

Ảnh hưởng của chi tiêu ngân sách nhà nước đến tăng trưởng kinh tế tỉnh Sóc Trăng

HUỲNH XUÂN HIỆP*

Trong phân tích ảnh hưởng của chi tiêu ngân sách nhà nước đến tăng trưởng kinh tế của tỉnh Sóc Trăng, tác giả sử dụng mô hình hồi quy bội cho dữ liệu thu thập được trong giai đoạn 2010-2014 tại 11 địa phương trên địa bàn tỉnh Sóc Trăng. Kết quả nghiên cứu cho thấy, chi đầu tư phát triển, chi thường xuyên, bổ sung từ ngân sách cấp trên trong tổng chi của địa phương, tốc độ thay đổi chỉ số giá trong nước có ảnh hưởng đến GDP bình quân đầu người.

MÔ HÌNH VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Dựa vào mô hình về chi tiêu chính phủ và tăng trưởng kinh tế của Barro (1990) về tác động của chi tiêu Chính phủ nói chung tới tăng trưởng kinh tế; mô hình của Devarajan, Swaroop và Zou (1996) phân chia chi tiêu chính phủ thành 2 thành phần chi tiêu; mô hình Davoodi và Zou (1998) chi tiêu Chính phủ thành 3 cấp là liên bang, bang và cấp dưới bang. Dựa vào ba mô hình trên, tác giả xây dựng mô hình của nghiên cứu như sau:

$$gpc_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 p_i + \beta_3 ly_t + \beta_4 t_{it}^2 + \beta_5 \phi_{1it} + \beta_6 \phi_{2it} + \beta_7 \phi_{3it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

Biến gpc_{it} là tốc độ tăng GDP bình quân đầu người của địa phương i tại năm t và được xác định như sau:

$$gpc_{it} = \frac{gdp_{it} - gdp_{i(t-1)}}{gdp_{i(t-1)}} \times 100\%$$

Biến t_{it} là tỷ trọng chi ngân sách nhà nước trên GDP của từng địa phương năm t .

Biến p_i là tốc độ thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng trong cả nước năm t , được tính bằng:

$$p_i = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100\%$$

Biến ly_t là logarit cơ số e của GDP theo giá so sánh năm 1994 của địa phương.

Biến ϕ_{1it} là tỷ trọng chi thường xuyên trong tổng chi của địa phương i năm t .

Biến ϕ_{2it} là tỷ trọng chi đầu tư phát triển trong tổng chi của địa phương i năm t .

Biến ϕ_{3it} là tỷ trọng bổ sung từ ngân sách cấp trên trong tổng chi của địa phương i năm t .

Và ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Do khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến cao

giữa ϕ_{1it} và ϕ_{2it} , do $\phi_{1it} + \phi_{2it} = 1$, nên tác giả điều chỉnh mô hình bằng cách bỏ đi biến ϕ_{2it} , mô hình được điều chỉnh có dạng:

$$gpc_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 p_i + \beta_3 ly_t + \beta_4 t_{it}^2 + \beta_5 \phi_{1it} + \beta_6 \phi_{3it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Như chúng ta đã biết, trong thực tế có rất nhiều các nhân tố khác nhau có thể ảnh hưởng tới tốc độ tăng trưởng kinh tế. Ngoài các biến trong mô hình lý thuyết là tỷ trọng của các thành phần chi tiêu của mỗi địa phương trong mẫu nghiên cứu, tỷ trọng chi tiêu của tỉnh Sóc Trăng trên GDP, tác giả còn đưa thêm một số biến kiểm soát, như: tốc độ thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng cả nước, log của GDP của tỉnh Sóc Trăng. Lý do mà tác giả đưa các biến này vào mô hình có thể được giải thích như sau:

Thứ nhất, với biến p_i (tốc độ thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng trong cả nước), tác giả đưa vào để kiểm soát phản ứng chung của tất cả các địa phương với cú sốc chung của nền kinh tế. Nói cách khác, biến này nhằm xem xét mối quan hệ giữa môi trường lạm phát của cả nước và tăng trưởng kinh tế của từng địa phương.

