

TÍNH THANH KHOẢN CỦA CỔ PHIẾU VÀ CHÍNH SÁCH CỔ TỨC

Bùi Kim Phương

Đại học Văn Lang

E-mail: buikimphuong@vanlanguni.edu.vn

Ngày nhận: 26/4/2019

Ngày nhận bản sửa: 29/5/2019

Ngày duyệt đăng: 05/8/2019

Tóm tắt:

Bài báo nghiên cứu mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách chi trả cổ tức của công ty. Sử dụng dữ liệu của 518 công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HSX) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) trong giai đoạn 2012-2017, bài báo tìm thấy mối quan hệ ngược chiều giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách chi trả cổ tức của công ty. Như vậy, ở các công ty mà cổ phiếu có tính thanh khoản cao hơn, khả năng chi trả cổ tức sẽ thấp hơn và ngược lại. Bằng chứng thực nghiệm này cho thấy tính thanh khoản của cổ phiếu có khả năng giải thích đáng kể cho quyết định chi trả cổ tức của công ty bên cạnh các yếu tố khác như khả năng sinh lợi, vòng đời công ty, mức độ nắm giữ tiền và tuổi công ty.

Từ khóa: Chính sách cổ tức; Tính thanh khoản của cổ phiếu; Việt Nam.

Mã JEL: G35; G30

Stock liquidity and dividend policy

Abstract:

This paper examines the relationship between stock liquidity and dividend policy of firms. Using the data of 518 firms listed on the Ho Chi Minh City Stock Exchange (HSX) and the Hanoi Stock Exchange (HNX) for the period 2012-2017, this paper finds the negative relation between stock liquidity and dividend policy. Thus, firms with more liquid stocks have lower probability to pay dividends and vice versa. This empirical evidence shows that in addition to profitability, firm life cycle, cash holdings, firm age, stock liquidity has a significant power to explain for dividend payment decision.

Keywords: Dividend policy, stock liquidity, Vietnam.

JEL code: G35; G30

1. Giới thiệu

Cho đến nay, chính sách cổ tức vẫn là vấn đề gai góc nhất trong tài chính doanh nghiệp (Baker & cộng sự, 2002). Nhiều nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm về chính sách cổ tức cho thấy việc giải quyết vấn đề này không đơn giản và cũng không rõ ràng. Trong đó, nghiên cứu của Miller & Modigliani (1961) được xem là có ảnh hưởng sâu sắc nhất trong

lĩnh vực này. Cụ thể, trong định đề không liên quan của cổ tức, họ đã đưa ra lập luận rằng trong các thị trường vốn hoàn hảo, tài sản của cổ đông chỉ được quyết định bởi các cơ hội đầu tư của công ty mà không phụ thuộc vào chính sách cổ tức. Tuy nhiên, trong thực tế, rất nhiều công ty vẫn chi trả cổ tức cho cổ đông. Các nhà nghiên cứu đã cố gắng tìm lý do cho sự tồn tại của cổ tức trong các thị trường không

hoàn hảo. Khi đó, các yếu tố như thuế, chi phí giao dịch và thông tin bất đối xứng hoặc những cân nhắc về hành vi, chẳng hạn như sự ưa thích của nhà đầu tư sẽ có tác động nhất định đến chính sách cổ tức của công ty.

Tiếp cận vấn đề từ góc độ chi phí giao dịch, nhiều nghiên cứu tìm thấy sự phụ thuộc của chính sách cổ tức vào tính thanh khoản của cổ phiếu. Cụ thể, Banerjee & cộng sự (2007), Bulan & cộng sự (2007), Kale & cộng sự (2012) và Kuo & cộng sự (2013) tìm thấy mối quan hệ ngược chiều giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách chi trả cổ tức. Trong khi đó, Jiang & cộng sự (2017) lại thấy rằng mối quan hệ này là cùng chiều. Như vậy, liệu rằng ở Việt Nam, tính thanh khoản của cổ phiếu có tác động đến chính sách chi trả cổ tức hay không và nếu có thì chiều hướng tác động như thế nào? Sử dụng mẫu nghiên cứu bao gồm 518 công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HSX) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) trong khoảng thời gian 2012-2017, bài báo tìm thấy mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách chi trả cổ tức là ngược chiều. Điều này có nghĩa là những công ty mà cổ phiếu có tính thanh khoản thấp sẽ có nhiều khả năng chi trả cổ tức.

Phần còn lại của bài báo được cấu trúc như sau. Phần 2 trình bày tổng quan lý thuyết về mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức. Phương pháp nghiên cứu được đề cập đến trong phần 3. Phần 4 thảo luận kết quả nghiên cứu và phần 5 kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

Khi nghiên cứu về các mối quan hệ giữa chính sách cổ tức, tăng trưởng và định giá cổ phiếu, Miller & Modigliani (1961) chỉ ra rằng cổ tức không liên quan đến tổng giá trị công ty. Định đề không liên quan của cổ tức này được xây dựng dựa trên cơ sở các giả định về thị trường vốn hoàn hảo, chẳng hạn như không có thuế, không có chi phí giao dịch và chi phí đại diện, thông tin có sẵn miễn phí cho tất cả mọi người. Trong thế giới lý tưởng của Miller & Modigliani (1961), chính sách đầu tư là yếu tố quyết định duy nhất của giá trị công ty. Do đó, chính sách chi trả cổ tức là một vấn đề kinh tế mà các nhà quản lý có thể bỏ qua nếu họ đưa ra quyết định đầu tư hợp lý. Nghiên cứu sau đó của Black & Scholes (1974) cũng ủng hộ lập luận này của Miller & Modigliani

(1961). Tuy nhiên, trong thế giới thực, lập luận về sự không liên quan của cổ tức là một vấn đề gây nhiều tranh cãi. Tập trung vào những bất hoàn hảo của thị trường, các nhà nghiên cứu đã đưa ra nhiều giả thuyết khác về lý do tại sao các công ty trả cổ tức và tại sao các nhà đầu tư muốn cổ tức.

Một trong những bất hoàn hảo của thị trường là sự hiện diện của chi phí giao dịch. Nếu chi phí giao dịch bằng 0 thì các nhà đầu tư có thể đầu tư hoặc thanh lý khoản đầu tư của họ trong một công ty mà không làm phát sinh bất kỳ một chi phí giao dịch trực tiếp hoặc gián tiếp nào và không làm thay đổi giá của chứng khoán cơ sở. Trong các thị trường không có chi phí giao dịch, các nhà đầu tư có nhu cầu thanh khoản có thể tự chi trả cổ tức cho mình mà không tốn kém bằng cách bán một lượng thích hợp số cổ phần mà họ đang nắm giữ. Do đó, các nhà đầu tư sẽ không phân biệt giữa cổ tức và lãi vốn. Tuy nhiên, trong thực tế, chi phí giao dịch luôn hiện diện trong các thị trường tài chính. Nhà đầu tư phải trả hoa hồng giao dịch. Ngoài ra, họ có thể phải đưa ra một mức giá nhượng bộ để giao dịch được thực hiện ngay lập tức hoặc họ phải chờ đợi cho đến thời điểm tối ưu để thực hiện giao dịch. Cổ phiếu có trả cổ tức bằng tiền mặt cho phép các nhà đầu tư thỏa mãn nhu cầu thanh khoản với chi phí giao dịch thấp hoặc bằng 0. Khi chi phí giao dịch tồn tại trong các thị trường tài chính, một hàm ý của định đề không liên quan của Miller & Modigliani (1961) là với các yếu tố khác không đổi, các công ty có cổ phiếu thanh khoản kém sẽ có khả năng chi trả cổ tức nhiều hơn so với các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao.

Như vậy, về mặt lý thuyết, tính thanh khoản của cổ phiếu và khả năng chi trả cổ tức của các công ty có tương quan ngược chiều. Cụ thể, khi các nhà đầu tư duy lý ưa thích các công ty có tính thanh khoản cao, họ sẽ định giá thấp các công ty có tính thanh khoản kém. Do đó, để làm tăng định giá của mình, các công ty có tính thanh khoản kém có nhiều khả năng sẽ chi trả cổ tức. Brav & cộng sự (2005) cũng đưa ra bằng chứng khảo sát cho rằng nhà quản lý có quan tâm đến tính thanh khoản của thị trường cổ phiếu khi ra quyết định về chính sách chi trả. Cụ thể, họ thấy rằng một công ty có thể hạn chế mua lại cổ phần nếu việc mua lại này làm giảm tính thanh khoản của cổ phiếu.

