

BẤT ỔN TRONG GIÁ DẦU VÀ NỀN KINH TẾ VIỆT NAM: ỨNG DỤNG MÔ HÌNH VARMA, GARCH-IN-MEAN, BEKK BẤT ĐỐI XỨNG

Hồ Thị Lam

Trường Đại học Tài chính Marketing

Email: lamhothi@gmail.com

Ngày nhận: 18/9/2015

Ngày nhận bản sửa: 27/01/2016

Ngày duyệt đăng: 25/7/2016

Tóm tắt:

Bài báo nghiên cứu tác động của bất ổn giá dầu và mức độ hoạt động của nền kinh tế thực Việt Nam, sử dụng dữ liệu theo tháng trong giai đoạn từ tháng 1/2008 đến tháng 8/2015 với mô hình VARMA, GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng được Engle & Kroner (1995), Grier & cộng sự (2004), và Shields & cộng sự (2005) giới thiệu. Nghiên cứu tìm ra rằng phương sai và hiệp phương sai có điều kiện của tăng trưởng kinh tế thực và thay đổi giá dầu thực tồn tại biến động bất đối xứng và lan tỏa chéo. Đồng thời, có sự tăng lên trong bất ổn giá dầu thực đi kèm với mức tăng trưởng thấp hơn trong nền kinh tế thực của Việt Nam, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Elder & Serletis (2011) và Rahman & Serletis (2011) đối với Hoa Kỳ và Elder & Serletis (2009) cho Canada.

Từ khóa: Giá dầu, Bất ổn, Mô hình VARMA, Mô hình GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng

Oil price uncertainty and Vietnam economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model

Abstract:

This paper investigates the relationship between oil price uncertainty and the level of Vietnam economic activity, using monthly data over the period from January 2008 to August 2015. In doing so, author uses a bivariate VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model, as detailed in Engle and Kroner (1995), Grier et al. (2004), and Shields et al. (2005). The findings show that the conditional variance-covariance process underlying output growth and the change in the real price of oil exhibits significant non-diagonality and asymmetry. Moreover, this study also presents evidence that increased uncertainty about the change in the real price of oil is associated with a lower growth rate of real economic activity in Vietnam. This is consistent with the results found in Elder & Serletis (2011) and Rahman & Serletis (2011) for the United States and Elder & Serletis (2009) for Canada.

Keywords: Crude oil; volatility; VARMA model, GARCH-in-Mean model, asymmetric BEKK

1. Giới thiệu

Dầu mỏ và các chế phẩm từ dầu mỏ ngày nay vẫn là nguyên nhiên liệu được sử dụng nhiều nhất trên thế giới. Chính vì vai trò quan trọng của dầu đối với sự phát triển của mỗi quốc gia nên sự biến động về giá cả của nó có thể tác động đến mọi mặt của nền kinh tế, từ hoạt động vận tải, sản xuất kinh doanh đến mức độ tiêu dùng của người dân, và do đó ảnh

hưởng đến mức độ hoạt động của nền kinh tế.

Mối quan hệ giữa giá dầu và mức độ hoạt động của nền kinh tế đã là một chủ đề của rất nhiều nghiên cứu trong kinh tế vĩ mô. Hamilton (1983) đã chỉ ra rằng giá dầu có khả năng dự báo đáng kể hoạt động nền kinh tế thực của Mỹ trước 1972, trong khi Hooker (1996) lập luận rằng quan hệ tuyến tính giữa giá dầu và hoạt động kinh tế yếu hơn nhiều sau năm

1973. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu tiếp theo bác bỏ quan điểm mối quan hệ này yếu đi mà thay vào đó là quan hệ bất đối xứng, có nghĩa mỗi tương quan giữa giá dầu và tăng trưởng khi giá dầu giảm là khác biệt so với khi giá dầu tăng (Mork, 1989; Hamilton, 2003).

Mặc dù mối quan hệ giữa giá dầu và mức độ hoạt động kinh tế đã thu hút được sự chú ý đáng kể trong các nghiên cứu trước đây (Hamilton, 2009; Kilian, 2008) nhưng các nghiên cứu điều tra ảnh hưởng của bất ổn giá dầu đến mức độ hoạt động kinh tế còn tương đối ít.

Lee & cộng sự (1995) đầu tiên mô hình hóa bất ổn của giá dầu bằng việc sử dụng mô hình GARCH(1,1) đơn biến. Họ tính toán biến cú sốc giá dầu, đại diện cho những yếu tố bất ngờ cũng như phương sai thay đổi theo thời gian của thay đổi giá dầu với mô hình VAR và tìm thấy bất ổn giá dầu tác động đáng kể đến tăng trưởng kinh tế. Họ cũng tìm thấy bằng chứng thực nghiệm về biến động bất đối xứng, rằng những cú sốc dương có tác động mạnh tới tăng trưởng trong khi cú sốc âm không tác động. Tuy nhiên, cách tiếp cận của Lee & cộng sự (1995) gặp phải một số vấn đề trong hồi quy phát sinh, được Pagan (1984) miêu tả.

Gần đây, Elder & Serletis (2011) đã xem xét tác động trực tiếp của bất ổn giá dầu đến hoạt động kinh tế thực của Mỹ, sử dụng mô hình VAR cấu trúc và GARCH-in-Mean. Các tác giả đo lường bất ổn bằng độ lệch chuẩn có điều kiện của sai số dự báo trong thay đổi giá dầu. Kết quả chính trong nghiên cứu của họ là bất ổn giá dầu có tác động âm và có ý nghĩa đến hoạt động kinh tế thực giai đoạn sau 1975, ngay cả khi đã kiểm soát giá dầu và tăng trưởng kinh tế thực trong quá khứ. Họ cũng tìm thấy rằng bất ổn giá dầu có xu hướng củng cố mức suy giảm tốc độ tăng trưởng GDP nhiều hơn trong trường hợp giá dầu tăng khi so với trường hợp giá dầu giảm.

Tuy nhiên, Kilian & Vigfusson (2011a và 2011b) nghiên cứu liệu GDP thực của Mỹ trong giai đoạn sau năm 1973 có phản ứng bất đối xứng với sự tăng giảm của giá dầu hay không lại tìm thấy kết quả rằng thực nghiệm không thể bác bỏ giả thuyết về phản ứng đối xứng của GDP.

Là một quốc gia xuất khẩu dầu thô, đồng thời cũng nhập khẩu dầu tinh, việc giá nguyên liệu biến động ảnh hưởng không nhỏ tới thu ngân sách và tăng trưởng kinh tế của Việt Nam. Trong tình hình

giá dầu liên tục sụt giảm trong giai đoạn gần đây, chỉ tính riêng 8 tháng đầu năm 2015, thu ngân sách từ dầu thô giảm hơn 34% so với cùng kỳ năm trước (Bộ Tài chính), kéo theo những tác động tới đầu tư và tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, các nghiên cứu về những tác động của biến động giá dầu đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam vẫn còn là một chủ đề khá mới mẻ. Trong nghiên cứu này, tác giả dựa trên những tài liệu hiện có để điều tra mối quan hệ giữa bất ổn giá dầu và mức độ hoạt động của nền kinh tế Việt Nam, sử dụng mô hình VARMA, GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng hai biến được giới thiệu bởi Engle & Kroner (1995), Grier & cộng sự (2004), và Shields & cộng sự (2005).

