

Đánh giá ảnh hưởng của giá dầu thô thế giới tới lạm phát của Việt Nam

HOÀNG MẠNH HÙNG*

Tóm tắt

Có nhiều nguyên nhân gây ra lạm phát và tác động với các mức độ khác nhau. Giá dầu thô là một trong những nguyên nhân đó với vai trò tác động cả trực tiếp và gián tiếp. Qua mô hình phân phối trễ với cách tiếp cận phi thể thức, kết quả nghiên cứu cho thấy giá dầu thô thế giới không chỉ có tác động tức thời đến lạm phát của Việt Nam, mà nó còn kéo dài sau 2 tháng. Mức độ tác động và thời gian tác động từ kết quả nghiên cứu sẽ giúp các nhà quản lý có thêm căn cứ để hoạch định chính sách đúng thời điểm trong điều hành nền kinh tế.

Từ khóa: dầu thô, giá dầu, lạm phát

Summary

There are many reasons causing inflation with varying degrees. Crude oil is one of those and creates both direct and indirect impact. Through distributed lag model with ad hoc approach, the research shows that global oil price does not only make an immediate impact on inflation in Vietnam but it also extends the following two months. The impact and its duration from the result will assist managers to make policy in time.

Keywords: crude oil, oil price, inflation

GIỚI THIỆU

Tác động giá dầu có ảnh hưởng mạnh mẽ đến nền kinh tế của các quốc gia mới nổi cũng như các nền kinh tế không ổn định về tài chính và yếu ớt với những ảnh hưởng của các cú sốc bên ngoài. Sự biến động của giá dầu có tác động thực sự lên nền kinh tế của một quốc gia. Giá dầu tăng cao dẫn đến chi phí vận chuyển cao hơn và chi phí sản xuất cao hơn. Trong lịch sử đã chứng kiến nhiều giai đoạn giá dầu tăng cao gây ra tình trạng lạm phát cao ở một số quốc gia trên thế giới và dẫn đến suy thoái kinh tế kéo dài. Ở Việt Nam, giá xăng dầu hiện nay tác động cả trực tiếp và gián tiếp đến chỉ số giá tiêu dùng (CPI). Trực tiếp bởi nó góp mặt vào "rổ" hàng hóa khi tính CPI và gián tiếp

thông qua chi phí sản xuất. Xăng dầu là hàng hóa đầu vào quan trọng của hầu hết các ngành sản xuất, nên việc giá dầu thô tăng kèm theo đó giá xăng, dầu tăng sẽ có những ảnh hưởng nhất định tới việc tăng chi phí của các doanh nghiệp và nền kinh tế.

Ở Việt Nam, mối quan hệ giữa sự thay đổi giá dầu với các chỉ số kinh tế vĩ mô cơ bản như lạm phát cũng đã được nhiều người quan tâm nghiên cứu và tiếp cận dưới những phương pháp khác nhau. Trong nghiên cứu này, tác giả tiến hành phân tích thực nghiệm để xem xét sự thay đổi giá dầu thế giới có ảnh hưởng như thế nào đến chỉ số giá tiêu dùng trong nước, thậm chí không chỉ ở mức độ tác động, mà cả thời gian ảnh hưởng.

CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Nghiên cứu của Hooker Mark (2002) đã cung cấp bằng chứng chính thức về sự thay đổi trong mối quan

*ThS., Trường Đại học Quy Nhơn | Email: hnhung78@gmail.com

Ngày nhận bài: 11/04/2016; Ngày phản biện: 15/06/2016; Ngày duyệt đăng: 21/06/2016

hệ giữa giá dầu và lạm phát ở Mỹ trong giai đoạn 1962-2000. Ông thấy rằng, có một sự thay đổi ở cuối năm 1980, vì vậy, ông chia làm hai giai đoạn 1962-1980 và 1981-2000. Kết quả chỉ ra rằng, giá dầu có một tác động đáng kể đến lạm phát trong giai đoạn đầu, nhưng không có tác động ở giai đoạn sau. Ở nghiên cứu tương tự, Roeger Werner (2005) đã phân tích định lượng tác động ngắn hạn và dài hạn của sự gia tăng giá dầu đến sản lượng và lạm phát trong khu vực châu Âu. Kết quả cho thấy không có nguy cơ lạm phát nghiêm trọng dài hạn, nhưng trong ngắn hạn thì giá dầu đóng một vai trò quan trọng trong các yếu tố ảnh hưởng đến lạm phát ở khu vực châu Âu.

