

Nghiên cứu sự tác động của giá dầu thô tới lạm phát tại Việt Nam

TRẦN QUANG HUY*

Tóm tắt

Bài báo sử dụng kiểm định phi tuyến tính mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy để nghiên cứu mối quan hệ giữa giá dầu thô, kết hợp với giá vàng thế giới với lạm phát của Việt Nam. Nguồn dữ liệu được thu thập theo tháng từ năm 1997 tới 2016. Kết quả nghiên cứu dù không chỉ ra mối quan hệ đồng tương quan giữa giá dầu thô và lạm phát, nhưng kiểm định phi tuyến tính mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy lại cho kết quả là tồn tại mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa giá dầu và lạm phát. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy, trong dài hạn, việc giảm giá dầu có tác động lớn hơn đối với lạm phát so với cú sốc dầu thô tăng giá.

Từ khóa: giá dầu, lạm phát, kiểm định đồng tương quan, Việt Nam

Summary

This paper examines the relationship between world crude oil price, coordinating with global gold price and Vietnam's inflation using non-linear autoregressive distribution lag (NARDL) approach. The monthly data was collected from 1997 to 2016. Our empirical results found no cointegration between oil price and inflation, but estimated NARDL results provided significant evidences of short run and long run effects from crude oil price to Vietnam's inflation. The results suggested that a decrease in oil price leads to a higher increase in inflation in the long run, comparing to an oil price increasing shock.

Keyword: oil price, inflation, NARDL, cointegration, Vietnam

GIỚI THIỆU

Sự tương tác giữa giá dầu thô và các yếu tố kinh tế vĩ mô luôn là đề tài được thảo luận rộng rãi trên góc độ học thuật cũng như nhận được sự quan tâm của các chính phủ và các nhà kinh tế. Giá dầu tăng được xem là tín hiệu tốt cho các nước xuất khẩu dầu, tuy nhiên điều đó cũng mang lại những tác động tiêu cực cho các nước nhập khẩu dầu.

Tác động của giá dầu ảnh hưởng tới lạm phát đã được rất nhiều tác giả nghiên cứu. Tuy nhiên, mỗi quốc gia lại bị sự tác động và bị ảnh hưởng khác nhau do một số nguyên nhân, như: cơ cấu ngành trong nền kinh tế, vị thế của nhà xuất - nhập khẩu dầu hay tác động của thuế dầu thô. Việc hiểu được mối quan hệ giữa giá dầu thô thế giới và tỷ lệ lạm

phát của các quốc gia là rất quan trọng, vì đây chính là mục tiêu của các nhà quản lý kinh tế thông qua điều tiết kinh tế vĩ mô để kiểm chế lạm phát. Khi các kiến thức về mối quan hệ giữa giá dầu và lạm phát được mở rộng và nghiên cứu sâu, đồng nghĩa với đó là các nhà hoạch định chính sách có thêm nhiều công cụ, phương pháp tác động để đưa nền kinh tế về trạng thái cân bằng, tránh được các cú sốc do giá dầu tạo ra. Chính vì vậy, tác giả đã thực hiện nghiên cứu để đưa ra những kết quả khoa học về mối quan hệ này.

TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Mối quan hệ giữa giá dầu và lạm phát được xác định là có quan hệ với nhau, tuy nhiên kết quả này không phải lúc nào cũng đồng nhất giữa các nền kinh tế khác nhau. Hooker (2002) khi đánh giá sự tác động giá dầu và lạm phát tại Mỹ cho thấy, giá dầu tác động tới tỷ lệ lạm phát rất cao tại Mỹ trước những năm 1981.

* TS., Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh - Đại học Thái Nguyên
Email: tranhuyqtkd@tueba.edu.vn

Ngày nhận bài: 01/10/2017; Ngày phản biện: 20/10/2017; Ngày duyệt đăng: 23/10/2017

BẢNG 1: KIỂM ĐỊNH NGHIỆM ĐƠN VỊ

Quốc gia	PP		ADF	
	Level	1st	Level	1st
Lạm phát	-2.714338	-7.443708***	-2.934371**	-5.978686***
Giá dầu	-2.161461	-9.944065***	-2.182423	-7.389773***
Giá vàng	-1.452405	-12.70678***	-0.809060	-12.60800***

Chú ý: *, **, *** diễn giải tại mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Độ trễ được chọn theo tiêu chuẩn AIC

