

ẢNH HƯỞNG CỦA BA YẾU TỐ: GDP CỦA TRUNG QUỐC, GIÁ DẦU THÔ VÀ TỶ GIÁ VND/USD TỚI GDP CỦA VIỆT NAM

Trần Quang Cảnh*, Vũ Trực Phúc

Trường Đại học Quốc tế Hồng Bàng

TÓM TẮT

Trong thời gian gần đây, xu hướng tăng trưởng giảm tốc của Trung Quốc tiếp tục tạo áp lực đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam. Giá dầu biến động gây nên nguy cơ bất ổn đối với nền kinh tế thế giới. Diễn biến khó dự đoán của thị trường ngoại hối các đồng tiền mạnh ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động thương mại và ổn định tiền tệ của Việt Nam. Bài viết này nghiên cứu sự tác động đồng thời của các yếu tố GDP của Trung Quốc, giá dầu thô, tỷ giá VND/USD đối với GDP của Việt Nam.

Từ khóa: tăng trưởng kinh tế, GDP của Trung Quốc, GDP của Việt Nam, giá dầu thô, tỷ giá VND/USD.

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Tổng sản phẩm nội địa – GDP (Gross Domestic Product) của Việt Nam trong quý I/2019 đã đạt được con số tích cực hơn rất nhiều so với các nước trong khu vực. Tuy nhiên, theo đánh giá của một số tổ chức trong nước và quốc tế, kinh tế Việt Nam vẫn còn một số quan ngại trong thời gian tới. Xu hướng tăng trưởng giảm tốc của Trung Quốc tiếp tục tạo áp lực đến tăng trưởng kinh tế của nhiều nền kinh tế mới nổi, đặc biệt trong khu vực châu Á và do đó sẽ tác động mạnh đến tăng trưởng kinh tế Việt Nam. Trong năm 2019, giá dầu đang có xu hướng đi lên nhưng khó dự đoán do những quyết định trái chiều của OPEC (Organization of Petroleum Exporting Countries - Tổ chức các nước xuất khẩu dầu mỏ) và Mỹ gây nên nguy cơ bất ổn đối với nền kinh tế thế giới. Ngoài ra, diễn biến của thị trường ngoại hối quốc tế nhất là của các đồng tiền mạnh, có ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động thương mại và ổn định tiền tệ

của nó và do đó ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.

2. CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC

Kể từ khi năng lượng là nhu cầu thiết yếu với hầu hết các nền kinh tế, dầu đã trở thành một trong những mặt hàng chiến lược quan trọng nhất đối với nền kinh tế toàn cầu [4]. Giá dầu có mối quan hệ cả ngắn hạn và dài hạn đối với sự tăng trưởng kinh tế ở các nước Châu Á – Thái Bình Dương [5]. Nhiều tác giả phát hiện ra rằng giá dầu có tác động tiêu cực đáng kể đến nền kinh tế vĩ mô trong cả các nước phát triển và các nước đang phát triển [1]. Nghiên cứu của Jiménez-Rodríguez và Sánchez [6] cho thấy tác động này sẽ lớn hơn trong trường hợp giá dầu tăng và nhỏ hơn trong trường hợp giảm giá dầu. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy rằng sự gia tăng giá dầu sẽ ảnh hưởng tiêu cực đến GDP của các nước nhập khẩu trừ Nhật Bản; trong

* ThS. Trần Quang Cảnh – Trường Đại học Quốc tế Hồng Bàng

khi nó có một tác động tích cực đến GDP các nước xuất khẩu dầu. Ngân hàng Thế giới (WB - World Bank) và OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development* - Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế) đã ước tính rằng nếu giá dầu thô tăng thêm 10 USD/thùng sẽ dẫn đến một sự suy giảm của sản xuất thế giới về hàng hóa và dịch vụ khoảng 0.5% [10].

Sự biến động của giá dầu ảnh hưởng đến hầu như tất cả mọi thứ, bao gồm thép, nhôm, nhựa, cao su, vải, và phân bón... [7]. Wong, K., và Shamsudin, M. N (2017) cho rằng sự bất ổn giá dầu thô toàn cầu có thể liên quan tích cực vào cuộc khủng hoảng giá lương thực trên toàn thế giới [13]. Việt Nam là nước xuất khẩu gạo hàng đầu thế giới, do vậy sự bất ổn của giá dầu chắc chắn ảnh hưởng đến giá trị xuất khẩu gạo của Việt Nam, và do đó ảnh hưởng đến GDP của Việt Nam vì Việt Nam cũng là một nước xuất khẩu dầu mỏ. Dự toán nguồn thu dầu thô của Việt Nam được điều chỉnh giảm dần qua các năm, từ 54.5 tỷ đồng năm 2016 xuống còn 44.6 tỷ năm 2019. Trong bối cảnh giá dầu hồi phục trong thời gian gần đây, chính phủ dự toán thu ngân sách từ dầu thô tăng lên 24.2% so với năm 2018, đạt khoảng 189.2 tỷ đồng vào năm 2019 [8]. Như vậy việc biến động của giá dầu thô chắc chắn ảnh hưởng trực tiếp tới tăng trưởng kinh tế của Việt Nam theo hướng tích cực.

USD hiện đang phải đối mặt với nhiều thách thức nghiêm trọng. Trong thập kỷ qua, giá trị của USD lên đến đỉnh điểm vào năm 2001, và sau đó liên tục giảm giá. Việc tăng giá dầu thực sự dẫn đến một sự giảm giá đáng kể của đồng đô la Mỹ đối với các nước xuất khẩu dầu chẳng hạn như Canada, Mexico và Nga [7]. Nghiên cứu mối liên hệ giữa giá trị đồng USD và giá dầu, Amano và Norden (1998) cho rằng

một cú sốc giá dầu là nguyên nhân chính về sự biến động tỷ giá hối đoái của đồng đô la Mỹ [2]. Giá dầu tăng sẽ dẫn đồng đô la tăng giá trong ngắn hạn nhưng không phải trong thời gian dài [3].

