

TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN

KHOA TOÁN KINH TẾ

BỘ MÔN TOÁN TÀI CHÍNH



ĐỀ ÁN CHUYÊN NGÀNH - TOÁN TÀI CHÍNH

**ĐỀ TÀI: XÂY DỰNG MÔ HÌNH VAR TRONG
DỰ BÁO TÌNH TRẠNG LẠM PHÁT TRONG
NỀN KINH TẾ VIỆT NAM**

Họ và tên sinh viên : Nguyễn Minh Chiến

MSV : 11180815

Lớp chuyên ngành : Toán Tài chính 60

Giảng viên hướng dẫn : GS.TS Nguyễn Quang Đông

HÀ NỘI - 2021



MỤC LỤC

DANH MỤC HÌNH ẢNH	2
DANH MỤC BẢNG BIỂU	3
DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT	4
Chương 1: TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU	5
1.1. TÍNH CẤP THIẾT CỦA ĐỀ TÀI	5
1.2. MỤC TIÊU NGHIÊN CỨU	5
1.3. ĐỐI TƯỢNG NGHIÊN CỨU	5
1.4. PHẠM VI NGHIÊN CỨU	6
1.5. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU	6
1.6. KẾT CẦU NGHIÊN CỨU	6
Chương 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT	7
2.1. TÍNH DỪNG CỦA CHUỖI THỜI GIAN	7
2.1.1. Khái niệm dừng (Stationary) và tích hợp (Integrated)	7
2.1.2. Hậu quả khi phân tích chuỗi thời gian không dừng	7
2.1.3. Kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian – Kiểm định nghiệm đơn vị	8
2.2. MÔ HÌNH VAR (VECTOR AUTOREGRESSION)	9
2.2.1. Định nghĩa	9
2.2.2. Ưu điểm và nhược điểm của mô hình VAR	9
2.2.3. Các bước ước lượng mô hình VAR	10
Chương 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU	11
3.1. NGUỒN DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP CHỌN BIẾN	11
3.2. KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG CHO CÁC CHUỖI THỜI GIAN	11
3.3. KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR	15
3.3.1. Lựa chọn trễ và ước lượng mô hình	15
3.3.3. Phân rã phương sai (Variance Decomposition)	23
3.3.4. Phân tích kết quả ước lượng mô hình	24
3.4. Dự báo	25
KẾT LUẬN	27
TÀI LIỆU THAM KHẢO	28



DANH MỤC HÌNH ẢNH

Hình 1 - Minh hoạ nhiễu trắng.....	7
Hình 2 - Đồ thị chuỗi log(CPI)	12
Hình 3 - Đồ thị chuỗi log(M2) và sai phân bậc 1 của nó	13
Hình 4 - Đồ thị chuỗi log(OIL) và sai phân bậc 1 của nó	14
Hình 5 - Lược đồ tương quan của các phần dư.....	16
Hình 6 - Đồ thị hàm phản ứng.....	19
Hình 7 - Đồ thị dự báo mô hình VAR.....	25



DANH MỤC BẢNG BIỂU

Bảng 1 - Kiểm định tính dừng của chuỗi $\log(\text{CPI})$	12
Bảng 2 - Kiểm định tính dừng cho chuỗi sai phân bậc 1 của $\log(\text{M2})$.....	14
Bảng 3 - Kiểm định tính dừng cho chuỗi sai phân bậc 1 của $\log(\text{OIL})$	15
Bảng 4 - Lựa chọn độ dài trễ p	16
Bảng 5 - Kiểm định Granger	16
Bảng 6 - Ước lượng mô hình VAR(4)	19
Bảng 7 - Hàm phản ứng của chuỗi sai phân bậc 1 $\log(\text{CPI})$.....	20
Bảng 8 - Hàm phản ứng của chuỗi sai phân bậc 1 $\log(\text{M2})$.....	21
Bảng 9 - Hàm phản ứng của chuỗi sai phân bậc 1 $\log(\text{OIL})$	22
Bảng 10 - Phân rã phương sai	24
Bảng 11 - Dự báo mô hình VAR.....	26



DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

TỪ VIẾT TẮT	TÊN ĐẦY ĐỦ
VAR	Mô hình tự hồi quy theo vector (Vector Autoregression)
ACF	Autocorrelation Function
PACF	Partial Autocorrelation Function
OLS	Ordinary Least Squared
DF	Dickey-Fuller
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Các tiêu chuẩn để chọn mô hình
FPE	
HQ	
SC	
LIBOR	London Inter-Bank Offered Rate
IRF	Impulse Response Function



Chương 1: TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

1.1. TÍNH CẤP THIẾT CỦA ĐỀ TÀI

Lạm phát là một trong những vấn đề kinh tế luôn được quan tâm hàng đầu ở hầu khắp các quốc gia trên thế giới vì nó ảnh hưởng trực tiếp tới sản xuất và tiêu dùng nội địa. Ổn định kinh tế vĩ mô là một vấn đề quan trọng trong định hướng chính sách của Việt Nam từ năm 2010. Bốn vấn đề nổi cộm nhất liên quan đến ổn định vĩ mô hiện nay là: lạm phát, quản lý tỷ giá, thâm hụt thương mại và thâm hụt ngân sách. Những vấn đề này có quan hệ với nhau và cần được xem xét đồng thời. Từ năm 1986, một số vấn đề nổi cộm được thảo luận nhiều nhất đó là: Các nhân tố quyết định đến lạm phát và những chuyển biến của lạm phát. Hiểu rõ nguyên nhân, hậu quả và dự báo được những vấn đề này có ý nghĩa quan trọng đối với việc đánh giá tác động của các chính sách vĩ mô đối với nền kinh tế.

Như chúng ta biết, mối quan hệ giữa các biến số kinh tế không đơn thuần chỉ theo một chiều, biến độc lập (biến giải thích) ảnh hưởng lên biến phụ thuộc mà trong nhiều trường hợp nó còn có ảnh hưởng ngược lại. Do đó mà ta phải xét ảnh hưởng qua lại giữa các biến này cùng một lúc. Chính vì thế mô hình kinh tế lượng mà ta phải xét đến không phải là mô hình một phương trình mà là mô hình nhiều phương trình.

Tuy nhiên, để ước lượng được các mô hình này ta phải đảm bảo rằng các phương trình trong hệ được định dạng, một số biến được coi là nội sinh (biến mà giá trị được xác định bởi mô hình, là biến ngẫu nhiên) và một số biến khác được coi là ngoại sinh hay đã xác định trước (ngoại sinh cộng với nội sinh trễ). Việc định dạng này thường được thực hiện bằng cách giả thiết rằng một số biến được xác định trước chỉ có mặt trong một số phương trình. Quyết định này thường mang tính chủ quan và đã bị Christopher Sims chỉ trích. Theo Sims, nếu tồn tại mối quan hệ đồng thời giữa một số biến thì các biến này phải được xét có vai trò như nhau, tức là tất cả các biến xét đến đều là biến nội sinh. Dựa trên tinh thần đó mà Sims đã xây dựng mô hình vector tự hồi quy VAR. Vậy nên trong đề án chuyên ngành, mô hình VAR sẽ được sử dụng để nghiên cứu về những yếu tố ảnh hưởng tới tình trạng lạm phát ở Việt Nam.

1.2. MỤC TIÊU NGHIÊN CỨU

- Dự báo lạm phát của Việt Nam trong ngắn hạn.
- Mô phỏng bức tranh về ảnh hưởng của một số yếu tố tới tình trạng lạm phát tại Việt Nam. Từ đó, đưa ra quan điểm, định hướng, giải pháp tích cực giúp tăng trưởng kinh tế.

1.3. ĐỐI TƯỢNG NGHIÊN CỨU

Những yếu tố ảnh hưởng đến tình hình lạm phát ở Việt Nam và dự báo tỷ lệ lạm phát.