Tiếp cận chính sách cổ tức từ góc độ chi phí giao dịch, nhiều nghiên cứu tìm thấy mối liên hệ giữa tính

thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức. Cụ thể, Banerjee & cộng sự (2007) đưa ra bằng chứng về mối quan hệ ngược chiều giữa tính thanh khoản thị trường cổ phiếu và chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trên AMEX và NYSE trong khoảng thời gian 40 năm từ 1963 đến 2003. Sau khi kiểm soát các đặc tính công ty, họ thấy rằng tính thanh khoản của cổ phiếu có khả năng giải thích cho chính sách chi trả cổ tức. Hơn nữa, họ còn thấy rằng tính thanh khoản của cổ phiếu là một yếu tố ảnh hưởng quan trọng của sự kiện bắt đầu chi trả và ngừng chi trả cổ tức. Bên cạnh đó, họ còn ủng hộ quan điểm cho rằng tính thanh khoản của thị trường cổ phiếu và cổ tức tiền mặt là hai cơ chế thay thế cho nhau. Nghiên cứu của Bulan & cộng sự (2007) về việc xác định thời điểm và tầm quan trọng của sự kiện bắt đầu chi trả cổ tức trong vòng đời của một công ty cũng tìm thấy tỷ lệ bắt đầu chi trả cổ tức là tương đối cao hơn đối với các công ty kém thanh khoản. Tuy nhiên, họ thấy rằng sự thay đổi trong tính thanh khoản của cổ phiếu không phải là một nhân tố dự báo quan trọng cho sự kiện bắt đầu chi trả cổ tức của các công ty. Tương tự, Kale & cộng sự (2012) cũng tìm thấy bằng chứng ủng hộ giả thuyết chi phí giao dịch khi phân tích nội dung thông tin của quyết định bắt đầu chi trả cổ tức. Cụ thể, với mẫu nghiên cứu bao gồm 6.588 công ty niêm yết trong giai đoạn 1979-2005, Kale & cộng sự (2012) thấy rằng các công ty mà cổ phiếu có tính thanh khoản cao ít có khả năng bắt đầu chi trả cổ tức. Sử dụng dữ liệu quốc tế, Kuo & cộng sự (2013) cũng thấy rằng tính thanh khoản của cổ phiếu là một trong những yếu tố ảnh hưởng đến chính sách chi trả cổ tức vì yếu tố này giải thích đáng kể cho xác suất chi trả cổ tức của các công ty ở cả chín thị trường tài chính lớn trong giai đoạn 1989-2011.

Ngược lại, khi nghiên cứu về tác động thông tin của tính thanh khoản cổ phiếu đến chính sách chi trả cổ tức với dữ liệu từ các công ty niêm yết ở Trung Quốc trong giai đoạn 2000-2014, Jiang & cộng sự (2017) tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức. Ngoài ra, mối quan hệ này rõ rệt hơn khi môi trường thông tin thiếu minh bạch và khi mâu thuẫn giữa cổ đông kiểm soát và nhà đầu tư thiểu số là nghiêm trọng. Bên cạnh đó, von Eije & Megginson (2008) còn tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và số tiền mua lại cổ phần ở 15 nước thuộc liên minh châu Âu. Điều này có nghĩa là các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao hơn sẽ mua

lại cổ phần nhiều hơn.

Các nghiên cứu ở Việt Nam trong thời gian gần đây tìm thấy rằng quy mô công ty, khả năng sinh lợi, cơ hội đầu tư, rủi ro, vòng đời công ty và mức độ nắm giữ tiền mặt là các yếu tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của công ty (Võ Xuân Vinh, 2013; Nguyễn Thị Minh Huệ & cộng sự, 2014; Trần Thị Hải Lý & Đỗ Thị Bảy, 2015; Trần Thị Tuấn Anh, 2016; Nguyễn Khắc Quốc Bảo & Nguyễn Thị Thùy Linh, 2016; Bùi Kim Phương, 2018). Như vậy, tính thanh khoản của cổ phiếu hầu như chưa được xét đến trong các nghiên cứu trước ở Việt Nam. So với các thị trường phát triển thì thị trường Việt Nam có tính thanh khoản khá thấp. Phần lớn nghiên cứu đã được thực hiện ở các thị trường phát triển đều tìm thấy khi cổ phiếu có tính thanh khoản thấp, công ty sẽ có nhiều khả năng chi trả cổ tức hơn. Liệu rằng tính thanh khoản cổ phiếu có tác động đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty niêm yết ở Việt Nam hay không? Để trả lời câu hỏi này, bài báo sẽ kiểm định giả thuyết sau:

H: Mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách chi trả cổ tức là ngược chiều.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Bài báo sử dụng biến giả quyết định chi trả cổ tức (DIV) làm biến phụ thuộc và hồi quy theo tính thanh khoản của cổ phiếu (TOR). Biến phụ thuộc này là một biến nhị phân, nhận giá trị 1 nếu công ty có trả cổ tức và nhận giá trị 0 nếu công ty không trả cổ tức. Do đó, bài báo sử dụng mô hình hồi quy logit để nghiên cứu mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và tính thanh khoản của cổ phiếu. Ngoài ra, theo các nghiên cứu trước của Fama & French (2001), Li & Zhao (2008), Kale & cộng sự (2012), Jiang & cộng sự (2017), các yếu tố khác có thể có tác động đến quyết định chi trả cổ tức cũng được kiểm soát. Cụ thể, các biến kiểm soát bao gồm khả năng sinh lợi (ROA), quy mô công ty (LNTA), cơ hội đầu tư (MB và DAA), vòng đời công ty (RETA), mức độ nắm giữ tiền (CASHA) và tuổi công ty (AGE). Như vậy, mô hình hồi quy có dạng sau:

$$\text{Pr}(\text{DIV}_{i,t} = 1) = \text{logit}(\beta_0 + \beta_1 \text{TOR}_{i,t-1} + \beta_2 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_3 \text{LNTA}_{i,t-1} + \beta_4 \text{MB}_{i,t-1} + \beta_5 \text{DAA}_{i,t-1} + \beta_6 \text{RETA}_{i,t-1} + \beta_7 \text{CASHA}_{i,t-1} + \beta_8 \text{AGE}_{i,t-1}) + \mu_{i,t}(1)$$

Các biến có trong mô hình được định nghĩa ở Bảng 1 dưới đây.

Bảng 1: Định nghĩa các biến được sử dụng trong mô hình

Ký hiệu	Tên biến	Cách tính
DIV	Chính sách cổ tức	Biến giả, nhận giá trị 1 nếu công ty có trả cổ tức và nhận giá trị 0 nếu công ty không trả cổ tức.
TOR	Tính thanh khoản của cổ phiếu	$\frac{\text{Khối lượng cổ phần được giao dịch}}{\text{Số lượng cổ phần lưu hành bình quân}}$
ROA	Khả năng sinh lợi	$\frac{\text{Lợi nhuận ròng} + \text{Chi phí lãi vay}}{\text{Tổng tài sản bình quân}}$
LNTA	Quy mô công ty	$\text{Ln}(\text{Tổng tài sản})$
MB	Cơ hội đầu tư	$\frac{\text{Giá trị thị trường của tổng tài sản}}{\text{Giá trị sổ sách của tổng tài sản}}$
DAA		$\frac{\text{Tổng tài sản năm } t - \text{Tổng tài sản năm } t - 1}{\text{Tổng tài sản năm } t - 1}$
RETA	Vòng đời công ty	$\frac{\text{Lợi nhuận giữ lại}}{\text{Tổng tài sản}}$
CASHA	Mức độ nắm giữ tiền	$\frac{\text{Tiền và các khoản tương đương tiền}}{\text{Tổng tài sản}}$
AGE	Tuổi công ty	Năm t – Năm niêm yết + 1

Bên cạnh đó, vì chính sách cổ tức có thể bị ảnh hưởng bởi yếu tố thời gian và yếu tố đặc thù ngành nên mô hình còn bao gồm biến giả năm và biến giả ngành. Mô hình logit cho dữ liệu bảng có thể được ước lượng với tác động cố định hoặc tác động ngẫu nhiên và kiểm định Hausman sẽ được thực hiện để lựa chọn mô hình thích hợp.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Để nghiên cứu về mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách chi trả cổ tức,

bài báo sử dụng dữ liệu từ 518 công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HSX) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX). Các công ty tài chính và tiện ích không được đưa vào mẫu nghiên cứu, tương tự Jiang & cộng sự (2017), Kuo & cộng sự (2013), Goyal & Muckley (2013) và Kale & cộng sự (2012). Thời gian nghiên cứu kéo dài từ năm 2012 đến năm 2017 và mẫu nghiên cứu bao gồm 2.746 quan sát công ty-năm. Các dữ liệu tài chính và kế toán của các công

Bảng 2: Thông kê mô tả

	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
DIV	0,668	1,000	0,471	0,000	1,000
TOR	0,722	0,239	1,207	0,004	6,434
ROA	0,078	0,069	0,072	-0,150	0,345
LNTA	13,056	12,948	1,468	9,467	18,107
MB	0,940	0,878	0,347	0,370	2,483
DAA	0,103	0,056	0,251	-0,370	1,316
AGE	6,371	6,000	2,815	2,000	17,000
RETA	0,055	0,044	0,099	-0,339	0,354
CASHA	0,098	0,058	0,109	0,001	0,527
Số quan sát	2.746				
Số công ty	518				

Bảng 3: Ma trận tương quan

	DIV	TOR	ROA	LNTA	MB	DAA	AGE	RETA
TOR	-0,227***							
ROA	0,464***	-0,125***						
LNTA	0,030	0,128***	0,051***					
MB	0,213***	-0,131***	0,452***	0,173***				
DAA	0,024	0,157***	0,231***	0,181***	0,120***			
AGE	0,044**	-0,062	-0,033	0,135	0,131	-0,018		
RETA	0,462***	-0,103***	0,712***	0,091***	0,319***	0,153***	-0,009	
CASHA	0,274***	-0,132***	0,320***	-0,101***	0,191***	0,0119	0,020	0,340***

Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 10%, 5% và 1% tương ứng.

ty được lấy từ Datastream. Các quan sát khác biệt không có tính đại diện cho mẫu nghiên cứu bị loại bỏ.

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả của các biến được sử dụng trong bài báo. Bảng 2 cho thấy tính trung bình trong cả giai đoạn nghiên cứu 2012-2017, có khoảng 66,8% quan sát công ty-năm có trả cổ tức. Ngoài ra, bảng 2 còn cho thấy giá trị trung bình của tính thanh khoản cổ phiếu (TOR) là 0,722 trong khi trung vị là 0,239. Như vậy, phân phối của tính thanh khoản cổ phiếu (TOR) bị lệch sang bên phải.