Các nền kinh tế lớn trên thế giới như Mỹ, Nhật Bản và Trung Quốc gần đây có một tác động đáng kể đến nhu cầu đối với dầu thô và ngược lại [9].

Trung Quốc đã nhanh chóng trở thành một trong những nước có nhu cầu năng lượng cao hàng đầu. Trong vài năm trở lại đây, Trung Quốc là nước tiêu thụ dầu lớn thứ hai thế giới sau Mỹ và trở thành nước tiêu thụ năng lượng lớn nhất thế giới vào năm 2010 [10].

Bénassy-Quéré và đồng sự (2007) tin rằng Trung Quốc có ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa giá dầu và đồng đô la. Trung Quốc, với sự gia tăng nhanh chóng đối với nhu cầu sử dụng năng lượng dầu và áp dụng một tỷ giá hối đoái cố định so với đồng đô la, có thể làm phát sinh một quan hệ nhân quả tiêu cực ngược lại từ đồng đô la đến giá dầu [3].

Đứng đầu các thị trường xuất khẩu của Việt Nam là Mỹ (13 tỷ USD), EU (10.2 tỷ USD) và Trung Quốc (7.6 tỷ USD), rồi tiếp đến lần lượt là ASEAN, Nhật Bản và Hàn Quốc [12]. Mặc dù, kim ngạch xuất khẩu sang Trung Quốc giảm 7.4% (so với cùng kỳ năm trước) một phần do việc xuất khẩu sang thị trường này ngày càng khó hơn, nhưng Trung Quốc vẫn là thị trường nhập khẩu lớn nhất của Việt Nam với kim ngạch đạt 15 tỷ USD, tăng 9.7% (so với cùng kỳ năm ngoái) [12]. Trong quý I/2019, Trung Quốc đã trở thành nhà đầu tư nước ngoài lớn nhất vào Việt Nam [12]. Từ đó có thể thấy rằng mức độ ảnh hưởng của kinh tế Trung Quốc đối với kinh tế Việt Nam là rất lớn.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Mục tiêu nghiên cứu

Mục tiêu tổng quát của nghiên cứu này là xây dựng luận cứ khoa học nhằm đánh giá mối quan hệ định lượng tác động đồng thời của GDP Trung Quốc, giá dầu và tỷ giá VND/USD đến GDP Việt Nam.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu thứ cấp được thu thập qua các năm, từ 1997 đến 2018, gồm các con số thống kê về GDP Việt Nam, Trung Quốc, giá dầu thô (đại diện bằng giá dầu thô WTI - West Texas Intermediate còn được gọi dưới tên dầu ngọt, nhẹ Texas), tỷ giá VND/USD thông qua các trang web của các cơ quan thuộc chuyên ngành về tài chính được liệt kê ở phần phụ lục.

Số liệu về giá dầu thô WTI của một năm sử dụng trong bài báo nghiên cứu được tính bằng trung bình cộng giá dầu thô của các tháng trong năm mà trang web đã công bố (các giá này cũng là giá trung bình của các ngày trong tháng).

Số liệu tỷ giá VND/USD của một năm sử dụng trong bài báo nghiên cứu được tính bằng trung bình cộng tỷ giá của tất cả các ngày trong năm đó. Ví dụ tỷ giá năm 2007 trong bài nghiên cứu được tính bằng cách cộng tỷ giá tất cả 365 ngày trong năm và chia cho 365.

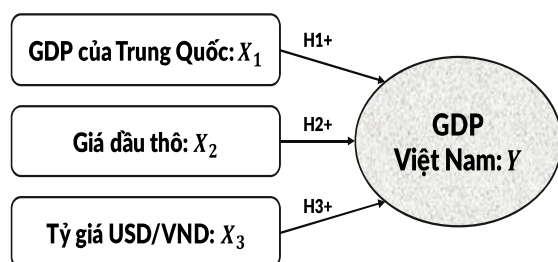
3.3. Mô hình nghiên cứu

Đặt giá trị GDP của Việt Nam là Y - biến phụ thuộc.

Giá trị GDP của Trung Quốc là X_1 - biến độc lập 1.

Giá dầu thô là X_2 - biến độc lập 2.

Tỷ giá VND/USD là X_3 (đơn vị tính 1.000 VND/USD) - biến độc lập 3.



Hình 1. Mô hình nghiên cứu

3.4. Các giả thiết của mô hình nghiên cứu

H1: Giá trị GDP của Trung Quốc (X_1) tác động cùng chiều lên biến phụ thuộc giá trị GDP của Việt Nam (Y);

H2: Giá dầu thô (X_2) tác động ngược chiều lên biến phụ thuộc giá trị GDP của Việt Nam (Y);

H3: Tỷ giá VND/USD (X_3) tác động ngược chiều lên biến phụ thuộc giá trị GDP của Việt Nam (Y).

3.5. Phương pháp phân tích

Các biến được đưa vào phân tích được thể hiện dưới dạng như sau:

- Biến phụ thuộc Y , số liệu % GDP của Việt Nam qua các năm được đưa vào phân tích ở dạng $\ln(Y)$;
- Biến độc lập X_1 , số liệu % GDP của Trung Quốc qua các năm được đưa vào phân tích ở dạng $\ln(X_1)$;
- Biến độc lập X_2 , giá dầu thô WTI trung bình qua các năm được đưa vào phân tích ở dạng giá trị của X_2 ;
- Biến độc lập X_3 , tỷ giá VND/USD trung bình qua các năm được đưa vào phân tích ở dạng giá trị của X_3 .