Thứ hai, với biến ly_t (logarit cơ số e của GDP tỉnh Sóc Trăng), biến này để kiểm định sự hội tụ của thu nhập thực bình quân đầu người các địa phương và kiểm soát những đặc trưng riêng của từng địa phương không đưa vào được mô hình. Vì trong mô hình lý thuyết tân cổ điển có chứng minh được rằng, do quy

* Trường Đại học Công nghiệp Thực phẩm TP. Hồ Chí Minh | Email: hiephx@cntp.edu.vn

luật năng suất biên giảm dần, những tỉnh nào có mức thu nhập ban đầu cao, thì mức thu nhập tăng thêm khi đầu tư thêm một đồng vốn sẽ nhỏ hơn các tỉnh có thu nhập ban đầu thấp. Với lý thuyết đã chỉ ra như ở trên, nên tác giả kỳ vọng biến này sẽ mang giá trị âm.

Tác giả sử dụng bộ dữ liệu thu thập được trong giai đoạn 2010-2014 tại 11 địa phương trên địa bàn tỉnh Sóc Trăng là: thành phố Sóc Trăng, huyện Kế Sách, huyện Long Phú, huyện Cù Lao Dung, huyện Mỹ Tú, huyện Châu Thành, huyện Mỹ Xuyên, huyện Thạnh Trị, thị xã Ngã Năm, thị xã Vĩnh Châu, huyện Trần Đề (Bài viết sử dụng cách viết số thập phân theo chuẩn quốc tế).

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Bảng ma trận hệ số tương quan cho thấy đa phần các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu không có tương quan cao với nhau. Các biến độc lập lại có tương quan cao với biến phụ thuộc gpc_{it} (Bảng 1).

Hồi quy mô hình thực nghiệm bằng phần mềm SPSS 16.0 cho kết quả như Bảng 2.

Để đảm bảo các kết luận được rút ra từ mô hình có độ tin cậy cao, tác giả tiến hành kiểm định các khuyết tật của mô hình bao gồm: hiện tượng đa cộng tuyến, hiện tượng tự tương quan, hiện tượng phương sai thay đổi.

Việc kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình được thực hiện thông qua nhân tố phỏng đại phương sai VIF. Biến nào có VIF lớn hơn 10 thì có xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến, ngược lại, không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Kết quả VIF cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến xảy ra với biến t_{it} và biến t_{it}^2 . Việc này tương đối dễ hiểu do t_{it}^2 là bình phương của biến t_{it} .

Để khắc phục hiện tượng này, cách tốt nhất là loại bỏ các biến có hiện tượng đa cộng tuyến. Tác giả tiến hành loại bỏ lần lượt 1 trong 2 biến t_{it} và t_{it}^2 (Bảng 3).

Kết quả thu được sau khi hồi quy bằng phần mềm SPSS 16.0 cho thấy, khi loại bỏ 1 trong 2 biến t_{it} và t_{it}^2 thì hiện tượng đa cộng tuyến không còn xảy ra với các biến còn lại.

Việc lựa chọn một trong hai mô hình để sử dụng dựa vào kết quả R^2 hiệu chỉnh. R^2 hiệu chỉnh cho thấy mô hình khi loại bỏ t_{it} cho kết quả giải thích cao hơn.

BẢNG 1: MA TRẬN HỆ SỐ TƯƠNG QUAN

	ly_t	t_{it}	ϕ_{2it}	ϕ_{3it}	p_t	gpc_{it}
ly_t	1	-.789**	-.231	-.145	-.115	-.578**
t_{it}	-.789**	1	-.045	.032	-.044	.258
ϕ_{2it}	-.231	-.045	1	-.095	-.298*	.596**
ϕ_{3it}	-.145	.032	-.095	1	.079	.220
p_t	-.115	-.044	-.298*	.079	1	.180
gpc_{it}	-.578**	.258	.596**	.220	.180	1

BẢNG 2: KẾT QUẢ HỒI QUY MÔ HÌNH

Mô hình	Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa		Hệ số hồi quy đã chuẩn hóa	T	Sig.	Tolerance	VIF
	β_i	Sai số chuẩn					
1	(Constant)	.066	.733		.090	.929	
	ly_t	-.014	.024	-.122	-.572	.570	.137
	t_{it}	.265	.155	.874	1.710	.094	.024
	ϕ_{2it}	.708	.111	.706	6.364	.000	.503
	ϕ_{3it}	.099	.036	.234	2.787	.008	.875
	p_t	.394	.107	.351	3.696	.001	.686
	t_{it}^2	-.179	.100	-.695	-1.778	.082	.040