Bảng 3 trình bày hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình. Bảng 3 cho thấy chính sách cổ tức (DIV) tương quan ngược chiều với tính thanh khoản của cổ phiếu (TOR). Như vậy, ở các công ty mà cổ phiếu có tính thanh khoản cao hơn, khả năng chi trả cổ tức sẽ thấp hơn và ngược lại. Trong khi đó, tương

quan giữa chính sách cổ tức (DIV) và khả năng sinh lợi (ROA), cơ hội đầu tư (MB), tuổi công ty (AGE), vòng đời công ty (RETA) và mức độ nắm giữ tiền (CASHA) là cùng chiều. Bảng 3 còn cho thấy tương quan cặp giữa tất cả các biến giải thích trong mô hình tương đối thấp, trong đó, hệ số tương quan cao nhất là giữa RETA và ROA (0,712). Do đó, có thể kết luận rằng không có đa cộng tuyến giữa các biến độc lập.

Bảng 4 trình bày kiểm định sự khác biệt giữa các công ty có trả cổ tức và các công ty không trả cổ tức. Cụ thể, các công ty có trả cổ tức có tính thanh khoản của cổ phiếu (TOR) thấp hơn so với các công ty không trả cổ tức. Trái lại, các công ty có trả cổ tức lại có khả năng sinh lợi (ROA), cơ hội đầu tư (MB), vòng đời công ty (RETA) và mức độ nắm giữ tiền (CASHA) cao hơn so với các công ty không trả cổ tức.

Bảng 4: So sánh sự khác biệt giữa các công ty có trả cổ tức và các công ty không trả cổ tức

Biến	Các công ty không trả cổ tức			Các công ty có trả cổ tức			Kiểm định sự khác biệt	
	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Trung bình	Trung vị
TOR	909	1,112	0,378	1.837	0,529	0,199	-0,583***	-0,179***
ROA	909	0,031	0,033	1.837	0,102	0,088	0,071***	0,055***
LNTA	909	12,992	12,881	1.837	13,087	13,007	0,095	0,126*
MB	909	0,835	0,819	1.837	0,992	0,906	0,157***	0,087***
DAA	909	0,095	0,021	1.837	0,107	0,074	0,012	0,053***
AGE	909	6,193	6,000	1.837	6,459	6,000	0,266**	0,000
RETA	909	-0,010	0,009	1.837	0,087	0,065	0,097***	0,056***
CASHA	909	0,056	0,026	1.837	0,119	0,080	0,063***	0,054***

Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 10%, 5% và 1% tương ứng.

Bảng 5: Kết quả hồi quy.

	M1	M2	M3	M4
TOR	-0,208*** (0,074)	-0,398*** (0,077)	-0,388*** (0,076)	-0,373*** (0,075)
ROA		18,088*** (2,706)	17,567*** (2,657)	17,354*** (2,648)
LNTA		0,017 (0,088)	0,041 (0,087)	0,021 (0,088)
MB		0,318 (0,444)	0,268 (0,460)	0,295 (0,454)
DAA		-0,518 (0,354)	-0,563 (0,355)	-0,519 (0,356)
RETA		9,234*** (2,254)	8,478*** (2,151)	8,645*** (2,186)
CASHA			3,439*** (1,214)	3,429*** (1,205)
AGE				0,090** (0,044)
Hằng số	1,451*** (0,171)	-1,760 (1,257)	-2,315* (1,250)	-2,480** (1,248)
Tác động ngành	Không	Có	Có	Có
Tác động năm	Không	Có	Có	Có
Số quan sát	2.746	2.746	2.746	2.746
Số công ty	518	518	518	518
Wald chi2	9,42	235,35	247,25	249,60
Prob > chi2	0,002	0,000	0,000	0,000
Pseudo-R2	0,003	0,120	0,125	0,127

*Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 10%, 5% và 1% tương ứng. Giá trị trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn đã điều chỉnh phương sai thay đổi theo cụm ở mức độ công ty.*

Kiểm định đơn biến ở Bảng 4 đã chỉ ra các công ty có trả cổ tức có tính thanh khoản của cổ phiếu thấp hơn so với các công ty không trả cổ tức. Kết quả phân tích đa biến được trình bày ở Bảng 5 tiếp tục khẳng định mối quan hệ ngược chiều này khi hồi quy chính sách cổ tức (DIV) với tính thanh khoản của cổ phiếu (TOR). Trong Bảng 5, mô hình M1 chỉ phân tích tác động của tính thanh khoản của cổ phiếu (TOR) đến quyết định chi trả cổ tức (DIV). Mô hình M2, M3 và M4 mở rộng mô hình M1, kiểm soát thêm các yếu tố khác có khả năng tác động đến quyết định chi trả cổ tức, bao gồm khả năng sinh lợi (ROA), quy mô công ty (LNTA), cơ hội đầu tư (MB và DAA), vòng đời công ty (RETA), mức độ nắm giữ tiền (CASHA) và tuổi công ty (AGE). Ngoài ra,

do chính sách cổ tức có thể bị ảnh hưởng bởi yếu tố thời gian và đặc thù ngành nên ba mô hình M2, M3 và M4 đưa thêm biến giả năm và biến giả ngành để kiểm soát tác động của các yếu tố này. Kiểm định Hausman được thực hiện cho thấy ước lượng mô hình (1) với tác động ngẫu nhiên thích hợp hơn so với tác động cố định. Do đó, kết quả được trình bày trên bảng 5 là kết quả ước lượng mô hình (1) với tác động ngẫu nhiên.

Bảng 5 cho thấy trong cả bốn mô hình, các hệ số của tính thanh khoản của cổ phiếu (TOR) đều mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Như vậy, ở các công ty mà cổ phiếu có tính thanh khoản cao hơn, khả năng chi trả cổ tức sẽ thấp hơn và ngược lại. Nói cách khác, tính thanh khoản của cổ phiếu là

một yếu tố ảnh hưởng quan trọng của chính sách chi trả cổ tức của công ty. Kết quả này thống nhất với quan điểm chi phí giao dịch, cho rằng mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức là ngược chiều, tương tự các nghiên cứu trước của Banerjee & cộng sự (2007), Kale & cộng sự (2012) và Kuo & cộng sự (2013).

Ngoài ra, bảng 5 còn cho thấy các hệ số của các biến kiểm soát bao gồm khả năng sinh lợi (ROA), vòng đời công ty (RETA), mức độ nắm giữ tiền (CASHA) và tuổi công ty (AGE) đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Như vậy, những công ty có khả năng sinh lợi cao, trưởng thành hơn trong vòng đời, mức độ nắm giữ tiền cao và có thời gian niêm yết dài hơn sẽ có khả năng chi trả cổ tức cao hơn, thống nhất với von Eije & Megginson (2008), Kale & cộng sự (2012), Goyal & Muckley (2013), Jiang & cộng sự (2017), Trần Thị Tuấn Anh (2016) và Bùi Kim Phương (2018).

5. Kết luận và hàm ý

Theo giả thuyết chi phí giao dịch, khi thanh khoản thị trường kém, nhà đầu tư sẽ có nhu cầu cao hơn đối với cổ tức tiền mặt từ các cổ phiếu mà họ đang nắm giữ. Do đó, các công ty có cổ phiếu thanh khoản kém sẽ có nhiều động cơ phân phối cổ tức tiền mặt cho cổ đông hơn và ngược lại. Bài báo nghiên cứu xem liệu rằng ở Việt Nam, chính sách cổ tức của công ty

có bị ảnh hưởng bởi tính thanh khoản cổ phiếu hay không. Sử dụng dữ liệu từ 518 công ty niêm yết trên HSX và HNX trong giai đoạn 2012-2017, bài báo tìm thấy mối quan hệ ngược chiều giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức. Điều này có nghĩa là công ty nào có tính thanh khoản của cổ phiếu cao hơn sẽ có khả năng chi trả cổ tức thấp hơn, ủng hộ giả thuyết chi phí giao dịch. Như vậy, tính thanh khoản của cổ phiếu cũng là một yếu tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của công ty bên cạnh các yếu tố khác như khả năng sinh lợi, vòng đời công ty, mức độ nắm giữ tiền và tuổi công ty.

Một số hàm ý có thể được rút ra từ nghiên cứu này. Cụ thể, đối với nhà đầu tư, quyết định của họ thường bị chi phối bởi tính thanh khoản của cổ phiếu. Phần lớn nhà đầu tư có sự ưa thích hơn đối với cổ phiếu có tính thanh khoản cao. Tuy nhiên, nếu đang nắm giữ cổ phiếu có tính thanh khoản thấp, họ có nhiều khả năng sẽ được nhận cổ tức tiền mặt. Do đó, nhà đầu tư nên xem xét đồng thời cả tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức của công ty trước khi ra quyết định. Đối với nhà quản lý, tính thanh khoản của cổ phiếu là một yếu tố cần được cân nhắc đến khi ra quyết định về chính sách chi trả cổ tức. Việc chi trả cổ tức khi cổ phiếu có tính thanh khoản thấp có thể làm tăng định giá của công ty cũng như nâng cao khả năng huy động vốn từ thị trường trong tương lai.