1.4. PHẠM VI NGHIÊN CỨU

- Về không gian và thời gian: Lạm phát ở Việt Nam từ năm 2012 tới 2020
- Độ dài dữ liệu: Ngắn hạn
- Nguồn dữ liệu: Dữ liệu được sử dụng trong đề án chuyên ngành được thống kê trong giai đoạn từ quý 2/2012 tới quý 4/2020, tổng hợp từ trang web chính thức của MARKETS INSIDER, Tổng cục Thống kê và Ngân hàng nhà nước Việt Nam.

1.5. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Phương pháp nghiên cứu định lượng: Lượng hoá tác động của các yếu tố đến lạm phát tại Việt Nam thông qua việc sử dụng mô hình VAR. Đề án sử dụng phần mềm R, phiên bản R 4.0.5 để phân tích.

1.6. KẾT CẤU NGHIÊN CỨU

Nội dung chính của đề án chuyên ngành gồm 03 chương.

Chương 1: Tổng quan nghiên cứu. Trong chương này đề cập tới lý do chọn đề tài và những vấn đề cơ bản với đề tài nghiên cứu.

Chương 2: Cơ sở lý thuyết. Chương này đi sâu về lý thuyết hai mô hình VAR đồng thời cũng nhắc tới một số lý thuyết liên quan như tính dừng, đồng tích hợp...

Chương 3: Kết quả nghiên cứu. Chương cuối cùng của đề án trình bày về kết quả ước lượng mô hình đã lựa chọn.

Chương 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT

2.1. TÍNH DỪNG CỦA CHUỖI THỜI GIAN

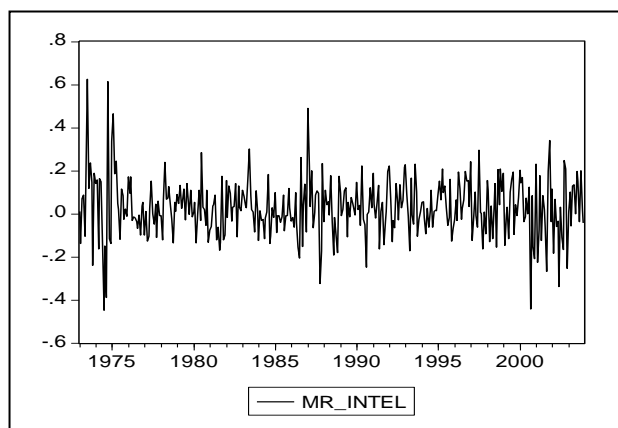
2.1.1. Khái niệm dừng (Stationary) và tích hợp (Integrated)

Chuỗi thời gian Y_t được gọi là dừng nếu kỳ vọng, phương sai và hiệp phương sai không đổi theo thời gian (Engle và Granger, 1987), nghĩa là chuỗi Y_t được gọi là dừng khi đồng thời cả ba điều kiện sau được thỏa mãn:

$$\begin{cases} E(Y_t) = \mu, \forall t \\ Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2, \forall t \\ \gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)], \forall t \end{cases}$$

Một quá trình u_t được gọi là nhiễu trắng (*white noise*) nếu mỗi thành phần của chuỗi có kỳ vọng bằng 0, phương sai không đổi và không có tự tương quan.

Chuỗi $\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t-k})$ được gọi là hàm hiệp phương sai đối với chuỗi Y_t . Hàm tự tương quan $ACF(k) = \rho_k = Cor(Y_t, Y_{t-k}) = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$. Hàm tự tương quan riêng $PACF(k)$ chỉ xét tới các hệ số tương quan không điều kiện giữa Y_t và Y_{t-k} , nó không tính đến ảnh hưởng của các quan hệ trung gian ($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k+1}$).



Hình 1 - Minh họa nhiễu trắng

Trong thực tế, các chuỗi thời gian thường là các chuỗi không dừng, vậy nên nếu chuỗi thời gian đang xét không dừng thì ta xét các chuỗi sai phân, chuỗi logarit cơ số tự nhiên hoặc chuỗi sai phân của logarit cơ số tự nhiên của biến trong mô hình. Một chuỗi thời gian nếu lấy đến sai phân cấp d mà dừng thì chuỗi đó được gọi là tích hợp bậc d (kí hiệu $I(d)$ – *Integrated*)

2.1.2. Hậu quả khi phân tích chuỗi thời gian không dừng

Khi ước lượng một mô hình với biến độc lập là chuỗi thời gian không dừng thì giả thiết OLS sẽ bị vi phạm. Cụ thể, biến độc lập trong mô hình không dừng sẽ thể hiện một xu thế (tăng hoặc giảm) và nếu biến phụ thuộc cũng có xu thế như vậy thì khi ước lượng mô hình có thể ta sẽ thu được ước lượng có hệ số có ý nghĩa thống kê cao và R^2 cao. Những thông tin này có thể là giả mạo.

Để nhận biết một chuỗi có dừng hay không, chúng ta có thể dùng những cách sau:

- Vẽ đồ thị chuỗi thời gian của biến đó và quan sát xem trung bình và phương sai có thay đổi hay không.
- Vẽ lược đồ ACF hoặc $PACF$ để xem giữa các thời kỳ có tương quan hay không.
- Thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị.

Thông thường để kiểm tra một chuỗi có dừng hay không, người ta sẽ làm cả ba cách trên, tuy nhiên kiểm định nghiệm đơn vị là phương pháp chắc chắn nhất.

2.1.3. Kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian – Kiểm định nghiệm đơn vị

Kiểm định nghiệm đơn vị là một kiểm định quan trọng khi phân tích tính dừng của một chuỗi thời gian. Bằng cách sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị có thể kết luận chuỗi có tuân theo bước ngẫu nhiên không, nếu là bước ngẫu nhiên thì chuỗi không dừng. Trong đề án chuyên ngành sẽ chỉ đề cập tới kiểm định Diskey – Fuller.

* *Kiểm định Diskey – Fuller:*

Xét quá trình $AR(1)$:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.1.1)$$

Lấy sai phân của Y_t , biến đổi (2.1.1) ta được:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.1.2)$$

Để tìm ra chuỗi Y_t dừng hay không thì ta sẽ kiểm định về giá trị của ρ (hoặc δ) theo tiêu chuẩn Diskey – Fuller (DF) như sau:

$$\begin{cases} H_0: \delta = 0 \text{ (Chuỗi là bước ngẫu nhiên)} \\ H_1: \delta < 0 \text{ (Chuỗi dừng)} \end{cases}$$

Ước lượng mô hình (2.1.1), ta có giá trị quan sát $\tau = \frac{\hat{\rho}-1}{Se(\hat{\rho})}$ có phân bố DF.

Nếu giá trị $|\tau_{qs}| > |\tau_\alpha|$ thì bác bỏ giả thuyết H_0 , tức là chuỗi là chuỗi dừng.

Tiêu chuẩn DF cũng được sử dụng trong các mô hình sau đây:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.1.3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.1.4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.1.5)$$

Đặc biệt, ngay cả khi u_t là quá trình tự hồi quy thì cũng áp dụng được tiêu chuẩn DF. Cụ thể, xét quá trình Y_t là quá trình $AR(1)$ có dạng như (2.1.2), u_t là quá trình $AR(p)$:

$$u_t = \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_p u_{t-p} + \varepsilon_t, \varepsilon \sim \text{i.i.d} \quad (2.1.6)$$

Quá trình (2.1.5) có dạng:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1.7)$$

Với $u_t = Y_t - Y_{t-1}$, thay vào (2.1.7):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \theta_2 (Y_{t-2} - Y_{t-3}) + \dots + \theta_p (Y_{t-p} - Y_{t-p-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1.8)$$

Tiêu chuẩn DF áp dụng cho (2.1.8) được gọi là tiêu chuẩn ADF (Augmented Diskey-Fuller).