Hệ số Durbin – Watson d = 1.181

BẢNG 3: KẾT QUẢ HỒI QUY SAU KHI LOẠI BỎ MỘT TRONG HAI BIẾN T_{it} VÀ T_{it}^2

Model	Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa		T	Sig.	VIF
1	(Constant)		1.097	2.582	.013
	ly_t		-.047	-3.250	.002
	ϕ_{2it}		.606	6.329	.000
	ϕ_{3it}		.083	2.373	.022
	p_t		.329	3.241	.002
	t_{it}^2		-.015	-.480	.633
	R^2 hiệu chỉnh là 65.30%				
2	(Constant)		.920	1.625	.111
	ly_t		-.041	-2.164	.035
	ϕ_{2it}		.627	6.049	.000
	ϕ_{3it}		.086	2.412	.020
	p_t		.347	3.287	.002
	t_{it}^2		.002	.050	.961
	R^2 hiệu chỉnh là 65.10%				

BẢNG 4: KIỂM ĐỊNH BREUSCH-PAGAN-GODFREY

F-statistic	0.934544	Prob. F(5,49)	0.4670
Obs*R-squared	4.788271	Prob. Chi-Square(5)	0.4423
Scaled explained SS	10.30846	Prob. Chi-Square(5)	0.0670

Nguồn: Tính toán của tác giả

Việc kiểm định hiện tượng tự tương quan thông qua hệ số Durbin - Watson d, nếu giá trị của d:

+ $1 < d < 3$: mô hình không có hiện tượng tự tương quan.

+ $d < 1$ và $d > 3$: mô hình có hiện tượng tự tương quan.

Hệ số Durbin – Watson d = 1.181, do $1 < d < 3$ nên mô hình không có hiện tượng tự tương quan.

Việc kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi thông qua kiểm định Breusch-Pagan-Godfrey (Bảng 4) với giả thiết:

BẢNG 5: KIỂM ĐỊNH HỆ SỐ HỒI QUY

Model	Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa	T	Sig.	VIF
(Constant)	1.097	2.582	.013	
ly_t	-.047	-3.250	.002	2.539
ϕ_{2it}	.606	6.329	.000	1.418
ϕ_{3it}	.083	2.373	.022	1.061
p_t	.329	3.241	.002	1.273
t_{it}^2	-.015	-.480	.633	2.267
Hệ số R ² = 68.50%				

Nguồn: Tính toán của tác giả

H_0 : không có hiện tượng phương sai thay đổi

H_1 : có hiện tượng phương sai thay đổi

Giá trị Prob. F(5,49) = 0.4670 > mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên ta chưa có cơ sở bác bỏ giả thiết H_0 , tức là mô hình không có hiện tượng phương sai thay đổi.

Kiểm định hệ số hồi quy (Bảng 5).

Việc kiểm định hệ số hồi quy của các biến trong mô hình thông qua giả thiết:

$H_0: \beta_i = 0$

$H_1: \beta_i \neq 0$

Nếu các hệ số hồi quy có giá trị sig. < mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ thì ta chấp nhận giả thiết H_1 , tức là hệ số hồi quy của các biến độc lập khác không có ý nghĩa thống kê, hay nói cách khác, các biến độc lập có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc.

Từ kết quả mô hình ta thấy, hệ số hồi quy của các biến độc lập ϕ_{2it} , ϕ_{3it} , p_t đều có giá trị Sig. < 0.05 tức là các hệ số hồi quy này khác không có ý nghĩa thống kê hay nói cách khác GDP, chi đầu tư phát triển, chi thường xuyên (dĩ nhiên là có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc do tổng của tỷ trọng chi đầu tư phát triển và tỷ trọng chi thường xuyên bằng 1), bổ sung từ ngân sách cấp trên trong tổng chi của địa phương, tốc độ thay đổi chỉ số giá trong nước có ảnh hưởng đến GDP bình quân đầu người.

Riêng biến t_{it}^2 không có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc gpc_{it}, do hệ số hồi quy của biến độc lập t_{it}^2 có giá trị Sig. > mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, tức chi ngân sách nhà nước trên GDP không có ảnh hưởng đến GDP bình quân đầu người.