Tài liệu tham khảo:

- Baker, H.K., Powell, G.E. & Veit, E.T. (2002), 'Revisiting the dividend puzzle. Do all of the pieces now fit?', *Review of Financial Economics*, 11, 241–261.
- Banerjee, S., Gatchev, V.A., & Spindt, P.A. (2007), 'Stock Market Liquidity and Firm Dividend Policy', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(2), 369–397.
- Black, F. & Scholes, M. (1974), 'The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns', *Journal of Financial Economics*, 1, 1–22.
- Brav, A., Graham, J., Harvey, C. & Michaely, R. (2005), 'Payout policy in the 21st century', *Journal of Financial Economics*, 77(3), 483–527.
- Bùi Kim Phương (2018), 'Tác động của vòng đời công ty đến chính sách cổ tức của công ty niêm yết tại Việt Nam', *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 150, 54–61.
- Bulan, L. & Tanlu, L. (2007), 'On the Timing of Dividend Initiations', *Financial Management*, 36(4), 31–65.
- Fama, E.F. & French, K.R. (2001), 'Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay', *Journal of Financial Economics*, 60, 3–43.
- Goyal, A. & Muckley, C. (2013), 'Cash dividends and investor protection in Asia', *International Review of Financial Analysis*, 29, 31–43.
- Jiang, F., Ma, Y. & Shi, B. (2017), 'Stock liquidity and dividend payouts', *Journal of Corporate Finance*, 42, 295–314.

- Kale, J.R., Kini, O. & Payne, J.D. (2012), 'The Dividend Initiation Decision of Newly Public Firms: Some Evidence on Signaling with Dividends', *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(2), 365–396.
- Kuo, J., Philip, D. & Zhang, Q. (2013), 'What drives the disappearing dividends phenomenon?', *Journal of Banking and Finance*, 37(9), 3499–3514.
- Li, K. & Zhao, X. (2008), 'Asymmetric Information and Dividend Policy', *Financial Management*, 37(4), 673–694.
- Nguyễn Khắc Quốc Bảo & Nguyễn Thị Thùy Linh (2016), 'Những nhân tố tác động đến vấn đề làm tròn cổ tức của các doanh nghiệp Việt Nam', *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 27(4), 63–80.
- Nguyễn Thị Minh Huệ, Nguyễn Thị Thùy Dung & Nguyễn Thị Thùy Linh (2014), 'Những nhân tố ảnh hưởng đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty cổ phần tại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 20(210), 33–42.
- Miller, M.H. & Modigliani, F. (1961), 'Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares', *The Journal of Business*, 34(4), 411–433.
- Trần Thị Hải Lý & Đỗ Thị Bảy (2015), 'Cấu trúc sở hữu và chính sách cổ tức của các doanh nghiệp niêm yết: Bằng chứng tại Việt Nam', *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 23(33), 72–78.
- Trần Thị Tuấn Anh (2016), 'Các yếu tố tác động đến chính sách cổ tức của doanh nghiệp Việt Nam: Tiếp cận bằng hồi quy phân vị', *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 27(2), 108–127.
- Võ Xuân Vinh (2013), 'Các yếu tố tác động đến chính sách cổ tức bằng tiền mặt', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 19(197), 36–43.
- von Eije, H. & Megginson, W.L. (2008), 'Dividends and share repurchases in the European Union', *Journal of Financial Economics*, 89(2), 347–374.

NGHIÊN CỨU HIỆU QUẢ CHI TIÊU CÔNG CỦA TỈNH NAM ĐỊNH

Nguyễn Văn Hậu

Khoa Lý luận chính trị, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nvhau@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Thanh Hiếu

Khoa Lý luận chính trị, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hieunt@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Hào

Khoa Lý luận chính trị, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: haont@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Thu Phương

Học viên cao học tại trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: ntphuong9294@gmail.com

Ngày nhận: 02/4/2019

Ngày nhận bản sửa: 25/5/2019

Ngày duyệt đăng: 05/6/2019

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017. Áp dụng phương pháp chỉ số tổng hợp (PSP), chúng tôi đã chỉ ra rằng chi tiêu công tăng thì phân phối thu nhập chưa đạt hiệu quả. Từ kết quả phân tích PSP, chúng tôi sử dụng phương pháp bao dữ liệu DEA. Kết quả cho thấy, theo mô hình phân tích hiệu quả kỹ thuật thay đổi theo quy mô, thì chi tiêu công chỉ mới đạt được khoảng 1/4 so với kết quả đầu ra hiệu quả. Cuối cùng phương pháp hồi quy Tobit được sử dụng với biến phụ thuộc là kết quả từ phương pháp DEA trên để phân tích nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định. Kết quả cho thấy biến trình độ cao của lực lượng lao động có tác động tích cực, còn các biến tỷ giá hối đoái USD, độ mở thương mại và GDP bình quân đầu người lại tác động tiêu cực đến hiệu quả của chi tiêu công với độ tin cậy cao.

Từ khóa: Hiệu quả, chi tiêu công, Nam Định.

Mã JEL: B26, C14, G00

The efficiency of public expenditure in Nam Dinh province

Abstract:

This study aims at analyzing factors influencing the efficiency of public expenditure in Nam Dinh province in the period of 1997-2017. We thoroughly evaluate the efficiency of public expenditure in Nam Dinh province. Then, based on the composite index approach (PSP), we figure out that under the context of increasing public expenditure, the income distribution is not efficient. The results of PSP analysis provide basis for data envelopment analysis (DEA) method. It is proved that in the case of applying the scale-based technical efficiency model, the obtained public expenditure is about one-fourth of efficient outcome. Finally, we use Tobit regression model with DEA results as dependent variables to analyze influencing factors on the efficiency of public expenditure in Nam Dinh. The results show that labor's educational background has positive impact on the efficiency, whereas exchange rate, trade openness and GDP have negative impact on public expenditure.

Keywords: Efficiency, public expenditures, Nam Dinh province.

JEL Code: B26, C14, G00

1. Đặt vấn đề

Ở tỉnh Nam Định, tỷ lệ chi tiêu công so với GDP tăng mạnh qua các năm, từ mức 8% năm 1997 lên 23% năm 2017. Cho đến nay, đã có một số nghiên cứu về hiệu quả chi tiêu công nói chung dưới nhiều góc độ tiếp cận khác nhau, nhưng chưa có công trình nào nghiên cứu hiệu quả chi tiêu công mang tính toàn diện ở phạm vi một tỉnh như Nam Định. Với mục đích nâng cao hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định trong thời gian tới, bài viết này thông qua sử dụng phương pháp chi số tổng hợp (PSP) đo lường hiệu quả khu vực công tại Nam Định nói chung, phương pháp phân tích bao dữ liệu (DEA) và mô hình Tobit, nhằm phân tích các nhân tố môi trường ảnh hưởng đến hiệu quả chi tiêu công về mặt kỹ thuật, để từ đó đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Theo Mihaiu & cộng sự (2010), hiệu quả của chi tiêu công phản ánh mối quan hệ giữa những kết quả của phát triển kinh tế với phát triển xã hội. Theo các tác giả, kết quả này có được từ các quy hoạch, kế hoạch, các chương trình đầu tư. Afonso & cộng sự (2010) cho rằng hiệu quả chi tiêu công phản ánh giữa chi đầu vào với kết quả đầu ra, theo các tác giả, hiệu quả chi tiêu công cao nhất khi với một lượng tiền chi tiêu nhất định, nhưng lại tạo ra được lợi ích lớn nhất cho toàn xã hội.

Ở Việt Nam, trong nghiên cứu của Nguyễn Khắc Minh & cộng sự (2008), từ số liệu mảng cho 34 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn 2000 – 2005, các tác giả đã sử dụng phương pháp tiếp cận tham số và phương pháp tiếp cận phi tham số, kết quả các tác giả đã luận giải và chỉ ra chi tiêu công kém hiệu quả qua các năm. Cũng nhằm mục đích xem xét mối quan hệ giữa cơ cấu chi ngân sách và tăng trưởng kinh tế, Phạm Thế Anh (2008) đã dùng số liệu thu thập được từ 61 tỉnh thành ở Việt Nam trong giai đoạn 2001-2005. Kết quả nghiên cứu cho thấy hiệu ứng tích cực hơn của các khoản chi đầu tư so với chi thường xuyên trong một số ngành và ngược lại chi thường xuyên có tác động tích cực hơn đối với chi đầu tư trong một số ngành khác. Hoàng Thị Chinh Thon & cộng sự (2010) đã xem xét mối quan hệ giữa phân cấp chi tiêu địa phương tại Việt Nam. Căn cứ bộ số liệu thu thập được của 31 địa phương trong hai năm 2004 và 2005,

nghiên cứu sử dụng phân tích hồi quy bằng phương pháp Pooled OLS và kết quả cho thấy mối quan hệ ngắn hạn giữa tăng trưởng kinh tế và tỷ trọng chi tiêu các cấp.

Ở nước ngoài, những nghiên cứu đầu tiên về hiệu quả chi tiêu công trong những năm 1980-1990 chủ yếu tập trung vào mối quan hệ giữa vốn khu vực công và năng suất trong khu vực tư (Aschauer, 1989a; Aschauer, 1989b), hay mối quan hệ giữa đầu tư công với sự tăng trưởng kinh tế hoặc chi tiêu công với sự tăng trưởng kinh tế tại các cấp độ khác nhau từ tỉnh, thành phố đến khu vực trong một quốc gia rồi giữa các quốc gia khác nhau, thông qua đó biết được được đầu tư công hay chi tiêu công có đem lại hiệu quả hay không (Munnell, 1992; Easterly & Rebelo, 1993). Hầu hết các nghiên cứu này đều cho thấy mối quan hệ tương quan thuận có ý nghĩa giữa đầu tư công hoặc chi tiêu công và sự tăng trưởng kinh tế. Một số nghiên cứu khác về mối quan hệ giữa tổng chi tiêu chính phủ, cơ cấu chi tiêu chính phủ và tăng trưởng như Devarajan & cộng sự (1996), và nghiên cứu của Ghosh & Gregoriou (2008). Với số liệu thu thập được từ 43 nước, trong khoảng 20 năm, nghiên cứu của Devarajan & cộng sự (1996) đã chỉ ra một kết quả khá rất đáng chú ý: Sự gia tăng chi đầu tư có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế, trong khi đó sự gia tăng chi thường xuyên lại có tác động tích cực. Ghosh & Gregoriou (2008) sử dụng phương pháp GMM (Generalized Method of Moments), với số liệu thu thập từ 15 nước đang phát triển trong quãng thời gian 28 năm, cũng đưa ra kết quả khá nhất quán với nghiên cứu trên.