Bài báo được cấu trúc như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết về phản ứng bất đối xứng của tăng trưởng kinh tế thực, dữ liệu và mô hình nghiên cứu được trình bày ở phần 3. Các kết quả của nghiên cứu và thảo luận được trình bày ở phần 4. Và cuối cùng tác giả kết luận.

2. Cơ sở lý thuyết về phản ứng bất đối xứng của tăng trưởng kinh tế thực

Các mô hình lý thuyết tiêu chuẩn của sự lan truyền các cú sốc giá dầu tập trung vào biến động của giá nhập khẩu dầu thô. Ảnh hưởng trực tiếp nhất của giá dầu thô nhập khẩu tăng là giảm sức mua của các hộ gia đình trong nước, bởi vì thu nhập đang được chuyển ra nước ngoài. Một lập luận quan trọng cho điều này là giá nhập khẩu dầu thô tăng lên do sự tăng lên của giá sản xuất dầu thô sẽ chỉ đơn thuần tạo ra một sự phân phối lại thu nhập thay vì giảm tổng thu nhập trong nước. Tác động trực tiếp này của thay đổi trong giá dầu nhập khẩu thực là đối xứng. Giá dầu thực tăng bất ngờ sẽ làm cho tổng thu nhập giảm bằng mức tăng của tổng thu nhập khi giá dầu thực giảm bất ngờ với cùng độ lớn (xem Kilian & Vigfusson, 2011a).

Lý do của phản ứng bất đối xứng của tăng trưởng kinh tế thực với các cú sốc giá dầu xoay quanh sự tồn tại của các tác động gián tiếp thêm vào (Kilian & Vigfusson, 2011a). Trong những lý thuyết hiện có, tồn tại 3 cách giải thích cho những tác động này. Cách lý giải thứ nhất nhấn mạnh rằng các cú sốc giá dầu là các cú sốc giá tương đối, gây ra sự chuyển dịch giữa các ngành trong nền kinh tế (xem Hamilton, 1988). Ví dụ, khi giá dầu tăng cao đột ngột, để giảm chi phí trên những hàng hóa lâu bền cần nhiều năng lượng, như xe ô tô, có thể dẫn đến việc phân bổ lại vốn và lao động ra khỏi ngành ô tô. Do đó,

một sự thay đổi tương đối nhỏ trong giá tương đối của dầu có thể gây ra những tác động lớn đến nhu cầu. Một sự phân bổ lại cũng có thể xảy ra trong những lĩnh vực tương tự khi người tiêu dùng chuyển hướng sang tiêu dùng các hàng hóa lâu bền tiết kiệm năng lượng. Nếu vốn và lao động trong các ngành đặc thù hoặc sản phẩm đặc thù và khó di chuyển, việc phân bổ lại liên ngành và trong nội bộ ngành sẽ gây ra hiện tượng lao động và vốn bị dư thừa, dẫn đến việc cắt giảm sản lượng thực và việc làm mà xa hơn là những thay đổi trong sức mua của các hộ gia đình, khởi nguồn từ việc giá dầu đột ngột tăng cao.

Hiệu ứng phân bổ lại phát sinh mỗi khi giá dầu thay đổi đột ngột, bất kể hướng của sự thay đổi là như thế nào. Trong trường hợp giá dầu thực tăng đột ngột, hiệu ứng phân bổ lại sẽ củng cố tác động suy thoái của sự suy giảm sức mua, điều này dẫn đến suy thoái lớn hơn so với các mô hình tuyến tính tiêu chuẩn. Trong trường hợp giá dầu thực giảm đột ngột, hiệu ứng phân bổ lại sẽ bù đắp một phần chi phí tăng lên nhờ tăng sức mua, dẫn đến một mức tăng trưởng kinh tế nhỏ hơn so với ngụ ý bởi một mô hình tuyến tính. Điều này có nghĩa rằng khi tồn tại hiệu ứng phân bổ lại, các phản ứng của tăng trưởng kinh tế thực với giá dầu tăng và giảm đột ngột là bất đối xứng. Tầm quan trọng của kênh tác động này phụ thuộc vào mức độ thay đổi chi tiêu trong phản ứng với các cú sốc giá dầu thực và mức độ dễ dàng di chuyển trên thị trường vốn và lao động. Bằng chứng liên quan cho suy thoái kinh tế năm 2007-2008 đã được Hamilton (2009) trình bày.

Một lập luận thứ hai để giải thích cho phản ứng bất đối xứng tập trung vào tác động của bất ổn giá dầu đến các quyết định đầu tư. Lý thuyết quyền chọn thực ngụ ý rằng, với tất cả các điều kiện khác không đổi, bất ổn giá dầu tăng dẫn đến việc các doanh nghiệp trì hoãn các khoản đầu tư, làm cho chi phí đầu tư giảm xuống tới một mức mà thay đổi bất ngờ trong giá dầu sẽ đi kèm với tăng bất ổn trong giá dầu tương lai (Pindyck, 1991). Bất ổn giá dầu thực được đo bằng biến động dự kiến của giá dầu thực trong thời hạn đầu tư thích hợp. Bởi vì bất kỳ sự thay đổi bất ngờ nào trong giá dầu thực có thể đi kèm với biến động dự kiến cao hơn, cho dù giá dầu thực tăng hoặc giảm, tác động không chắc chắn này có thể khuếch đại các tác động của giá dầu tăng bất ngờ và làm suy giảm tác động của giá dầu giảm bất ngờ, giống như hiệu ứng phân bổ lại, dẫn đến những phản ứng bất đối xứng của tăng trưởng kinh tế thực.

Tầm quan trọng của kênh tác động này phụ thuộc vào tầm quan trọng của giá dầu thực trong các quyết định đầu tư và giao dịch hàng hóa lâu bền và tỷ trọng của các khoản chi này trong tổng chi tiêu. Ví dụ, có vẻ trực quan rằng bất ổn giá dầu sẽ là quan trọng đối với lĩnh vực khai thác dầu mỏ nhưng với những ngành khác như công nghệ thông tin hay dệt may lại ít quan trọng hơn.

Một lập luận liên quan chặt chẽ đã được trình bày trong Edelman & Kilian (2009), họ quan sát thấy rằng khi giá dầu tăng cao hơn mong đợi có thể đi kèm với khả năng gia tăng thất nghiệp, do đó các hộ gia đình có xu hướng gia tăng tiết kiệm (hoặc giảm tiêu dùng tương đương). Sự khác biệt chính là động cơ điều chỉnh tiêu dùng là đối xứng trong trường hợp giá dầu tăng và giảm bất ngờ, trong khi động cơ phòng ngừa rủi ro thì không.