2.2. MÔ HÌNH VAR (VECTOR AUTOREGRESSION)

2.2.1. Định nghĩa

Mô hình VAR là mô hình vector các biến số tự hồi quy. Mỗi biến số phụ thuộc tuyến tính vào các giá trị trễ của các biến số có trong mô hình. Mô hình VAR dạng tổng quát:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + s_t + u_t \quad (2.2.1)$$

Trong đó: $Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \dots \\ Y_{mt} \end{bmatrix}; u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \dots \\ u_{mt} \end{bmatrix};$

A_i là các ma trận vuông cấp $m \times m$ với $i = \overline{1, p}$; $s_t = (s_{1t}, s_{2t}, \dots, s_{mt})'$

Y bao gồm m biến ngẫu nhiên dừng; u vector nhiễu trắng; s_t vector các yếu tố xác định, có thể bao gồm hằng số, xu thế tuyến tính hoặc đa thức. Mô hình (2.2.1) viết dưới dạng toán tử trễ, ta có:

$$Y_t = (A_1 L + A_2 L^2 + \dots + A_p L^p) Y_t + s_t + u_t \quad (2.2.2)$$

Mô hình (2.2.1) hay (2.2.2) được gọi là mô hình VAR cấp p , kí hiệu $VAR(p)$.

2.2.2. Ưu điểm và nhược điểm của mô hình VAR

Ưu điểm	Nhược điểm
<ul style="list-style-type: none"> – Là mô hình dự báo không cần lý thuyết. – Không cần xác định đâu là biến nội sinh, đâu là biến ngoại sinh. – Nếu độ dài trễ của các biến trong mô hình giống nhau, ta có thể ước lượng mô hình bằng phương pháp OLS thay 	<ul style="list-style-type: none"> – Tất cả các biến trong mô hình phải dừng. Nếu chưa dừng thì xét các chuỗi sai phân, chuỗi logarit cơ số tự nhiên hoặc chuỗi sai phân của logarit cơ số tự nhiên của biến trong mô hình. – Chỉ xem xét được các mối quan hệ trong ngắn hạn.

<ul style="list-style-type: none"> vì phải ước lượng mô hình nhiều phương trình. – Cho phép xem xét ảnh hưởng động của một cú sốc đối với các biến khác. – Cho phép đánh giá tầm quan trọng của một cú sốc đối với sự dao động của một biến. – Cung cấp cơ sở để thực hiện kiểm định Granger để xem xét tác động qua lại giữa các biến trong mô hình. 	<ul style="list-style-type: none"> – Số quan sát có hạn nên nếu khoảng trễ quá dài làm cho bậc tự do bị giảm, ảnh hưởng đến chất lượng của các ước lượng. – Khó khăn trong việc tìm độ dài của trễ (bậc p của mô hình $VAR(p)$).
---	--

2.2.3. Các bước ước lượng mô hình VAR

Bước 1: Vẽ đồ thị các biến, nhận xét về tính dừng, hệ số chặn và xu thế.

Bước 2: Kiểm định tính dừng của chuỗi. Nếu chưa dừng thì xét các chuỗi sai phân, chuỗi logarit cơ số tự nhiên hoặc chuỗi sai phân của logarit cơ số tự nhiên của biến trong mô hình.

Bước 3: Tìm độ dài của trễ p được xác định thông qua các giá trị nhỏ nhất của các tiêu chuẩn AIC , FPE , HQ , SC .

Bước 4: Ước lượng mô hình $VAR(p)$ với bậc p vừa tìm được.

Bước 5: Kiểm định các phần dư, nếu phần dư không phải nhiễu trắng thì quay lại bước 3, nếu là nhiễu trắng thì tới bước 6.

Bước 6: Xác định hàm phản ứng IRF .

Bước 7: Dự báo.



Chương 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1. NGUỒN DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP CHỌN BIẾN

Dữ liệu được sử dụng trong đề án chuyên ngành được thống kê trong giai đoạn từ quý 2/2012 tới quý 4/2020, tổng hợp từ trang web chính thức của MARKETS INSIDER, Tổng cục Thống kê và Ngân hàng nhà nước Việt Nam. Dữ liệu nằm trong file “data_dean.csv”.

Theo Caesar (2006), từ các nghiên cứu của Ngân hàng Trung ương Thụy Sĩ thực nghiệm về nền kinh tế Thụy Sĩ, một “bể” các biến sau được nghiên cứu: chỉ số giá tiêu dùng CPI, tỉ giá hối đoái của đồng Franc Thụy Sĩ, GDP thực tế, Khối tiền tệ M_1 M_2 M_3 , vay trong nước, lãi suất LIBOR trong 3 tháng và lợi suất trái phiếu chính phủ trong 10 năm.

Theo Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành (2010), những nhân tố ảnh hưởng đến lạm phát tại Việt Nam bao gồm sản lượng, cung tiền, tỷ giá, giá dầu, thâm hụt ngân sách và nhập khẩu.

Trong đề án chuyên ngành, để ước lượng và dự báo cho tình hình lạm phát ở Việt Nam, tôi sử dụng những biến sau để phân tích: chỉ số giá tiêu dùng (CPI), tổng phương tiện thanh toán M_2 , tỉ giá đồng USD/VNĐ, giá dầu WTI thế giới và lãi suất trái phiếu chính phủ trong 1 năm. Chỉ số giá tiêu dùng hiển nhiên được đưa vào mô hình vì sự biến động của biến số này chính là tỉ lệ lạm phát. Tuy nhiên khi ước lượng mô hình $VAR(p)$ và VECM, do khó khăn trong việc lựa chọn độ dài của trễ nên biến lãi suất trái phiếu chính phủ không được sử dụng. Biến nhập khẩu không được sử dụng do số liệu chưa hoàn thiện bởi sự hạn chế trong việc thống kê lưu trữ tại Việt Nam và biến thâm hụt ngân sách không được sử dụng do không có số liệu chính thức.

Kí hiệu các biến được sử dụng:

Tên biến	Mô tả chi tiết	Ghi chú
CPI	Chỉ số giá tiêu dùng trung bình trong quý.	Lấy logarit tự nhiên
M2	Tổng phương tiện thanh toán trung bình quý.	
OIL	Giá dầu WTI trung bình của các quý	

3.2. KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG CHO CÁC CHUỖI THỜI GIAN

3.2.1. Kiểm định tính dừng cho chuỗi $\log(CPI)$

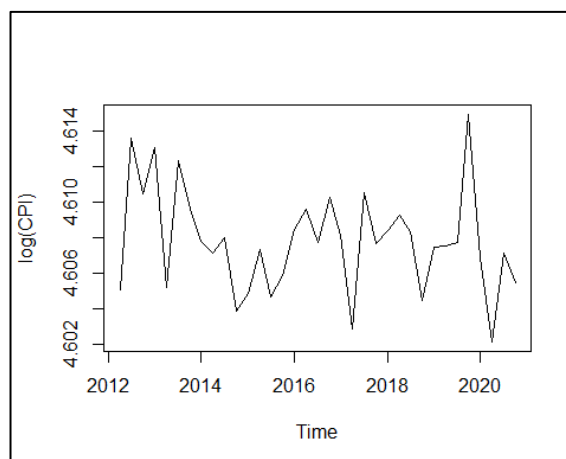
Ta có bảng kết quả kiểm định tính dừng cho chuỗi $\log(CPI)$.

```
summary(ur.df(log(CPI), type = c("trend"), selectlags="AIC"))

##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression trend
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0047969 -0.0014568  0.0003044  0.0010899  0.0078374
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  4.460e+00  1.162e+00   3.837 0.000621 ***
## z.lag.1      -9.678e-01  2.522e-01  -3.837 0.000621 ***
## tt           -5.099e-05  5.512e-05  -0.925 0.362613
## z.diff.lag    6.955e-03  1.733e-01   0.040 0.968272
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.002888 on 29 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.5016, Adjusted R-squared:  0.45
## F-statistic: 9.728 on 3 and 29 DF, p-value: 0.0001326
##
##
## Value of test-statistic is: -3.8375 4.9808 7.3778
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau3  -4.15 -3.50 -3.18
## phi2   7.02  5.13  4.31
## phi3   9.31  6.73  5.61
```

Bảng 1 - Kiểm định tính dừng của chuỗi $\log(CPI)$

Như kết quả của bảng trên, chuỗi $\log(CPI)$ đã dừng ở mọi mức ý nghĩa do có $|\tau_{qs}| = 3.84 > |\tau_{5\%}|$. Từ đồ thị của chuỗi và cả kết quả kiểm định cho thấy hệ số chặn trong mô hình đều có ý nghĩa, chuỗi không có yếu tố xu thế.