BẢNG 2: KIỂM ĐỊNH ĐỒNG KẾT HỢP GIỮA LẠM PHÁT, GIÁ DẦU VÀ GIÁ VÀNG

Giả thuyết (H0)	Kiểm định vết	Kiểm định trị riêng lớn nhất
	Thống kê vết	Thống kê trị riêng lớn nhất
$r = 0$	F 27.80884	20.29648
$r \leq 1$	II 7.512362	4.927796
$1 \leq r \leq 2$	III 2.584566	2.584566

Chú ý: Kiểm định vết và kiểm định trị riêng cực đại được tính toán tại mức ý nghĩa 5%; ***, **, * diễn giải mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Độ trễ được chọn theo tiêu chuẩn AIC

Nguồn: Nghiên cứu của tác giả

Tuy nhiên, các tác động này giảm dần về sau và không vượt qua được ngưỡng tác động của năm 1981.

Đối với khu vực Đông Nam Á cũng có rất nhiều nghiên cứu về mối quan hệ giữa giá dầu và lạm phát. Jongwanich và Park (2009) đã chỉ ra vai trò của giá dầu trong cú sốc lạm phát tại 9 quốc gia châu Á. Các tác giả sử dụng mô hình VAR để nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu cho thấy, lạm phát ở các quốc gia châu Á hầu như là do các yếu tố bên trong. Các cú sốc bên ngoài như giá dầu chỉ có ảnh hưởng tối thiểu đến lạm phát ở các quốc gia này.

Để đánh giá mối quan hệ giữa giá dầu và lạm phát ở Việt Nam, tác giả sử dụng dữ liệu từ Ngân hàng Thế giới, Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) và Hội đồng vàng thế giới giai đoạn 1997-2016. Số liệu trong nghiên cứu được lấy ở dạng chuỗi thời gian theo tháng đối với giá dầu, giá vàng và lạm phát. Giá dầu và giá vàng được lấy theo đơn vị tính USD, lạm phát được lấy dựa trên chỉ số giá tiêu dùng (CPI), đơn vị tính là phần trăm (Bài viết sử dụng cách viết số thập phân theo chuẩn quốc tế).

Phương pháp nghiên cứu

Kiểm định nghiệm đơn vị

Phương thức để kiểm định nghiệm đơn vị sử dụng trong nghiên cứu này là: Phillips-Perron (PP) và Augmented Dickey Fuller (ADF). ADF được sử dụng để kiểm định tính dừng của hai chuỗi: giá dầu và lạm phát. Trong mô hình nghiên cứu, tác giả sử dụng kiểm định PP có cộng thêm xu hướng thời gian, còn kiểm định ADF chỉ có duy nhất hệ số chặn.

Vì kết quả của kiểm định ADF rất nhạy cảm với sự lựa chọn chiều dài độ trễ (k), nên độ trễ tối ưu được lựa chọn dựa trên các tiêu chuẩn thông tin: Akaike (AIC), Schwarz (SC) và Hannan Quinn (HQ). Độ trễ nào làm cho các thống kê nói trên nhận giá trị nhỏ nhất thì được xem là độ trễ tối ưu của mô hình. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng tiêu chuẩn AIC vì độ trễ tối ưu theo chuẩn thông tin AIC là 7.

Kiểm định đồng tương quan

Johansen (1991) đã đưa ra phương pháp kiểm định có khả năng đồng kết hợp của một số chuỗi thời gian có thuộc tính I(1). Kiểm định này cho phép có thể xuất hiện nhiều hơn một mối quan hệ, do đó có tính áp dụng phổ quát hơn. Kiểm định Engle-Granger, vốn dựa trên Dickey-Fuller (hay Kiểm định Dickey-Fuller mở rộng), tính nghiệm đơn vị trên phần dư từ mô hình quan hệ đồng kết hợp đơn lẻ.

Kiểm định phi tuyến tính mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy (NARDL)

Nghiên cứu này tập trung vào mối quan hệ giữa giá dầu và tỷ lệ lạm phát tại Việt Nam giai đoạn 1997-2016, trên cơ sở sử dụng mô hình nghiên cứu đường công Phillips, diễn giải mô hình như sau:

$$\Delta \text{Lạm phát} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Giá vàng} + \beta_2 * \text{Giá dầu} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó: β_i lần lượt là hệ số của mô hình trong dài hạn.

Tuy nhiên, trong mô hình (1) không phản ánh đúng được những tác động bất đối xứng của giá dầu trong thực tế.

