

ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA NỢ CÔNG ĐẾN LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM

Đỗ Thị Thu Thủy

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

E-mail: thuydt3108@gmail.com

Nguyễn Thanh Tùng

Tổng công ty Xuất nhập khẩu Vạn Xuân (Vaxuco)

Nguyễn Trung Kiên

Bộ Kế hoạch và Đầu tư

Ngày nhận: 02/08/2018

Ngày nhận bản sửa: 10/11/2018

Ngày duyệt đăng: 05/4/2019

Tóm tắt:

Bài viết tìm hiểu tác động của nợ công đến lạm phát của Việt Nam bằng phương pháp sử dụng mô hình kiểm định tính đồng liên kết và mô hình ARDL là sự kết hợp giữa mô hình tự hồi quy vecto (VAR) và mô hình bình phương nhỏ nhất (OLS) với dữ liệu nghiên cứu trong giai đoạn 2001 - 2017. Kết quả phân tích cho thấy (1) mức tăng nợ công trễ 1 năm có tác động tới mức tăng của lạm phát. (2) lạm phát có mối tương quan ngược chiều với nợ công và cụ thể làm bào mòn giá trị thực của nợ công trong giai đoạn nghiên cứu. (3) Việt Nam nên thận trọng với các khoản nợ, việc vay nợ cần phải có mục tiêu và chiến lược rõ ràng, phải tính đến khả năng thu hồi vốn để chi trả nợ

Từ khóa: Nợ công, lạm phát, tăng trưởng kinh tế.

Mã JEL: E6

Evaluating the impacts of debts on inflation in Vietnam

Abstract:

The paper examines the impact of public debt on Vietnam's inflation by using a coherent verification model and the ARDL model being a combination of the VAR and the vase model with the data during the period 2001-2017. This results imply that (i) RDEB (-1) impacts significantly on RINF; (ii) there is apparent link between inflation and public debt levels, the analysis showed that inflation was negatively correlated with public debt during the study period; (iii) Vietnam should be prudent with debts and should set the goals and strategies with respect to meet its obligation.

Keywords: Public debt, inflation, economic growth.

JEL code: E6

1. Đặt vấn đề

Nợ công là một phần quan trọng và không thể thiếu trong tài chính mỗi quốc gia. Từ những quốc gia đang phát triển như Việt Nam, Campuchia hay những cường quốc giàu có với trình độ phát triển cao như Mỹ, Nhật, EU thì đều phải đi vay để phục vụ

cho các nhu cầu chi tiêu và sử dụng của chính phủ. Tuy nhiên, Chính phủ các nước cần phải sử dụng nợ công một cách hợp lý, hiệu quả, nếu không thì khủng hoảng nợ công có thể xảy ra và để lại những hậu quả nghiêm trọng mà đặc biệt là tác động đến lạm phát. Mặc dù hiện nay, hầu hết các quốc gia đều không cho phép sử dụng biện pháp in tiền để tài trợ

thâm hụt tài khóa, nhưng thực tế, vẫn có những hình thức tài trợ tương tự như là Ngân hàng Trung ương mua trái phiếu chính phủ hay buộc các ngân hàng thương mại mua trái phiếu chính phủ và sau đó chiết khấu lại ở Ngân hàng trung ương.

Trong bài viết này, chúng tôi đánh giá tác động của nợ công đến lạm phát tại Việt Nam trong thời gian 2001 - 2017, đồng thời kết quả nghiên cứu sẽ giúp các nhà hoạch định chính sách và Chính phủ có thêm kênh thông tin quan trọng trong việc hoạch định và thực thi chính sách vĩ mô một cách bền vững và hiệu quả.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Khái niệm nợ công

Hiện nay có nhiều quan niệm về nợ công, có thể kể ra một số định nghĩa về nợ công như sau:

Theo WB (2002) thì nợ công được hiểu là toàn bộ các khoản nợ của Chính phủ và nợ do Chính phủ bảo lãnh;

Theo IMF (2006), nợ công được hiểu là nghĩa vụ trả nợ của khu vực công, khu vực công theo định nghĩa của IMF bao gồm các thành tố như sau (hình 1).

Luật quản lý nợ công của Việt Nam (2009) thì nợ

công bao gồm 3 nhóm là: nợ Chính phủ, nợ do Chính phủ bảo lãnh và nợ của chính quyền địa phương.

2.2. Khái niệm lạm phát

Theo Samuelson & Nordhaus (1989), lạm phát biểu thị một sự tăng lên trong mức giá chung.

Theo World Bank thì lạm phát, được đo lường bởi chỉ số giá tiêu dùng, thể hiện sự thay đổi (%) hàng năm về chi phí mà người tiêu dùng bình thường phải trả cho một rổ hàng hóa và dịch vụ (có thể cố định hoặc thay đổi) ở những khoảng thời gian nhất định (thường là theo năm). Trong khi đó, theo IMF, lạm phát đo lường mức độ đắt đỏ hơn của một rổ các hàng hóa và dịch vụ trong một khoảng thời gian nhất định, thường là một năm.

