví dụ như trong trường hợp nền kinh tế đóng, khi chính phủ tăng chi tiêu, tổng cầu gia tăng sẽ dịch chuyển đường IS sang phải trong mô hình IS-LM, sự dịch chuyển của IS trong khi LM cố định dẫn đến sự gia tăng trong lãi suất, lãi suất tăng làm khu vực tư giảm tiêu dùng và đầu tư. Như vậy, hiệu ứng lấn át gián tiếp của chính sách tài khóa thể hiện qua tác động của chính sách tài khóa lên lãi suất thị trường và làm thay đổi hoạt động của khu vực tư.

Tuy nhiên, sự phát triển của lý thuyết kinh tế đã phát hiện ngoài hiệu ứng lấn át thì chính sách tài khóa còn có hiệu ứng thúc đẩy khu vực tư. Trong đó, hiệu ứng lấn át là lý thuyết truyền thống về tác động của chi tiêu công lên khu vực tư thông qua lấn át đầu tư tư. Cụ thể, chính phủ tăng chi tiêu công bằng nguồn thu từ thuế hoặc nợ công làm tăng tổng cầu và đồng thời tăng lãi suất (như đã phân tích ở trên) từ đó làm giảm đầu tư tư nhân. Trong khi nhánh nghiên cứu ngược lại cho rằng chi tiêu công giúp thúc đẩy đầu tư tư nhân thông qua hiệu ứng thúc đẩy (Crowding-in effects), và hiệu ứng này xuất hiện khi nền kinh tế đang ở giai đoạn thất nghiệp cao và chủ yếu xảy ra ở các nước đang phát triển vì chi tiêu công giúp phát triển cơ sở hạ tầng cho khu vực tư nhân phát triển (Ahmed & Miller, 2000).

Như nghiên cứu của Barro (1989) phát hiện thấy rằng khi chính phủ tài trợ chi tiêu bằng thuế sẽ làm giảm thu nhập khả dụng của khu vực tư, từ đó làm giảm đầu tư và chi tiêu của khu vực tư. Thậm chí, khi chính phủ gia tăng

chi tiêu đã làm giảm đầu tư tư nhân nhiều đến mức có tác động tiêu cực lên thu nhập bình quân đầu người của toàn bộ nền kinh tế thông qua hiệu ứng lấn át (Grier & Tullock, 1989; Kormendi & Meguire, 1985). Các nghiên cứu khác cũng khẳng định rằng tác động của chính sách tài khóa lên tăng trưởng kinh tế thông qua hiệu ứng lấn át phụ thuộc vào thành phần trong tổng chi tiêu của chính phủ và nguồn tài trợ của chính sách tài khóa (Devarajan, Swaroop, & Zou, 1996; Easterly & Rebelo, 1993).

Trong khi đó, hướng nghiên cứu thứ hai về tác động của chính sách tài khóa phát hiện thấy rằng chính sách tài khóa có tác động thúc đẩy đầu tư tư nhân và giúp tăng trưởng kinh tế. Cụ thể như Easterly and Rebelo (1993) phát hiện rằng chi tiêu của chính phủ vào giao thông và cơ sở hạ tầng giúp tăng trưởng kinh tế. Hay trước đó, Aschauer (1989) nghiên cứu tại Mỹ phát hiện chi tiêu đầu tư của chính phủ Mỹ vào cơ sở hạ tầng giúp thúc đẩy đầu tư tư nhân theo hiệu ứng thúc đẩy, còn Bairam and Ward (1993) phát hiện hiệu ứng thúc đẩy tại 19 quốc gia thuộc OECD. Các nghiên cứu có điểm chung là nghiên cứu đầu tư hoặc chi tiêu của chính phủ vào cơ sở hạ tầng và ở các quốc gia đang phát triển sẽ có tác động tích cực lên khu vực tư và giúp kích thích chi tiêu và đầu tư của khu vực này. Điều này dễ hiểu bởi lẽ khi cơ sở hạ tầng được phát triển sẽ tạo ra nhiều cơ hội đầu tư cho khu vực tư và từ đó giúp kích thích khu vực này gia tăng chi tiêu.