Cách giải thích thứ ba cho rằng phản ứng của Cục Dự trữ Liên bang Mỹ (FED) với các cú sốc giá dầu là nguyên nhân giải thích cho độ sâu của suy thoái sau cú sốc dương của giá dầu (xem Bernanke & cộng sự (1997)). Giả thuyết cho rằng FED phản ứng với áp lực lạm phát (gắn liền với sự gia tăng bất ngờ trong giá dầu thực) bằng cách tăng lãi suất, do đó khuếch đại suy thoái kinh tế. Sự bất đối xứng phát sinh bởi vì FED không phản ứng mạnh mẽ với việc giá dầu giảm đột ngột. Không có mô hình lý thuyết nền tảng nào giải thích cho phản ứng bất đối xứng này và thực sự các nghiên cứu trước đó đã áp dụng giả thuyết bất đối xứng này trong ước lượng thay vì kiểm định nó ngoại trừ Balke & cộng sự (2002), họ đã kết luận rằng chỉ riêng chính sách tiền tệ không thể giải thích cho sự bất đối xứng trong các phản ứng của tăng trưởng kinh tế thực.

Kilian & Vigfusson (2011a) đã kết luận rằng trong ba cách giải thích chính cho phản ứng bất đối xứng của tăng trưởng kinh tế thực chỉ có hiệu ứng phân phối lại và hiệu ứng không chắc chắn là có căn cứ vững chắc trong lý thuyết kinh tế. Cả hai mô hình ngụ ý rằng phản ứng âm của tăng trưởng kinh tế thực với giá dầu thực tăng bất ngờ là lớn hơn về giá trị tuyệt đối so với phản ứng dương của tăng trưởng kinh tế thực khi giá dầu thực giảm với cùng độ lớn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu theo tháng của Việt Nam, được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) và Cơ quan Thông tin

Bảng 1. Thống kê mô tả

A. Thống kê mô tả					
Biến	Trung bình	Phương sai	Độ lệch	Độ nhọn	Jarque-Bera
y_t	6,771	4216,47	1,152	8,919	321,75 (0,000)
o_t	-14,691	13305,736	-0,871	1,428	19,241 (0,000)
B. Kiểm định nghiệm đơn vị và tính dừng					
Biến	Kiểm định nghiệm đơn vị			Kiểm định tính dừng KPSS	
	ADF	DF-GLS	Point optimal	η_μ	η_τ
y_t	-19,847	-17,922	0,952	0,055	0,038
o_t	-5,756	-5,777	0,856	0,098	0,067
5% cv	-2,893	-1,95	3,085	0,463	0,146
C. Kiểm định sign and size bias theo Engle & Ng (1993)					
Biến	Sign	Negative Size	Positive Size	Join	
y_t	1181,559 (0,683)	-189,225 (0,000)	37,898 (0,225)	32,086 (0,000)	
o_t	14542,612 (0,004)	-165,513 (0,000)	15,782 (0,735)	26,928 (0,000)	

Ghi chú: Giá trị P-value trong ngoặc ()

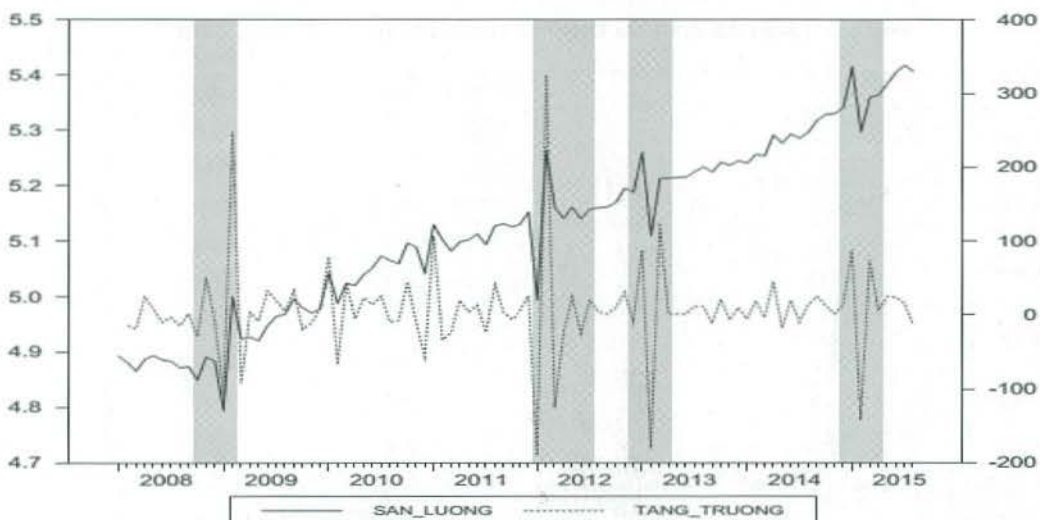
Năng lượng Mỹ (EIA) trong giai đoạn từ tháng 1/2008 đến tháng 8/2015, cho hai biến chỉ số sản xuất công nghiệp và giá dầu thực.

Tác giả sử dụng giá giao ngay của dầu thô West Texas Intermediate (WTI), sau đó chuyển đổi sang tiền Đồng (VND) để đại diện cho giá dầu danh nghĩa. Giá dầu thực (*roil*) được tính toán bằng cách chia cho chỉ số giá tiêu dùng (CPI) hàng tháng. Giá dầu thực được sử dụng trong nghiên cứu vì các mô hình lý thuyết đều ngụ ý rằng việc truyền dẫn của các cú sốc giá dầu thực là bất đối xứng, như đã thảo luận ở phần 2. Về việc lựa chọn sử dụng giá dầu thô WTI, như Kilian & Vigfusson (2011a, 9) có viết “những biến tiềm năng nhất để đại diện cho biến giá dầu bao gồm giá dầu thô West Texas Intermediate, giá sản xuất dầu thô của Mỹ, chi phí nhập khẩu dầu

thô của các nhà máy lọc dầu của Mỹ... Không có sự đồng thuận chung nào trong việc sử dụng giá dầu”. Hơn nữa, Elder & Serletis (2010) trong khi điều tra về tác động của bất ổn giá dầu đến hoạt động kinh tế thực cũng báo cáo kết quả không có nhiều thay đổi khi thay thế các biến khác nhau để đo lường giá dầu.

Theo Bernanke & cộng sự (1997), Hamilton & Herrera (2004), nghiên cứu sử dụng chỉ số sản xuất công nghiệp (*iip*) để đại diện cho biến tăng trưởng kinh tế thực. Khi nền kinh tế tăng trưởng, sản xuất đòi hỏi phải tăng lên để đáp ứng nhu cầu cao hơn. Mặt khác khi nền kinh tế trì trệ, sản xuất sẽ giảm đi để phản ánh nhu cầu giảm xuống. Vì vậy, *iip* có thể cung cấp một chỉ tiêu tốt để đại diện cho tăng trưởng kinh tế theo tháng. Hơn nữa, chỉ số sản xuất công

Hình 1. Log của sản lượng thực và tăng trưởng kinh tế hằng năm



nghiệp có thể phản ánh các hoạt động của nền kinh tế mà chịu tác động trực tiếp bởi giá dầu và những bất ổn trong giá dầu (Rahman & Serletis, 2011).