Từ các định nghĩa nêu trên, một cách chung nhất có thể coi lạm phát là sự tăng lên liên tục của mức giá chung, mức giá chung được hiểu là mức giá trung bình của giỏ hàng hóa và dịch vụ. Tỷ lệ lạm phát được đo lường như sau:

$$\pi_t = \frac{P(t) - P(t-1)}{P(t-1)} \times 100\%$$

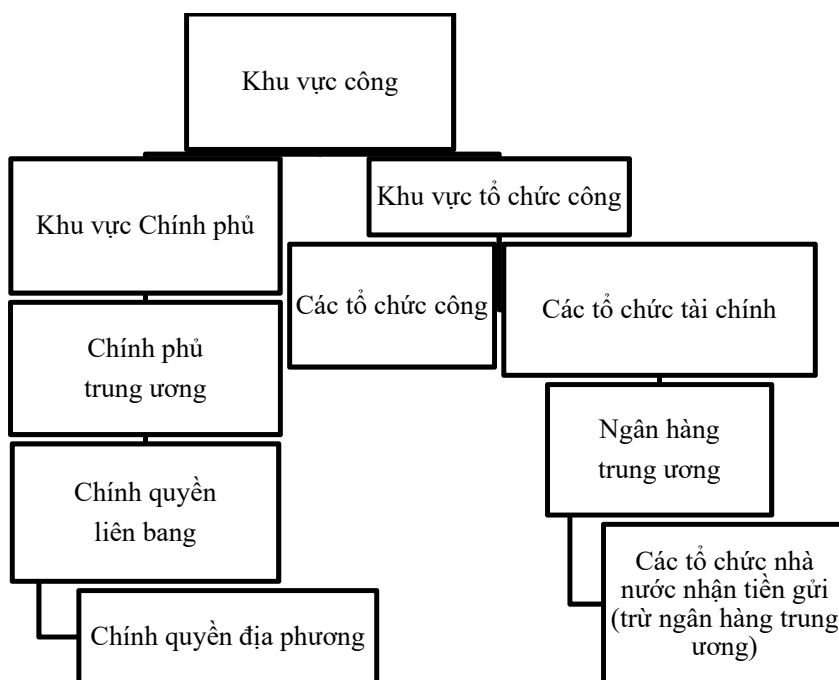
Trong đó: P(t): Mức giá chung tại thời điểm t

P(t-1): Mức giá chung tại thời điểm

t-1

π_t : Lạm phát tại thời điểm t

Hình 1: Các tổ chức công theo định nghĩa của tổ chức kinh tế thế giới (2010)



Nguồn: IMF (2010).

Thực tế mức giá chung dùng để tính lạm phát là chỉ số giá tiêu dùng (CPI) hoặc chỉ số điều chỉnh GDP.

2.3. Lý thuyết về mối quan hệ giữa lạm phát và nợ công

2.3.1. Mối quan hệ định tính

Adams & cộng sự (2010) chỉ ra mối quan hệ về mặt định tính giữa nợ công và lạm phát như sau:

$$B_{t+1} = [(1+\varepsilon)(1+r^f)BF_t] + (1+r^d)BD_t - PS_{t+1} \quad (1.1)$$

Với B_{t+1} là nợ công của một quốc gia tại thời điểm $t+1$;

$\varepsilon = \frac{e(t+1)-e(t)}{e(t)}$ là tỷ lệ thay đổi của tỷ giá hối đoái với e là tỷ giá hối đoái danh nghĩa;

r^f là lãi suất vay nợ bằng ngoại tệ, BF_t là lượng nợ vay bằng ngoại tệ quy đổi ra nội tệ, r^d là lãi suất vay nợ bằng đồng nội tệ, BD_t là lượng nợ vay bằng nội tệ; và PS thặng dư ngân sách cơ sở (được tính bằng nguồn thu trừ cho chi tiêu ngân sách, không tính lãi phải trả cho nợ vay).

Có thể thấy nợ công tăng khi nợ vay bằng ngoại tệ tăng, lãi suất vay nợ bằng ngoại tệ tăng, và đồng tiền trong nước sụt giá. Nợ công cũng tăng khi nợ vay bằng đồng nội tệ và lãi suất vay nợ bằng đồng nội tệ tăng. Nợ giảm khi thặng dư ngân sách cơ sở tăng.

Mặt khác tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế thực được tính như sau:

$$g_{GDP} = \frac{GDP(t+1) - \pi(t+1)GDP(t)}{\pi(t+1)GDP(t)} \times 100\% \quad (1.2)$$

với π là tỷ lệ lạm phát

Biến đổi công thức (1.2) ta được biểu thức:

$$GDP(t) = \frac{GDP(t+1)}{(1+g)(1+\pi)} \quad (1.3)$$

Bởi nợ công của một quốc gia thường được xác định dưới dạng % của GDP nên chia cả 2 vế của biểu thức 1.1 cho GDP_t ta được biểu thức sau:

$$\begin{aligned} \frac{B(t+1)}{GDP(t)} &= [(1+\varepsilon)(1+r^f)\frac{BF(t)}{GDP(t)}] + (1+r^d)\frac{BD(t)}{GDP(t)} - \frac{PS(t+1)}{GDP(t)} \\ \Rightarrow \frac{B(t+1)}{GDP(t)} &= [(1+\varepsilon)(1+r^f)BF(t)] + (1+r^d)bd_t - \frac{PS(t+1)}{GDP(t)} \quad (1.4) \end{aligned}$$