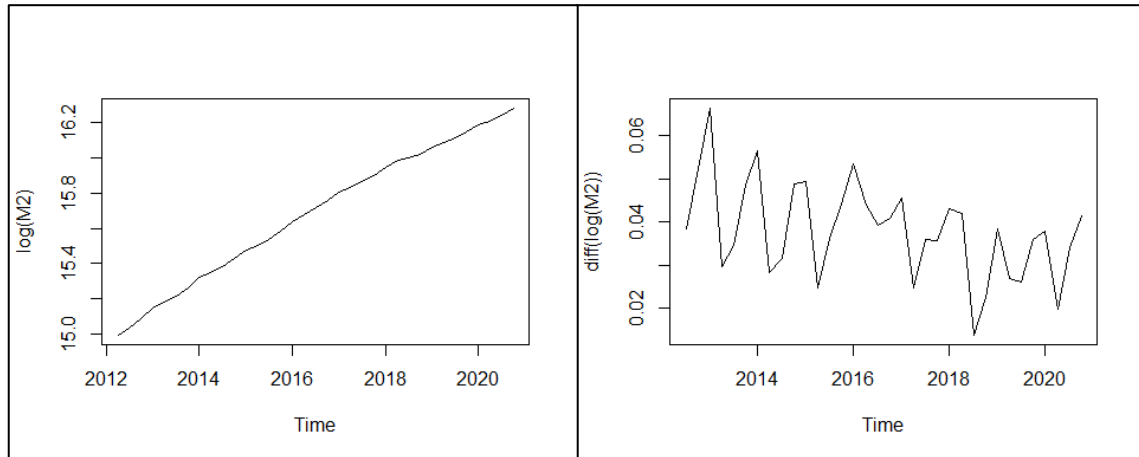


Hình 2 - Đồ thị chuỗi $\log(CPI)$

3.2.2. Kiểm định tính dừng cho chuỗi $\log(M2)$

Từ đồ thị của chuỗi $\log(M2)$ dễ thấy chuỗi này có yếu tố xu thế và không dừng.

Tiến hành kiểm định cho chuỗi sai phân bậc 1 của $\log(M2)$.



Hình 3 - Đồ thị chuỗi $\log(M2)$ và sai phân bậc 1 của nó

```
summary(ur.df(diff(log(M2)), type = c("trend"), selectlags="AIC"))
```

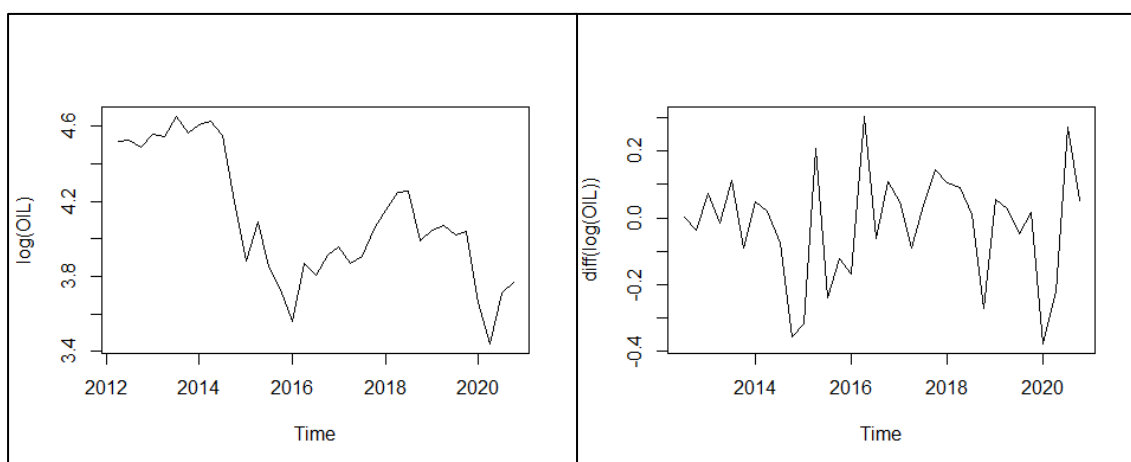
```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression trend
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0146269 -0.0066102  0.0004946  0.0074017  0.0159619
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0777093   0.0115232   6.744 2.54e-07 ***
## z.lag.1      -1.6464398   0.2275170  -7.237 7.07e-08 ***
## tt           -0.0000896   0.0002165  -4.138 0.000290 ***
## z.diff.lag    0.5911017   0.1555958   3.799 0.000718 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.008708 on 28 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.6715, Adjusted R-squared:  0.6363
## F-statistic: 19.08 on 3 and 28 DF, p-value: 6.155e-07
##
##
## Value of test-statistic is: -7.2366 17.6043 26.3763
```

```
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau3 -4.15 -3.50 -3.18
## phi2  7.02  5.13  4.31
## phi3  9.31  6.73  5.61
```

Bảng 2 - Kiểm định tính dừng cho chuỗi sai phân bậc 1 của $\log(M2)$

Giá trị $|\tau_{qs}| = 7.24 > |\tau_{\alpha}|$ với mọi mức ý nghĩa α , ngoài ra hệ số chặn cũng có ý nghĩa do giá trị p-value xấp xỉ 0. Tương tự với hệ số chặn, hệ số của yếu tố xu thế cũng có ý nghĩa trong mô hình tuy nhiên nó có giá trị xấp xỉ 0 nên có thể coi như không có yếu tố xu thế.

3.2.3. Kiểm định tính dừng cho chuỗi $\log(OIL)$



Hình 4 - Đồ thị chuỗi $\log(OIL)$ và sai phân bậc 1 của nó

Dễ thấy trên đồ thị chuỗi $\log(OIL)$ rằng trung bình của nó thay đổi qua các thời kỳ vậy nên chuỗi này không dừng, không có xu thế. Tiến hành kiểm định tính dừng cho chuỗi sai phân bậc 1 của chuỗi $\log(OIL)$.

```
summary(ur.df(diff(log(OIL)), type = c("trend"), selectlags="AIC"))

##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression trend
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.36054 -0.06231  0.04083  0.11215  0.31455
##
```

```
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0327807  0.0674598  -0.486 0.630799
## z.lag.1      -1.1484758  0.2779708  -4.132 0.000295 ***
## tt           0.0002997  0.0034172   0.088 0.930737
## z.diff.lag    0.1415120  0.1993596   0.710 0.483678
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.1775 on 28 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.5091, Adjusted R-squared:  0.4565
## F-statistic: 9.679 on 3 and 28 DF,  p-value: 0.0001505
##
##
## Value of test-statistic is: -4.1316 5.7528 8.6066
##
## Critical values for test statistics:
##           1pct  5pct 10pct
## tau3 -4.15 -3.50 -3.18
## phi2  7.02  5.13  4.31
## phi3  9.31  6.73  5.61
```

Bảng 3 - Kiểm định tính dừng cho chuỗi sai phân bậc 1 của log(OIL)

Giá trị $|\tau_{qs}| = 4.1316 > |\tau_{\alpha}|$ với mọi mức ý nghĩa α cho thấy chuỗi sai phân bậc 1 của log (OIL) đã dừng ở mọi mức ý nghĩa, bên cạnh đó mô hình không có hệ số chặn và yếu tố xu thế do hệ số của chúng trong mô hình đều không có ý nghĩa thống kê.

3.3. KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR

3.3.1. Lựa chọn trễ và ước lượng mô hình

Những biến được đưa vào để sử dụng trong mô hình VAR gồm ba biến là các sai phân bậc nhất của biến log(CPI), log (M2), log (OIL). Kí hiệu lần lượt là: $dlnCPI$, $dlnM2$, $dlnOIL$.