Khu vực Đông Nam Á, với hơn 10 quốc gia chủ yếu là nhỏ, mở cửa và đang phát triển, trong đó chủ yếu cung cấp và chủ chuyển vốn cho nền kinh tế thông qua hệ thống ngân hàng thương mại do đó lãi suất có vai trò quan trọng trong hoạt động của nền kinh tế. Bên cạnh đó, tăng trưởng kinh tế cao trong hơn một thập kỷ qua, cộng với thực tiễn dân số trẻ và lao

động nhiều, đồng thời cơ sở hạ tầng còn chưa phát triển có thể tạo điều kiện cho cả hai loại hiệu ứng trên tồn tại tại khu vực này. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng dữ liệu giai đoạn 1998 - 2012 tại 8 nước Đông Nam Á bao gồm Cambodia, Indonesia, Lào, Malaysia, Phillipine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam từ Worldbank và IMF để kiểm chứng tác động của Chính sách tài khóa đến lãi suất cho vay để kiểm chứng liệu hiệu ứng lấn át hay hiệu ứng thúc đẩy tồn tại trong khu vực, đồng thời xem xét tác động này có thay đổi trong giai đoạn khủng hoảng tài chính 2008 hay không thông qua tác động của chính sách tài khóa lên lãi suất cho vay trên thị trường.

2. Phương pháp nghiên cứu

a. Mô hình nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, chúng tôi dựa vào phân tích của Engen and Hubbard (2005), trong đó mô hình tác động của chính sách tài khóa lên lãi suất dựa trên mô hình hàm sản xuất trong đó lãi suất (r) phụ thuộc vào năng suất biên của vốn ($MPK = \Delta Y / \Delta K$) trong hàm sản xuất Cobb - Douglas:

$$Y = AK^a L^{(1-a)} \quad (1)$$

Trong đó: Y là sản lượng, A là hệ số tổng hiệu quả các yếu tố, a là hệ số co giãn của vốn, $(1 - a)$ là hệ số co giãn của lao động. Khi đó tỷ suất sinh lợi của vốn ($MPK * K$) tính trên GDP sẽ là a , tức là

$$a = \% \Delta Y / \% \Delta K = (\Delta Y / Y) / (\Delta K / K) \\ = (MPK * K) / Y \quad (2)$$

Nếu lãi suất r bằng MPK khi đó

$$r = a * Y / K = a * A * (L / K)^{1-a} \quad (3)$$

Nếu chính sách tài khóa (ký hiệu là G) thông qua chi tiêu công có hiệu ứng lấn át hoàn toàn thì

$$\partial K / \partial G = -1 \quad (4)$$

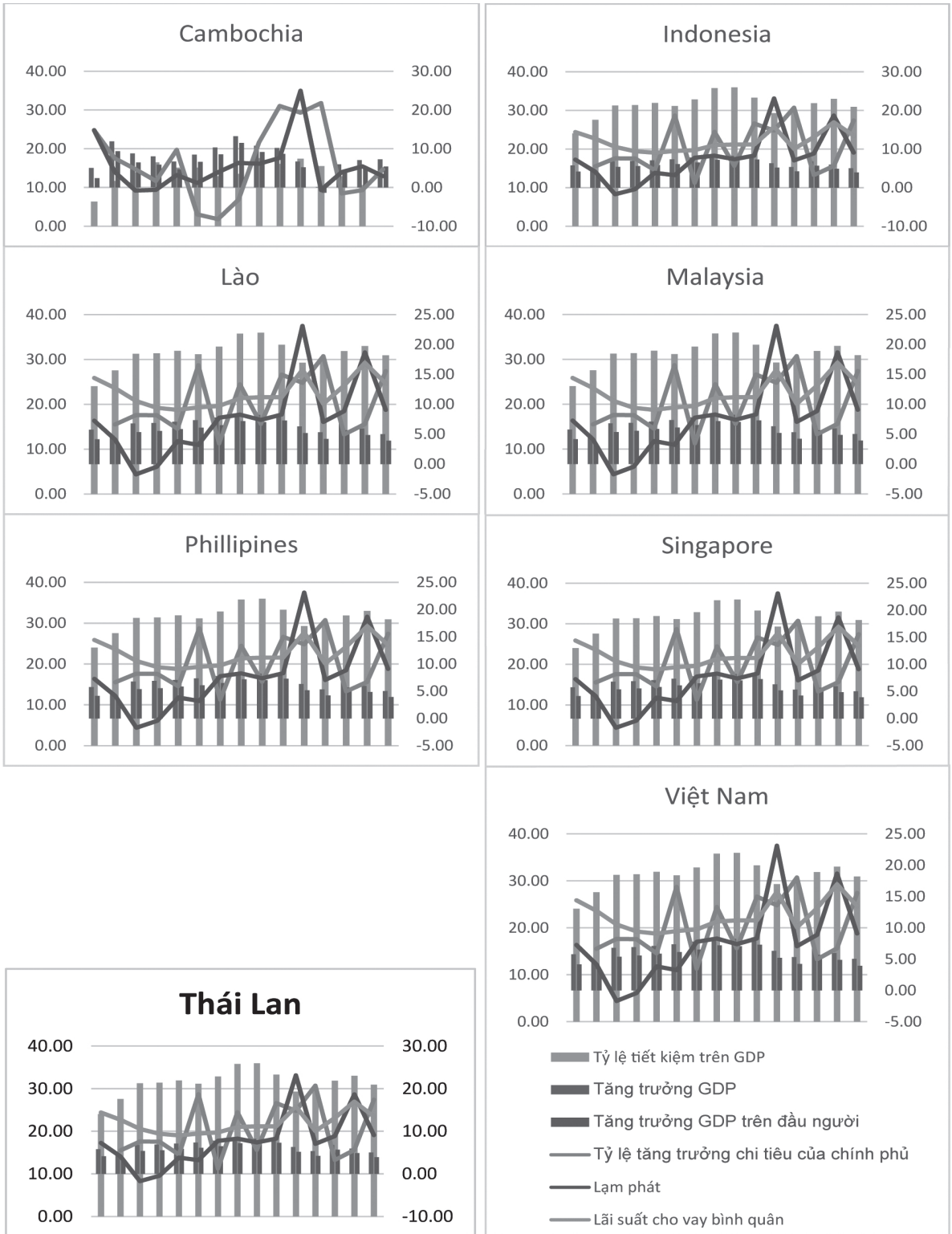
Khi đó, một sự gia tăng trong chi tiêu chính