Pelin Öge Güney và Mübariz Hasanov (2013) nghiên cứu những tác động của sự thay đổi giá dầu trên sản lượng và lạm phát đối với trường hợp của Thổ Nhĩ Kỳ thì thấy, sự thay đổi giá dầu có thể có những tác động không đối xứng trên các biến kinh tế vĩ mô. Kết quả cho thấy rằng, trong khi giá dầu tăng có tác động tiêu cực rõ ràng lên tăng trưởng sản lượng, thì tác động của suy giảm giá dầu là không đáng kể. Tương tự, giá dầu tăng có tác động đáng kể đến lạm phát, tuy nhiên, giá dầu giảm không có một tác động đáng kể đến lạm phát.

LeBlanc và Chinn (2004) ước lượng ảnh hưởng của thay đổi giá dầu lên lạm phát sử dụng dữ liệu của các nước Mỹ, Anh, Pháp, Đức và Nhật Bản. Họ kết luận rằng có một mối liên hệ giữa giá dầu và lạm phát. Theo đó, tỷ lệ lạm phát cao trong năm 1970 đã phần nào được xác định nguyên nhân do việc tăng giá xăng dầu. Hơn nữa, việc giảm tỷ lệ lạm phát trong những năm 1980 và 1990 có liên quan đến giá dầu sụt giảm trong suốt khoảng thời gian đó. Leblanc và Chinn phủ nhận giả thuyết cho rằng lạm phát ở châu Âu được cho là nhạy cảm hơn với giá dầu tăng so với ở Mỹ. Kết quả thống kê của họ cũng cho thấy rằng những nước phụ thuộc cao vào dầu mỏ thì hiệu ứng lạm phát của việc tăng giá dầu là cao hơn.

Cuñado và Perez de Gracia (2004) nghiên cứu tác động của cú sốc giá dầu lên cả hoạt động kinh tế và CPI cho sáu quốc gia ở châu Á. Khi nói đến lạm phát và giá dầu, họ rút ra kết luận về mối quan hệ giữa giá dầu và CPI được giới hạn trong ngắn hạn và có ý nghĩa hơn nếu giá dầu được thể hiện bằng đồng tiền địa phương. Các tác giả cũng đã làm một nghiên cứu tương tự đối với một số quốc gia châu Âu và kết quả của nghiên cứu này là rất gần với những gì họ đã kết luận về các nước châu Á.

Ở Việt Nam cũng đã có một số nghiên cứu thực nghiệm về vấn đề này, như của Thân Thị Thu Thủy (2011) qua việc sử dụng mô hình kinh tế lượng hai biến CPI và giá dầu thô với dữ liệu trung bình theo năm từ 1990-2011, kết quả đưa ra là khi giá dầu thô thế giới mỗi năm tăng lên 1 USD/thùng, thì CPI của Việt Nam tăng thêm 0,149%. Phạm Thị Hoàng Anh và nhóm tác giả (2015) đã sử dụng mô hình VAR để đánh giá ảnh hưởng của các cú sốc giá dầu thế giới tới lạm phát và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam giai đoạn

1997-2015 và đưa ra kết luận là cú sốc tăng sản lượng dầu làm giảm lạm phát, trong khi cú sốc tăng tổng cầu và cú sốc tăng cầu dự phòng làm tăng lạm phát của Việt Nam.

Tuy nhiên, các nghiên cứu này cũng chưa xem đến độ trễ trong tác động giá dầu thô để thấy nó tác động ở thời điểm nào là nhiều nhất hay ít nhất. Vì vậy, trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình phân phối trễ để đánh giá. Và, để ước lượng mô hình này, tác giả dùng cách tiếp cận phi thể thức.