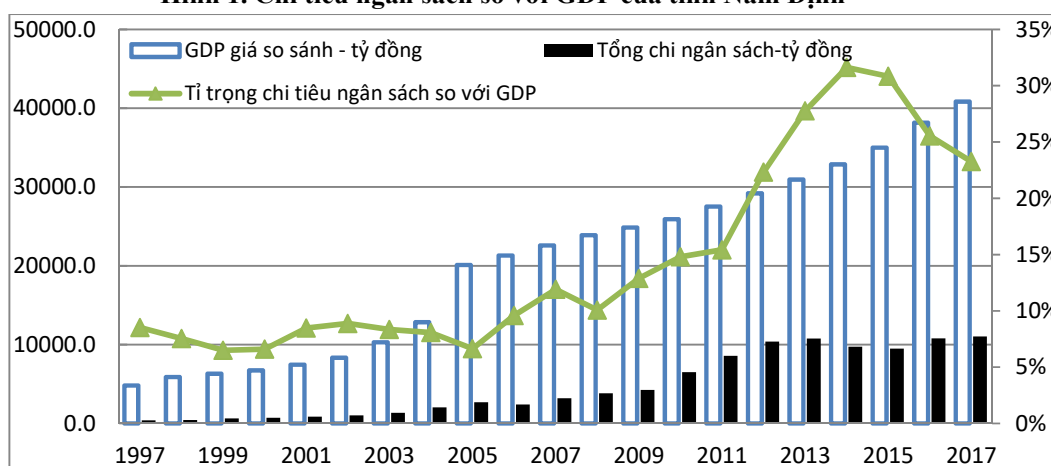
Sau này, các học giả khác như Ulrike & cộng sự (2008) đã đo lường hiệu quả của chi tiêu công dựa vào hai phương pháp tiếp cận chủ yếu: phương pháp tham số và phương pháp phi tham số. Tuy nhiên, họ cho rằng không có một phương pháp nào hoàn toàn tối ưu để có thể đo lường hiệu quả của khu vực công. Do đó, việc kết hợp các kỹ thuật đo lường là cần thiết để có thể xác định được chính xác hiệu quả của chi tiêu công.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu của là số liệu thứ cấp được thu thập theo năm trong giai đoạn 1997-2017, từ Niên giám thống kê tỉnh Nam Định, Niên giám thống kê Việt Nam qua các năm. Các tác giả chọn từ năm 1997

Hình 1. Chi tiêu ngân sách so với GDP của tỉnh Nam Định



Nguồn: Tổng hợp từ số liệu của Cục Thống kê Nam Định (2001-2018).

là năm tách tỉnh Nam Định ra khỏi tỉnh Nam Hà để nghiên cứu. Dữ liệu gồm 21 năm từ 1997 đến 2017, tương ứng với 21 đơn vị ra quyết định (DMU).

Chi tiêu công, GDP và xu hướng chi tiêu công/GDP của tỉnh Nam Định giai đoạn 1997-2017 được thể hiện qua Hình 1.

3.2. Phương pháp phân tích

3.2.1. Phương pháp phân tích hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định

Để phân tích hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định, các tác giả thực hiện phân tích hiệu quả hoạt động khu vực công bằng phương pháp phân tích chỉ số tổng hợp. Kết quả thu được sử dụng cho phân tích hiệu quả chi tiêu công bằng phương pháp bao dữ liệu.

* Về phương pháp phân tích chỉ số tổng hợp đo lường hiệu quả hoạt động khu vực công tại Nam Định (PSP score – public sector performance score)

Phương pháp này được xây dựng cho các năm (tương đương với mỗi đơn vị DMU) trong giai đoạn 1997-2017. Các tác giả thực hiện theo mô hình mà Afonso & cộng sự (2010) đã đề xuất để đánh giá, và có thể tóm tắt thông qua hàm sau:

$$PSP = f(x) = \alpha_1 * E + \alpha_2 * H + \alpha_3 * I + \alpha_4 * ECO_STAB + \alpha_5 * ECO_PER$$

Trong đó:

- PSP (public sector performance): Chỉ số hiệu quả hoạt động của khu vực công;

- α : trọng số của các nhóm chỉ tiêu thành phần;

- E là nhóm chỉ số về giáo dục;

- H là chỉ số về nhóm sức khỏe;

- I là chỉ số về phân phối thu nhập;

- ECO_PER là chỉ số phản ánh hiệu quả của kinh tế;

- ECO_STAB là chỉ số phản ánh mức độ ổn định về kinh tế.

Trong nghiên cứu này, các biến chỉ tiêu thành phần được cho một trọng số chung bằng nhau và lấy trung bình kết quả để có được hệ số của nhóm chỉ tiêu. Vì vậy, $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 1$

Các nhóm chỉ tiêu thành phần cụ thể được thể hiện qua Bảng 1.

Theo mô hình của Afonso & cộng sự (2010), các chỉ tiêu thành phần phản ánh hiện tượng nghiên cứu theo góc độ tích cực.

Như chỉ số tỷ lệ chết thô phản ánh tiêu cực, các tác giả đã chuyển hóa thành chỉ số tích cực. Các chỉ số: tỷ lệ chênh lệch thu nhập bình quân giữa nhóm thu nhập cao nhất và nhóm thu nhập thấp nhất, tỷ lệ thất nghiệp, chỉ số CPI đóng góp tiêu cực vào kết quả chi tiêu công nên các tác giả chuyển hóa thành tích cực bằng tính toán nghịch đảo (1/tỷ lệ).

Đối với nhóm giáo dục, chỉ số chất lượng toán và khoa học được thay thế bằng số giáo viên đến bậc trung học phổ thông. Về chỉ tiêu này cũng đã được Afonso & Aubyn (2005) sử dụng nghiên cứu. Đối với nhóm y tế, chỉ số thành phần về tỷ lệ số bác sĩ/1000 người và tỷ lệ chết thô là đầu ra hiệu quả cho công tác y tế. Trên thực tế, tuổi thọ trung bình không được cập nhật đầy đủ qua các năm trong giai đoạn 1997-2017. Do vậy, các tác giả thực hiện theo chỉ số mà Afonso &

Bảng 1. Các yếu tố của các nhóm chỉ tiêu thành phần trong chỉ số PSP

Nhóm thành phần	Các yếu tố của nhóm chỉ tiêu thành phần theo Afonso & cộng sự (2010), Afonso & Aubyn (2005)	Các yếu tố của nhóm chỉ tiêu thành phần theo các tác giả
Giáo dục	Số học sinh đi học phổ thông trung học* Chỉ số chất lượng giáo dục toán và khoa học* Số giáo viên đến bậc phổ thông trung học **	Số học sinh đi học phổ thông trung học Số giáo viên đến bậc phổ thông trung học
Y tế	Tỷ lệ trẻ em dưới 1 tuổi bị chết* Tuổi thọ trung bình* Số bác sĩ/vận dân** Tỷ lệ chết thô**	Số bác sĩ/vận dân Tỷ lệ chết thô
Phân phối thu nhập	Hệ số Gini* Tỷ lệ của 40% dân số giàu nhất*	Tỷ lệ chênh lệch thu nhập bình quân giữa nhóm 1 (Thu nhập cao nhất) và nhóm 5 (thu nhập thấp nhất).
Hiệu quả kinh tế	Tỷ lệ thất nghiệp* Tốc độ tăng trưởng GDP* GDP bình quân đầu người*	Tỷ lệ thất nghiệp Tốc độ tăng trưởng GDP GDP bình quân đầu người
Ổn định kinh tế	Lạm phát* Sự ổn định trong tăng trưởng GDP*	Chỉ số CPI

Nguồn: Afonso & cộng sự (2010), Afonso & Aubyn (2005).