Phần A trong bảng 1 trình bày thống kê mô tả cho các biến logarit sai phân bậc một hằng năm của chỉ số sản xuất công nghiệp và giá dầu thực, y_t và o_t , và hình 1 và 2 mô tả biến động của logarit biến gốc và sai phân bậc 1 hằng năm của chúng, tương ứng, trong đó các thanh mờ thể hiện giai đoạn *iip* suy giảm trong nhiều kỳ liên tiếp. Cả y_t và o_t đều có phân phối lệch so với phân phối chuẩn, ngoài ra, y_t có phân phối cực nhọn. Hơn nữa kiểm định phân phối chuẩn Jarque-Bera cũng bác bỏ giả thuyết H_0 là hai chuỗi biến có phân phối chuẩn ở mức ý nghĩa 1%.

Các kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định tính dừng được trình bày ở phần B của bảng 1 cho hai chuỗi dữ liệu y_t và o_t . Nghiên cứu tiến hành các kiểm định khác nhau bao gồm kiểm định ADF và DF-GLS cũng như kiểm định *Point Optimal* tương ứng cho từng biến. Hơn nữa, liên quan đến lực kiểm định thấp của các kiểm định nghiệm đơn vị trong trường hợp các chuỗi biến dừng có xu hướng, tác giả thực hiện đồng thời kiểm định tính dừng KPSS với trường hợp dừng có xu hướng và dừng trong biến gốc. Với các kết quả thu được, giả thuyết H_0 cho rằng tồn tại nghiệm đơn vị hầu hết bị bác bỏ ở cả 2 chuỗi. Hơn nữa, giá trị t-statistic η_μ và η_τ tương ứng với giả thuyết H_0 cho rằng biến dừng trong biến gốc và dừng có xu hướng nhỏ hơn giá trị tiêu chuẩn 5% là 0,463 và 0,146 (tương ứng) ở cả hai chuỗi. Do đó, tác giả kết luận rằng y_t và o_t là các chuỗi dừng.

Trong phần C của bảng 1, tác giả trình bày kiểm định phản ứng bất đối xứng của biến động với tin tức bằng kiểm định “*sign bias*”, “*negative size bias*”

và “*positive size bias*” được giới thiệu bởi Engle & Ng (1993) (xem chi tiết ở Rahman & Serletis, 2011)

Như được trình bày ở phần C của bảng 1, biến động có điều kiện của giá dầu nhạy cảm với dấu (sign) và độ lớn (size) của những thay đổi ngoài kỳ vọng. Đặc biệt, tồn tại thực nghiệm mạnh mẽ về “*negative size bias*” trong biến động của tăng trưởng sản lượng, và kiểm định đồng thời cho cả dấu và độ lớn của sai lệch có ý nghĩa thống kê cao. Biến động có điều kiện của giá dầu cũng cho kết quả tương tự.

3.2. Mô hình VARMA, GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng

Nghiên cứu sử dụng mô hình VARMA, GARCH-in-Mean để mô hình hóa mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế thực và giá dầu thực, y_t và o_t tương ứng, như sau:

$$z_t = a + \sum_{i=1}^p \Gamma_i z_{t-i} + \Psi \sqrt{h_t} + \sum_{l=1}^q \Theta_l e_{t-l} + e_t$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t),$$

$$H_t = \begin{bmatrix} yy,t & yo,t \\ oy,t & oo,t \end{bmatrix}, \quad (1)$$

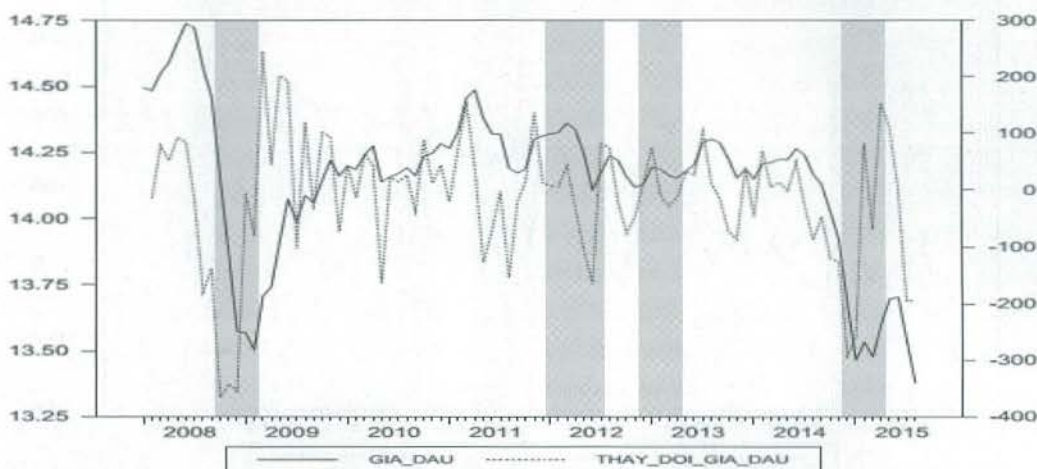
Trong đó Ω_{t-1} biểu thị bộ thông tin có giá trị tại thời điểm $t-1$, và

$$z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ o_t \end{bmatrix}; e_t = \begin{bmatrix} e_{y,t} \\ e_{o,t} \end{bmatrix}; h_t = \begin{bmatrix} yy,t \\ oo,t \end{bmatrix};$$

$$\Gamma_l = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(l)} & \gamma_{12}^{(l)} \\ \gamma_{21}^{(l)} & \gamma_{22}^{(l)} \end{bmatrix}; \Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}; \Theta_l = \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(l)} & \theta_{12}^{(l)} \\ \theta_{21}^{(l)} & \theta_{22}^{(l)} \end{bmatrix};$$

Cần lưu ý rằng trong phương trình trên không bao gồm bất kỳ yếu tố hiệu chỉnh sai số nào bởi vì giả thuyết không có mối quan hệ đồng liên kết giữa sản

Hình 2. Log của giá dầu thực và thay đổi giá dầu hằng năm



lượng thực (*iip*) và giá dầu thực (*roil*) không thể bác bỏ ở mức ý nghĩa 5% bởi kiểm định đồng liên kết Johansen.

Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu của mình, tác giả sử dụng mô hình BEKK bất đối xứng được giới thiệu bởi Kroner & Ng (1998) và Grier & cộng sự (2004). Mô hình GARCH-BEKK bất đối xứng được diễn tả như sau:

$$H_t = C + \sum_{j=1}^p B_j' H_{t-j} B_j + \sum_{k=1}^q A_k' e_{t-k} e_{t-k}' A_k + D' u_{t-1} u_{t-1}' D \quad (2)$$

Trong đó C , B_j , A_k và D là các ma trận $n \times n$ (với tất cả các giá trị j và k), C là ma trận tam giác dưới. $u_t = (u_{y,t}, u_{o,t})$ nắm bắt những phản ứng bất đối xứng. Nếu giá dầu tăng cao hơn kỳ vọng, tác giả cho rằng đó là tin tức tốt đối với Việt Nam, mặc dù cú sốc giá dầu có thể có tác động trái chiều đến hoạt động của nền kinh tế. Bởi vì Việt Nam là một nước xuất khẩu dầu thô, theo số liệu từ Tổng cục Thống kê, hàng năm nguồn thu từ dầu thô chiếm khoảng 20% tổng thu ngân sách, bên cạnh nguồn thu chính từ xuất khẩu dầu, giá dầu tăng cũng tạo điều kiện để tăng các khoản thu về thuế xuất nhập khẩu, thuế tiêu thụ đặc biệt, thuế giá trị gia tăng đối với mặt hàng này. Ngoài ra, ngành lọc hóa dầu thô cũng đang thu hút các nhà đầu tư nước ngoài vào Việt Nam với các dự án hàng

ngàn tỷ USD và tạo công ăn việc làm cho hàng trăm ngàn người lao động. Do đó, để nắm bắt những tin tốt của giá dầu được thể hiện bằng các cú sốc dương, tác giả định nghĩa $u_{o,t} = \max\{e_{o,t}, 0\}$. Nghiên cứu cũng nắm bắt những tin tức xấu về tăng trưởng kinh tế bằng cách định nghĩa $u_{y,t} = \min\{e_{y,t}, 0\}$.

Có $n+n^2(p+q+1)+n(n+1)/2+n^2(f+g+1)$ tham số trong phương trình (1) và (2) cần ước lượng, để giảm các vấn đề ước lượng khi có quá nhiều tham số, tác giả lựa chọn $f=g=1$ trong phương trình (2), phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm gần đây về các ưu điểm của mô hình GARCH(1,1) (xem Hansen & Lunde, 2005).

4. Kết quả và thảo luận

Tác giả ước lượng phương trình (1) và (2) sử dụng phương pháp maximum likelihood và sử dụng tiêu chí về không có hiện tượng tương quan chuỗi và hiệu ứng ARCH trong phần dư tiêu chuẩn để lựa chọn giá trị tối ưu cho các độ trễ p và q trong phương trình (1), các giá trị được chọn là $p = 2$ và $q = 1$.

Bảng 2 trình bày kết quả ước lượng các tham số từ phương trình (1) và (2) và thống kê kiểm định chuẩn đoán dựa trên phần dư tiêu chuẩn,

Bảng 2. Kết quả mô hình VARMA, GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng

Phương trình (1) và (2) với $p = 2$, $q = 1$ và $f = g = 1$						
A. Phương trình trung bình có điều kiện						
$a = \begin{bmatrix} 8,631 (0,002) \\ 3,697 (0,701) \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} 0,307 (0,000) & 0,167 (0,155) \\ 0,055 (0,656) & 0,323 (0,001) \end{bmatrix};$ $\Gamma_2 = \begin{bmatrix} 0,113 (0,004) & 0,086 (0,036) \\ 0,153 (0,014) & 0,32 (0,000) \end{bmatrix}; \Theta = \begin{bmatrix} 0,521 (0,000) & 0,141 (0,181) \\ 0,11 (0,455) & 0,511 (0,000) \end{bmatrix};$ $\Psi = \begin{bmatrix} 0,28 (0,001) & 0,018 (0,094) \\ 0,261 (0,089) & 0,266 (0,000) \end{bmatrix}$						
Kiểm định phần dư						
	Trung bình	Phương sai	$Q(4)$	$Q^2(4)$	$Q(12)$	$Q^2(12)$
z_{y_t}	-0,065	1,024	3,069 (0,546)	2,965 (0,564)	17,638 (0,127)	18,59 (0,099)
z_{o_t}	-0,251	0,92	3,721 (0,445)	5,097 (0,277)	14,929 (0,245)	9,151 (0,689)
B. Phương trình phương sai – hiệp phương sai có điều kiện						
$C = \begin{bmatrix} 0,114 (0,962) & 0 \\ 7,583 (0,434) & 0,000 (0,999) \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} 0,644 (0,000) & 0,359 (0,034) \\ 0,008 (0,865) & 1,317 (0,000) \end{bmatrix};$ $B = \begin{bmatrix} 0,243 (0,01) & 0,547 (0,000) \\ 0,213 (0,000) & 0,109 (0,046) \end{bmatrix}; D = \begin{bmatrix} 0,002 (0,991) & 0,044 (0,802) \\ 0,031 (0,726) & 1,838 (0,000) \end{bmatrix}$						
Kiểm định giả thuyết						
VARMA đường chéo	$H_0: \gamma_{12}^{(i)} = \gamma_{21}^{(i)} = \theta_{12} = \theta_{21} = 0$, với $i = 1, 2$					0,000
Không hiệu ứng GARCH	$H_0: \alpha_{ij} = \beta_{ij} = \delta_{ij} = 0$, với mọi i, j					0,000
Không hiệu ứng GARCH-M	$H_0: \psi_{ij} = 0$, với mọi i, j					0,000
Không tác động bất đối xứng	$H_0: \delta_{ij} = 0$, với mọi i, j					0,001
GARCH đường chéo	$H_0: \alpha_{12} = \alpha_{21} = \beta_{12} = \beta_{21} = \delta_{12} = \delta_{21} = 0$					0,000

$$z_{jt} = \frac{e_{jt}}{\sqrt{h_{jt}}}, \quad \text{với } j = y, o$$

Như được trình bày ở bảng 2, giá trị Q-statistic trong thống kê kiểm định Ljung-Box không thể bác bỏ giả thuyết không có tương quan chuỗi (tại mức ý nghĩa thống kê 5%) trong các phần dư tiêu chuẩn và bình phương của chúng từ hồi quy, có nghĩa không tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi có điều kiện. Ngoài ra, với giả thuyết cho rằng $E(z)=0$ và $E(z^2)=1$ của các phần dư tiêu chuẩn cũng không thể bác bỏ, hàm ý rằng mô hình VARMA, GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng hai biến không tồn tại lỗi về dạng mô hình (misspecification error) (xem Kroner & Ng, 1998).

Trong bảng 3, tác giả cũng trình bày các kiểm định chuẩn đoán được đề nghị bởi Engle & Ng (1993) và Kroner & Ng (1998) dựa trên phần dư tổng quát (generalized residual), được định nghĩa là $e_{i,t}e_{j,t} - h_{ij,t}$ với $i, j = y, o$. Với tất cả các mô hình GARCH đối xứng, đường cong tác động của thông tin là đối xứng và có tâm tại điểm $e_{i,t-1}=0$. Một phần dư tổng quát có thể được xem như khoảng cách giữa một điểm trên biểu đồ phân tán (scatter plot) của $e_{i,t}e_{j,t}$ và một điểm tương ứng trên đường cong tác động của thông tin. Nếu mô hình có hiện tượng phương sai thay đổi có điều kiện, $E_{t-1}(e_{i,t}e_{j,t} - h_{ij,t})=0$ với mọi giá trị của i và j , phần dư tổng quát sẽ không tương quan với tất cả các thông tin được biết tại thời điểm $t-1$. Nói cách khác, kỳ vọng không điều kiện của $e_{i,t}e_{j,t}$ bằng với kỳ vọng có điều kiện của nó, $h_{ij,t}$.