Thay biểu thức 1.3 vào 1.4 ta được:

$$B_{t+1} = \frac{[(1+\varepsilon)(1+r^f)]}{(1+g)(1+\pi)} \times bf_t + \frac{1+r^d}{(1+g)(1+\pi)} bd_t - PS(t+1) \quad (1.5)$$

Trong đó:

B_{t+1} là tỷ lệ nợ công theo GDP ở thời điểm $t+1$; bf_t là tỷ lệ vay nợ bằng ngoại tệ theo GDP tại thời điểm t ; bd_t là tỷ lệ vay nợ vay bằng nội tệ theo GDP tại thời điểm t ; $PS_{(t+1)}$ là tỷ lệ thặng dư ngân sách theo GDP ở thời điểm $t+1$.

Từ biểu thức 1.5 rút ra:

$$B_{t+1}(1+g)(1+\pi) = (1+\varepsilon)(1+r^f)bf_t + (1+r^d)bd_t - (1+g)(1+\pi) \quad (1.6)$$

Với $b_t = bf_t + bd_t$, khai triển biểu thức 1.6 ta có biểu thức sau:

$$b_{t+1}(1+g+\pi+g_\pi) = b_t + (1+r^f)bf_t + (r^f bf_t + r^d bd_t) - (1+g+\pi+g_\pi)ps_{t+1} \quad (1.7)$$

Gọi θ là tỷ lệ nợ công vay bằng ngoại tệ ($bf_t = \theta b_t$; $0 < \theta < 1$), lãi suất vay bình quân gia quyền là $r = \theta r^f + (1-\theta)r^d$, sắp xếp lại biểu thức 1.7 ta được:

$$b_{t+1} - b_t = \frac{1}{(1+g)(1+\pi)} [r - \pi(1+g) - g + \varepsilon\theta(1+r)] \times b_t - ps_{t+1} \quad (1.8)$$

Biểu thức 1.8 cho thấy sự thay đổi của nợ công phụ thuộc vào lãi suất vay bình quân gia quyền, giá trị của đồng nội tệ, tỷ lệ nợ công vay bằng ngoại tệ, tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế và thặng dư ngân sách cơ sở. Từ biểu thức 1.8 cũng có thể rút ra tác động của lạm phát đến nợ công, theo đó trong trường hợp các yếu tố khác không đổi khi lạm phát tăng/giảm sẽ dẫn đến sự tăng/giảm của nợ công và ngược lại.

2.3.2. Mối quan hệ định lượng

Để đánh giá mối quan hệ về mặt định lượng giữa nợ công và lạm phát, bài nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL là sự kết hợp giữa mô hình tự hồi quy vecto (VAR) và mô hình bình phương nhỏ nhất (OLS) bởi mô hình này được đánh giá là mô hình thành công nhất, linh hoạt và dễ sử dụng cho phân tích các chuỗi thời gian đa biến (Aydin, 2000). Đồng thời mô hình ARDL cho phép xác định tác động của biến độc lập đến biến phụ thuộc (Chen, 2007; Pasaran, Shin, Y, 1997). Dạng tổng quát của mô hình được trình bày như sau:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 Y_{t-2} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \beta_0 * X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_n X_{t-n} + u_t \quad (1)$$

Trong đó:

- Y_t và X_t là các biến dừng, u_t là phần nhiễu trắng.

Bảng 1: Giải thích các biến sử dụng trong mô hình hồi quy

Biến sử dụng	Giải thích biến
RINF	Mức tăng của lạm phát
DRINF	Sai phân bậc nhất của mức tăng lạm phát
DRINF(-1)	Trễ bậc 1 của Sai phân bậc nhất của mức tăng lạm phát
DRINF(-2)	Trễ bậc 2 của Sai phân bậc nhất của mức tăng lạm phát
RDEB(-1)	Trễ bậc 1 của mức tăng nợ công
RDEB(-2)	Trễ bậc 2 của mức tăng nợ công
U_t	Nhiều trắng trong mô hình

Nguồn: Tác giả tự thống kê.

- Y_{t-n} và X_{t-n} là các biến dừng ở các độ trễ.

Từ mô hình tổng quát, đối với nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng mô hình nghiên cứu như sau:

$$RINF_t = \alpha_1 + \alpha_2 DRINF + \alpha_3 DRINF(-1) + \alpha_4 DRINF(-2) + \alpha_5 RDEB(-1) + \alpha_6 RDEB(-2) + u_t(2)$$

Trong đó các biến trong mô hình được giải thích tại Bảng 1.

Để đảm bảo tin cậy, khi sử dụng mô hình ARDL các biến chuỗi thời gian có tính dừng, độ trễ xác định tối ưu, mô hình không thừa biến, không có hiện tượng tự tương quan, không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và có dạng hàm phù hợp (Gurajati, 2003; Nguyễn Quang Dong & Nguyễn Thị Minh, 2012).