Dựa theo nghiên cứu của Cunado và Gracia (2005) và Ibrahim (2015) để tính toán mối quan hệ bất đối xứng của giá dầu và lạm phát, mô hình (1) được biến đổi như sau:

$$\text{Lạm phát} = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{Giá vàng} + \alpha_2 * \text{Giá dầu} + \alpha_3 * \text{Giá dầu} + \delta_t \quad (2)$$

Trong đó, α_i lần lượt là hệ số trong dài hạn của mô hình (2). Tác động của giá dầu tăng được tính toán bởi những giá trị dương của giá dầu thay đổi, còn khi giá dầu giảm được tính toán là giá trị âm của giá dầu thay đổi. Diễn giải như sau:

$$\text{Giá dầu}^+ = \sum_{i=1}^7 \Delta \text{Giá dầu}_i^+ = \sum_{i=1}^7 \max(\text{giá dầu}_i, 0) \quad (3)$$

$$\text{Giá dầu}^- = \sum_{i=1}^7 \Delta \text{Giá dầu}_i^- = \sum_{i=1}^7 \max(\text{giá dầu}_i, 0) \quad (4)$$

Dựa vào các công thức ở trên, để xác định mối quan hệ của cú sốc giá dầu tăng và lạm phát được biểu hiện bằng hệ số α_2 ; khi giá dầu giảm mối quan hệ giữa cú sốc giảm giá dầu và lạm phát được biểu diễn bởi hệ số α_3 . Cả hai hệ số α_2 và α_3 đều kỳ vọng là dương, tuy nhiên mức độ tác động của các hệ số này là không giống nhau. Theo Ibrahim (2015), nếu $\alpha_2 > \alpha_3$, có nghĩa là tác động của cú sốc tăng giá dầu lên lạm phát lớn hơn tác động của cú sốc giảm giá dầu.

Từ mô hình (2), Pesaran và các cộng sự (2001) và Shin và các cộng sự (2011) đã viết lại công thức. Trong ngắn hạn,

tác động của tăng giá và tác động giảm giá được tính toán theo công thức:

$$\sum_{i=1}^m p3i \text{ và } \sum_{i=1}^n p4i \quad (5)$$

Lợi thế của phương pháp phi tuyến tính NARDL giúp chúng ta đánh giá được tác động không đối xứng giữa giá dầu và tỷ lệ lạm phát không chỉ trong dài hạn, mà còn cả trong ngắn hạn.

Xây dựng mô hình

Sau khi kiểm định phi tuyến tính đồng kết hợp, tác giả sẽ thực hiện hồi quy mô hình. Để kiểm định tồn tại tác động dài hạn trong mô hình, tác giả sẽ thực hiện kiểm định các hệ: $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$. Khi kiểm định thấy tồn tại điểm cân bằng dài hạn trong mô hình, tác giả sẽ thực hiện hồi quy mô hình bất đối xứng giữa giá dầu và lạm phát.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Kiểm định nghiệm đơn vị

Bảng 1 thể hiện kết quả kiểm định nghiệm đơn vị tại mức lựa chọn và mức vi phân bậc 1 của các biến nghiên cứu. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy, chuỗi thời gian của lạm phát, giá dầu và giá vàng đều là chuỗi dừng tại mức vi phân bậc 1 khi thực hiện kiểm định PP và ADF. Chỉ có lạm phát là chuỗi dừng ngay tại “mức lựa chọn” khi thực hiện kiểm định ADF.

Kiểm định đồng kết hợp

Kiểm định đồng kết hợp của Johansen (1991) cho rằng, cần phải thực hiện kiểm định vết và kiểm định giá trị riêng lớn nhất để đưa ra kết luận về các đồng kết hợp trong nghiên cứu.

Dựa vào kiểm định đồng kết hợp ta thấy trong mô hình không tồn tại đồng liên kết giữa các biến lạm phát, giá dầu và giá vàng tại Việt Nam.

Kiểm định NARDL

Để kiểm định độ phù hợp của biến trong dài hạn ta sử dụng kiểm định Wald, kiểm định các hệ số: $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$. Kết quả cho thấy, giá trị của kiểm định F là 6.993663 với xác suất là 0.0000, cho biết tồn tại mối quan hệ giữa lạm phát, giá vàng và giá trị tăng, giảm của giá dầu.