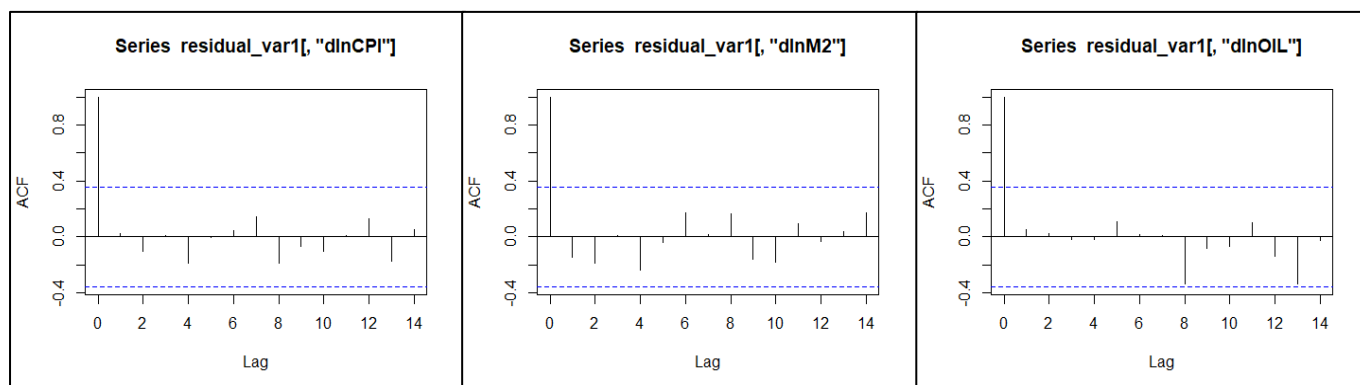
```
VARselect(Series1, lag.max = 20, type="const")

## $selection
## AIC(n)  HQ(n)  SC(n) FPE(n)
##      4      4      4      4
##
## $criteria
##           1           2           3      4      5      6      7
## 8      9
## AIC(n) -2.366814e+01 -2.360365e+01 -2.311911e+01 -Inf -Inf -Inf -Inf -
## Inf -Inf
## HQ(n)  -2.371885e+01 -2.369238e+01 -2.324587e+01 -Inf -Inf -Inf -Inf -
## Inf -Inf
## SC(n)  -2.312038e+01 -2.264506e+01 -2.174970e+01 -Inf -Inf -Inf -Inf -
## Inf -Inf
## FPE(n)  5.525481e-11  7.543058e-11  2.708253e-10  0  0  0  0
```


0	0											
##		10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
##	AIC(n)	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf
##	HQ(n)	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf
##	SC(n)	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf	-Inf
##	FPE(n)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Bảng 4 - Lựa chọn độ dài trễ p

Dựa theo các tiêu chuẩn AIC , HQ , SC , FPE ta chọn độ dài trễ là 4.



Hình 5 - Lược đồ tương quan của các phần dư

Từ các lược đồ tự tương quan ACF của phần dư ba biến dễ nhận ra chúng đều là những nhiễu trắng. Như vậy nhìn chung thì phần dư đã hết thông tin.

Giả thiết	p – value
H_0 : Không có quan hệ nhân quả giữa $dlnCPI$ và $dlnM2$, $dlnOIL$	0.005747
H_0 : Không có quan hệ nhân quả giữa $dlnM2$ và $dlnCPI$, $dlnOIL$	0.09796
H_0 : Không có quan hệ nhân quả giữa $dlnOIL$ và $dlnCPI$, $dlnM2$	0.008915

Bảng 5 - Kiểm định Granger

Kết quả kiểm định nhân quả Granger ở mức ý nghĩa 5% cho thấy:

- Có quan hệ nhân quả giữa biến $dlnCPI$ và $dlnM2$, $dlnOIL$. Trong đó $dlnCPI$ là nguyên nhân gây ra hai biến còn lại.
- Không có quan hệ nhân quả giữa biến $dlnM2$ và $dlnCPI$, $dlnOIL$. Tức là, $dlnM2$ không phải nguyên nhân gây ra $dlnCPI$ và $dlnOIL$.
- Có quan hệ nhân quả giữa biến $dlnOIL$ và $dlnCPI$, $dlnM2$. Trong đó $dlnOIL$ là nguyên nhân gây ra hai biến còn lại.

Tiến hành ước lượng mô hình VAR:

```
var1 = VAR(Series1, p=4,type = "const",ic = c("AIC"))
summary(var1)

##
## VAR Estimation Results:
## =====
## Endogenous variables: dlnCPI, dlnM2, dlnOIL
## Deterministic variables: const
## Sample size: 30
## Log Likelihood: 276.734
## Roots of the characteristic polynomial:
## 0.9863 0.9863 0.9082 0.9082 0.8869 0.8301 0.8301 0.7777 0.6796 0.6796
## 0.578 0.578
## Call:
## VAR(y = Series1, p = 4, type = "const", ic = c("AIC"))
##
##
## Estimation results for equation dlnCPI:
## =====
## dlnCPI = dlnCPI.l1 + dlnM2.l1 + dlnOIL.l1 + dlnCPI.l2 + dlnM2.l2 + dlnOIL.l2 + dlnCPI.l3 + dlnM2.l3 + dlnOIL.l3 + dlnCPI.l4 + dlnM2.l4 + dlnOIL.l4 + const
##
##               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## dlnCPI.l1 -0.6630453   0.2587019  -2.563   0.0202 *
## dlnM2.l1   0.0009939   0.0754498   0.013   0.9896
## dlnOIL.l1 -0.0026173   0.0045797  -0.571   0.5751
## dlnCPI.l2 -0.9012002   0.3146731  -2.864   0.0108 *
## dlnM2.l2   0.0735345   0.0798850   0.921   0.3702
## dlnOIL.l2  0.0072337   0.0053082   1.363   0.1907
## dlnCPI.l3 -0.5403276   0.3704706  -1.458   0.1629
## dlnM2.l3  -0.0798511   0.0818568  -0.975   0.3430
## dlnOIL.l3  0.0009776   0.0052638   0.186   0.8549
## dlnCPI.l4 -0.0685731   0.2275855  -0.301   0.7668
## dlnM2.l4  -0.0711984   0.0804594  -0.885   0.3886
## dlnOIL.l4 -0.0128359   0.0046637  -2.752   0.0136 *
## const      0.0025637   0.0039470   0.650   0.5247
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
## Residual standard error: 0.003031 on 17 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.6177, Adjusted R-squared: 0.3478
## F-statistic: 2.289 on 12 and 17 DF, p-value: 0.05797
##
##
## Estimation results for equation dlnM2:
## =====
## dlnM2 = dlnCPI.l1 + dlnM2.l1 + dlnOIL.l1 + dlnCPI.l2 + dlnM2.l2 + dlnOIL.l2 + dlnCPI.l3 + dlnM2.l3 + dlnOIL.l3 + dlnCPI.l4 + dlnM2.l4 + dlnOIL.l4 + const
##
```