phủ (khi các yếu tố khác không đổi) sẽ làm gia tăng lãi suất

$$\partial r / \partial G = (\partial r / \partial K) * (\partial K / \partial G) \\ = a * (1-a) * (Y / K^2) > 0 \quad (5)$$

Theo phương trình (5), sự gia tăng của lãi suất phụ thuộc vào độ co giãn của cả vốn và lao động, đồng thời mức sản lượng và mức độ tích tụ vốn của nền kinh tế. Mặc khác, lãi suất còn bị tác động bởi lạm phát trong nền kinh tế. Theo lý thuyết truyền thống, lãi suất thị trường bao gồm lãi suất thực và các phần bù khác trong đó có phần bù lạm phát (Mishkin, 1981). Bên cạnh đó, lạm phát gia tăng sẽ dẫn đến việc người đi vay muốn vay nợ nhiều hơn do lãi suất thực thấp đi, cho nên người cho vay sẽ đòi hỏi mức lãi suất cao hơn để bù lại phần gia tăng trong lạm phát.

Xem xét trên toàn bộ nền kinh tế, tăng trưởng kinh tế giúp kích thích đầu tư bao gồm cả đầu tư trong nước và dòng vốn đầu tư nước ngoài (Almfraji, Almsafir, & Yao, 2014; Donovan & Batabyal, 2015; Ouyang & Fu, 2012; Tekin, 2012; Zhang et al., 2013). Đầu tư càng cao cầu vốn càng lớn (Muro, 2013; Pavelescu, 2014; Vilcu, 2011; Yuan, Liu, & Wu, 2009), cho nên tăng trưởng kinh tế cao sẽ dẫn đến nhu cầu đầu tư cao hơn vì thế thị trường sẽ đòi hỏi lãi suất cao hơn. Tuy nhiên, khi nền kinh tế càng phát triển cũng dẫn đến sự phát triển trong thị trường vốn cả về tính hiệu quả của thị trường (Arestis & Demetriades, 1997; De Gregorio & Guidotti, 1995; Levine, 1997), khi thị trường tài chính càng phát triển, tính cạnh tranh sẽ cao hơn, đồng thời các rào cản trên thị trường giảm xuống do đó lãi suất sẽ có tính cạnh tranh hơn và có thể giữ ở mức ổn định. Như vậy, tác động của tăng trưởng kinh tế lên lãi suất có thể là dương hoặc âm tùy theo mức độ tác động của tăng trưởng kinh tế lên cầu vốn và tính hiệu quả của thị



Biểu đồ 1. Các yếu tố vĩ mô Đông Nam Á giai đoạn 1998 - 2012 (%)

Nguồn: Worldbank và IMF.

trường tài chính. Đồng thời, lãi suất còn bị ảnh hưởng bởi tiết kiệm của nền kinh tế, khi tiết kiệm càng cao sẽ dẫn đến cung vốn lớn hơn và lãi suất có thể giảm, tuy vậy lãi suất cũng có tác động đến mức tiết kiệm trong nền kinh tế (Boskin, 1976).