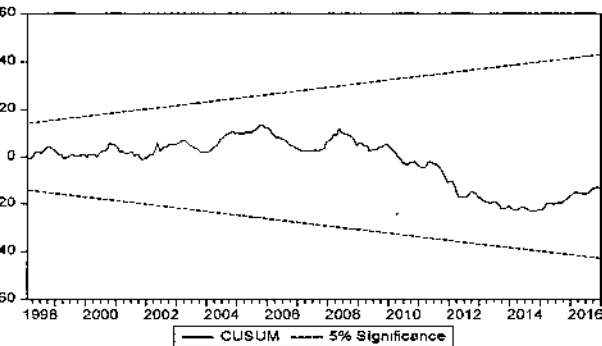
Mô hình được mô tả ở Bảng 3. Kết quả mô hình cho thấy, có mối quan hệ giữa sự thay đổi giá dầu (tăng/giảm giá dầu) và lạm phát. Giá trị R² đạt 58.9%, điều này có nghĩa là các biến trong mô hình (5) giải thích 58.9% sự thay đổi của lạm phát. Kiểm định LM không phát

BẢNG 3: KIỂM ĐỊNH PHI TUYẾN TÍNH MÔ HÌNH PHÂN PHỐI ĐỘ TRỄ TỰ HỒI QUY

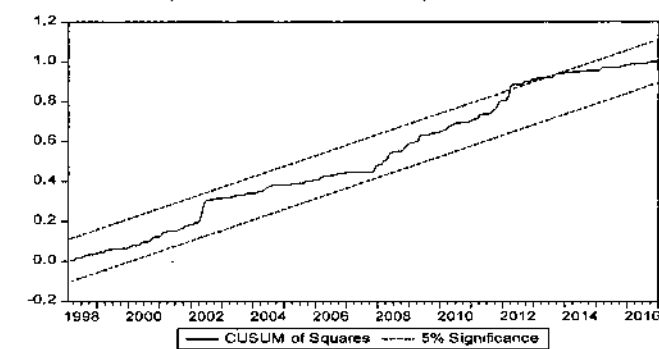
Biến độc lập	Hệ số	Thống kê t	Xác suất
Hệ số chặn	0.110014	0.996997	0.3199
Giá dầu(-1)	-0.067196	-5.041074	0.0000
Giá vàng(-1)	0.000339	0.983452	0.3265
Giá dầu* (-1)	0.004174	1.281668	0.2013
Giá dầu* (-1)	0.005683	1.760503	0.0797
Δ Lạm phát (-1)	0.423509	8.012271	0.0000
Δ Lạm phát (-3)	0.315692	5.458977	0.0000
Δ Giá dầu* (-1)	0.059602	3.081932	0.0023
Δ Giá dầu*	0.060177	3.256439	0.0013
Δ Lạm phát (-5)	0.180631	2.922526	0.0038
Δ Lạm phát (-6)	-0.176437	-2.735473	0.0067
Δ Giá vàng(-2)	0.002743	2.022296	0.0444
Δ Giá dầu* (-7)	0.030421	2.019254	0.0447
R2	0.589631		
JB	42.95248		
LM (1)	0.415887		0.5197
LM(2)	0.208710		0.8118
ARCH(1)	5.386279		0.0212
ARCH(2)	2.651922		0.0727

Chú ý: Trong ngoặc đơn là giá trị độ trễ; Mô hình nghiên cứu được sử dụng độ trễ thời gian tối đa là 7 (7 tháng). Độ trễ tối ưu trong nghiên cứu được sử dụng dựa trên kết quả của AIC.

HÌNH 1: KIỂM ĐỊNH TỔNG TÍCH LŨY CỦA PHẦN DƯ



HÌNH 2: KIỂM ĐỊNH TỔNG TÍCH LŨY HIỆU CHỈNH CỦA PHẦN DƯ



Nguồn: Tính toán của tác giả

hiện ra phương sai sai số thay đổi trong mô hình. Tuy nhiên, kiểm định ARCH của phương sai các biến phụ thuộc thay đổi theo thời gian cho thấy, tồn tại sự thay đổi phương sai của biến phụ thuộc đối với ARCH (1) và ARCH (2) theo thời gian. Kiểm định Jarque-Bera cho thấy, đây là một phân phối chuẩn.