Chuỗi thời gian có tính dừng là chuỗi có trung bình, phương sai, hiệp phương sai không đổi tại mọi thời điểm (Gurajati, 2003). Để kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian có thể sử dụng nhiều kiểm định khác nhau như kiểm định Dickey - Fuller (DF), kiểm định Phillip - Person (PP), kiểm định Dickey - Fuller mở rộng (ADF). Trong phần mềm Eviews thường dùng kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) để kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian dựa trên kiểm định ADF mở rộng (Nguyễn Quang Dong & Nguyễn Thị Minh, 2012).

Độ trễ tối ưu là độ trễ mà tại đó các biến được mô hình hóa qua biến trễ và các biến khác cùng một độ trễ cho kết quả tốt nhất. Việc xác định độ trễ tối ưu dựa trên các chỉ số lựa chọn (Ozcieck & McMillin, 1999), các chỉ số này được hỗ trợ trong phần mềm

Eviews. Mô hình thừa biến là mô hình đưa các biến độc lập không phù hợp hoặc không cần thiết vào mô hình. Kiểm định thừa biến sẽ cho biết cần loại biến nào ra khỏi mô hình để không làm ảnh hưởng kết quả phân tích (Nguyễn Quang Dong & Nguyễn Thị Minh, 2012). Tự tương quan là hiện tượng các phần dư của biến phụ thuộc có tương quan với nhau (Ramanathan, 2002; Gurajati, 2003). Tự tương quan làm các kết quả hồi quy thiếu tin cậy. Phương sai sai số thay đổi là một khuyết tật khi sử dụng mô hình OLS (Gurajati, 2003). Để kiểm định xem mô hình có phương sai sai số thay đổi hay không, ta dùng kiểm định White. Sau khi chạy và kiểm định mô hình đảm bảo không có khuyết tật thì các ước lượng mới đáng tin cậy, không chệch và hiệu quả nhất, các kết luận của nghiên cứu này mới đáng tin cậy.

Trước khi đánh giá thực nghiệm mối quan hệ giữa nợ công và lạm phát, nghiên cứu cần phải xác định được mối quan hệ nhân quả Granger giữa hai biến này. Theo đó, trước tiên đề tài sẽ kiểm định tính đồng liên kết giữa hai biến nợ công và lạm phát bằng kiểm định đồng liên kết của Westerlund (2007). Quá trình kiểm định đồng liên kết sẽ giúp xác định luôn cả độ trễ thích hợp mà qua đó hai biến có tính đồng liên kết tốt nhất. Sau đó, dựa trên phương pháp được đề xuất bởi Hurlin & Venet (2001), nghiên cứu sử dụng mô hình mở rộng thay vì mô hình thu gọn (mô hình mở rộng sử dụng cả các biến trễ của biến phụ thuộc như là biến giải thích trong khi mô hình thu gọn thì không) cho kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger với dữ liệu bảng không đồng nhất như sau:

$$INF_{i,t} = \alpha_{i,t} + \alpha_{i,t-k} + \alpha_{i,t-p} + \partial_i + \epsilon_{i,t}^*$$

$$DEB_{i,t} = \alpha_{i,t} + \alpha_{i,t-k} + \alpha_{i,t-p} + \partial_i + \epsilon_{i,t}$$

Độ trễ k và p sẽ được xác định thông qua giá trị biến trễ thích hợp được xác định trong quá trình kiểm định liên kết của Westerlund (2007).

Để đánh giá thực nghiệm mối quan hệ đồng liên kết giữa nợ công đến lạm phát cho mẫu dữ liệu trong giai đoạn 2001 - 2017 của Việt Nam, bài nghiên cứu đề xuất phương trình thực nghiệm xuất phát từ mô hình (1) như sau:

$$\Delta INF_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_0 INF_{i,t-1} + \beta_1 DEB_{i,t} + Z_{i,t} \beta'_2 + \partial_i + \epsilon_{i,t}$$

Nguồn: Westerlund (2007).

Biến INF là lạm phát và DEB là nợ công; $Z_{i,t}$ là tập các biến kiểm soát; ∂_i là tác động cố định có đặc tính quốc gia, bất biến theo thời gian, không quan sát được và $\epsilon_{i,t}$ là đại lượng sai số.

Phương trình (*) là mô hình động, $\Delta INF_{i,t} = INF_{i,t} - INF_{i,t-1}$ là sai phân bậc nhất của INF, đại diện cho tốc độ gia tăng của lạm phát.

$DEB_{i,t} - DEB_{i,t-1}$ là sai phân bậc nhất của DEB, đại diện cho tốc độ gia tăng của nợ công và $DEB_{i,t-1}$ ở vế phải của phương trình đại diện cho mức nợ công ban đầu.