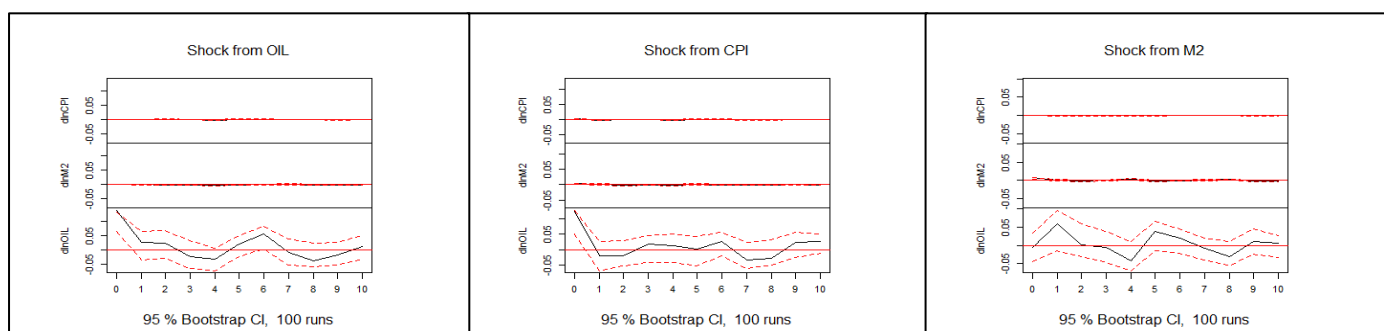


```
##          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## dlnCPI.l1  0.284308   0.742644   0.383   0.7066
## dlnM2.l1   0.084261   0.216590   0.389   0.7021
## dlnOIL.l1 -0.004568   0.013147  -0.347   0.7325
## dlnCPI.l2 -0.062749   0.903318  -0.069   0.9454
## dlnM2.l2  -0.065077   0.229322  -0.284   0.7800
## dlnOIL.l2 -0.004974   0.015238  -0.326   0.7481
## dlnCPI.l3 -0.138782   1.063494  -0.130   0.8977
## dlnM2.l3   0.082393   0.234983   0.351   0.7302
## dlnOIL.l3 -0.011493   0.015111  -0.761   0.4573
## dlnCPI.l4 -0.306531   0.653320  -0.469   0.6449
## dlnM2.l4   0.535258   0.230971   2.317   0.0332 *
## dlnOIL.l4 -0.021853   0.013388  -1.632   0.1210
## const      0.011456   0.011330   1.011   0.3261
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
## Residual standard error: 0.008702 on 17 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.5736, Adjusted R-squared: 0.2727
## F-statistic: 1.906 on 12 and 17 DF, p-value: 0.109
##
##
## Estimation results for equation dlnOIL:
## =====
## dlnOIL = dlnCPI.l1 + dlnM2.l1 + dlnOIL.l1 + dlnCPI.l2 + dlnM2.l2 + dln
OIL.l2 + dlnCPI.l3 + dlnM2.l3 + dlnOIL.l3 + dlnCPI.l4 + dlnM2.l4 + dlnOIL
.l4 + const
##
##          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## dlnCPI.l1 -24.23323   15.92914  -1.521   0.147
## dlnM2.l1    7.57849    4.64570   1.631   0.121
## dlnOIL.l1   0.19136    0.28199   0.679   0.507
## dlnCPI.l2 -27.07514   19.37547  -1.397   0.180
## dlnM2.l2   -1.73780    4.91878  -0.353   0.728
## dlnOIL.l2   0.09635    0.32684   0.295   0.772
## dlnCPI.l3  -7.18141   22.81112  -0.315   0.757
## dlnM2.l3    0.51151    5.04019   0.101   0.920
## dlnOIL.l3  -0.04108    0.32411  -0.127   0.901
## dlnCPI.l4   8.71270   14.01320   0.622   0.542
## dlnM2.l4  -5.59501    4.95416  -1.129   0.274
## dlnOIL.l4   0.01616    0.28716   0.056   0.956
## const     -0.04948    0.24303  -0.204   0.841
##
##
## Residual standard error: 0.1867 on 17 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.3343, Adjusted R-squared: -0.1355
## F-statistic: 0.7115 on 12 and 17 DF, p-value: 0.722
##
##
##
## Covariance matrix of residuals:
```

```
##          dlnCPI      dlnM2      dlnOIL
## dlnCPI 9.189e-06 1.126e-05 0.0003831
## dlnM2  1.126e-05 7.573e-05 0.0004307
## dlnOIL 3.831e-04 4.307e-04 0.0348393
##
## Correlation matrix of residuals:
##          dlnCPI      dlnM2      dlnOIL
## dlnCPI 1.0000 0.4269 0.6771
## dlnM2  0.4269 1.0000 0.2652
## dlnOIL 0.6771 0.2652 1.0000
```

Bảng 6 - Ước lượng mô hình VAR(4)

3.3.2. Hàm phản ứng IRF (Impulse Response Function)



Hình 6 - Đồ thị hàm phản ứng

Khi cú sốc xảy ra với CPI, tổng phương tiện thanh toán, giá dầu WTI thì chỉ số giá tiêu dùng CPI và tổng phương tiện thanh toán bị ảnh hưởng tương đối ít. Nhưng giá dầu WTI bị ảnh hưởng nặng nề nhất (được thể hiện rõ qua đồ thị hàm phản ứng). Cụ thể:

- + Khi cú sốc xảy ra với CPI, ngay tại thời kỳ đầu tiên nó làm giá dầu giảm mạnh lên mức cao nhất là xấp xỉ 0.145%, sau đó nó giảm mạnh và giữ xu thế tăng và dao động quanh 0.04%, ảnh hưởng của cú sốc với giá dầu WTI không có dấu hiệu tắt dần. Ngoài ra sau thời kỳ đầu tiên, cứ sau ba thời kỳ thì sự thay đổi của giá dầu WTI sẽ đạt đỉnh và giảm ngay vào thời kỳ tiếp theo.
- + Khi cú sốc xảy ra với tổng phương tiện thanh toán, tại thời kỳ đầu tiên nó làm giá dầu tăng thêm lên mức 0.059%, sau đó giảm mạnh và cứ 4 thời kỳ nó sẽ tăng trở lại tuy nhiên không nhiều. Ảnh hưởng của cú sốc với giá dầu WTI có dấu hiệu tắt dần.
- + Khi cú sốc xảy ra với chính nó, ngay thời kỳ đầu tiên phản trăm thay đổi giá dầu tăng mạnh lên mức hơn 0.13%, qua các thời kỳ nhìn chung là nó về mức cân bằng nhưng sự biến động giá vẫn mạnh và phức tạp hơn so với sự biến động giá dầu khi có cú sốc với CPI.

```
## Impulse response coefficients
## $dlnCPI
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 3.031391e-03 0.0037146120 0.126380226
## [2,] -2.337030e-03 0.0005975484 -0.021124738
## [3,] 6.090285e-05 -0.0015781417 -0.019234077
## [4,] 1.946378e-04 -0.0013820697 0.018023779
## [5,] -1.387826e-03 -0.0010352697 0.013125530
## [6,] 1.201326e-03 0.0010267448 0.002665066
## [7,] 8.449228e-04 -0.0002860299 0.026022938
## [8,] -9.173894e-04 -0.0012950512 -0.033099110
## [9,] -6.287137e-04 -0.0009108976 -0.028088018
## [10,] 3.836190e-04 -0.0001375354 0.024339548
## [11,] 1.733792e-04 -0.0003550279 0.026886031
##
##
## Lower Band, CI= 0.95
## $dlnCPI
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0015607530 -8.803786e-05 0.04950055
## [2,] -0.0027156625 -1.860229e-03 -0.07168193
## [3,] -0.0008462585 -3.596244e-03 -0.05673849
## [4,] -0.0007764797 -3.322667e-03 -0.02289064
## [5,] -0.0025156282 -3.725619e-03 -0.03194601
## [6,] -0.0003445978 -1.709587e-03 -0.03465546
## [7,] -0.0007847936 -2.078994e-03 -0.01445191
## [8,] -0.0019625263 -3.117613e-03 -0.06711120
## [9,] -0.0012735388 -2.561292e-03 -0.06482254
## [10,] -0.0009437960 -1.625984e-03 -0.02460555
## [11,] -0.0007677340 -1.772631e-03 -0.01444205
##
##
## Upper Band, CI= 0.95
## $dlnCPI
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0031557635 0.0054484542 0.14403232
## [2,] -0.0009909550 0.0025912049 0.04171553
## [3,] 0.0010049773 0.0005741994 0.02649232
## [4,] 0.0010922021 0.0014521909 0.05283036
## [5,] -0.0001479503 0.0012842684 0.04916658
## [6,] 0.0021519498 0.0034564636 0.04302010
## [7,] 0.0014921987 0.0013796831 0.06168455
## [8,] 0.0002840291 0.0008009351 0.01473887
## [9,] 0.0006624239 0.0009309224 0.02159651
## [10,] 0.0012632298 0.0021168291 0.05922861
## [11,] 0.0010651314 0.0011016575 0.05487204
```