Trong kinh tế lượng, một mô hình phân phối trễ là một mô hình cho dữ liệu chuỗi thời gian. Trong đó, phương trình hồi quy được sử dụng để dự đoán giá trị hiện tại của một biến phụ thuộc dựa trên cả giá trị hiện tại của một biến giải thích và các giá trị trễ của biến giải thích. Cấu trúc mô hình phân phối trễ gồm hai loại: phân phối trễ vô hạn và phân phối trễ hữu hạn. Dạng tổng quát của một mô hình phân phối trễ vô hạn với một biến độc lập như sau:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + U_t \quad (1)$$

Như vậy, trong phương trình hồi quy (1), biến phụ thuộc không những bị ảnh hưởng bởi giá trị của biến độc lập ở cùng thời điểm, mà nó còn bị ảnh hưởng bởi giá trị của các biến độc lập đã xảy ra từ lâu trước đó, thậm chí có thể là vô hạn. Tuy nhiên, sau một số độ trễ, thì mức độ ảnh hưởng giảm dần về không. Giả sử rằng những thay đổi trong biến độc lập X không có một ảnh hưởng lớn sau một vài khoảng thời gian k , điều này có nghĩa rằng tất cả các β_i sau β_k sẽ biến mất. Trong trường hợp này, mô hình (1) quy về một mô hình phân phối trễ hữu hạn và được xác định như sau:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + U_t \quad (2)$$

BẢNG 1: TÓM TẮT THỐNG KÊ CÁC BIẾN

	POIL	OIL	CPI
Mean	66,116	0,065	0,585
Median	62,200	0,815	0,4
Maximum	132,720	13,730	3,9
Minimum	18,710	-25,650	-1,1
Std. Dev.	32,813	5,841	0,853
Observations	192	192	192

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu nghiên cứu

Hệ số β_0 là số nhân ngắn hạn, đánh giá sự thay đổi giá trị trung bình của biến Y theo sự thay đổi một đơn vị của biến X trong cùng một thời kỳ. Số nhân dài hạn $\beta = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_k$ đánh giá tổng tác động dài hạn của mức tăng 1 đơn vị của biến X lên biến Y sau k thời đoạn.

Để ước lượng mô hình phân phối trễ ở trên, trong nghiên cứu này đã sử dụng cách tiếp cận phi thể thức. Cách tiếp cận này được Alt và Tinbergen áp dụng. Họ đề xuất rằng, để ước lượng mô hình (1), ta có thể tiến hành lần lượt, trước tiên hồi quy Y_t theo X_t , tiếp theo hồi quy Y_t theo X_t và X_{t-1} , rồi lại hồi quy Y_t theo X_t và X_{t-1} và X_{t-2} ... Quá trình này cứ tiếp tục và chỉ dừng lại khi các hệ số hồi quy của các biến trễ bắt đầu trở nên không có ý nghĩa thống kê và/hoặc hệ số của ít nhất một trong các biến đổi dấu. Sau khi lựa chọn được mô hình với độ trễ thích hợp, thì các kiểm định về giả thiết của phương pháp bình phương tối thiểu được thực hiện để thu được một mô hình tốt nhất.

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng dữ liệu hàng tháng, từ tháng 01/2000 đến tháng 12/2015. Số liệu về chỉ số giá tiêu dùng (CPI - đơn vị: %) được thu thập từ Tổng cục Thống kê,

BẢNG 2: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG CỦA CÁC CHUỖI

Chuỗi	ADF	PP
CPI	-3,258**	-9,214*
OIL	-10,002*	-9,996*

Chú thích: *, ** tương ứng là có ý nghĩa ở mức 1%, 5%.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu nghiên cứu

số liệu về giá dầu thô thế giới (POIL – đơn vị: USD/thùng) được truy cập từ website www.eia.gov. Ở đây tác giả muốn ước lượng tác động của việc tăng, giảm giá dầu lên lạm phát, nên biến về mức thay đổi giá dầu hàng tháng được sử dụng (OIL – đơn vị: USD/thùng).

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Kiểm định nghiệm đơn vị

Bảng 1 mô tả tính chất các biến để thực hiện các ước lượng trong mô hình hồi quy từ dữ liệu thu thập. Các giá trị được tính toán bao gồm: trung bình, trung vị, giá trị lớn nhất, giá trị nhỏ nhất và độ lệch chuẩn.

Kiểm định tính dừng được sử dụng để ngăn chặn các kết quả hồi quy giả mạo trong mô hình chuỗi thời gian. Vì vậy, kiểm định nghiệm đơn vị được thực hiện để kiểm định tính dừng của các chuỗi OIL và CPI. Kết quả kiểm định theo phương pháp Dickey-Fuller tăng cường (ADF) và phương pháp Phillips-Perron (PP) được trình bày trong Bảng 2. Theo đó, các chuỗi CPI và OIL đều dừng ở bậc 0. Với kết quả này, thì việc ước lượng các mô hình sẽ cho ta kết quả xác thực.