3. Một số nghiên cứu thực nghiệm, khoảng trống nghiên cứu và mô hình nghiên cứu

Trên thế giới có nhiều công trình nghiên cứu tác động của nợ công đến lạm phát. Có thể kể ra một vài nghiên cứu như sau:

Một trong những nghiên cứu nổi bật nhất về tác động của nợ công đến lạm phát của một quốc gia là Friedman (1986). Nhà kinh tế học nổi tiếng của trường phái trọng ngân khi nghiên cứu về lạm phát đã cho rằng: Trong trường hợp thâm hụt tài khóa được tài trợ bằng cách in thêm tiền thì nó sẽ gây ra lạm phát. Trong trường hợp thâm hụt tài khóa được tài trợ bằng phát hành trái phiếu thì khả năng tác động của nó lại phụ thuộc vào cách mà các nhà làm chính sách tiền tệ điều hành. Nếu họ muốn cố định lãi suất thì họ phải cung ứng thêm tiền và do đó, lạm phát sẽ xảy ra. Kết quả của nghiên cứu này tương đồng với nghiên cứu của Sargent & Wallace (1981) khi đưa ra kết luận ngân hàng trung ương sẽ buộc phải in thêm tiền để tài trợ thâm hụt ngân sách, không sớm thì muộn. Kết quả của việc in thêm tiền đó là cung tiền tăng và lạm phát sẽ xảy ra, ít nhất là trong dài hạn.

Nghiên cứu của Kwon & cộng sự (2009) sử dụng dữ liệu bảng của 71 quốc gia trong giai đoạn 1963 đến 2004 và các ước lượng OLS và mô hình VAR để xem xét tác động của nợ công đến lạm phát và tìm ra bằng chứng cho thấy nợ công tăng cao dẫn đến lạm phát cao ở các quốc gia đang phát triển. Nghiên cứu của Nastansky & Strohe (2014) sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số VECM sử dụng dữ liệu của 9 quốc gia trong giai đoạn 1980 - 2004 và tìm ra bằng chứng cho rằng quá trình gây ra lạm phát đến từ chi phí vay nợ trong nước tăng cao.

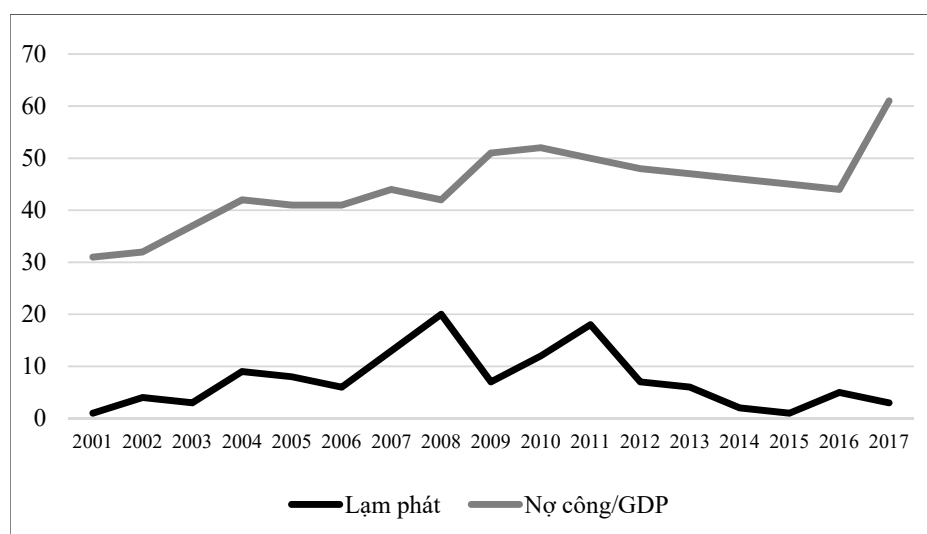
Nghiên cứu của Davig & Leeper (2011) sử dụng phân tích lý thuyết để xem xét ảnh hưởng của nợ

Bảng 1: Giải thích các biến sử dụng trong mô hình hồi quy

Biến sử dụng	Giải thích biến
RINF	Mức tăng của lạm phát
DRINF	Sai phân bậc nhất của mức tăng lạm phát
DRINF(-1)	Trễ bậc 1 của Sai phân bậc nhất của mức tăng lạm phát
DRINF(-2)	Trễ bậc 2 của Sai phân bậc nhất của mức tăng lạm phát
RDEB(-1)	Trễ bậc 1 của mức tăng nợ công
RDEB(-2)	Trễ bậc 2 của mức tăng nợ công
U_t	Nhiều trắng trong mô hình

Nguồn: Tác giả tự tổng kê.

Hình 2. Nợ công và lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 2001 – 2017



Đơn vị tính: %

công cao lên lạm phát cho thấy khoản nợ tạm thời không tác động lên lạm phát nếu các hộ gia đình kỳ vọng tất cả sự điều chỉnh xảy ra thông qua cải cách. Tuy nhiên, nếu các hộ gia đình tin là trong tương lai, chính sách tiền tệ sẽ chuyển từ lạm phát mục tiêu sang ổn định nợ thì nợ tác động trực tiếp lên chiều hướng lạm phát và chính sách tiền tệ có thể không còn kiểm soát được lạm phát.