Trong nghiên cứu này, chúng tôi không nghiên cứu tác động của chính sách tài khóa đến đầu tư mà xem xét tác động của chính sách tài khóa lên lãi suất thị trường thông qua biến lãi suất cho vay để xem xét bước đầu tiên trong tác động của chính sách tài khóa lên đầu tư trong đó có kiểm soát tác động của tăng trưởng kinh tế và lạm phát lên lãi suất cho vay của thị trường. Mô hình nghiên cứu có dạng:

$$r_1 = b_0 + b_1 GDP + b_2 Inf + b_3 Gov + b_4 Saving + b_5 r_1(-1) + e \quad (6)$$

Trong đó: r là lãi suất cho vay, GDP là tăng trưởng kinh tế, Inf là lạm phát, Gov là chi tiêu của chính phủ, $Saving$ là tiết kiệm của nền kinh tế, e là phần dư.

b. Dữ liệu nghiên cứu

Bài viết thu thập dữ liệu theo năm từ năm 1998 đến năm 2012 từ báo cáo World Development Indicators của Worldbank bản mới nhất và dữ liệu chi tiêu chính phủ từ IMF của 8 nước Cambodia, Indonesia, Lào,

Malaysia, Phillipine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam bao gồm tăng trưởng GDP theo năm, tăng trưởng GDP đầu người, tỷ lệ tiết kiệm trên GDP, tỷ lệ tăng trưởng chi tiêu của chính phủ, tỷ lệ lạm phát theo năm và lãi suất cho vay bình quân trên thị trường. Dữ liệu của các nước được trình bày ở biểu đồ 1.

Qua biểu đồ 1 cho thấy tăng trưởng GDP của các nước Đông Nam Á hồi phục sau khủng hoảng 1997 và tăng trưởng đến giai đoạn khủng hoảng 2008 thì biến động. Bên cạnh đó, lạm phát của các quốc gia cũng ổn định ở mức thấp trong giai đoạn 2000 - 2007, sau đó tăng và biến động mạnh trong giai đoạn 2008 - 2012. Trong khi đó, tỷ lệ tiết kiệm trên GDP cao ở các nước như Singapore, nhưng lại rất thấp ở Cambodia và có xu hướng giảm xuống trong giai đoạn 2008 - 2012. Còn tăng trưởng GDP và tăng trưởng GDP trên đầu người cũng có xu hướng tương tự. Cuối cùng, lãi suất cho vay trung bình trên thị trường giảm sau khủng hoảng 1997 sau đó tăng trở lại trong khủng hoảng tài chính năm 2008.

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được mô tả trong bảng 1.

Mô tả thống kê cho thấy lạm phát có chênh lệch giữa các quốc gia, trong khi tỷ lệ tăng

Bảng 1. Mô tả thống kê dữ liệu

Biến	N	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Tăng trưởng GDP	120	5.33	3.84	-13.13	14.78
Tăng trưởng GDP đầu người	120	3.65	3.87	-14.39	12.77
Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	116	27.79	10.41	2.44	52.02
Lạm phát	120	7.40	15.26	-1.71	128.42
Tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ	116	12.80	12.79	-23.08	51.02
Lãi suất cho vay	103	12.03	7.72	4.79	32.15

Nguồn: Tính toán của tác giả.

trường GDP trung bình cao hơn tăng trưởng GDP trên đầu người, điều này cho thấy tại các nước Đông Nam Á dân số vẫn tiếp tục tăng trưởng và nhu cầu sử dụng vốn vẫn sẽ cao dẫn đến lãi suất cho vay vẫn sẽ đóng vai trò quan trọng trong nền kinh tế. Đặc biệt, thống kê mô tả cho thấy có quốc gia có mức lãi suất cho vay rất cao (lên đến 32.15%/năm), nhưng điều này tương đối dễ hiểu bởi có quốc gia tỷ lệ lạm phát lên đến 128.42%/năm.