Các bước phân tích:

- Bước 1**, các tác giả sẽ tiến hành phân tích thống kê mô tả và phân tích tương quan để có cái nhìn khái quát về các biến.
- Bước 2**, do các biến đều là số liệu chuỗi thời gian, các tác giả sẽ thực hiện kiểm tra tính dừng của các biến. Nếu các biến là chuỗi không dừng, sẽ được thực hiện biến đổi bằng cách lấy sai phân cho đến bậc mà tại đó chuỗi đảm bảo tính dừng.
- Bước 3**, các biến (đã được biến đổi để đảm bảo tính dừng) sẽ được đưa vào phân tích hồi quy. Mô hình hồi quy được sử dụng là phương pháp mô hình hệ phương trình đồng thời. Phương pháp ước lượng được

sử dụng trong mô hình là phương pháp GMM (*Generalized Method of Moment - Phương pháp moment tổng quát hóa để khắc phục việc thiếu biến ngoại sinh hoặc biến nội sinh dẫn đến mô hình bị khuyết tật*), trong đó có sử dụng việc đưa thêm biến trễ vào các biến công cụ.

Số liệu sẽ được xử lý bằng cách sử dụng Eviews 9 (*Econometric Views* – là phần mềm thống kê chạy trên Windows).

4. KẾT QUẢ PHÂN TÍCH

4.1. Phân tích thống kê mô tả

4.1.1. Phân tích thống kê các biến

Bảng 1. Giá trị thống kê các biến

	Y	X ₁	X ₂	X ₃
Trung bình (%)	6.67	9.33	56.72	16.70
Trung vị	6.78	9.20	57.44	16.01
Giá trị lớn nhất (%)	8.50	14.20	98.22	22.55
Giá trị nhỏ nhất (%)	4.80	6.90	14.54	11.13
Độ lệch chuẩn	1.19	1.89	30.42	3.11

Kết quả **Bảng 1** cho thấy:

- Mức tăng trưởng trung bình của GDP Việt Nam qua các năm trong mẫu là 6.67%, mức tăng trưởng lớn nhất là 8.5%, nhỏ nhất là 4.8%. Qua các con số có thể thấy mức tăng trưởng GDP của Việt Nam khá cao.
- Mức tăng trưởng trung bình của GDP Trung Quốc qua các năm trong mẫu là 9.33%, mức tăng trưởng lớn nhất là 14.2%, nhỏ nhất là 6.9%. Qua các con số có thể thấy mức tăng trưởng GDP của Trung Quốc cao trung bình khoảng 1.5 lần so với Việt Nam.
- Giá dầu thô trung bình là 56.72 USD/thùng, mức cao nhất là 98.22 USD/thùng,

thấp nhất 14.54 USD/thùng. Giá dầu thô biến động rất lớn qua các năm trong mẫu nghiên cứu.

- Giá VND/USD trung bình 16,700, cao nhất 22,550 thấp nhất 11,130, giá VND/USD cũng biến động khá nhiều qua các năm.

4.1.2. Phân tích tương quan

Bảng 2. Giá trị tương quan giữa các biến

	Y	X ₁	X ₂	X ₃
Y	1.00	0.74	0.25	0.39
X₁	0.74	1.00	0.16	0.21
X₂	0.25	0.16	1.00	0.78
X₃	0.39	0.21	0.78	1.00

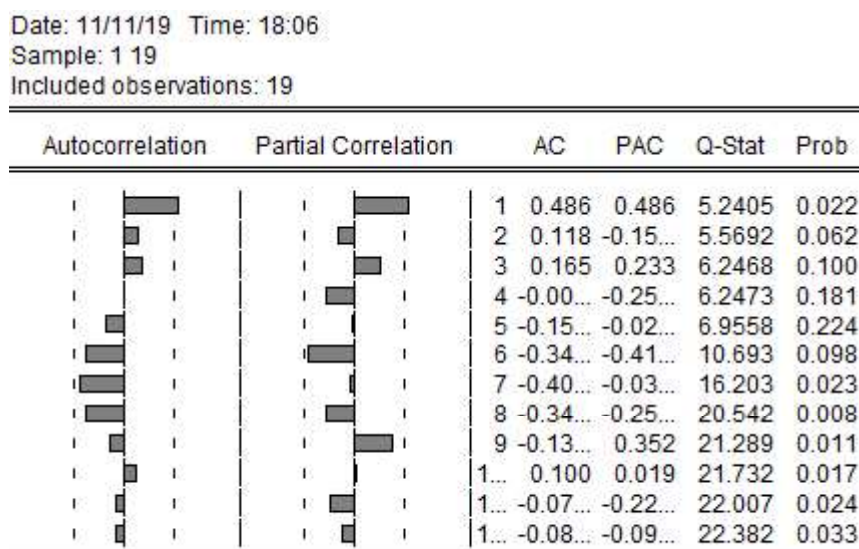
Kết quả phân tích trong **Bảng 2** cho thấy biến Y và X₁ có tương quan dương khá cao, các biến còn lại có tương quan thấp với các biến khác. Trong đó: X₁, X₂, X₃ đều tương quan cùng chiều với Y, điều này chứng tỏ các giả thiết H1, H2, H3 nêu trên là đúng.