Bảng 7 - Hàm phản ứng của chuỗi sai phân bậc 1 log(CPI)

```
## Impulse response coefficients
## $dlnM2
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.000000e+00 0.0078694258 -0.004922903
## [2,] 2.070610e-05 0.0006855761 0.058696317
## [3,] 3.763912e-04 -0.0006920997 0.001776360
## [4,] -4.317498e-04 0.0004076829 -0.005895409
## [5,] -5.807953e-04 0.0036499007 -0.042711175
## [6,] -7.309214e-05 -0.0006843428 0.038138062
## [7,] 6.264446e-04 -0.0006046788 0.019881982
## [8,] -1.196994e-04 0.0012473526 -0.007461284
## [9,] 9.455754e-05 0.0025867876 -0.030632178
## [10,] -5.408943e-04 -0.0011943589 0.009988422
## [11,] -8.260257e-05 -0.0010669852 0.006927308
##
##
## Lower Band, CI= 0.95
## $dlnM2
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0000000000 0.0033458558 -0.045585752
## [2,] -0.0007197425 -0.0015352898 -0.002844954
## [3,] -0.0010319338 -0.0028983494 -0.034805673
## [4,] -0.0012625524 -0.0018737639 -0.048098278
## [5,] -0.0015390132 0.0004206463 -0.084054099
## [6,] -0.0011891010 -0.0028655543 -0.017566840
## [7,] -0.0004549320 -0.0026537992 -0.022172450
## [8,] -0.0008400329 -0.0008034010 -0.037303969
## [9,] -0.0005435189 0.0001799899 -0.056950800
## [10,] -0.0012076443 -0.0023762798 -0.030048935
## [11,] -0.0008393730 -0.0026141976 -0.025692912
##
##
## Upper Band, CI= 0.95
## $dlnM2
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0000000000 0.0076839104 0.038980341
## [2,] 0.0008659636 0.0026102262 0.090073120
## [3,] 0.0012449870 0.0010378565 0.044488756
## [4,] 0.0006338865 0.0015560539 0.040210332
## [5,] 0.0006767635 0.0042584665 0.007178634
## [6,] 0.0007813099 0.0009526903 0.052590808
## [7,] 0.0017962814 0.0018776184 0.045250075
## [8,] 0.0006421310 0.0028019917 0.034504983
## [9,] 0.0009187482 0.0038149379 0.012439019
## [10,] 0.0002089503 0.0005844577 0.032388011
## [11,] 0.0008086980 0.0009781200 0.033831216
```

Bảng 8 - Hàm phản ứng của chuỗi sai phân bậc 1 log(M2)

```
## Impulse response coefficients
## $dlnoIL
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0000000000 0.0000000000 0.137270166
## [2,] -0.0003592742 -0.0006270420 0.026268440
## [3,] 0.0011618161 -0.0009577388 0.022207107
## [4,] -0.0002275318 -0.0014967471 -0.023454247
## [5,] -0.0022381675 -0.0035081575 -0.034571817
## [6,] 0.0006988564 -0.0018405825 0.018594225
## [7,] 0.0009181158 -0.0006768895 0.053709867
## [8,] 0.0004982542 0.0001421275 -0.009320234
## [9,] -0.0001599352 -0.0009830440 -0.038442611
## [10,] -0.0008453913 -0.0023530659 -0.018024634
## [11,] -0.0005947293 -0.0018588529 0.011070944
##
##
## Lower Band, CI= 0.95
## $dlnoIL
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0000000000 0.0000000000 0.06576068
## [2,] -0.0012315822 -0.003503552 -0.05286558
## [3,] -0.0001375859 -0.002402174 -0.03425464
## [4,] -0.0011215495 -0.003318708 -0.05576696
## [5,] -0.0028430237 -0.005008283 -0.08542802
## [6,] -0.0003815894 -0.004520155 -0.03714723
## [7,] -0.0003914875 -0.002302186 -0.00611006
## [8,] -0.0008694294 -0.002295300 -0.04538195
## [9,] -0.0008665512 -0.003295132 -0.07798687
## [10,] -0.0014841682 -0.004502244 -0.05335669
## [11,] -0.0013014620 -0.003166833 -0.04545721
##
##
## Upper Band, CI= 0.95
## $dlnoIL
##          dlnCPI          dlnM2          dlnOIL
## [1,] 0.0000000000 0.000000e+00 0.135367727
## [2,] 0.0007706046 2.343783e-03 0.069878989
## [3,] 0.0018258070 2.037475e-03 0.060383656
## [4,] 0.0008460902 1.311193e-03 0.029070028
## [5,] -0.0004666383 -3.426756e-05 0.003050616
## [6,] 0.0017957457 1.115244e-03 0.057670170
## [7,] 0.0015693582 2.711373e-03 0.081756934
## [8,] 0.0011536853 2.279381e-03 0.027287705
## [9,] 0.0012429469 1.933085e-03 0.027678647
## [10,] 0.0003159093 8.464852e-04 0.038705199
## [11,] 0.0004362679 7.692548e-04 0.039391658
```

Bảng 9 - Hàm phản ứng của chuỗi sai phân bậc 1 log(OIL)



3.3.3. Phân rã phương sai (Variance Decomposition)

Từ bảng kết quả phân rã phương sai nhận thấy rằng:

- Đối với độ biến động của CPI: qua 10 thời kỳ, tỉ lệ % giải thích cho độ biến động ở hiện tại của tốc độ tăng CPI ở các thời kỳ là giảm dần. Ở thời kỳ thứ 10, tốc độ tăng CPI giải thích được 66.32% độ biến động của chính nó ở hiện tại, trong khi đó phần trăm biến động giá dầu WTI cũng giải thích được hơn 29.15% sự biến động của CPI.
- Đối với biến động của tổng phương tiện thanh toán: tương tự với CPI về phần trăm giải thích cho độ biến động của chính nó ở hiện tại sau 10 thời kì. Nhưng tại thời kỳ thứ 10, hai biến còn lại có tỉ lệ phần trăm giải thích cho sự biến động của khối M_2 tương đối ngang nhau – lần lượt là 17.98% của biến động CPI và 16% của biến động giá dầu WTI.
- Đối với biến động của giá dầu WTI: Sau 10 thời kỳ, chính nó chỉ giải thích được 48.35% độ biến động của nó tại thời điểm ban đầu. Trong khi đó sự biến động CPI lại giải thích được tới gần 37% tuy nhiên phần trăm giải thích này có tỉ lệ giảm dần và phần trăm giải thích biến động của tổng phương tiện thanh toán lại tăng dần: tại thời điểm thứ 10 là xấp xỉ 15%.

## \$dlnCPI			
##	dlnCPI	dlnM2	dlnOIL
##	[1,]	1.0000000	0.000000e+00
##	[2,]	0.9912380	2.900723e-05
##	[3,]	0.9004043	8.730727e-03
##	[4,]	0.8876755	1.984720e-02
##	[5,]	0.6975439	2.794719e-02
##	[6,]	0.7011187	2.605331e-02
##	[7,]	0.6775622	3.838238e-02
##	[8,]	0.6808052	3.740881e-02
##	[9,]	0.6843159	3.716476e-02
##	[10,]	0.6631698	4.537758e-02
##			
## \$dlnM2			
##	dlnCPI	dlnM2	dlnOIL
##	[1,]	0.1822136	0.8177864
##	[2,]	0.1839643	0.8109258
##	[3,]	0.2059293	0.7778590
##	[4,]	0.2179224	0.7403782
##	[5,]	0.1754827	0.6827401
##	[6,]	0.1771317	0.6580390
##	[7,]	0.1764637	0.6560817
##	[8,]	0.1855861	0.6512975
##	[9,]	0.1798256	0.6602887
##	[10,]	0.1707583	0.6369449
##			
## \$dlnOIL			
##	dlnCPI	dlnM2	dlnOIL
##	[1,]	0.4584468	0.000695622
##	[2,]	0.4164857	0.088011640
##	[3,]	0.4167132	0.086197521
##	[4,]	0.4153968	0.085137749
##	[5,]	0.3894090	0.120113153
##	[6,]	0.3743276	0.146899598
##	[7,]	0.3582945	0.143190494
##	[8,]	0.3709806	0.140824103
##	[9,]	0.3636524	0.149743654
##	[10,]	0.3676542	0.148799077