Hình 1 và Hình 2 lần lượt là kiểm định tổng tích lũy và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư tại mức ý nghĩa 5%. Kết quả cho thấy, biểu đồ của mô hình nằm gọn

BẢNG 4: HỒI QUY MỐI QUAN HỆ GIỮA LẠM PHÁT, GIÁ VÀNG VÀ GIÁ DẦU

Biến độc lập	Hệ số	Giá trị P
Hệ số chặn	2.931540	0.0000
Giá vàng	0.007339	0.0002
Giá dầu*	0.109808	0.0000
Giá dầu	0.144333	0.0000

Nguồn: Nghiên cứu của tác giả

trong hai đường giới hạn 5%, dù vào giai đoạn 2009 tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư đã trượt ra khỏi đường giới hạn 5% một ít. Tuy nhiên, ngay sau đấy đường biểu đồ quay lại đường giới hạn. Có thể kết luận rằng, mô hình nghiên cứu hoàn toàn ổn định trong giai đoạn 1997-2016.

Hồi quy quan hệ dài hạn giữa giá dầu và lạm phát

Quan hệ dài hạn giữa giá dầu và lạm phát được thể hiện qua Bảng 4. Kết quả nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ giữa giá dầu và lạm phát được thể hiện rất chặt chẽ cho thấy, nếu giá dầu tăng 1 USD, thì lạm phát sẽ tăng 0.109%.

KẾT LUẬN

Kết quả nghiên cứu về mối quan hệ bất đối xứng giữa giá dầu và lạm phát tại Việt Nam giai đoạn

1997-2016 đã chỉ ra trong ngắn hạn và dài hạn khi giá dầu tăng hay giảm đều có tác động tới tăng lạm phát. Kết quả trong ngắn hạn cho thấy, giá dầu tăng có tác động lớn hơn tới lạm phát so với giá dầu giảm tới giảm lạm phát (0.06% so với 0.03%). Tuy nhiên, kết quả trong dài hạn cho thấy, việc giá dầu giảm giúp cho các hoạt động sản xuất, kinh doanh được mở rộng; lạm phát có xu hướng tăng mạnh hơn so với khi nhận cú sốc giá dầu tăng (0.144% so với 0.11%). Bên cạnh đó, giá vàng cũng có quan hệ cùng chiều đối với lạm phát, song tác động của giá vàng là rất nhỏ lên lạm phát của Việt Nam.

Để kiểm chế lạm phát, tránh cú sốc từ giá dầu trên thế giới, Chính phủ Việt Nam thực hiện rất nhiều chính sách vĩ mô, đặc biệt trong khủng hoảng kinh tế thế giới 2007, như: điều tiết khu vực công, điều hành kiểm soát giá cả, sử dụng đòn bẩy tiền tệ... Chính từ những biện pháp tác động hiệu quả như vậy tới kiểm chế lạm phát mà lạm phát của Việt Nam trong những năm qua giảm từ 2 con số xuống 1 con số. Năm 2016, lạm phát của Việt Nam chỉ còn 4.74%. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Caruth, A. A., Hooker, M. A., & Oswald, A. J. (1998). Unemployment equilibria and input prices: Theory and evidence from the United States, *Review of Economics and Statistics*, 80, 621-628
2. Cunado J, de Gracia FP (2005). Oil prices, economic activity and inflation: evidence from some Asian countries, *Q Rev Econ Finance*, 45(1), 65-83
3. Hamilton, J. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship?, *Journal of Monetary Economy*, 38, 215-220
4. Hamilton, J.D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II, *Journal of Political Economy*, 91, 228-248
5. Hooker, M. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus change in regime, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 540-561
6. Ibrahim, M. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: A nonlinear ARDL analysis, *Agricultural and Food Economics*, 3(1), 1-14
7. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580
8. Jongwanich J, Park D. (2009). Inflation in developing Asia, *J Asian Economics*, 20(5), 507-18
9. Kahn, G., & Hampton, R. (1990). Possible monetary policy responses to the Iraqi oil shock, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 2, 19-32
10. Krichene, N. (2006). *World crude oil markets: Monetary policy and the recent oil shock*, Tech. Rep. WP/06/62, International Monetary Fund
11. Pesaran, M.H., Shin, Y., and Smith, R. (2001). Bound testing approaches to the analysis of level relationship, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326
12. Shin, Y., Byungchul, Y., and Greenwood-Nimmo, M. (2011). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multiplier in a nonlinear ARDL framework, In Sieles, R. C. and Horrace, W. C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Application*, Springer, 281-314
13. Tatom, J., (1988). *Are the macroeconomic effects of oil price changes symmetric?*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 28, 325-368