4.2. Kiểm định tính dừng của các biến

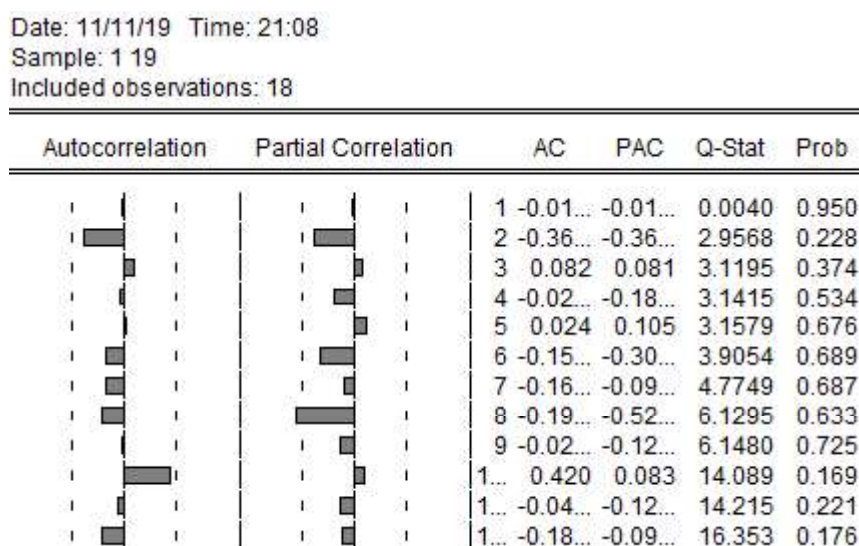
Do các biến đều là số liệu chuỗi thời gian, nên điều kiện cơ bản nhất để có thể sử dụng nó trong dự báo là chuỗi phải có tính dừng [14].

Để kiểm tra tính dừng, nhóm tác giả sẽ kiểm tra qua giản đồ tự tương quan của các biến, nếu biến nào có hiện tượng là chuỗi không dừng, nhóm tác giả sẽ lấy sai phân cấp 1 để kiểm tra. Nếu chuỗi vẫn tiếp tục là chuỗi không dừng, nhóm tác giả sẽ tiếp tục lấy sai phân các bậc tiếp theo cho đến khi giản đồ tự tương quan cho thấy biến đó đảm bảo tính dừng.

Các biến qua kiểm tra tính dừng bằng giản đồ tự tương quan có kết quả là một chuỗi dừng, sẽ được kiểm tra lại bằng kiểm định nghiệm



Hình 2. Giản đồ tự tương quan biến $\ln(Y)$



Hình 3. Giản đồ tự tương quan sai phân cấp 1 biến $\ln(Y)$

đơn vị để đảm bảo chắc chắn đó là chuỗi dừng.

Trong giản đồ tự tương quan, nếu hệ số tự tương quan đầu tiên $\neq 0$ nhưng các hệ số tự tương quan tiếp theo $= 0$ có ý nghĩa thống kê, thì đó là chuỗi dừng.

Các kiểm định nghiệm đơn vị dưới đây sẽ được các tác giả kiểm định bằng phương pháp kiểm định ADF (*Augmented Dickey - Fuller Test*).

Trong phần này sai phân của các biến sẽ được đặt tên trực tiếp trước khi thực hiện phân tích ở bước tiếp theo. Ví dụ phân sai bậc nhất

của biến X_t sẽ được đặt tên là DX_t ...

4.2.1. Kết quả kiểm tra các biến bằng giản đồ tự tương quan

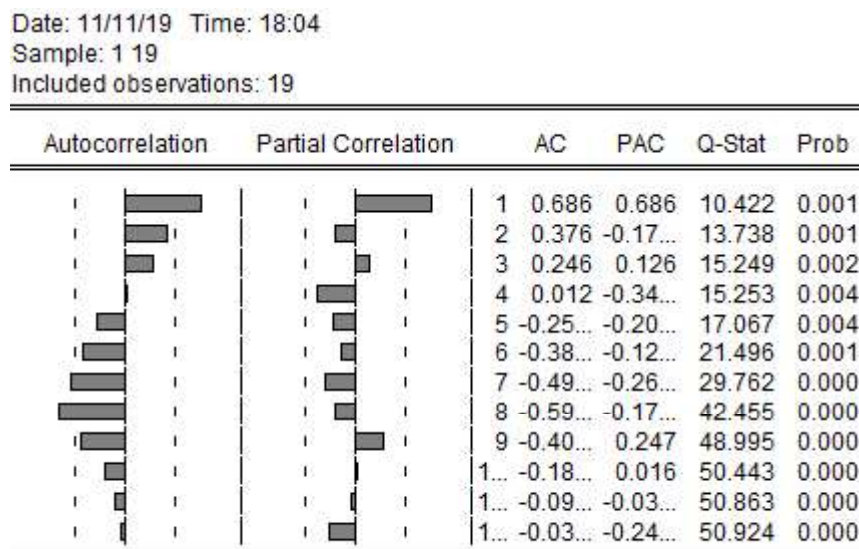
* Kiểm tra biến $\ln(Y)$

Qua giản đồ tự tương quan **Hình 2**, ta thấy biến $\ln(Y)$ là một chuỗi không dừng.

Lấy sai phân cấp 1 biến $\ln(Y)$ và tiếp tục kiểm tra giản đồ tự tương quan.

Kết quả kiểm định ở **Hình 3** cho thấy sai phân cấp 1 của biến $\ln(Y)$, tức $D(\ln(Y))$, là một chuỗi dừng.