Aubyn (2005) đã đưa ra, và được thay thế bằng số bác sĩ/vận dân; tương tự như vậy, tỷ lệ trẻ em dưới 1 tuổi bị chết tại Nam Định không có đầy đủ dữ liệu trong giai đoạn 1997-2017 nên cũng được thay thế bằng tỷ lệ chết thô theo Afonso & Aubyn (2005) đã đưa ra. Do tỷ lệ chết thô phản ánh tiêu cực, trái chiều với hiệu quả hoạt động của khu vực công gây ra, cho nên các tác giả sẽ chuyển hóa thành tích cực theo công thức sau:

$$\text{Tỷ lệ tích cực từ tỷ lệ chết thô} = \frac{1000 - \text{tỷ lệ chết thô}}{1000}$$

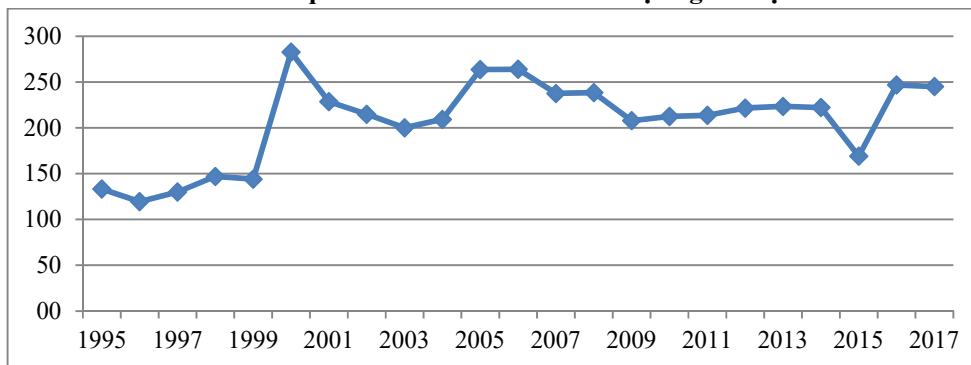
Bởi vì những hạn chế về mặt số liệu không thể tính toán được hệ số Gini cho Nam Định, do đó, các tác giả sử dụng tỷ lệ chênh lệch bình quân thu nhập của nhóm 1 (nhóm có thu nhập cao nhất) và nhóm 5 (nhóm có thu nhập thấp nhất). Còn các lĩnh vực, khía cạnh còn lại, các tác giả sử dụng các chỉ tiêu thành phần tương đồng có bổ sung, được minh họa qua bảng trên. Tương tự, những chỉ số này ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả của chỉ tiêu công nên các chỉ tiêu tỷ lệ chênh lệch giữa nhóm dân cư giàu và dân cư nghèo, tỷ lệ thất nghiệp và lạm phát được chuyển hóa thành tích cực bằng tính toán nghịch đảo.

Mô hình DEA trong nghiên cứu này, các tác giả sử dụng phần mềm DEAP chỉ cho phép những giá trị dương cho cả các yếu tố đầu vào và đầu ra. Cũng do bài viết sử dụng phương pháp chỉ số tổng hợp nhằm đánh giá hiệu quả chi tiêu công của chính quyền tỉnh Nam Định, mà phương pháp này là phương pháp cộng gộp của các chỉ tiêu thành phần. Do vậy, phương pháp PSP cũng chỉ chấp nhận những giá trị dương. Để chuyển các giá trị âm sang giá trị dương cho các chỉ tiêu thành phần, Freudenberg (2003) đã đưa ra phương pháp chuẩn hóa “lớn nhất – nhỏ nhất”. Sau khi thực hiện chuẩn hóa các chỉ tiêu thành phần của chỉ số PSP, các tác giả tính chỉ số PSP bằng cách lấy trung bình cộng các chỉ tiêu thành phần.

** Về phương pháp phân tích bao dữ liệu (DEA)*

Đây là phương pháp tiếp cận ước lượng giới hạn khả năng sản xuất được Charnes & cộng sự (1978) lần đầu tiên giới thiệu, phát triển dựa trên ý tưởng ban đầu từ thước đo hiệu quả kỹ thuật của Farrell (1957) nhưng chỉ trong trường hợp hiệu quả định hướng đầu vào với giả thiết hiệu quả không đổi theo quy mô. Sau đó, Fare & cộng sự (1985) đã phân rã hiệu quả kỹ thuật thành hiệu quả theo quy mô và

Hình 2. Chỉ số PSP qua các năm của tỉnh Nam Định giai đoạn 1997-2017



Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

các thành phần khác. Để có được những kết quả ước tính riêng biệt về hiệu quả quy mô, các thước đo hiệu quả kỹ thuật định hướng đầu vào thoả mãn các loại hành vi quy mô khác nhau mà phổ biến là: hiệu quả không đổi theo quy mô (Constant Return Scale - CCR) và hiệu quả biến đổi theo quy mô (Variable Return Scale - BCC).

DEA được xây dựng dựa trên khái niệm TE (Technical Efficiency – Hiệu quả kỹ thuật) như sau:

$$TE = \frac{\sum \text{Kết quả đầu ra có trọng số (nếu có)}}{\sum \text{Chi phí đầu vào có trọng số (nếu có)}}$$

Hệ số hiệu quả kỹ thuật theo mô hình phân tích bao dữ liệu luôn nằm trong khoảng từ 0 đến 1.

Bảng 2. Kết quả DEA chi tiêu công của Nam Định với hai mô hình CCR- output –oriented và BCC- output –oriented

Năm (DMU)	BCC TE	Xếp hạng	CCR TE	Xếp hạng
1997	1	1	0,828588	3
1998	1	1	0,865738	2
1999	0,619071	20	0,597145	6
2000	1	1	1	1
2001	0,80889	10	0,731306	4
2002	0,760089	14	0,614403	5
2003	0,707759	19	0,46249	7
2004	0,740555	17	0,3884	8
2005	0,932956	5	0,312592	9
2006	0,933676	4	0,295131	10
2007	0,840478	9	0,250623	11
2008	0,843637	8	0,237897	12
2009	0,735448	18	0,199261	13
2010	0,751839	16	0,195476	14
2011	0,756001	15	0,184995	15
2012	0,783979	13	0,180794	16
2013	0,790338	11	0,172076	17
2014	0,786037	12	0,161069	18
2015	0,598244	21	0,115197	21
2016	0,873445	6	0,154134	19
2017	0,867045	7	0,142995	20
Trung bình	0,790338		0,250623	
Độ lệch chuẩn	0,114002409		0,27522314	

Nguồn: Tính toán của các tác giả dựa trên phần mềm DEAP phiên bản 2.1

Dựa theo nghiên cứu của Afonso & cộng sự (2010), các tác giả sử dụng phương pháp phân tích bao dữ liệu (DEA) hai đầu vào và một đầu ra với đầu vào là chỉ tiêu ngân sách tỉnh Nam Định và GDP của tỉnh Nam Định với đầu ra là chỉ số tổng hợp PSP của tỉnh Nam Định để ước lượng hệ số hiệu quả kỹ thuật định hướng đầu ra trong hai trường hợp CCR và BCC.

Điểm khác biệt của trong nghiên cứu này là các tác giả thực hiện nghiên cứu trong phạm vi của một tỉnh với những năm là các DMUs khác nhau trong giai đoạn 1997–2017, tương ứng với 21 quan sát (21 DMUs). Kết quả sẽ cho thấy sự tăng lên, giảm xuống của hệ số hiệu quả của các DMUs, từ đó sẽ chỉ ra những thay đổi về mặt hiệu quả kỹ thuật trong chỉ tiêu công trong giai đoạn 1997-2017.

3.2.2. Mô hình Tobit phân tích các nhân tố môi trường ảnh hưởng đến hiệu quả chi tiêu công

Về mặt lý thuyết, mô hình Tobin chuẩn có thể được định nghĩa với một mẫu gồm i đơn vị như sau:

$$y_i^* = \beta'x_i + \varepsilon_i$$

$$y_i = y_i^* \text{ nếu } y_i^* = \beta'x_i + \varepsilon_i > 0 \text{ và}$$

$$y_i = 0 \text{ nếu } y_i^* = \beta'x_i + \varepsilon_i \leq 0$$

Trong đó, x_i và β là véc tơ các biến giải thích và các tham số chưa biết cần tìm, y_i^* là biến ngầm hay bị chặn, y_i là độ đo hiệu quả của DMU thứ i (bị giới hạn trong đoạn lớn hơn 0 và nhỏ hơn và bằng 1).

Tuy nhiên, về mặt thực nghiệm mô hình Tobit có thể được viết lại đơn giản như phương trình dưới

đây:

$$\xi_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j D_{jit} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Z_{jit}$$

Trong đó, ξ_{it} là hiệu quả kỹ thuật của DMU i tại năm t được ước lượng bằng phương pháp DEA; D_{jit} là biến giả (như loại hình DMU...) và Z_{jit} là các biến độc lập ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật.

Các tác giả sử dụng các hệ số hiệu quả kỹ thuật trong trường hợp BCC có được từ phương pháp DEA ở trên là biến phụ thuộc và xem xét những ảnh hưởng của các nhân tố ngoại sinh đến hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định. Biến độc lập cũng đã được Afonso & cộng sự (2010) nghiên cứu cùng bao gồm: các chỉ số năng lực nhân viên khu vực công, trình độ giáo dục, độ mở thương mại, sự minh bạch trong chính sách công, quyền tài sản.

Bên cạnh đó, trong nghiên cứu của Wang & Huang (2007), các tác giả cũng sử dụng mô hình hồi quy Tobit để xem xét các nhân tố vĩ mô ảnh hưởng đến hiệu quả chi tiêu của chính phủ của các quốc gia châu Á và OECD với các biến độc lập như: GDP bình quân đầu người, tỷ lệ học sinh THPT, tỷ lệ thất nghiệp, chỉ số CPI, lãi suất, tốc độ tăng trưởng dân số, tỷ lệ tiết kiệm.