Trong nước, Huỳnh Thế Nguyễn & Nguyễn Thị Tươi (2015) khi nghiên cứu các yếu tố vĩ mô đến lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 1995 - 2012 cũng đưa ra kết luận nợ công mà thực chất là khi chính phủ mở rộng việc phát hành trái phiếu trong giai đoạn này làm cho lạm phát tăng cao. Tuy nhiên, các nghiên cứu trong nước mới chỉ tập trung vào xem xét mối tương quan định tính giữa nợ công và lạm phát mà chưa có một nghiên cứu định lượng cụ thể. Nghiên cứu của Huỳnh Thế Nguyễn & Nguyễn Thị Tươi (2015) còn tương đối rộng mà chưa đi sâu phân tích vào sự tác động cụ thể của nợ công đến

lạm phát của Việt Nam, đây là khoảng trống mà nghiên cứu của nhóm tác giả tập trung.

4. Thực trạng về nợ công và lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 2001 – 2017

Các số liệu từ 2001 cho đến nay (Hình 1) cho thấy, lạm phát và nợ công của Việt Nam biến động khá tương đồng và cùng có xu hướng tăng lên. Đặc biệt là trong giai đoạn từ 2007 - 2011, do sự tác động của khủng hoảng tài chính và suy giảm kinh tế toàn cầu, cả lạm phát và nợ công đều có sự gia tăng mạnh mẽ. Trong tình huống lạm phát gia tăng mạnh mẽ trong những năm 2008 - 2011 (đạt đến mức 19,9% vào năm 2008 và 19% vào năm 2011), gắn liền với nợ công gia tăng nghĩa là nghĩa vụ thuế trong tương lai phải tăng lên để bù đắp các khoản nợ, điều đó đã làm tăng gấp đôi gánh nặng đối với nền kinh tế. Tuy trong giai đoạn 2012 - 2017, Chính phủ bằng nhiều biện pháp đã thành công trong kiềm chế lạm phát ở mức một con số và kiểm soát lạm phát dưới 5%, nhưng tỷ lệ nợ công/GDP vẫn ở mức cao (66.4%

Bảng 2: Thống kê mô tả của biến lạm phát và nợ công của Việt Nam giai đoạn 2001 - 2017

Các biến	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
Nợ công	17	49,32	11,48	31,7	66,4
Lạm phát	17	7,36	5,64	0,6	19,89

Nguồn: xử lý bằng phần mềm Stata.

Bảng 3: Kiểm định Granger từ lạm phát đến nợ công cho mẫu tổng thể

Biến phụ thuộc: lạm phát			
F= 21,58***			
Biến độc lập	Coef	Std. Err	p-value
Lạm phát (-2)	0.000	0.005	0.973
Lạm phát (-1)	0.193***	0.005	0.000
Nợ công (-2)	0.062***	0.014	0.000
Nợ công (-1)	-0.062***	0.020	0.003
Nợ công	0.026*	0.015	0.082

*Ghi chú: ***, ** và * lần lượt ký hiệu cho mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*

Nguồn: xử lý bằng phần mềm Stata.

trong năm 2014; 61.3% trong năm 2015; 64.7% trong năm 2016 và 61.3% trong năm 2017) cho thấy nợ công vẫn có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn này.

Nợ công và lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn này có hệ số tương quan $r = 0,871$, chứng tỏ có mối tương quan chặt giữa hai biến này trong giai đoạn nghiên cứu.

Theo cơ sở lý thuyết đã lập luận tại cơ sở lý thuyết, đầu tiên chúng ta sẽ kiểm định mối quan hệ

nhân quả của hai biến lạm phát và nợ công của Việt Nam trong giai đoạn 2001 - 2017. Nhóm tác giả sử dụng kiểm định Westerlund (2007), kết quả được trình bày tại Bảng 3.

Từ các kết quả kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger giữa lạm phát và nợ công cho mẫu tổng thể là nợ công và lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 2001 - 2017 qua kiểm định Westerlund (2007) được nêu tại Bảng 3 và Bảng 4, ta có thể thấy rằng các biến đều có ý nghĩa ở mức 1%, bác bỏ giả thuyết

Bảng 4: Kiểm định Granger từ nợ công đến lạm phát cho mẫu tổng thể

Biến phụ thuộc: nợ công			
F= 47.23***			
Biến độc lập	Coef	Std. Err	p-value
Nợ công (-2)	-0.106***	0.029	0.000
Nợ công (-1)	1.016***	0.030	0.000
Lạm phát (-2)	-0.003	0.011	0.786
Lạm phát (-1)	-0.028	0.018	0.110
Lạm phát	0.120*	0.069	0.082

*Ghi chú: ***, ** và * lần lượt ký hiệu cho mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*

Nguồn: Xử lý bằng phần mềm Stata.

Bảng 5: Kết quả kiểm định tính dừng của chuỗi số liệu

Tên biến	Kết quả kiểm định ADF	Prob
RDEB	-2.135	0.04
RINF	-3.365	0.35
DRINF	-1.226	0.12

Nguồn: xử lý bằng phần mềm Eviews.