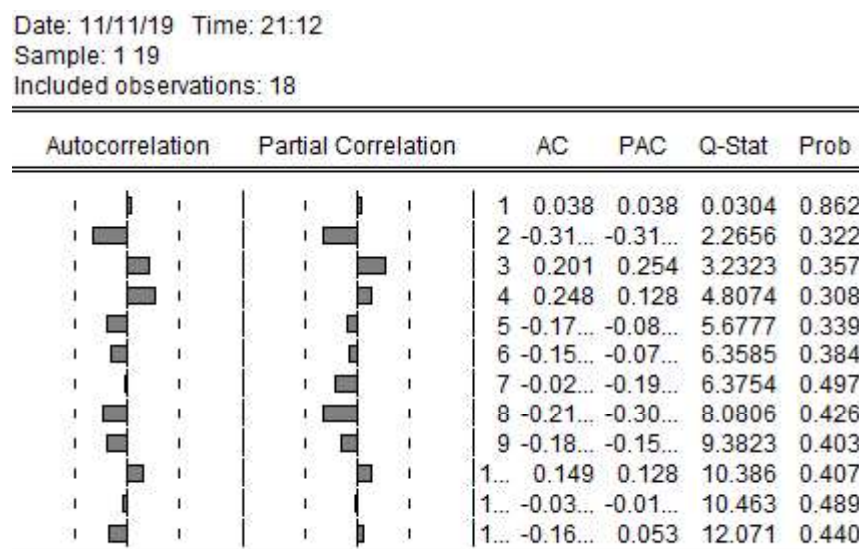
*** Kiểm tra biến $\ln(X_1)$**



Hình 4. Giản đồ tự tương quan biến $\ln(X_1)$

Qua giản đồ tự tương quan **Hình 4**, ta thấy biến $\ln(X_1)$ là một chuỗi không dừng.

Lấy sai phân cấp 1 biến $\ln(X_1)$ và tiếp tục kiểm tra giản đồ tự tương quan.



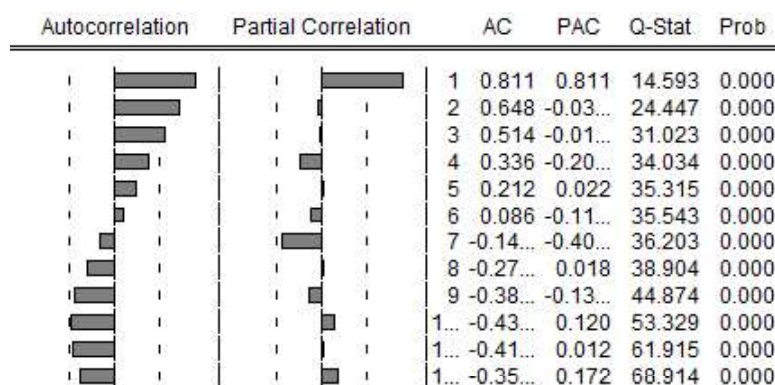
Hình 5. Giản đồ tự tương quan sai phân cấp 1 biến $\ln(X_1)$

Kết quả kiểm định ở **Hình 5** cho thấy sai phân cấp 1 của biến $\ln(X_1)$, tức $D(\ln(X_1))$, là một chuỗi dừng.

Qua giản đồ tự tương quan **Hình 6**, ta thấy biến X_2 là một chuỗi không dừng.

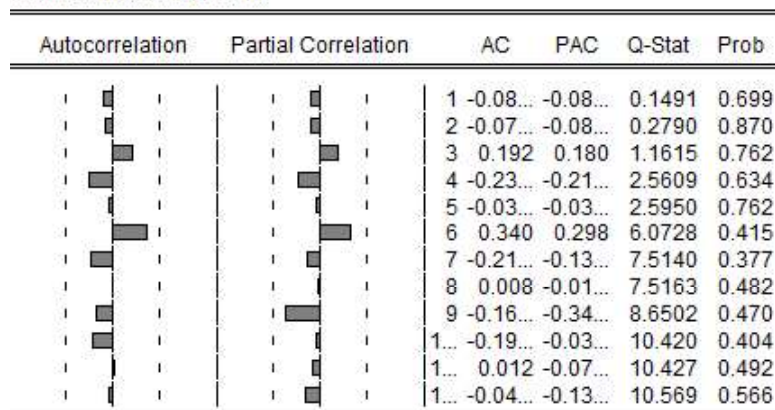
Lấy sai phân cấp 1 biến X_2 và tiếp tục kiểm tra giản đồ tự tương quan.

* Kiểm tra biến X_2



Hình 6. Giản đồ tự tương quan biến X_2

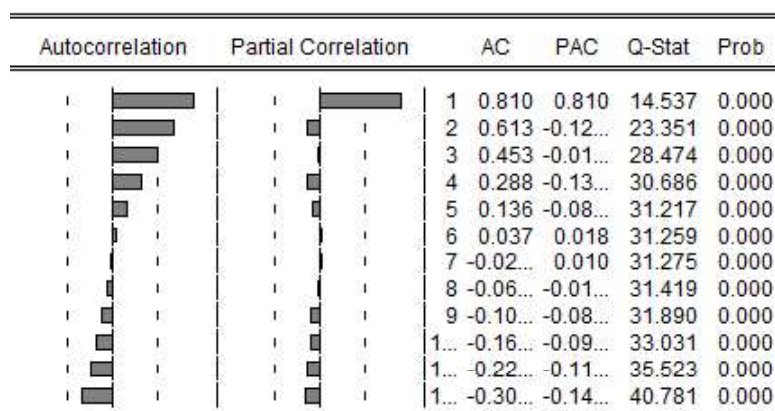
Date: 11/11/19 Time: 17:41
Sample: 1 19
Included observations: 18



Hình 7. Giản đồ tự tương quan sai phân cấp 1 của biến X_2 tức $D(X_2)$

Kết quả kiểm định ở Hình 7 cho thấy sai phân cấp 1 của biến $\ln(X_2)$, tức $D(\ln(X_2))$, là một chuỗi dừng.