Tác giả theo sau Kroner & Ng (1998) và Shields & cộng sự (2005), Rahman & Serletis (2011) để định nghĩa hai bộ chỉ số lỗi về dạng mô hình. Trong một không gian hai chiều, đầu tiên tác giả phân chia

$(e_{y,t-1}, e_{o,t-1})$ thành 4 trường hợp có thể xảy ra về dấu của các phần dư. Sau đó, để làm rõ bất kỳ khả năng về dấu lệch (sign bias) của mô hình, tác giả định nghĩa bộ hàm chỉ số đầu tiên như sau $I(e_{y,t-1} < 0)$, $I(e_{o,t-1} < 0)$, $I(e_{y,t-1} < 0, e_{o,t-1} < 0)$, $I(e_{y,t-1} > 0, e_{o,t-1} < 0)$, $I(e_{y,t-1} > 0, e_{o,t-1} > 0)$ và $I(e_{y,t-1} < 0, e_{o,t-1} > 0)$, trong đó $I(\cdot)$ bằng 1 nếu các điều kiện thỏa mãn và bằng 0 trong trường hợp còn lại. Ý nghĩa của bất kỳ hàm chỉ số nào trong những hàm này chỉ ra rằng mô hình (phương trình (1) và (2)) không có khả năng dự đoán tác động của một cú sốc tới y_t hoặc o_t . Hơn nữa, do thực tế rằng tác động có thể có của một cú sốc là một hàm của cả dấu và độ lớn của cú sốc, tác giả định nghĩa bộ hàm chỉ số thứ hai, $e_{y,t-1}^2 I(e_{y,t-1} < 0)$, $e_{o,t-1}^2 I(e_{o,t-1} < 0)$ và $e_{o,t-1}^2 I(e_{o,t-1} < 0)$.

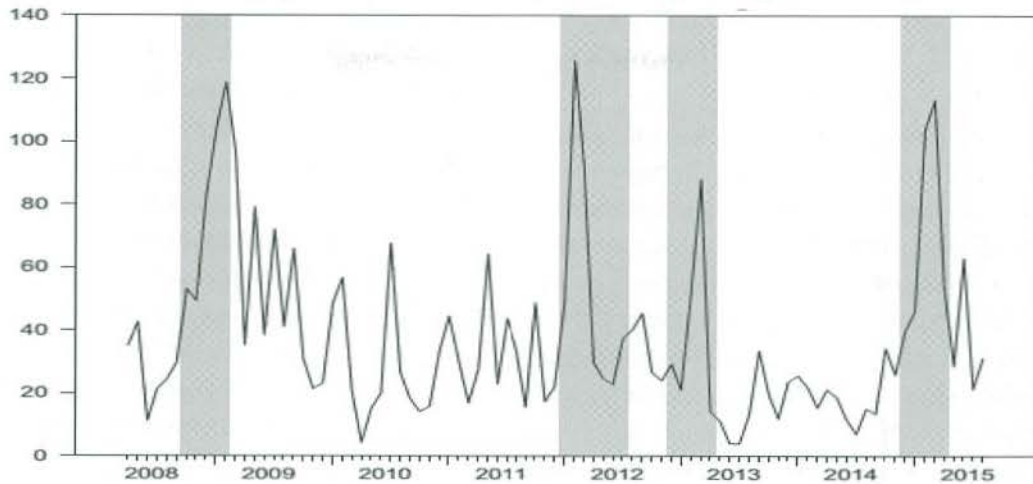
Nghiên cứu tiến hành kiểm tra các chỉ số và báo cáo kết quả ở bảng 3. Hầu hết các chỉ số thất bại trong việc bác bỏ giả thuyết H_0 rằng không có lỗi về dạng của mô hình – tất cả các giá trị thống kê kiểm định ở bảng 3 tuân theo phân phối $\chi^2(1)$. Do đó, mô hình trong phương trình (1) và (2) nắm bắt các tác động của tất cả dấu và độ lớn của các cú sốc trong việc dự đoán biến động và do đó không tồn tại lỗi về dạng mô hình trong phần dư tiêu chuẩn.

Quay lại bảng 2, tác động của bất ổn giá dầu thực đến tăng trưởng kinh tế thực được đo lường bởi $\hat{\psi}_{12}$ trong bảng A. Hệ số ước lượng bằng -0,018, hệ số âm cho thấy bất ổn giá dầu thực có tác động âm đến tăng trưởng kinh tế thực của Việt Nam, một nước xuất khẩu dầu thô. Nghiên cứu cũng tìm thấy biến động trong tăng trưởng kinh tế có tác động dương có ý nghĩa thống kê tới hoạt động kinh tế, được đo lường bởi $\hat{\psi}_{11}$ trong bảng A. Kết quả này là phù hợp với các lý thuyết hiện có về hiệu ứng phân phối lại và lý thuyết quyền chọn thực (hiệu ứng không chắc chắn).

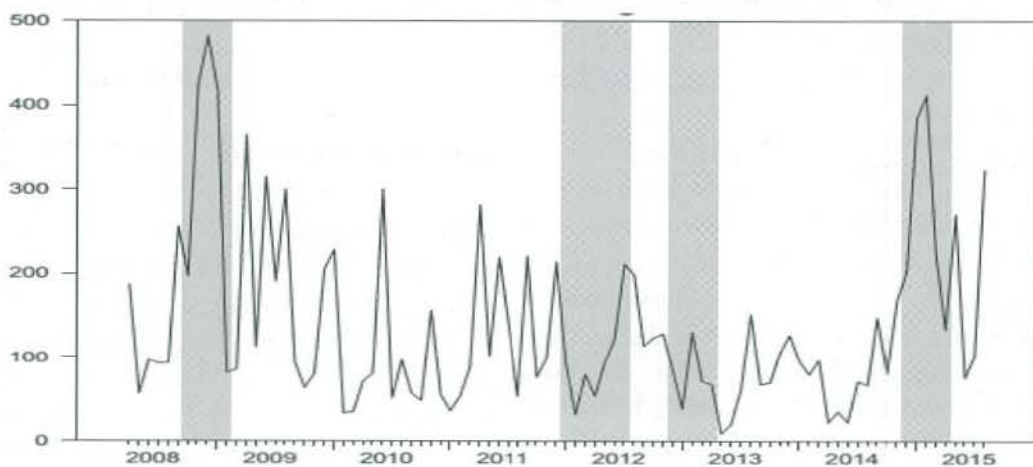
Bảng 3. Kiểm định chuẩn đoán dựa trên đường cong tác động của thông tin