H_0 (không có đồng liên kết trong các đơn vị bảng và toàn bộ đơn vị bảng). Điều này có nghĩa là có đồng liên kết giữa lạm phát và nợ công ở mẫu tổng thể. Ngoài ra, ở độ trễ = 2 cả 4 thống kê này đều có ý nghĩa ở mức 1% (tốt nhất) nên độ trễ = 2 sẽ được sử dụng trong kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger giữa lạm phát và nợ công. Trong khi đó, thông qua kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger được đề xuất bởi Hurlin & Venet (2001), với độ trễ = 2, ở cả chiều từ lạm phát đến nợ công lẫn chiều từ nợ công đến lạm phát thống kê F có ý nghĩa ở mức 1%, bác bỏ giả thuyết H_0 (không có tác động nhân quả Granger từ biến độc lập đến biến phụ thuộc). Vì thế, nghiên cứu có thể khẳng định giữa lạm phát và nợ công tồn tại một mối quan hệ nhân quả Granger hai chiều cho mẫu tổng thể nói trên.

Theo những lập luận đã trình bày trong cơ sở lý thuyết, để đánh giá tác động của nợ công lạm phát,

tác giả sử dụng biến RDEB và RINF để đánh giá. Trước tiên ta cần phải kiểm định tính dừng của chuỗi số liệu do sử dụng mô hình ARDL. Sau khi sử dụng phần mềm Eviews, kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 5.

Kết quả kiểm định tính dừng cho thấy, biến RINF là không dừng, do đó để phù hợp với mô hình kiểm định đã trình bày ở trên, tác giả lấy sai phân bậc 1 để phân tích tác động của biến số này tới tăng trưởng. Theo lý thuyết, sai phân bậc 1 được cho bởi công thức sau: $DRINF = RINF_t - RINF_{t-1}$. Về mặt ý nghĩa, cả hai biến DRINF và RINF đều phản ánh sự thay đổi của lạm phát, vì vậy sử dụng sai phân bậc 1 của biến này không làm thay đổi kết quả nghiên cứu. Từ kết quả kiểm định đã cho tại Bảng 4, ta thấy biến DRINF dừng ở mức ý nghĩa 10%.

Kết quả hồi quy được trình bày ở Bảng 6.

Để kết quả kiểm định đáng tin cậy, tác giả kiểm

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình 2

	RINF		
	β	S.E	Prob
C	2.1325	1.1125	0.012
DRINF	0.113	0.1624	0.044
DRINF(-1)	-0.0645	0.2423	0.036
DRINF(-2)	0.1152	0.2365	0.025
RDEB(-1)	-0.2122	0.4632	0.023
RDEB(-2)	0.6521	0.4511	0.018
R^2		0.5632	

Nguồn: xử lý bằng phần mềm Eviews.

định thêm các khuyết tật của mô hình như: tự tương quan, phương sai sai số thay đổi, dạng hàm sai. Các kết quả kiểm định ở mức ý nghĩa 10% cho thấy mô hình nghiên cứu đều không có khuyết tật.

5. Một số nhận xét kết quả nghiên cứu và khuyến nghị cho Việt Nam

Thứ nhất: Trong mô hình 2, biến RDEB trễ 1 năm có tác động tới RINF. Cụ thể, khi biến RDEB(-1) tăng 1 đơn vị làm cho biến RINF giảm xấp xỉ 0.2122 đơn vị. Điều này phù hợp với các lý thuyết kinh tế và cơ sở lý thuyết đã trình bày ở trên, bởi nợ công của một quốc gia là biến số theo thời gian, thường có tác động trễ 1 năm và có tác động ngược chiều đến lạm phát. Hệ số xác định của mô hình là $R^2 = 0.5632$, các biến đã nêu trong mô hình 2 giải thích được 56,32% sự biến động của lạm phát.

Thứ hai: Kết quả thực nghiệm khi kiểm định tính đồng liên kết giữa nợ công và lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu cũng cho thấy lạm phát có thể bào mòn giá trị thực của nợ công và ngược lại. Một số nhà kinh tế học nổi tiếng như Ken Rogoff, Olivier Blanchard và Paul Krugman đề xuất sử dụng lạm phát cao như một trong số các giải pháp làm giảm nợ công của chính phủ trong trường hợp các khoản nợ của các chính phủ được định giá theo đồng nội tệ. Một số nghiên cứu trước đây như Gillman & cộng sự (2004), Gillman & Harris (2008), Bittencourt (2012), Kaouter & Besma (2014), Bittencourt & cộng sự (2015), Samimi & Kenari (2015),... cũng

chỉ ra rằng nợ công cao có tác động âm lên lạm phát của một nền kinh tế và có thể gây bất ổn xã hội do vật giá leo thang.