* Kiểm tra biến X_3

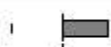
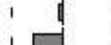
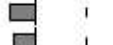
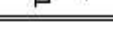
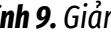
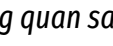


Hình 8. Giản đồ tự tương quan biến X_3

Qua giản đồ tự tương quan Hình 8, ta thấy biến X_3 là một chuỗi không dừng.

Lấy sai phân cấp 1 biến X_3 và tiếp tục kiểm tra giản đồ tự tương quan.

Date: 11/11/19 Time: 17:42
 Sample: 1 19
 Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.405	0.405	3.4679	0.063
		2 -0.03...	-0.23...	3.4924	0.174
		3 -0.26...	-0.19...	5.1460	0.161
		4 -0.29...	-0.13...	7.3752	0.117
		5 -0.20...	-0.09...	8.5854	0.127
		6 -0.19...	-0.21...	9.7593	0.135
		7 -0.14...	-0.14...	10.405	0.167
		8 -0.10...	-0.20...	10.827	0.212
		9 -0.05...	-0.18...	10.928	0.281
		1... 0.063	-0.11...	11.109	0.349
		1... 0.207	-0.00...	13.313	0.273
		1... 0.348	0.129	20.591	0.057

Hình 9. Giản đồ tự tương quan sai phân cấp 1 của biến X_3 tức $D(X_3)$

Kết quả kiểm định ở **Hình 9** cho thấy sai phân cấp 1 của biến X_3 , tức $D(X_3)$, là một chuỗi dừng.

4.2.2. Kiểm định nghiệm đơn vị

Các biến qua kiểm định bằng giản đồ tự tương quan ở trên có kết quả là một chuỗi dừng sẽ được kiểm định lại bằng phương pháp kiểm

định nghiệm đơn vị.

Kết quả kiểm định ở **Bảng 3** cho thấy giá trị t ($=\tau$) tuyệt đối là 4.115 nhỏ hơn giá trị tới hạn tuyệt đối τ ở mức ý nghĩa 1% ($= 4.616$). Như vậy có thể kết luận, sai phân bậc nhất của $\ln(Y)$ là dừng với mức ý nghĩa 1%.

* Kiểm tra biến $D(\ln(Y))$

Bảng 3. Kiểm định nghiệm đơn vị biến $D(\ln(Y))$

Null Hypothesis: $D(\ln(Y))$ has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.114527	0.0246
Test critical values: 1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: $D(\ln(Y))$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(\ln(Y)(-1))$	-1.005572	0.244395	-4.114527	0.0011
C	0.027695	0.096859	0.285926	0.7791
@TREND("1")	-0.002004	0.008668	-0.231208	0.8205

*** Kiểm tra biến $D(\text{Log}(X_1))$**

Bảng 4. Kiểm định nghiệm đơn vị biến $D(\text{Ln}(X_1))$

Null Hypothesis: $D(\text{LOGX1})$ has a unit root

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.553116	0.0122	
Test critical values:	1% level	-4.667883		
	5% level	-3.733200		
	10% level	-3.310349		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGX1,2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGX1(-1))	-1.562023	0.343067	-4.553116	0.0007
D(LOGX1(-1),2)	0.413710	0.227860	1.815634	0.0945
C	0.158319	0.084303	1.877977	0.0849
@TREND("1")	-0.016150	0.007511	-2.150267	0.0526

Kết quả kiểm định ở **Bảng 4** cho thấy giá trị $t (= \tau)$ tuyệt đối là 4.553 nhỏ hơn giá trị tới hạn tuyệt đối τ ở mức ý nghĩa 1%

(=4.667). Như vậy có thể kết luận, sai phân bậc nhất của $\text{Ln}(X_1)$, tức $D(\text{Ln}(X_1))$ là dừng với mức ý nghĩa 1%.

*** Kiểm tra biến $D(X_2)$**

Bảng 5. Kiểm định nghiệm đơn vị biến $D(X_2)$

Null Hypothesis: $DX2$ has a unit root

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.571709	0.0634		
Test critical values:				
1% level	-4.616209			
5% level	-3.710482			
10% level	-3.297799			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DX2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DX2(-1)	-1.163792	0.325836	-3.571709	0.0031
C	14.77420	9.602538	1.538572	0.1462
@TREND("1")	-1.209089	0.851240	-1.420385	0.1774

Kết quả kiểm định ở **Bảng 5** cho thấy giá trị $t (= \tau)$ tuyệt đối là 3.57 nhỏ hơn giá trị tới hạn tuyệt đối τ ở mức ý nghĩa 5% (=3.71).

Như vậy có thể kết luận, sai phân bậc nhất của biến X_2 , tức $D(X_2)$ là dừng với mức ý nghĩa 5%.

* Kiểm tra biến $D(X_3)$ **Bảng 6.** Kiểm định nghiệm đơn vị biến $D(X_3)$ Null Hypothesis: X_3 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.777073	0.2228	
Test critical values:	1% level	-4.616209		
	5% level	-3.710482		
	10% level	-3.297799		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(X3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X3(-1)	-0.435812	0.156932	-2.777073	0.0157
D(X3(-1))	0.595014	0.212034	2.806223	0.0149
C	5274.149	1789.127	2.947889	0.0113
@TREND("1")	223.1544	85.56537	2.607999	0.0217

Kết quả kiểm định ở **Bảng 6** cho thấy giá trị t ($=\tau$) tuyệt đối là 2.77 nhỏ hơn giá trị tới hạn tuyệt đối τ ở mức ý nghĩa 10% ($=3.3$).