Thực tế, dựa vào dữ liệu liên tục của các năm trong giai đoạn 1997 -2017, các tác giả xin đưa ra 5 nhân tố ngoại sinh vào mô hình kiểm định. Cụ thể, mô hình hóa dưới dạng tổng quát như sau:

Bảng 3. Ước lượng các giá trị trong mô hình hồi quy Tobit

TE	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
Constant	8,65456*	2,455704**	7,427027***
USD	-0,674558*		-0,7008776*
LAODONG	5,285423*	3,074598**	2,471654**
CPI	5,342618***	4,396653**	4,069924*
XNK	-1,804785**	-2,049516*	-1,491063***
GDPbq	-0,1923311**	-0,21026**	
Prob > Chi2	0,0172	0,0069	0,0501
Log likelihood	22,135784	19,608292	21,003052
Độ lệch chuẩn ước lượng của mô hình hồi quy	0,0843295	0,0951152	0,0890031
Số quan sát	21	21	21

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%.

$$TE_t = \beta_0 + \beta_1 * \ln GDPCAP_t + \beta_2 * LAODONG_t + \beta_3 * CPI_t + \beta_4 * XNK_t + \beta_5 * \ln USD_t + \varepsilon$$

Trong đó:

- GDP bình quân đầu người (GDPCAP): biến này phản ánh lượng vốn trong nền kinh tế. Dựa vào lượng vốn này, các nhà làm chính sách sẽ ra các quyết định trong chi tiêu công. Về mặt lý thuyết, biến này mong đợi có tác động tích cực đến chi tiêu công;

- Biến Tỷ lệ lực lượng lao động có trình độ từ trung cấp, cao đẳng, đại học (Laodong). Biến này phản ánh lực lượng lao động làm việc trong nền kinh tế. Về mặt lý thuyết, biến này mong đợi có tác động tích cực đến chi tiêu công;

- Biến Chỉ số giá tiêu dùng CPI (CPI). Biến này phản ánh mức thay đổi tương đối của giá hàng tiêu dùng theo thời gian. Biến này được mong đợi có tác động tiêu cực đến hiệu quả chi tiêu công thông qua việc chi tiêu ngân sách vào cung cấp các loại hàng hóa và dịch vụ công cũng như việc ghi nhận các khoản thu – chi ngân sách;

- Biến Tỷ giá USD/VND (USD). Dữ liệu của biến này được thu thập từ website của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Biến này được mong đợi có tác động tiêu cực đến hiệu quả chi tiêu công;

- Biến Độ mở thương mại (XNK): biến này cho biết khả năng cạnh tranh của nền kinh tế trên thị trường thế giới. Biến này được tính toán là bằng tổng xuất khẩu và nhập khẩu của thành phố so với tổng GDP;

- Biến phụ thuộc: Hệ số hiệu quả kỹ thuật định hướng đầu ra với trường hợp BCC (TE).

Các tác giả đã thực hiện thống kê và kiểm định các biến số của mô hình, các tác giả thực hiện kiểm định 2 giá trị sktest. Qua đó cho thấy, các biến của mô hình đều có phân phối chuẩn. Bên cạnh đó, các tác giả đã tiến hành kiểm định có hiện tượng đa cộng tuyến bằng phân tích sự tương quan. Biến tỷ giá USD có mối liên hệ tương quan chặt chẽ với hai biến lực lượng lao động trình độ cao và GDP bình quân đầu người; biến lực lượng lao động trình độ cao và GDP bình quân đầu người cũng có mối tương quan chặt chẽ. Do đó, trong mô hình Tobit, ta sẽ lần lượt loại các biến này ra trước khi chạy mô hình.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Đánh giá hiệu quả chi tiêu công của tỉnh Nam Định

4.1.1. Đánh giá kết quả hoạt động công theo phương pháp chỉ số tổng hợp

Sau khi các tác giả xây dựng xong và triển khai, chỉ số tổng hợp hiệu quả hoạt động công của tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997 – 2017 được thể hiện qua Hình 2.

Trong giai đoạn 1997-2017, thì năm 2000 có hiệu quả chi tiêu công đạt mức cao nhất với 283,9 điểm. Tuy nhiên, trong năm 2000, chỉ số về phân phối thu nhập, ổn định kinh tế và giáo dục đạt mức cao, còn lĩnh vực y tế và hiệu quả kinh tế lại đạt mức thấp, hệ số của các chỉ tiêu thành phần này chưa được 20. Từ đây, cũng có thể cho thấy rằng khi kinh tế phát triển, chi tiêu công tăng lên thì phân phối thu nhập lại chưa đạt được hiệu quả, có chứa đựng bất bình đẳng trong phân phối thu nhập.

4.1.2. Đánh giá hiệu quả chi tiêu công theo phương pháp DEA

Sau khi tính được PSP của các năm, các tác giả sử dụng kết quả này để đánh giá hiệu quả chi tiêu công theo phương pháp bao dữ liệu. Nhóm tác giả ước lượng hiệu quả kỹ thuật bằng phương pháp màng bao dữ liệu để đánh giá hiệu quả chi tiêu công tại tỉnh Nam Định với bộ dữ liệu hai đầu vào và một đầu ra. Sử dụng phần mềm DEAP phiên bản 2.1, kết quả được thể hiện qua Bảng 2.

Trong đó:

- CCR TE– hiệu quả kỹ thuật không đổi với quy mô

- BCC TE– hiệu quả kỹ thuật thay đổi theo quy mô

Theo bảng 2, các năm 1997, 1998 và 2000 có hệ số hiệu quả kỹ thuật cao nhất bằng 1 (với mô hình DEA BCC), nằm trên đường biên khả năng sản xuất cho thấy trong hai năm này, chi tiêu công tại tỉnh Nam Định thật sự đạt hiệu quả tốt. Năm 2000 là năm có hiệu quả chi tiêu công cao nhất theo cả hai phương pháp phân tích.

Những năm 2013-2017 có sự khác biệt về những kết luận trước đó về hiệu quả của chi tiêu công được tính theo phương pháp PSP. Trong giai đoạn này, hiệu quả kỹ thuật của chi tiêu công tại tỉnh Nam Định đạt những kết quả xếp hạng giữa 6 và 11 đối với mô hình DEA biến đổi theo quy mô và giữa 17

và 20 với mô hình DEA không đổi theo quy mô. Điều này chỉ ra rằng mặc dù chỉ tiêu công có đạt những kết quả hoạt động khá tốt trong các lĩnh vực liên quan đến khu vực công nhưng những kết quả này vẫn chưa tương xứng với nguồn ngân sách chi tiêu mà tỉnh Nam Định chi cho đầu tư và phát triển.

Cuối cùng, nhìn tổng thể kết quả DEA định hướng đầu ra, hệ số hiệu quả kỹ thuật trung bình theo DEA BCC là 0,790338 hàm ý về trung bình, với mức độ đầu vào sử dụng giới hạn, ngân sách chi tiêu tại tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997 – 2017 chỉ mang lại gần 80% kết quả so với đầu ra hiệu quả mà tỉnh Nam Định có thể đạt được. Con số này giảm xuống chỉ còn 25% theo mô hình DEA CCR, tức là tỉnh Nam Định chỉ mới đạt được khoảng 1/4 so với kết quả đầu ra hiệu quả.

4.2. Kết quả phân tích các nhân tố ngoại sinh tác động đến hiệu quả chi tiêu khu vực công

Với biến hiệu quả kỹ thuật bị chặn từ 0 đến 1 thì mô hình Tobit là phù hợp nhất để xác định các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật về chi tiêu công qua các năm tại Nam Định. Mô hình Tobit trong nghiên cứu này như sau:

$$TE_t = \beta_0 + \beta_1 * GDPbqt + \beta_2 * LAODONG_t + \beta_3 * CPI_t + \beta_4 * XNK_t + \beta_5 * USDT + \varepsilon_t$$

t: 1997 – 2017

Vì biến GDPbq, LAODONG, USD có tương quan một cách ý nghĩa với nhau nên để tránh hiện tượng đa cộng tuyến, ta lần lượt loại một trong các biến này khi chạy mô hình. Kết quả phân tích bằng phần mềm Stata 11.0 được trình bày tại Bảng 3.

Có thể nói, cả ba mô hình trên đều có ý nghĩa và phù hợp để giải thích về chỉ số hiệu quả kỹ thuật trong chi tiêu công của chính quyền tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017. Giá trị hợp lý (log likelihood) (trị tuyệt đối) càng nhỏ thì mô hình càng phù hợp. Giá trị này trong cả 3 mô hình lần lượt là: 22,135784, 19,608292, và 21,003052 với giá trị p-value lần lượt trong mô hình 1, 2 và 3 là: 0,0172; 0,0069; và 0,0501

Riêng mô hình 3, khi loại bỏ đi các biến nhằm khắc phục hiện tượng đa cộng tuyến thì mức độ ý nghĩa thấp và sự phù hợp của mô hình lại không cao, cả mô hình 2 và mô hình 3 có độ lệch chuẩn ước lượng của mô hình hồi quy cao hơn mô hình 1. Và do đó, mô hình 1 là mô hình phù hợp để giải thích sự ảnh hưởng của các nhân tố đến hiệu quả kỹ thuật

trong chi tiêu công tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017.