Thứ ba: Nghiên cứu này chỉ ra rằng, một quốc gia có nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam, về ngắn và trung hạn luôn phải vay nợ để tài trợ cho các mục tiêu kinh tế vĩ mô với bằng chứng là tỷ lệ nợ công/GDP luôn có xu hướng tăng trong giai đoạn nghiên cứu. Điều này đặt ra bài học với chính phủ ở các nước đang phát triển trong đó có Việt Nam nên thận trọng trong vấn đề vay nợ. Việc vay nợ cần phải có mục tiêu và chiến lược rõ ràng, phải tính đến khả năng thu hồi vốn để chi trả nợ. Đặc biệt, các chính phủ không nên vay nợ để tài trợ cho chi thường xuyên, phải hướng đến các dự án đầu tư mang lại lợi ích cho nền kinh tế. Đặc biệt, lượng nợ công phải được giữ ở mức độ an toàn, không quá cao vì một mặt có thể làm tăng lạm phát và mặt khác có thể gây mất khả năng trả nợ và khiến đất nước rơi vào suy thoái kinh tế. Bên cạnh đó việc ban hành chính sách, Chính phủ cần lưu ý đến tác động âm của nợ công và lạm phát. Điều này hàm ý chính phủ ở các nước đang phát triển cần giới hạn mức nợ công phù hợp và giữ lạm phát ở mức vừa phải. Đặc biệt phải lưu ý nợ là một gánh nặng phải trả trong tương lai, có khả năng gây ra khủng hoảng và suy thoái kinh tế do vấn đề vỡ nợ gây ra, vì vậy việc vay nợ phải dành cho các dự án đầu tư phát triển, có khả năng thu hồi vốn và đảm bảo mang lại lợi ích cho người dân và doanh nghiệp.

Tài liệu tham khảo:

- Adams, C., Ferrarini, B. & Park, D. (2010), *Fiscal Sustainability in Developing Asia*, ADB Economics Working Paper Series, 205, June, Philippines.
- Aydin, H.I. (2007), Interest Rate Pass - Through in Turkey, *Research and Monetary Policy Department Working Paper*, Central Bank of the Republic of Turkey, No:07/05, Ankara.
- Bittencourt, M. (2012), 'Inflation and economic growth in Latin America: some paneltime-series evidence', *Economic Modelling*, 29(2), 333-340.
- Bittencourt, M., Eyden, R. & Seleteng, M. (2015), 'Inflation and Economic growth: evidence from the southern African Development Community', *South African Journal of Economics*, 83(3), 411-424.
- Chen, M.A. (2007), *Rethinking the Informal Economy: Linkages with the Formal Economy and the Formal Regulatory Environment*, Department of Economics and Social Affairs, DESA Working Paper, No. 46, New York.
- Davig, T. & Leeper, E.M. (2011), 'Temporarily unstable government debt and inflation', *IMF Economic Review*, 59(2), 233-270.
- Friedman, M. (1986), 'Nobel Lecture: Inflation and Unemployment', *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.

- Gillman, M. & Harris, M.N. (2008), The effect of inflation on growth: Evidence from a panel of transition countries, *Cardiff University Working Papers*, No.E2008/25. Palgrave Texts in Econometrics, Central European University, Hungary.
- Gillman, M., Harris, M.N. & Mátyás, L. (2004), 'Inflation and growth: Explaining a negative effect', *Empirical Economics*, 29(1), 149-167.
- Gujarati, Damodar N. (2003), *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw Hill.
- Hurlin, C. & Venet, B. (2001), *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients*, Cahier de Recherche EURISCO, September, Université Paris IX Dauphine, Paris.
- Huỳnh Thế Nguyễn & Nguyễn Thị Tươi (2015), 'Tác động của các yếu tố vĩ mô đến lạm phát tại Việt Nam', *Tạp chí khoa học Đại học mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 4(49), 16-29.
- IMF (2006), *World Economic Outlook*, retrieved on August 5th, 2018, from <<http://www.imf.org/>>.
- IMF (2010), *Public Sector Debt Statistics – Guide for Compilers and Users*, retrieved on August 5th, 2018, from <<http://www.tffs.org/PSDStoc.htm>>.
- Kaouter, A. & Bessa, T. (2014), 'Financial integration and international risk diversification', *The Economics and Finance Letters*, 1(3), 15-23.
- Kwon, G., McFarlane, L. & Robinson, W. (2009), 'Public debt, money supply, and inflation: a cross-country study', *IMF Economic Review*, 56(3), 476-515.
- Nastansky, A. & Strohe, H.G. (2014), *Konsumausgaben und Aktienmarktentwicklung in Deutschland: Ein kointegriertes vektorautoregressives Modell*, in: Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, No. 50.
- Nguyễn Quang Dong & Nguyễn Thị Minh (2012), *Giáo trình Kinh tế lượng*, Nhà xuất bản Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
- Ozciek, O. & McMillin, W. (1999), 'Lag Length Selection in Vector Autoregressive Models: Symmetric and Asymmetric Lags', *Applied Economics*, 31(4), 517-524.
- Pasaran, H.H. & Shin, Y. (1997), 'Generalized impulse responses analysis in a linear multivariate model', *Economic Letters*, 58, 17-29.
- Ramanathan, R. (2002), *Introductory Econometrics with Applications*, Harcourt College Publishers, California.
- Samimi, A.J. & Kenari, S.G. (2015), 'Inflation and Economic Growth in Developing Countries: New Evidence', *International Journal of Economics and Empirical Research*, 3(2), 51-56.
- Samuelson, P.A. & Nordhaus, W.D. (1989), *Kinh tế học*, Tái bản lần 2 (Tập 2), Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Sargent, T.J. & Wallace, N. (1981), 'Some unpleasant monetarist arithmetic', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17.
- Westerlund, J. (2007), 'Testing for error correction in panel data', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-748.