Sử dụng kiểm định t - test để kiểm tra hệ số tương quan giữa các biến (kết quả được trình bày ở bảng 2). Qua kiểm định hệ số tương quan cho thấy lãi suất có tương quan âm với cả tăng trưởng kinh tế tính theo GDP và GDP đầu người, mặc dù hệ số tương quan không có ý nghĩa thống kê tuy nhiên có thể thấy tăng trưởng kinh tế có tác động nhất định lên hiệu quả của thị trường tại các quốc gia Đông Nam Á. Hệ số tương quan còn cho

thấy tiết kiệm trong nền kinh tế có tương quan âm và có ý nghĩa thống kê cho thấy tiết kiệm và lãi suất có tương quan lớn tại các quốc gia Đông Nam Á. Đặc biệt, lãi suất cho vay có tương quan dương với cả lạm phát và tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ, điều này cho thấy có tác động của lạm phát và chính sách tài khóa lên lãi suất cho vay của các nước Đông Nam Á.

Sử dụng kỹ thuật ước lượng cho dữ liệu bảng từ mô hình OLS đến các kỹ thuật ước lượng hiệu ứng cố định (FEM) và hiệu ứng ngẫu nhiên (REM) và kỹ thuật ước lượng GMM chúng tôi lần lượt có được kết quả ước lượng các yếu tố tác động lên lãi suất cho vay thị trường trong đó sử dụng biến tỷ lệ tăng trưởng GDP để đại diện cho tăng trưởng kinh tế, kết quả được trình bày ở bảng 3. Bởi vì hạn chế của OLS trong ước lượng dữ liệu bảng với các hiện tượng bị chệch do phương sai

Bảng 2. Kiểm định tương quan giữa các biến

Hệ số tương quan P-value trong ()	Tăng trưởng GDP	Tăng trưởng GDP đầu người	Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	Lạm phát	Tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ	Lãi suất cho vay
Tăng trưởng GDP	1.000					
Tăng trưởng GDP đầu người	0.980*** (0.000)	1.000				
Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	-0.149 (0.110)	-0.170* (0.069)	1.000			
Lạm phát	-0.120 (0.192)	-0.121 (0.189)	-0.335*** (0.000)	1.000		
Tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ	-0.071 (0.451)	-0.101 (0.282)	-0.249*** (0.008)	0.424*** (0.000)	1.000	
Lãi suất cho vay	-0.051 (0.612)	-0.049 (0.625)	-0.774*** (0.000)	0.562*** (0.000)	0.366*** (0.000)	1.000

Trong đó: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%.

Nguồn: tính toán của tác giả

thay đổi, tự tương quan hay nội sinh (Kiviet, 1995), do đó ước lượng FEM và REM có thể được sử dụng để xử lý phương sai thay đổi (Ahn & Schmidt, 1995). Trong khi đó để xử lý hiện tượng tự tương quan chúng tôi đưa vào biến trễ của biến phụ thuộc (lãi suất cho vay) vào mô hình. Bên cạnh đó, bởi vì dữ liệu

được thu thập theo dạng năm và là các yếu tố vĩ mô trong khi có biến trễ của biến phụ thuộc được sử dụng để làm biến độc lập nên vấn đề nội sinh có thể phát sinh, do đó kỹ thuật ước lượng GMM được sử dụng từ các nghiên cứu của Arellano and Bond (1988), Arellano and Bond (1991), Blundell and Bond (1998).

Bảng 3. Kết quả hồi quy với biến tăng trưởng GDP

Lãi suất cho vay	Pooled Model		FEM Model		GMM Model	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
Tăng trưởng GDP	0.149**	0.030	-0.039	0.468	-0.036	0.511
Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	-0.051	0.110	0.014	0.726	0.020	0.638
Lạm phát	0.240***	0.000	0.297***	0.000	0.308***	0.000
Tăng trưởng tổng chỉ tiêu của chính phủ	-0.008	0.584	-0.020*	0.068	-0.020*	0.081
Lãi suất cho vay (-1)	0.775***	0.000	0.463***	0.000	0.464***	0.000
Constant	1.650	0.212	4.271***	0.006	4.016**	0.015
R-squared	0.9469					
R-squared hiệu chỉnh	0.9439					
R ² -within			0.7460			
R ² -between			0.9829			
R ² -overall			0.9212			
Thống kê F	314.09		48.18		195.01	
P-value thống kê F	0.000***		0.000***		0.000***	
Số quan sát	94		94		87	
Rho			.9083			
Corr(u _i , X _b)			0.8484			
Kiểm định Breusch-Pagan / Cook-Weisberg for Heteroskedasticity						
Chi-squared			62.19			
P-value			0.000***			
Kiểm định Hausman						
Chi-squared			93.93			
P-value			0.000***			

Trong đó: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%.