	$\varepsilon_{y,t}^2 - h_{yy,t}$	$\varepsilon_{y,t} \varepsilon_{o,t} - h_{yo,t}$	$\varepsilon_{o,t}^2 - h_{oo,t}$
$I(e_{y,t-1} < 0)$	0,893 (0,345)	0,007 (0,935)	0,254 (0,615)
$I(e_{o,t-1} < 0)$	0,437 (0,509)	0,648 (0,421)	3,596 (0,058)
$I(e_{y,t-1} < 0, e_{o,t-1} < 0)$	0,088 (0,767)	0,783 (0,376)	2,139 (0,144)
$I(e_{y,t-1} > 0, e_{o,t-1} < 0)$	1,09 (0,296)	0,002 (0,965)	0,305 (0,581)
$I(e_{y,t-1} < 0, e_{o,t-1} > 0)$	0,687 (0,407)	1,288 (0,256)	1,168 (0,28)
$I(e_{y,t-1} > 0, e_{o,t-1} > 0)$	0,000 (0,983)	0,023 (0,88)	1,528 (0,216)
$e_{y,t-1}^2 I(e_{y,t-1} < 0)$	0,027 (0,869)	0,059 (0,809)	0,253 (0,615)
$e_{y,t-1}^2 I(e_{o,t-1} < 0)$	0,517 (0,472)	0,293 (0,588)	0,051 (0,821)
$e_{o,t-1}^2 I(e_{y,t-1} < 0)$	1,921 (0,166)	4,393 (0,036)	29,999 (0,000)
$e_{o,t-1}^2 I(e_{o,t-1} < 0)$	0,32 (0,571)	5,155 (0,023)	28,656 (0,000)

Hình 3. Độ lệch chuẩn có điều kiện của tăng trưởng kinh tế thực



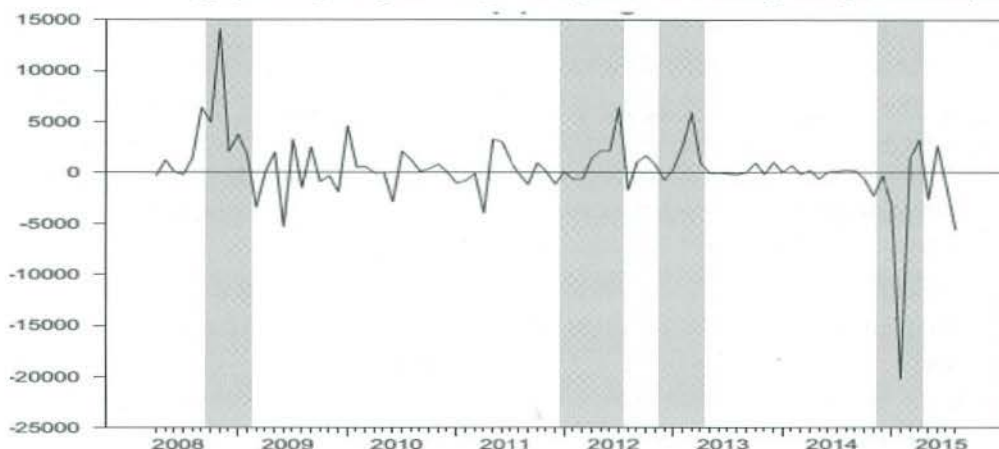
Hình 4. Độ lệch chuẩn có điều kiện của thay đổi giá dầu thực



Ở phần B của bảng 2, các ràng buộc đường chéo, $\gamma_{12}^{(i)} = \gamma_{21}^{(i)} = \theta_{12} = \theta_{21} = 0$ với $i = 1, 2$ bị bác bỏ, có nghĩa thực nghiệm hỗ trợ mạnh mẽ về tồn tại mối quan hệ năng động giữa y_t và o_t . Giả thuyết H_0 cho rằng các yếu tố nhiễu không đôi được yêu cầu bởi các yếu tố của các ma trận A , B và D bằng 0 ($\alpha_{ij} = \beta_{ij} = \delta_{ij} = 0$ với mọi i, j) bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%, cho thấy hiện tượng phương sai-hiệp phương sai

thay đổi có ý nghĩa thống kê trên hai chuỗi dữ liệu. Giả thuyết về phương sai – hiệp phương sai có điều kiện là đối xứng, yêu cầu tất cả các yếu tố của ma trận D đều không có ý nghĩa thống kê (tương ứng $\delta_{ij} = 0$, với mọi i, j) cũng bị bác bỏ, điều này hàm ý rằng tồn tại biến động bất đối xứng trong dữ liệu mà mô hình có khả năng mô tả. Bên cạnh đó, giả thuyết về hiệp phương sai của tăng trưởng kinh tế và thay

Hình 5. Hiệp phương sai giữa tăng trưởng kinh tế và thay đổi giá dầu thực



đổi giá dầu thực không đổi, yêu cầu tất cả các yếu tố ngoài đường chéo của ma trận A , B và D đồng thời không có ý nghĩa thống kê (tức $\alpha_{12} = \alpha_{21} = \beta_{12} = \beta_{21} = \delta_{12} = \delta_{21} = 0$) cũng bị bác bỏ.

Do đó, trong mối quan hệ giữa $y_t - o_t$ tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi có điều kiện mạnh mẽ và những thay đổi ngoài kỳ vọng trong giá dầu tác động đáng kể đến phương sai có điều kiện của tăng trưởng kinh tế một cách bất đối xứng, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Rahman & Sertelis (2011). Trong hình 3, 4 và 5, tác giả biểu thị các độ lệch chuẩn có điều kiện của tăng trưởng kinh tế và thay đổi giá dầu thực cũng như hiệp phương sai có điều kiện của chúng từ kết quả ước lượng mô hình. Tăng trưởng kinh tế biến động mạnh vào các giai đoạn cuối 2008 – đầu 2009, cũng như các giai đoạn cuối 2011–đầu 2012 và cuối 2014– đầu 2015. Thay đổi giá dầu thực cũng có những biến động mạnh trong các giai đoạn tương ứng, cuối 2008–đầu 2009 và cuối 2014– đầu 2015 được thể hiện trong hình 4. Những biến động mạnh của giá dầu chủ yếu rơi vào những giai đoạn tăng trưởng kinh tế suy giảm (thể hiện bằng các thanh mờ trên đồ thị). Cuối cùng hiệp phương sai có điều kiện giữa y_t và o_t được thể hiện trong hình 5, biến động cao trong các giai đoạn tăng trưởng kinh tế suy giảm, cao nhất trong giai đoạn cuối 2014–đầu 2015 khi giá dầu có những biến động mạnh và tác động âm tới tăng trưởng kinh tế.

5. Kết luận

Nối tiếp các nghiên cứu thực nghiệm gần đây, nghiên cứu này được thực hiện nhằm xem xét tác động của bất ổn giá dầu và tính bất đối xứng trong tác động của nó đến tăng trưởng kinh tế thực ở Việt Nam, sử dụng mô hình VARMA, GARCH-in-Mean, BEKK bất đối xứng. Tác giả tìm thấy rằng mô hình mà tác giả sử dụng cho nghiên cứu là phù hợp với dữ liệu tăng trưởng kinh tế thực và thay đổi giá dầu thực tại Việt Nam. Kết quả của nghiên cứu chỉ ra rằng phương sai– hiệp phương sai có điều kiện của hai biến tồn tại tác động lan tỏa chéo và bất đối xứng. Đồng thời, thực nghiệm cho thấy khi bất ổn giá dầu tăng lên sẽ kéo theo tốc độ tăng trưởng thực thấp hơn trong nền kinh tế Việt Nam, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Elder & Serletis (2011) và Rahman & Serletis (2011) đối với Mỹ và Elder & Serletis (2009) đối với Canada.