Kết quả ước lượng

Theo cách tiếp cận phi thể thức, ta hồi quy CPI theo OIL lần lượt với các độ trễ khác nhau của biến OIL. Kết quả được trình bày trong Bảng 3.

Từ Bảng 3 ta thấy, các mô hình hồi quy đều được chấp nhận ở mức ý nghĩa 1%. Tuy nhiên, đến mô hình thứ 4, thì hệ số của biến OIL với độ trễ 3 là không có ý nghĩa thống kê. Như vậy, mô hình được lựa chọn là mô hình 3, mô hình này có dạng như sau:

$$CPI_t = \alpha_0 + \beta_0 OIL_t + \beta_1 OIL_{t-1} + \beta_2 OIL_{t-2} + U_t \quad (3)$$

Song, kết quả ước lượng mô hình (3) vi phạm giả thiết về phương sai sai số ngẫu nhiên thay đổi và nó làm cho sai số chuẩn của các hệ số hồi quy lớn. Khi đó, các kiểm định t và F được sử dụng để đưa ra kết luận ở trên về mô hình (3) có nhiều khả năng cho kết quả không chính xác. Do vậy, ta ước lượng lại các sai số chuẩn của các hệ số hồi quy bằng phương pháp sai số chuẩn vững của White. Kết quả như sau:

BẢNG 3: TÓM TẮT KẾT QUẢ HỒI QUY

		C	OIL _t	OIL _{t-1}	OIL _{t-2}	OIL _{t-3}	Prob (F-statistic)
Mô hình 1	Hệ số	0,582087	0,043802				0,000023
	Prob.	0,0000	0,0000				
Mô hình 2	Hệ số	0,578454	0,025926	0,047054			0,000000
	Prob.	0,0000	0,0136	0,0000			
Mô hình 3	Hệ số	0,576170	0,025478	0,038150	0,023993		0,000000
	Prob.	0,0000	0,0142	0,0007	0,0212		
Mô hình 4	Hệ số	0,575352	0,025986	0,037743	0,020100	0,010450	0,000000
	Prob.	0,0000	0,0125	0,0008	0,0697	0,3135	

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu nghiên cứu

$$CPI_t^* = \alpha_0(1 - \hat{\rho}) + \beta_0 OIL_t^* + \beta_1 OIL_{t-1}^* + \beta_2 OIL_{t-2}^* + V_t \quad (4)$$

White $se = (0,054915) \quad (0,011231) \quad (0,010068) \quad (0,009139)$
 $t = (10,49210) \quad (2,268496) \quad (3,789441) \quad (2,625306)$
 $Prob. = (0,0000) \quad (0,0244) \quad (0,0002) \quad (0,0094)$
 $R^2 - Adjusted = 0,188535; F - statistic = 15,79226; DW = 1,00923$

Sau khi ước lượng lại, thì hệ số của biến OIL với các độ trễ 0, 1, 2 đều được chấp nhận ở mức ý nghĩa 5%, 1%, 1% tương ứng.

Sử dụng kiểm định Breusch-Godfrey thì thấy mô hình có tự tương quan bậc 1. Để khắc phục hiện tượng tự tương quan bậc 1, tác giả sử dụng phương pháp bình phương bé nhất tổng quát và ước lượng mô hình sai phân bậc 1 tổng quát sau:

$$CPI_t^* = \alpha_0(1 - \hat{\rho}) + \beta_0 OIL_t^* + \beta_1 OIL_{t-1}^* + \beta_2 OIL_{t-2}^* + V_t$$

trong đó, $CPI_t^* = CPI_t - \hat{\rho}CPI_{t-1}$; $OIL_t^* = OIL_t - \hat{\rho}OIL_{t-1}$

Với mẫu khá lớn ta có thể được ước lượng $\hat{\rho}$ bởi

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{d}{2} = 1 - 1, \frac{00923}{2} = 0,495385$$

Kết quả ước lượng mô hình (4) khi đó như sau:

$$\widehat{CPI}_t^* = 0,291055 + 0,017027OIL_t^* + 0,036666OIL_{t-1}^* + 0,018871OIL_{t-2}^* + V_t$$