Nguồn: tính toán của tác giả.

Kiểm định Breusch-Pagan cho thấy mô hình bị phương sai thay đổi, do đó sử dụng FEM hoặc REM là phù hợp, tuy nhiên kiểm định Hausman cho thấy mô hình FEM phù hợp hơn cho nên chúng tôi chỉ trình bày kết quả của OLS và FEM. Tuy nhiên, vì các hệ số của mô hình FEM như hệ số Rho và hệ số $Corr(u_i, X_b)$ có giá trị rất gần 1 cho nên mô hình FEM có thể bị nội sinh. Vì vậy mô hình GMM là phù hợp hơn cả trong ước lượng cho nghiên cứu này.

Tuy nhiên, kết quả ước lượng ở bảng 3 cho thấy tính bền vững của mô hình khi ước lượng bằng kỹ thuật FEM hay GMM. Cả tăng trưởng kinh tế và tiết kiệm không có tác động có ý nghĩa thống kê lên lãi suất cho vay trên thị trường, điều này ủng hộ giả thuyết rằng tăng trưởng kinh tế giúp phát triển thị trường tài chính, làm giảm các rào cản, tăng tính cạnh tranh trên thị trường và giúp lãi suất cho vay cạnh tranh hơn nên giúp làm giảm tác động của cầu vốn lên lãi suất. Trong khi đó, tiết kiệm trong nước cao hơn có thể làm giảm lãi suất cho vay ở các nước Đông Nam Á, tuy nhiên vì đây là các nước đang phát triển do đó nhu cầu vốn rất cao vì vậy tiết kiệm trong nước thường không đủ bù đắp nhu cầu vốn do đó lãi suất khó giảm.

Với lạm phát, kết quả cho thấy kết quả phù hợp với lý thuyết khi lạm phát tăng làm gia tăng lãi suất cho vay trên thị trường. Tuy nhiên, kết quả với tác động của chính sách tài khóa lại khá bất ngờ khi mức gia tăng chi tiêu của chính phủ lại làm giảm lãi suất thị trường. Điều này khá trái ngược với lý thuyết truyền thống khi cho rằng chính sách tài khóa mở rộng sẽ làm gia tăng lãi suất thị trường.

Như đã phân tích, các biến vĩ mô tại khu vực có biến động mạnh trong giai đoạn 2008 - 2012, do đó chúng tôi tách bộ dữ liệu thành hai nhóm trước 2008 (trước khủng hoảng) và sau 2007 (sau khủng hoảng) để xem xét mối quan hệ trên. Kết quả ước lượng được trình bày ở bảng 4 cho thấy kết quả mô hình không cho thấy sự khác biệt giữa hai giai đoạn trên.

Tuy vậy, như đã phân tích ở trên, các nước Đông Nam Á chủ yếu là các nước đang phát triển và có dân số trẻ, do đó chi tiêu tăng trưởng GDP thường không đại diện tốt cho tăng trưởng kinh tế. Cho nên, để tìm kiếm thêm bằng chứng chúng tôi sử dụng chi tiêu GDP đầu người để đại diện cho tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia Đông Nam Á nhằm đo lường chính xác mức độ phát triển của nền kinh tế. Kết quả được trình bày ở bảng 5.

Bảng 4. Kết quả hồi quy với biến tăng trưởng GDP trước và sau khủng hoảng

Lãi suất cho vay	GMM Model trước 2008		GMM Model sau 2007	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
Tăng trưởng GDP	-0.132	0.124	-0.090	0.228
Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	0.088**	0.049	0.203*	0.077
Lạm phát	0.360***	0.000	0.269***	0.000
Tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ	-0.008	0.451	-0.031	0.177
Lãi suất cho vay (-1)	0.436***	0.000	0.264*	0.057
Constant	2.931*	0.067	0.239	0.952

Trong đó: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%.