Bảng 10 - Phân rã phương sai

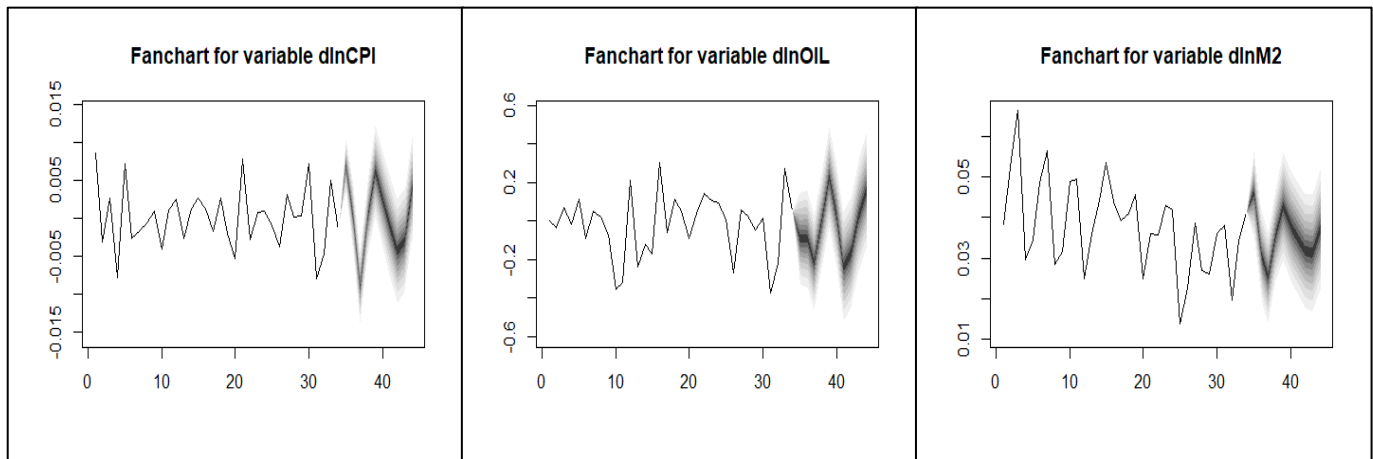
3.3.4. Phân tích kết quả ước lượng mô hình

Từ kết quả kiểm định nhân quả Granger ta có thể rút gọn được phương trình có biến phụ thuộc là $dlnM2$ trong mô hình VAR (mô hình VAR chỉ còn hai phương trình). Trong ngắn hạn ta thấy rằng sự thay đổi trong CPI (lạm phát) sẽ ảnh hưởng đến cả sự thay đổi trong giá dầu WTI và tổng phương tiện thanh toán, ngoài ra giá dầu WTI thay đổi cũng làm tỷ lệ lạm phát cũng thay đổi.

Từ kết quả hàm phản ứng cho thấy các cú sốc từ lạm phát và tổng phương tiện thanh toán sẽ làm giá dầu WTI có biến động mang tính chu kỳ tuy nhiên ảnh hưởng này sẽ tắt dần và giá dầu WTI sẽ có điều chỉnh dần về trạng thái cân bằng trong ngắn hạn.

Kết quả của kiểm định Granger một lần nữa được khẳng định tính chính xác – từ kết quả của bảng phân rã phương sai, qua các thời kỳ, sự biến động của chỉ số giá tiêu dùng CPI được giải thích bởi hai biến còn lại với tỷ lệ ngày càng tăng dần. Trong đó giá dầu WTI giải thích được một lượng lớn sự thay đổi trong CPI. Điều này cũng tương tự khi biến động giá dầu WTI được giải thích bởi tỷ lệ lạm phát.

3.4. DỰ BÁO



Hình 7 - Đồ thị dự báo mô hình VAR

## \$dlnCPI					
##		fcst	lower	upper	CI
##	[1,]	7.020458e-03	0.001079042	0.012961875	0.005941417
##	[2,]	-2.898372e-04	-0.007825011	0.007245337	0.007535174
##	[3,]	-9.186963e-03	-0.017094085	-0.001279840	0.007907122
##	[4,]	3.453515e-05	-0.007939364	0.008008434	0.007973899
##	[5,]	6.128547e-03	-0.003438122	0.015695215	0.009566668
##	[6,]	2.316057e-03	-0.007631896	0.012264010	0.009947953
##	[7,]	-9.522986e-04	-0.011269749	0.009365152	0.010317451
##	[8,]	-4.363180e-03	-0.014884182	0.006157822	0.010521002
##	[9,]	-3.025447e-03	-0.013624624	0.007573729	0.010599177
##	[10,]	4.002124e-03	-0.006804225	0.014808474	0.010806349
##					
## \$dlnM2					
##		fcst	lower	upper	CI
##	[1,]	0.04621349	0.029157722	0.06326925	0.01705576
##	[2,]	0.03071732	0.013524681	0.04790995	0.01719263
##	[3,]	0.02515523	0.007533717	0.04277674	0.01762151
##	[4,]	0.03579834	0.017712446	0.05388424	0.01808589
##	[5,]	0.04271164	0.021983172	0.06344011	0.02072847
##	[6,]	0.03785028	0.016671709	0.05902885	0.02117857
##	[7,]	0.03492612	0.013665569	0.05618666	0.02126055
##	[8,]	0.03173471	0.010182259	0.05328716	0.02155245
##	[9,]	0.03122497	0.008928948	0.05352100	0.02229603
##	[10,]	0.03705855	0.014168918	0.05994818	0.02288963
##					
## \$dlnOIL					
##		fcst	lower	upper	CI
##	[1,]	-0.0904452509	-0.4562782	0.2753877	0.3658329
##	[2,]	-0.0931250074	-0.4822696	0.2960196	0.3891446
##	[3,]	-0.2183708461	-0.6117679	0.1750262	0.3933970
##	[4,]	-0.0002819566	-0.3980958	0.3975319	0.3978139
##	[5,]	0.2276750463	-0.1852617	0.6406118	0.4129368
##	[6,]	0.0180157169	-0.4032439	0.4392753	0.4212596
##	[7,]	-0.2397647627	-0.6786967	0.1991672	0.4389319
##	[8,]	-0.1658537742	-0.6101704	0.2784629	0.4443167
##	[9,]	0.0271000382	-0.4308624	0.4850624	0.4579624
##	[10,]	0.1559213806	-0.3062870	0.6181298	0.4622084

Bảng 11 - Dự báo mô hình VAR



KẾT LUẬN

Đề án chuyên ngành đã chỉ ra bằng chứng thực nghiệm mối quan hệ của CPI, tổng phương tiện thanh toán, tỉ giá hối đoái USD/VNĐ và giá dầu WTI thông qua mô hình hồi quy chuỗi thời gian VAR và VECM.

Sự biến động của chỉ số giá tiêu dùng chính là tỉ lệ lạm phát. Dựa vào kết quả mô hình VAR ta thấy rằng: trong ngắn hạn tỉ lệ lạm phát sẽ ảnh hưởng rất lớn tới giá dầu WTI và tổng phương tiện thanh toán M_2 , ngoài ra tỉ lệ lạm phát và biến động giá dầu WTI cũng giải thích được nguyên nhân mà chính nó và tổng phương tiện thanh toán thay đổi. Bên cạnh đó, giá dầu WTI chịu ảnh hưởng mang tính chu kỳ khi có cú sốc xảy ra với tổng phương tiện thanh toán và ảnh hưởng này là tắt dần (nói cách khác, giá dầu WTI biến động mạnh là biểu hiện của hiện tượng lạm phát). Vậy nên việc cần xây dựng các kịch bản về giá dầu để đưa ra các dự báo chính xác hơn cũng như đảm bảo nguồn thu ngân sách và ổn định tâm lý thị trường là điều cần thiết.



TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. GS.TS Nguyễn Quang Dong, PGS.TS Nguyễn Thị Minh (2015). Giáo trình Kinh tế lượng, Nhà xuất bản Đại học Kinh tế Quốc dân.
2. Thu Hằng, N. and Thành, N., 2010. Các nhân tố vĩ mô quyết định lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010: các bằng chứng và thảo luận. pp.24-29.
3. Lack, C., 2006. Forecasting Swiss inflation using VAR models. pp.5-9.