Phát hiện của nghiên cứu này đã giải đáp được tác động bất đối xứng của bất ổn giá dầu đến nền kinh tế. Giá dầu tăng hay giảm có thể có những tác động trái chiều đến nền kinh tế Việt Nam, một nước xuất

khẩu dầu thô đồng thời nhập khẩu dầu tinh, tuy nhiên, trong trường hợp giá dầu giảm mạnh, bất ổn giá dầu tăng lên có thể làm triệt tiêu tác dụng tích cực của việc giảm giá dầu đối với nền kinh tế. Từ những phát hiện của nghiên cứu, tác giả khuyến nghị rằng, để giảm những tác động tiêu cực từ biến động giảm giá dầu trong thời gian gần đây, Chính phủ cần có giải pháp toàn diện để cải cách cơ cấu kinh tế phù hợp, đặc biệt là khu vực doanh nghiệp. Theo đó, cần có những biện pháp can thiệp để giá xăng dầu trong nước giảm phù hợp với với giá xăng dầu quốc tế, nhằm khuyến khích những doanh nghiệp hoạt động trong các ngành nghề sử dụng nhiều năng lượng gia tăng sản xuất và đóng góp cho nền kinh tế.

Bên cạnh đó, với nguồn thu ngân sách phụ thuộc nhiều vào dầu thô như ở nước ta hiện nay, việc giá dầu giảm đã và đang tác động không nhỏ tới nền tài chính quốc gia, do đó Nhà nước cần chú trọng hơn đến những nguồn thu ổn định thường xuyên hơn như thu từ hoạt động sản xuất và thương mại trong nước, tăng cường các hoạt động quản lý thu để tránh thất thu, nợ đọng, chống chuyển giá và tăng thu cho ngân sách. Ngành dầu khí cần phải tính toán lại giá thành của từng mỏ dầu, xem xét những mỏ nào có giá thành cao, mỏ nào có giá thành thấp so với giá dầu thế giới, trên cơ sở đó, cần tính toán lại cơ cấu khai thác dầu thô. Đồng thời, cần duy trì mức cân đối giữa giá xăng dầu trong nước tương ứng với giá thế giới để kích thích sản xuất, tiêu dùng, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Các cuộc khủng hoảng giá dầu gần đây vào cuối năm 2008 và từ cuối 2014 là những bằng chứng sát thực về tác động của những bất ổn trong giá dầu đến tăng trưởng kinh tế. Đi kèm với các cơn lao dốc giá dầu là sự suy giảm trong tốc độ tăng trưởng kinh tế ở các mức độ khác nhau. Trong khi nguyên nhân của cuộc khủng hoảng giá dầu năm 2008 là do suy thoái kinh tế toàn cầu và tiếp đó là khủng hoảng tài chính làm giảm nhu cầu đối với dầu thì với cuộc khủng hoảng từ cuối 2014 lại được cho rằng xuất phát từ phía cung, khi Saudi Arabia và Qatar quyết định tiếp tục giữ sản lượng cao và từ chối đề xuất giới hạn sản lượng để giữ giá mà các thành viên khác trong Tổ chức các nước xuất khẩu dầu lửa (OPEC) đưa ra cùng với việc bùng nổ hoạt động khai thác dầu từ đá phiến ở Mỹ trong vài năm qua. Điều này đặt ra nghi vấn về các tác động có thực sự khác biệt khi cú sốc giá dầu là cú sốc phía cung hoặc cú sốc phía cầu. Đây có thể là một hướng mới cho các nghiên cứu trong tương lai. □

Tài liệu tham khảo

- Balke, N.S., Brown, S.P.A. & Yücel, M.K. (2002), 'Oil Price Shocks and the U.S. Economy: Where Does the Asymmetry Originate?', *Energy Journal*, 23, 27-52.
- Bernanke, B.S., Gertler, M. & Watson, M. (1997), 'Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91-142.
- Edelstein, P. & Kilian, L. (2009), 'How Sensitive are Consumer Expenditures to Retail Energy Prices?', *Journal of Monetary Economics*, 56, 766-779.
- Elder, J. & Serletis, A. (2009), 'Oil price uncertainty in Canada', *Energy Economics*, 31, 852-856.
- Elder, J. & Serletis, A. (2010), 'Oil price uncertainty', *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 1137-1159.
- Elder, J. & Serletis, A. (2011), 'Volatility in oil prices and manufacturing activity: an investigation of real options', *Macroeconomic Dynamic*, 15(S3), 379-395.
- Engle, R.F. & Kroner, K.F. (1995), 'Multivariate simultaneous generalized ARCH', *Economic Theory*, 11, 122-150.
- Engle, R.F. & Ng, V.K. (1993), 'Measuring and testing the impact of news on volatility', *Journal of Finance*, 5, 1749-1778.
- Grier, K.B., Henry, Ó.T., Olekalns, N. & Shields, K. (2004), 'The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth', *Journal of Applied Economics*, 19, 551-565.
- Hamilton, J.D. (1983), 'Oil and the macroeconomy since World War II', *Journal of Political Economy*, 91, 228-248.
- Hamilton, J.D. (1988), 'A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle', *Journal of Political Economy*, 96, 593-617.
- Hamilton, J.D. (2003), 'What is an oil shock?', *Journal of Econometrics*, 113(2), 363-398.
- Hamilton, J.D. (2009), 'Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 215-261.
- Hamilton, J.D. & Herrera, A.M. (2004), 'Oil Shocks and Aggregate Economic Behavior: The Role of Monetary Policy: Comment', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 265-286.
- Hansen, P.R. & Lunde, A. (2005), 'A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)?', *Journal of Applied Economics*, 20, 873-889.
- Hooker, M.A. (1996), 'What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?', *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213.
- Kilian, L. (2008), 'The Economic Effects of Energy Price Shocks', *Journal of Economic Literature*, 46(4), 871-909.
- Kilian, L. & Vigfusson, R.J. (2011a), 'Nonlinearities in the oil price-output relationship', *Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), 337-363.
- Kilian, L. & Vigfusson, R.J. (2011b), 'Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases?', *Quantitative Economics*, 2(3), 419-453.
- Kroner, K.F. & Ng, V.K. (1998), 'Modeling asymmetric comovements of asset returns', *Review of Financial Studies*, 11, 817-844.
- Lee, K., Ni, S. & Ratti, R.A. (1995), 'Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability', *Energy Journal*, 16, 39-56.
- Mork, K.A. (1989), 'Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results', *Journal of Political Economy*, 91, 740-744.
- Pagan, A. (1984), 'Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors', *International Economic Review*, 25, 221-247.
- Pindyck, R.S. (1991), 'Irreversibility, Uncertainty and Investment', *Journal of Economic Literature*, 29, 1110-1148.
- Rahman, S. & Serletis, A. (2011), 'The asymmetric effects of oil price shocks', *Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), 437-471.
- Shields, K., Olekalns, N., Henry, Ó.T. & Brooks, C. (2005), 'Measuring the response of macroeconomic uncertainty to shocks', *Review of Economic Statistics*, 87, 362-370.