Phân tích Tobit cho thấy rằng các biến GDP bình quân đầu người, tỷ giá hối đoái USD, độ mở thương mại có độ tin cậy cao và có tác động trái chiều đến hiệu quả kỹ thuật trong chi tiêu công của tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017, cụ thể:

- Theo mô hình 1 trong bảng 3 cho thấy, một sự tăng lên trong GDP bình quân đầu người làm giảm sự không hiệu quả của các DMUs ở mức ý nghĩa 5%, điều này ngụ ý rằng các DMU sẽ dịch chuyển lại gần hơn đường biên xác suất sản xuất. Kết quả này không tương đồng với nghiên cứu của Afonso & cộng sự (2010) và nghiên cứu của Wang & Alvi (2008). Lý do gây ra sự tác động trái chiều ở đây có thể là do hoạt động đầu tư của chính quyền tỉnh Nam Định chưa thực sự hiệu quả hoặc chưa phát huy tác dụng của các cuộc đầu tư, do độ trễ của vốn đầu tư vào nền kinh tế của tỉnh, điều này đã được Nguyễn Văn Hậu (2018) luận giải trong nghiên cứu của mình. Và do đó, khi GDPbq tăng cao chưa thể tác động ngay lập tức đến chi tiêu công của chính quyền tỉnh Nam Định trong năm đó;

- Cũng như mong đợi từ giả định trong nghiên cứu và cũng tương đồng với kết quả mà Wang & Alvi (2008) đã nghiên cứu đối với biến tỷ giá hối đoái USD. Biến này cũng có độ tin cậy cao ở mức ý nghĩa 1% với giá trị coefficient âm. Điều này cũng phản ánh tác động trái chiều của tỷ giá đến hiệu quả kỹ thuật về chi tiêu trong khu vực công của chính quyền tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017. Kết quả này có ý nghĩa rằng sự thay đổi tỷ giá hối đoái ảnh hưởng tiêu cực đến chi tiêu của chính quyền tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017;

- Trái với mong đợi trong nghiên cứu, và cũng không tương đồng với kết quả mà Afonso & cộng sự (2010) đã rút ra trong nghiên cứu của mình. Biến độ mở thương mại (XNK) có dấu âm, có ý nghĩa ở mức 5% trong mô hình nghiên cứu, biến này tác động trái chiều đến hiệu quả kỹ thuật chi tiêu công (TE) của tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017.

Đúng như mong đợi của nghiên cứu này, biến trình độ cao của lực lượng lao động có ảnh hưởng ở mức ý nghĩa 1% và có hệ số dương cho thấy biến này tác động cùng chiều, tích cực đến sự hiệu quả hiệu quả kỹ thuật trong chi tiêu công của tỉnh Nam Định trong giai đoạn 1997-2017.

Biến chỉ số giá tiêu dùng CPI không có ý nghĩa trong việc giải thích sự hiệu quả của chi tiêu công qua các năm. Tuy nhiên, dấu của biến này tương đồng trong cả 3 mô hình. Kết quả hồi quy Tobit cho thấy, biến CPI có dấu dương, tức là nó vận động cùng chiều với hiệu quả kỹ thuật chi tiêu công của chính quyền tỉnh Nam Định. Và kết quả này không tương đồng với kết quả mà Wang & Alvi (2008) đã nghiên cứu. Khi mà các tác giả này chỉ ra sự thay đổi chỉ số giá làm ảnh hưởng tiêu cực đến chi tiêu của chính phủ các nước châu Á.

Cuối cùng, khi loại bỏ hết các biến không có ý nghĩa và các biến có tương quan mạnh với nhau, mô hình 1 đạt được độ phù hợp cao. Trong số các biến số vĩ mô tác động đến hiệu quả kỹ thuật trong chi tiêu công của chính quyền tỉnh Nam Định, thì biến trình độ cao của lực lượng lao động có tác động tích cực đến sự hiệu quả và các biến tỷ giá hối đoái USD, độ mở thương mại (XNK) và GDP bình quân đầu người (GDPbq) lại tác động tiêu cực đến sự hiệu quả của chi tiêu công với độ tin cậy cao.

5. Kết luận và khuyến nghị

5.1. Kết luận

Như vậy, mức chi tiêu công mặc dù tăng cao đem lại tăng trưởng GDP nhưng lại không đạt kết quả mong muốn như xuất hiện vấn đề bất bình đẳng trong xã hội. Bởi lẽ, hiệu quả chi tiêu công với hiệu quả kinh tế là hai vấn đề liên quan với nhau nhưng lại do nhân tố khác nhau quyết định. Hiệu quả chi tiêu công còn phụ thuộc nhiều vào phân phối thu nhập, ổn định kinh tế và năng lực quản trị công của tỉnh Nam Định. Trình độ cao của lực lượng lao động có tác động tích cực tới hiệu quả chi tiêu công, bởi vậy con đường đúng đắn nhất là không ngừng nâng cao

trình độ lực lượng lao động trong tỉnh Nam Định.

5.2. Khuyến nghị

Thứ nhất, chi tiêu công có xu hướng ngày càng gia tăng, do đó phải được quản lý chặt chẽ, nhất là trong điều kiện của tỉnh Nam Định chưa tự túc được ngân sách nên càng trở nên cần thiết và cấp bách hơn. Tuy nhiên, không thể để chi tiêu công tăng quá cao, vận dụng kết quả nghiên cứu của Sử Đình Thành & cộng sự (2015) cho thấy chi tiêu công có mối quan hệ mật thiết với tăng trưởng kinh tế ở tỉnh, thành phố. Các tác giả đề xuất ngưỡng cao nhất của chi tiêu công hiệu quả ở tỉnh Nam Định vào khoảng 23-27% GDP (Hình 1).

Thứ hai, muốn đạt hiệu quả cao trong hoạt động chi tiêu công, tỉnh Nam Định cần chú ý tới quản trị công, thường được đo bằng chỉ số PCI của tỉnh. Năm 2017, chỉ số PCI của Tỉnh xếp thứ 41/63 tỉnh, thành phố trong cả nước giảm 11 bậc so với năm 2016 (xếp hạng 30/63 tỉnh, thành phố), nằm trong nhóm trung bình của cả nước. Nam Định cần tăng cường giám sát, đánh giá hiệu quả chi tiêu công liên tục trong các ngành, lĩnh vực, chống thất thoát, lãng phí.

Thứ ba, kết quả phân tích cho thấy trình độ của lực lượng lao động có tác động cùng chiều với hiệu quả chi tiêu công. Bởi vậy, Tỉnh cần tập trung đầu tư phát triển nguồn nhân lực có trình độ, cần có biện pháp tổng thể để nâng cao trình độ của lao động, vì năng suất lao động trong khu vực công mang lại những tác động tích cực đến hiệu quả chi tiêu công. Tỉnh Nam Định nên cung cấp cơ sở vật chất, kỹ thuật cho các trung tâm dạy nghề khu vực công; nâng cao chất lượng đội ngũ công chức trẻ.

Tài liệu tham khảo:

- Afonso A., Schuknecht, L. & Tanzi, V. (2010), 'Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets', *Journal Applied Economics*, 17(42), 2147-2164.
- Afonso, A. & Aubyn, St. (2005), 'Non-parametric Approaches to Education and Health Efficiency in OECD Countries', *Journal of Applied Economics*, 8(2), 227- 246.
- Aschauer, D. (1989a), "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 2(23), 177-200.
- Aschauer, D. (1989b), 'Does Public Capital Crowd out Private Capital?', *Journal of Monetary Economics*, 2(24), 171-188.
- Charnes, A., Cooper, W. & Rhodes, E. (1978), 'Measuring the Efficiency of Decision-Making Units', *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.

- Devarajan, S. Swaroop, S. & Zou, H. (1996), 'The composition of public expenditure and economic growth', *Journal of Monetary Economics*, 2(37), 313-344.
- Easterly, W. & Rebelo, S. (1993), 'Fiscal policy and economic growth: An empirical Investigation', *Journal of Monetary Economics*, 3(32), 417-458.
- Fare, R., Grosskopf, S. & Lovell, C.A.K. (1985), *The Measurement of Efficiency of Production*, Boston, MA.
- Farrell, M.J. (1957), 'The measurement of Productive Efficiency', *Journal of the Royal Statistical Society*, 3(120), 253 - 281.
- Freudenberg, M. (2003), 'Composite Indicators of Country Performance: A Critical Assessment', *OECD Science, Technology and Industry Working Papers*, No. 2003/16, OECD Publishing, Paris
- Ghosh, S. & Gregoriou, A. (2008), 'The composition of government spending and growth: is current or capital spending better?' *Oxford Economic Papers*, 3(60), 484-516.
- Hoàng Thị Chinh Thon, Phạm Thị Hương & Phạm Thị Thủy (2010), *Tác động của chi tiêu công tới tăng trưởng kinh tế tại các địa phương ở Việt Nam*, Trung tâm Nghiên cứu Kinh tế và Chính sách (VEPR), Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội.
- Mandl, U., Dierx, A. & Ilzkovitz, F. (2008), 'The effectiveness and efficiency of public spending', *European Economy - Economic Papers 2008 - 2015 301*, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- Mihaiu, D.M., Opreana, A. & Cristescu, M.P. (2010), 'Efficiency, effectiveness and performance of the public sector', *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4/2010, 132-147.
- Munnell, A. (1992), 'Infrastructure Investment and Economic Growth', *Journal of Economic Perspectives*, 4(6), 189-198.
- 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*, Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật, Hà Nội.
- Nguyễn Văn Hậu (2018), 'Tác động của đầu tư công đến một số khía cạnh kinh tế tỉnh Nam Định', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 248, 92-100.
- Phạm Thế Anh (2008), *Phân tích cơ cấu chi tiêu chính phủ và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam*, bài nghiên cứu NC-03/2008, bài nghiên cứu của CEPR. Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội.
- Sử Đình Thành, Bùi Thành Trung, & Trần Trung Kiên, (2015), 'Chi tiêu công, vốn con người và tăng trưởng kinh tế: Nghiên cứu các quốc gia đang phát triển', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 4, 25-45.
- Wang, E.C. & Alvi, E. (2008), 'Relative efficiency of Government Spending and its determinants: Evidence from OECD and Asian countries', *Research Policy*, 2(22), 120-143.
- Wang, E.C. & Huang, W.C. (2007), 'Relative efficiency of R&D activities: A cross-country study accounting for environmental factors in the DEA approach', *Research Policy*, 2(36), 260-273.