Nguồn: tính toán của tác giả

Bảng 5. Kết quả hồi quy với biến tăng trưởng GDP đầu người

Lãi suất cho vay	Pooled Model		FEM Model		GMM Model	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
Tăng trưởng GDP đầu người	0.114*	0.079	-0.036	0.479	-0.031	0.557
Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	0.244***	0.000	0.294***	0.000	0.299***	0.000
Lạm phát	-0.007	0.616	-0.020*	0.063	-0.019*	0.086
Tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ	0.825***	0.000	0.456***	0.000	0.453***	0.000
Lãi suất cho vay (-1)	-0.105	0.796	4.719***	0.000	4.703***	0.000
Constant	0.114*	0.079	-0.036	0.479	-0.031	0.557
R-squared	0.9452					
R-squared hiệu chỉnh	0.9427					
R ² -within	0.7459					
R ² -between	0.9838					
R ² -overall	0.9238					
Thống kê F/Wall	383.74		60.91		193.81	
P-value thống kê F	0.0000***		0.0000***		0.0000***	
Số quan sát	94		94		87	
Rho	.9067					
Corr(u _i , Xb)	0.8514					
Kiểm định Breusch-Pagan / Cook-Weisberg for Heteroskedasticity						
Chi-squared	72.10					
P-value	0.000***					
Kiểm định Hausman						
Chi-squared	62.19					
P-value	0.000***					

Trong đó: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%.

Nguồn: tính toán của tác giả

Bảng 6. Kết quả hồi quy với biến tăng trưởng GDP đầu người trước và sau khủng hoảng

Lãi suất cho vay	GMM Model trước 2008		GMM Model sau 2007	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
Tăng trưởng GDP đầu người	-0.132	0.124	-0.090	0.228
Tỷ lệ tiết kiệm trên GDP	0.088**	0.049	0.203*	0.077
Lạm phát	0.360***	0.000	0.269***	0.000
Tăng trưởng tổng chi tiêu của chính phủ	-0.008	0.451	-0.031	0.177
Lãi suất cho vay (-1)	0.436***	0.000	0.264*	0.057
Constant	2.931*	0.067	0.239	0.952

Trong đó: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%.

Nguồn: tính toán của tác giả

Kết quả hồi quy với biến tăng trưởng GDP đầu người cho thấy chính sách tài khóa mở rộng có tác động rất mạnh lên lãi suất thị trường điều này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết truyền thống về hiệu ứng của chính sách tài khóa.

Tiếp tục kiểm tra với hai giai đoạn trước và sau khủng hoảng chúng tôi lại không tìm thấy bằng chứng thống kê về tác động của chính sách tài khóa lên lãi suất thị trường.

4. Kết luận

Như vậy, thông qua kỹ thuật ước lượng với dữ liệu bảng chúng tôi cố gắng tìm kiếm bằng chứng về tác động của chính sách tài khóa lên lãi suất thị trường trong khung lý thuyết về hiệu ứng lấn át của chính sách tài khóa. Nghiên cứu cho thấy biến tăng trưởng GDP đầu người

đại diện tốt hơn cho tăng trưởng kinh tế so với biến tăng trưởng GDP truyền thống. Trong khi đó chính sách tài khóa làm gia tăng lãi suất thị trường tại các nước Đông Nam Á trong giai đoạn 1998 - 2012. Tuy nhiên, khủng hoảng tài chính hầu như không có tác động lên mối quan hệ trên với bằng chứng thống kê thu thập được

Qua nghiên cứu này, chúng tôi đề xuất rằng chính phủ các quốc gia cần cân nhắc hai vấn đề sau: *một là*, nên sử dụng chỉ số tăng trưởng GDP đầu người trong các báo cáo kinh tế và để xác lập các chính sách kinh tế vĩ mô thay vì chỉ tiêu tăng trưởng GDP. *Thứ hai*, chính sách tài khóa có thể có tác động làm gia tăng lãi suất và làm giảm đầu tư, tuy nhiên sự gia tăng trong lãi suất cần có nghiên cứu tiếp tục để xem xét tác động của nó đến các biến khác trong nền kinh tế. □