Mô hình này có hệ số R² là 68.50% có nghĩa là các biến độc lập trong mô hình giải thích được 68.50% sự thay đổi của biến phụ thuộc trong mô hình.

KẾT LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ

Kết luận

Từ kết quả hồi quy mô hình tác giả rút ra các kết luận sau:

Hệ số hồi quy của biến p_t là 0.329 cho thấy, trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi khi CPI tăng (giảm) 1% thì GDP bình quân đầu người của Sóc Trăng tăng (giảm) 0.329%. Do đây không phải là quan tâm chính của chuyên đề nên tác giả không lý giải sâu.

Hệ số hồi quy của biến ϕ_{2it} trong mô hình là 0.606, cho thấy trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi khi tỷ trọng chi đầu tư phát triển trong tổng chi

của tỉnh Sóc Trăng tăng (giảm) 1% thì GDP bình quân đầu người sẽ tăng (giảm) 0.606%. GDP bình quân đầu người của Sóc Trăng phụ thuộc nhiều vào nguồn chi đầu tư phát triển từ ngân sách Tỉnh và Trung ương. Tại một địa phương kinh tế còn chưa phát triển như Sóc Trăng, việc chi đầu tư phát triển sẽ góp phần tạo cơ sở vật chất hạ tầng và tri thức con người, qua đó sẽ thúc đẩy sự phát triển kinh tế và tác động tích cực đến GDP bình quân đầu người của Sóc Trăng.

Hệ số hồi quy của biến ϕ_{3it} trong mô hình là 0.083, cho thấy trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi, nguồn bổ sung từ ngân sách cấp trên trong tổng chi của địa phương đã góp phần tích cực vào việc gia tăng GDP bình quân đầu người của địa phương. Nhu cầu chi tiêu của các địa phương như Sóc Trăng trong giai đoạn đang phát triển là rất lớn, trong khi nguồn thu để phục vụ cho các nhiệm vụ chi đó thường không đáp ứng đủ. Trong điều kiện đó, nguồn bổ sung từ ngân sách cấp trên cho ngân sách địa phương đóng vai trò quan trọng. Cụ thể, tại Sóc Trăng, khi nguồn bổ sung từ ngân sách cấp trên cho ngân sách địa phương tăng (giảm) 1% thì GDP bình quân đầu người sẽ tăng (giảm) 0.083%. Tuy có ảnh hưởng tích cực, nhưng mức độ tác động chưa cao, điều này cho thấy cần phải có kế hoạch quản lý đối với nguồn bổ sung từ ngân sách cấp trên tránh làm lãng phí nguồn lực hoặc tạo cho địa phương tâm lý ỷ lại và xảy ra tình trạng địa phương nào muôn năm sau được chi nhiều thì chạy chi tiêu cho hết phần chi trước đó, mà đa phần các khoản chi này không mang lại lợi ích cho nền kinh tế cũng như người dân, gây tình trạng lãng phí.

Hệ số hồi quy của biến ly_t là -0.047, cho thấy trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi, sự thay đổi GDP của Sóc Trăng tác động rất nhỏ đến GDP bình quân đầu người của Tỉnh. Nguyên nhân do Sóc Trăng vẫn còn là một tỉnh nghèo nên sự tăng trưởng GDP chưa vượt lên trên tốc độ tăng dân số, nên có tác động rất ít đến thu nhập bình quân đầu người của người dân.

Kiến nghị

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy GDP bình quân đầu người tại Sóc Trăng bị ảnh hưởng mạnh bởi chi đầu tư phát triển, nguồn chi bổ sung từ ngân sách cấp trên cho ngân sách cấp dưới, do đó các giải pháp quản lý thu chi

ngân sách nhà nước nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tập trung vào các yếu tố ảnh hưởng này. Cụ thể:

Một là, tăng cường quản lý chi đầu tư phát triển từ vốn ngân sách nhà nước khắc phục tình trạng đầu tư phân tán, dàn trải, lãng phí và kém hiệu quả. Chính quyền tỉnh Sóc Trăng cần thiết lập và vận hành quy trình hợp lý, chặt chẽ, có hiệu quả về xác định, thẩm định, lựa chọn, phân bổ vốn và thực hiện dự án đầu tư bằng vốn ngân sách nhà nước. Mặt khác, trong điều kiện nguồn vốn hạn hẹp, Sóc Trăng cần tập trung bố trí đủ vốn đầu tư thực hiện các dự án quan trọng nhất, có hiệu quả kinh tế - xã hội cao nhất trong số các dự án đã chọn theo quy trình, khắc phục đầu tư dàn trải, phân tán, thiếu đồng bộ và kém hiệu quả.