$t = (6,062876) \quad (1,912071) \quad (4,081919) \quad (2,111597)$

Kiểm định Breusch-Godfrey cho kết quả Prob. Chi-Square(1) = 0,3820, nên mô hình này không có hiện tượng tự tương quan bậc 1. Từ đó, ta thu được kết quả ước lượng của (3) sau khi khắc phục tự tương quan là:

$$\widehat{CPI}_t = 0,576786 + 0,017027OIL_t + 0,036666OIL_{t-1} + 0,018871OIL_{t-2} + V_t$$

Như vậy, số nhân ngắn hạn $\beta_0 = 0,017027$ và số nhân dài hạn $\beta = 0,017027 + 0,036666 + 0,018871 = 0,072564$

KẾT LUẬN

Kết quả thực nghiệm đã chỉ ra rằng, giá dầu thế giới tác động một cách có ý nghĩa đến lạm phát của Việt Nam. Tác động này không những xảy ra tức thời, mà còn kéo dài đến 2 thời đoạn sau đó. Điều này có thể do

ảnh hưởng của việc kiểm soát trực tiếp đối với giá xăng dầu, các biện pháp kiểm soát đã tạo ra độ trễ và làm thay đổi tác động của giá dầu và tác động này sẽ kéo dài qua các thời kỳ sau.

Theo đó, trong ngắn hạn là khoảng 0,017 điểm phần trăm, có nghĩa là ở cùng một thời kỳ, khi giá dầu thế giới tăng lên 1 USD/thùng, thì CPI của Việt Nam sẽ tăng lên khoảng 0,017 điểm phần trăm. Tác động mạnh nhất là sau 1 thời đoạn, nếu tháng này giá dầu tăng thêm 1 USD/thùng sẽ làm CPI của tháng sau tăng khoảng 0,037 điểm phần trăm và làm CPI của 2 tháng sau tăng khoảng 0,019 điểm phần trăm. Tổng tác động trong dài hạn của giá dầu thô thế giới lên CPI của Việt Nam là khoảng 0,073 điểm phần trăm và sẽ mất hẳn sau 2 thời đoạn.

Điều này cũng phù hợp thực tế bởi việc điều chỉnh giá xăng dầu trong nước thường chậm hơn một khoảng thời gian và do vậy ảnh hưởng của sự thay đổi giá dầu thô thế giới đến lạm phát ở Việt Nam không chỉ xảy ra ở cùng thời điểm, mà nó còn tác động kéo dài sau một vài thời kỳ, tức là ảnh hưởng này có độ trễ.

Việt Nam cũng xuất khẩu dầu thô, nhưng so với thế giới, thì số lượng chỉ chiếm rất ít nên không có vai trò chi phối. Việc kiểm soát giá dầu thô là ngoài khả năng của chúng ta, nên kết quả nghiên cứu phần nào giúp cho chúng ta có cái nhìn xác thực để có những dự báo chính xác hơn khi xây dựng các chỉ tiêu kinh tế. Từ đó chủ động hơn và có các giải pháp điều hành phù hợp, nếu có những dự báo tin cậy về giá dầu thế giới. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Phạm Thị Hoàng Anh và các tác giả (2015). *Biến động của giá dầu thế giới và ảnh hưởng của nó đến nền kinh tế Việt Nam*, Báo cáo nghiên cứu 15/02 của Học viện Ngân hàng
2. Thân Thị Thu Thủy (2011). Ảnh hưởng của giá nhiên liệu thế giới đến chỉ số giá tiêu dùng Việt Nam, *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, số 1 (11/2011)
3. Alt, F. (1942). Distributed Lags, *Econometrica*, 10, 113-128
4. Cuñado, Juncal and Garcia, Fernando Perez de (2003). Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries, *Energy Economics*, 25, 137-154
5. Cuñado, Juncal and Garcia, Fernando Perez de (2004). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries, *The quarterly Review of Economics and Finance*, 45, 65-83
6. Hooker Mark (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 5, 40-61
7. LeBlanc, Michael and Chinn, D Menzie (2004). Do High Oil Prices Presage Inflation? The evidence for G-5 countries, *Business Economics*, 2004, 38-48
8. Pelin Öge Güney and Mubariz (2013). The Effects of Oil Prices Changes on Output Growth and Inflation: Evidence from Turkey, *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 11, 730-739
9. Tinbergen J. (1949). Long-Term Foreign Trade Elasticities, *Metroeconomica*, 1, 174-185