Như vậy có thể kết luận, sai phân bậc nhất của biến X_3 , tức $D(X_3)$ là dừng với mức ý nghĩa 10%.

4.3. Phân tích hồi quy

Kết quả hồi quy từ các biến như **Bảng 7** dưới đây.

Bảng 7. Kết quả hồi quy

System: UNTITLED

Estimation Method: Generalized Method of Moments

Identity matrix estimation weights - 2SLS coefs with GMM standard errors

White Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.978293	69.53657	0.028450	0.9774
C(2)	0.114383	5.982851	0.019119	0.9848
C(3)	-0.141495	5.088798	-0.027805	0.9779
C(4)	-0.851318	54.28198	-0.015683	0.9876
C(5)	-0.193467	5.456498	-0.035456	0.9719
C(6)	0.916853	173.6233	0.005281	0.9958

Equation: $DLOGY = C(1) + C(2)*DLOGX1 + C(3)*DLOGX1(-1) + C(4)*DX2 + C(5)*DX2(-1) + C(6)*DX3$

Instruments: C DLOGX1 DX3

Durbin-Watson stat 1.507108

Equation: $DX2 = C(1) + C(2)*DLOGX1 + C(3)*DLOGX1(-1)$

Instruments: C DLOGX1 DX3

Durbin-Watson stat 1.750547

Equation: $DX3 = C(1) + C(2)*X2 + C(3)*X2(-1) + C(4)*DLOGX1$

Instruments: C DLOGX1 DX3

Durbin-Watson stat 1.439803

Do đây là hệ phương trình đồng thời, trong đó có sử dụng các biến trễ nên khi ước lượng, việc xác định giá trị P dựa vào ý nghĩa thống kê của các hệ số ước lượng nhiều khi không đáng tin cậy [15].

Dựa vào kết quả phân tích, hệ phương trình hồi quy được xác định như sau:

$$\begin{aligned} DLOG(Y) = & 1.9783 + 0.1144 \cdot DLOGX_1 - \\ & 0.1415 \cdot DLOGX_1(-1) - 0.8513 \cdot DX_2 - \\ & 0.1935 \cdot DX_2(-1) + 0.9169 \cdot DX_3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} DX_2 = & 1.9783 + 0.1144 \cdot DLOGX_1 - \\ & 0.1415 \cdot DLOGX_1(-1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} DX_3 = & 1.9783 + 0.1144 \cdot X_2 - 0.14145 \cdot X_2(-1) - \\ & 0.85135 \cdot DLOGX_1 \end{aligned}$$

Trong đó:

DLOGY là mã hóa của biến **D(Ln(Y))**, sai phân bậc 1 của biến **Y** (GDP của Việt Nam) ở dạng logarit tự nhiên;

DLOGX1 là mã hóa của biến **D(Ln(X₁))**, sai phân bậc 1 của biến **X₁** (GDP của Trung Quốc) ở dạng logarit tự nhiên;

DX₂ là mã hóa của biến **D(X₂)**, sai phân bậc 1 của biến **X₂** (giá dầu thô);

DX₃ là mã hóa của biến **D(X₃)**, sai phân bậc 1 của biến **X₃** (tỷ giá VND/USD).

5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

5.1. Kết luận

Dựa vào các phương trình trên có thể nhận xét như sau:

- Nếu GDP của Trung Quốc thay đổi 1%

so với kỳ trước, thì trung bình GDP Việt Nam cũng thay đổi cùng chiều vào khoảng 0.11% so với kỳ trước.

- Nếu GDP kỳ trước của Trung Quốc thay đổi 1% so với kỳ trước nữa, thì trung bình GDP Việt Nam cũng thay đổi cùng chiều vào khoảng 0.14% so với kỳ trước nữa.
- Nếu giá dầu thay đổi 1 USD/thùng so với kỳ trước, trung bình GDP của Việt Nam sẽ thay đổi ngược chiều khoảng 0.8% so với kỳ trước.
- Nếu tỷ giá VND/USD thay đổi 1,000 đồng (VND), trung bình GDP của Việt Nam sẽ thay đổi cùng chiều khoảng 0.9% so với kỳ trước.

5.2. Hàm ý chính sách

Xét trên mọi góc độ cho thấy rằng nền kinh tế Việt Nam và nền kinh tế Trung Quốc có rất nhiều điểm tương đồng như sự tăng trưởng kinh tế, lạm phát, hiệu quả đầu tư, các chính sách quản lý [11].

Kinh tế của Trung Quốc không tập trung nhiều vào chỉ số GDP nhưng tập trung vào hiệu quả đầu tư, đặc biệt là các chỉ số tiết kiệm. Để làm được điều này, họ có thể giảm đầu tư trong nước và đẩy mạnh đầu tư ra nước ngoài để các nước khác có chi phí nhân công rẻ hơn và nhiều chính sách ưu đãi FDI (*Foreign Direct Investment* - Đầu tư trực tiếp nước ngoài).

Với Việt Nam, chỉ số GDP và thu hút FDI vẫn là một biện pháp “tiêu chuẩn” để đánh giá sức khỏe của nền kinh tế. Do Trung Quốc là

đối tác lớn nhất đầu tư vào Việt Nam, nên cần tiếp tục có những biện pháp để tranh thủ nguồn vốn này cho tăng trưởng kinh tế. Trong ngắn hạn, việc tranh thủ được nguồn vốn FDI từ Trung Quốc sẽ giúp tăng trưởng GDP, nhưng về lâu dài, khi các doanh nghiệp nước ngoài rút vốn và lợi nhuận về nước, sẽ dẫn đến sự mất cân bằng giữa tiết kiệm và đầu tư làm suy yếu nền kinh tế. Do vậy Việt Nam cần có biện pháp chuẩn bị khi vấn đề này xảy ra.