Tài liệu tham khảo

1. Ahmed, H., & Miller, S. M., 2000, *Crowding-out and crowding-in effects of the components of government expenditure*, Contemporary Economic Policy, 18(1), 124-133.
2. Ahn, S. C., & Schmidt, P., 1995, *Efficient estimation of models for dynamic panel data*, Journal of econometrics, 68(1), 5-27.
3. Almfraji, M. A., Almsafir, M. K., & Yao, L., 2014, *Economic Growth and Foreign Direct Investment Inflows: The Case of Qatar*, Procedia - Social and Behavioral Sciences, 109(0), 1040-1045. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.586>
4. Arellano, M., & Bond, S., 1988, *Dynamic Panel Data Estimation Using PPD: A Guide for Users*, Institute for Fiscal Studies.
5. Arellano, M., & Bond, S., 1991, *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, The Review of Economic Studies, 58(2), 277-297.
6. Arestis, P., & Demetriades, P., 1997, *Financial development and economic growth: Assessing the evidence**, The Economic Journal, 107(442), 783-799.
7. Aschauer, D. A., 1989, *Does public capital crowd out private capital?*, Journal of Monetary Economics, 24(2), 171-188.
8. Bairam, E., & Ward, B., 1993, *The externality effect of government expenditure on investment in OECD countries*, Applied Economics, 25(6), 711-716.
9. Barro, R. J., 1989, *Economic growth in a cross section of countries*, National Bureau of Economic Research.
10. Blundell, R., & Bond, S., 1998, *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, Journal of econometrics, 87(1), 115-143.
11. Boskin, M. J., 1976, *Taxation, saving and the rate of interest*, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

12. Buiter, W. H., 1977, 'Crowding out' and the effectiveness of fiscal policy, *Journal of Public Economics*, 7(3), 309-328. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727\(77\)90052-4](http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727(77)90052-4)
13. De Gregorio, J., & Guidotti, P. E., 1995, *Financial development and economic growth*, *World Development*, 23(3), 433-448.
14. Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H.-f., 1996, *The composition of public expenditure and economic growth*, *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 313-344.
15. Donovan, P. J., & Batabyal, A. A., 2015, *On economic growth and investment income taxation in a creative region*, *International Review of Economics & Finance*, 38(0), 67-72. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2015.01.002>
16. Easterly, W., & Rebelo, S., 1993, *Fiscal policy and economic growth*, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 417-458.
17. Engen, E. M., & Hubbard, R. G., 2005, *Federal government debt and interest rates NBER*, *Macroeconomics Annual 2004*, Volume 19 (pp. 83-160): MIT Press.
18. Grier, K. B., & Tullock, G., 1989, *An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980*. *Journal of Monetary Economics*, 24(2), 259-276.
19. Hemming, R., Kell, M., & Mahfouz, S., 2002, *The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity*, A review of the literature.
20. Kiviet, J. F., 1995, *On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models*, *Journal of econometrics*, 68(1), 53-78.
21. Kormendi, R. C., & Meguire, P. G., 1985, *Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence*, *Journal of Monetary Economics*, 16(2), 141-163.
22. Levine, R., 1997, *Financial development and economic growth: views and agenda*, *Journal of Economic Literature*, 688-726.
23. Mishkin, F. S., 1981, *The real interest rate: An empirical investigation*, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15(0), 151-200. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231\(81\)90022-1](http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(81)90022-1)
24. Muro, K., 2013, *A note on the three-sector Cobb-Douglas GDP function*, *Economic Modelling*, 31(0), 18-21. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2012.11.008>
25. Ouyang, P., & Fu, S., 2012, *Economic growth, local industrial development and inter-regional spillovers from foreign direct investment: Evidence from China*, *China Economic Review*, 23(2), 445-460. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.chieco.2012.03.005>
26. Pavelescu, F. M., 2014, *Methodological Considerations Regarding the Estimated Returns to Scale in Case of Cobb-douglas Production Function*, *Procedia Economics and Finance*, 8(0), 535-542. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00125-7](http://dx.doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00125-7)
27. Tekin, R. B., 2012, *Economic growth, exports and foreign direct investment in Least Developed Countries: A panel Granger causality analysis*, *Economic Modelling*, 29(3), 868-878. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2011.10.013>
28. Vilcu, G. E., 2011, *A geometric perspective on the generalized Cobb-Douglas production functions*, *Applied Mathematics Letters*, 24(5), 777-783. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.aml.2010.12.038>
29. Yuan, C., Liu, S., & Wu, J., 2009, *Research on energy-saving effect of technological progress based on Cobb-Douglas production function*, *Energy Policy*, 37(8), 2842-2846. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2009.04.025>
30. Zhang, X., Wu, L., Zhang, R., Deng, S., Zhang, Y., Wu, J., . . . Wang, L., 2013, *Evaluating the relationships among economic growth, energy consumption, air emissions and air environmental protection investment in China*, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 18(0), 259-270. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2012.10.029>