Tăng cường kỷ cương phân cấp đầu tư công. Quyết định đầu tư phải trên cơ sở cân đối và bố trí được nguồn vốn, áp dụng các chế tài nhằm nâng cao hiệu quả dự án đầu tư, tránh sai sót, rủi ro ngay từ chủ trương đầu tư. Nâng cao hiệu lực và hiệu quả công tác giám sát các dự án đầu tư nhà nước thông qua việc tăng cường vai trò giám sát của Sở Kế hoạch và Đầu tư tỉnh Sóc Trăng, công tác kiểm toán các dự án đầu tư công, cũng như cơ chế giám sát của người dân và các tổ chức xã hội đối với hoạt động đầu tư công.

Tập trung đầu tư công vào một số dự án trọng điểm, có tính đột phá và lan tỏa đối với nông dân và đồng bào dân tộc thiểu số trên địa bàn Tỉnh. Tập trung đầu tư công vào dịch vụ phúc lợi công cộng, đầu tư công vào phát triển sản xuất.

Hai là, nâng cao khả năng chủ động, tích cực của ngân sách cấp dưới. Mặc dù chi bổ sung của ngân sách cấp trên có ảnh hưởng tích cực làm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, việc này sẽ dẫn đến tình trạng ngân sách cấp dưới sẽ ỷ lại và trông chờ vào ngân sách cấp trên. Ngược lại, việc chi bổ sung liên tục của ngân sách cấp trên sẽ dẫn đến tình trạng bội chi ngân sách cấp trên, trong ngắn hạn có thể thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, nhưng trong dài hạn sẽ gây ra tình trạng lạm phát. Vì vậy, tỉnh Sóc Trăng cần quy định phân cấp nhiệm vụ chi ngân sách phải phù hợp với phân cấp quản lý kinh tế - xã hội, tránh chồng chéo giữa các cấp hoặc phân cấp không hợp lý dẫn đến khó khăn trong phân cấp nhiệm vụ chi giữa các cấp ngân sách.

Cần quy định cụ thể và rõ ràng hơn nhiệm vụ, quyền hạn, trách nhiệm của các cấp chính quyền bên dưới trong quy trình ngân sách tại Sóc Trăng. Việc đẩy mạnh phân cấp quản lý ngân sách chỉ có thể đạt được mục tiêu mong muốn khi gắn liền với việc tăng cường tính minh bạch và trách nhiệm giải trình về tài chính ở cấp địa phương. Đồng thời, tăng cường hoạt động giám sát của các cơ quan dân cử nhằm bảo đảm tính hiệu quả của quản lý ngân sách. □

Abstract:

Analyzing the influences of government spending on economic growth in Soc Trang, the author applies multiple regression model for data collected during the period 2010-2014 in 11 localities of the province. The result shows that development investment expenditures, regular expenditures, additional revenue from high-level budget, and the change of consumer price index make positive effects on GDP per capita.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Nguyễn Khắc Minh, Nguyễn Việt Hùng, Nguyễn Thị Minh (2008). *Tăng trưởng chuyển đổi cơ cấu và chính sách kinh tế ở Việt Nam thời kỳ đổi mới*, Nxb Khoa học và Kỹ thuật, 41-70
2. Bahl, R. W.,& Linn, J. F (1992). *Urban public finance in developing countries*, New York: Oxford Univ. Press
3. Barro, R.J., (1991). Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407–444
4. Davoodi, H., Xie, D., and Zou, H. (1999). Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in the United States, *Journal of Urban Economics*, 45, 228-239
5. Davoodi H., Zou H., (1998). Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-Country Study, *Journal of Urban Economics*, 43, 244-257
6. Devarajan S., Swaroop V., Zou H. (1996). The composition of public expenditure and economic growth, *Journal of Money economic* 37, 313-344
7. Mankiw G. N, Romer D, Weil N. D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth, *The Quarterly Journal of Economics*
8. Kormendi, R.C., and P.G. Meguire (1985). Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country evidence, *Journal of Monetary Economics*, 141-163