Trong những năm gần đây, tăng trưởng kinh tế của Trung Quốc đã cho thấy dấu hiệu chững lại, điều này gây ảnh hưởng không tốt tới kinh tế Việt Nam.

Trung Quốc, trong một thời gian dài, đã hưởng lợi nhờ duy trì một chế độ tỷ giá cố định ở mức thấp giữa đồng Nhân dân tệ so với đồng đô la Mỹ. Nhưng do áp lực từ Mỹ và quốc tế mà Trung Quốc đã tuyên bố từ bỏ. Từ bài học đó, Việt Nam cũng nên duy trì một tỷ giá thấp giữa VND và USD để hưởng lợi từ xuất khẩu hàng hóa. Ngoài ra, tỷ giá thấp còn đem lại lợi ích nhiều hơn do Việt Nam là nước xuất khẩu dầu mỏ. Vì Việt Nam là một nền kinh tế nhỏ, nên sẽ ít bị áp lực từ phía quốc tế hơn so với Trung Quốc. Do đó, việc duy trì một tỷ giá VND/USD thấp có thể áp dụng trong khoảng thời gian dài hơn so với Trung Quốc.

Vì có sự tương quan rất lớn giữa tốc độ tăng trưởng GDP của Trung Quốc và tốc độ tăng trưởng GDP của Việt Nam. Nên khi hoạch

định, nghiên cứu các vấn đề có liên quan đến tốc độ tăng trưởng GDP Việt Nam, cần đặc biệt quan tâm đến các chính sách điều hành kinh tế của Trung Quốc.

Trong hoạt động hoạch định, cần luôn luôn quan tâm đến những biến động xảy ra trong nền kinh tế Trung Quốc, nhất là trong hoàn cảnh có nhiều bất đồng về quan hệ thương mại Mỹ - Trung như hiện nay.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Al-mulali, U, (2010), *The impact of oil prices on the exchange rate and economic growth in norway*.
- [2] Amano, R., Norden, S., (1998), 'Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate', *Journal of International Money and Finance*, vol. 17, p. 299-316.
- [3] Bénassy-Quéré, A., Mignon, V., & Penot, A, (2007), *China and the relationship between the oil price and the dollar*. *Energy policy*, 35(11), p. 5795-5805.
- [4] Gokmenoglu, K., Azin, V., & Taspinar, N, (2015), *The relationship between industrial production, GDP, inflation and oil price: The case of Turkey*. *Procedia Economics and Finance*, 25, p. 497-503.
- [5] Jayaraman, T., Choong, C., (2009), 'Growth and oil price: A study of causal relationships in small Pacific Island countries', *En-*

ergy Policy, vol. 37, p. 2182-2189.

[6] Jiménez-Rodríguez*, R., & Sánchez, M, (2005), *Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries*. Applied economics, 37(2), p. 201-228.

[7] Lizardo, R. A., & Mollick, A. V, (2010), *Oil price fluctuations and US dollar exchange rates*. Energy Economics, 32(2), p. 399-408.

[8] Sacombank, 2018. *Báo cáo kinh tế vĩ mô năm 2018*.

[9] Soundarapandiyan, K., & Ganesh, M, (2017), *An analytical view of crude oil prices and its impact on Indian Economy*. IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM), p. 23-28.

[10] Taghizadeh-Hesary, F., Yoshino, N., Mohammadi Hossein Abadi, M., & Farboudmanesh, R, (2016), *Response of macro variables of emerging and developed oil importers to oil price movements*. Journal of the Asia Pacific Economy, 21(1), p. 91-102.

[11] T., Phong, N. V., & Trinh, B, (2016), *Some Comparisons between the Vietnam and China's Economic Structure, Policy Implications*. Advances in Management and Applied Economics, 6(3), p. 153.

[12] Viện Konrad Adenauer, (2019), *Báo cáo kinh tế vĩ mô quý I năm 2019*.

[13] Wong, K., & Shamsudin, M. N, (2017), *Impact of Crude Oil Price, Exchange Rates and Real GDP on Malaysia's Food Price Fluctuations: Symmetric or Asymmetric?*. International Journal of Economics & Management, 11(1).

[14] Nguyễn Trọng Hoài và đồng sự, (2013), *Giáo trình “Kinh tế phát triển”*, Nxb Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.

[15] Nguyễn Quang Dong và Nguyễn Thị Minh, (2013), *Giáo trình kinh tế lượng*, trang 272.

THE EFFECTS OF THREE FACTORS: CHINA'S GDP, CRUDE OIL PRICE, VND/USD EXCHANGE RATE TO THE GDP OF VIETNAM

Tran Quang Canh*, Vu Truc Phuc

ABSTRACT

In recent times, the slowing growth of the China's economy has the tendency to put pressure on the Vietnam's economy. The fluctuation of oil price causes the instability to the world economy. The unpredictability of the exchange market has a direct impact

on Vietnam's trade and monetary stability. This paper examines the simultaneous impact of China's GDP factors such as crude-oil prices, and VND/USD exchange rate on Vietnam's GDP.

Keywords: *economic growth, China's GDP, Vietnam's GDP, crude oil price, VND/USD exchange rate.*

*Email: canhtq@hiu.vn

Received: 15/10/2019

Revised: 15/11/2019

Accepted for publication: 28/11/2019