

DỰ BÁO TỶ LỆ THẤT NGHIỆP TẠI VIỆT NAM

TS. Nguyễn Thị Việt Nga*

Tỷ lệ thất nghiệp là một vấn đề kinh tế vĩ mô lớn của thời đại chúng ta. Thất nghiệp làm gián đoạn cuộc sống và liên quan đến sự mất mát không thể phục hồi của sản lượng thực. Bài viết này nhằm mục đích mô hình hóa và dự báo sự phát triển của tỷ lệ thất nghiệp ở Việt Nam bằng mô hình ARIMA trên dữ liệu hàng năm trong giai đoạn từ năm 1991 đến 2018, số liệu cung cấp bởi World Bank. Nghiên cứu thực nghiệm cho thấy mô hình thích hợp nhất để mô hình hóa và dự báo tỷ lệ thất nghiệp trong giai đoạn này ở Việt Nam là ARIMA (0,1,1). Dự báo tỷ lệ thất nghiệp ở Việt Nam cho các năm 2019, 2020, 2021 lần lượt là 7,05%, 7,17% và 7,28%.

• Từ khóa: thất nghiệp, dự báo tỷ lệ.

Unemployment is a major macroeconomic problem of our time. Unemployment interrupted live and related to the irreversible loss of real output. This article is aimed at tissue visualize and forecast the development of the unemployment rate in Vietnam using ARIMA model on annual data from 1991 to 2018, data provided by World Bank. Empirical research shows that the most suitable model to model and forecast the unemployment rate in this period in Vietnam is ARIMA (0,1,1). The unemployment rate in Vietnam for 2019, 2020 and 2021 is expected to be 7.05%, 7.17% and 7.28%, respectively.

• Keywords: unemployment, rate forecast.

Ngày nhận bài: 4/10/2019

Ngày chuyển phân biên: 6/10/2019

Ngày nhận phản biện: 19/10/2019

Ngày chấp nhận đăng: 23/10/2019

1. Giới thiệu

Tỷ lệ thất nghiệp là một vấn đề kinh tế vĩ mô lớn của thời đại chúng ta (Lipsey & Chrystal, 1999). Thất nghiệp làm gián đoạn cuộc sống và liên quan đến sự mất mát không thể phục hồi của sản lượng thực. Trong tình hình nguồn cung lao động quá mức, người lao động sẽ khó tìm được việc làm và thất nghiệp sẽ ở mức cao (Furuoka, 2008). Furuoka đã nghiên cứu mối liên hệ giữa thất nghiệp và lạm phát ở Philipines bằng Mô hình hiệu chỉnh sai số (VECM). Thất nghiệp theo Bryne & Strobl (2001) và Adeyi (2012) vẫn

còn là cuộc tranh luận về mặt lý thuyết một cách đáng kể về nguyên nhân, hậu quả và giải pháp. Adeyi (2012) trình bày rằng các nhà kinh tế cổ điển và tân cổ điển cho rằng thất nghiệp là kết quả của sự can thiệp vào thị trường lao động từ bên ngoài và cơ chế thị trường là phương tiện đáng tin cậy để giải quyết vấn đề thất nghiệp. Các nhà kinh tế của Keynes nhấn mạnh bản chất của thất nghiệp và khuyến nghị các biện pháp can thiệp là giải pháp đặc biệt trong thời kỳ suy thoái. Msigwa & Kipeshya (2013) đã kiểm tra các yếu tố quyết định thất nghiệp trong độ tuổi thanh niên (như hệ thống giáo dục, thiếu kỹ năng trong kinh doanh, v.v...) ở Tanzania và đề xuất cách chuyển tiếp (như chính phủ và các nhà hoạch định chính sách nên xem xét luật pháp và quy định thị trường việc làm để thúc đẩy quá trình chuyển đổi suôn sẻ của thanh niên từ giáo dục sang thị trường việc làm) để giảm bớt vấn đề thất nghiệp. Vodopivec (2009) đã xem xét và đề nghị bảo hiểm thất nghiệp là một chương trình hỗ trợ thu nhập công cộng chung cho người thất nghiệp ở các nước đang phát triển. Ejikeme (2014) đã nghiên cứu về tình trạng thất nghiệp và nghèo đói ở Nigeria vì nó liên quan đến sự bất an quốc gia. Aminu et al. (2003) tiết lộ thực tế rằng tỷ lệ thất nghiệp, nghèo đói, tham nhũng và lạm phát ở Nigeria là đáng báo động mặc dù chính phủ đã nỗ lực để giảm bớt chúng; Bula (2014) đã nghiên cứu mối quan hệ giữa lạm phát, việc làm và tăng trưởng kinh tế ở Nigeria từ năm 1970 đến 2012. Bula khuyến nghị cần cải thiện sự hiểu biết về mối quan hệ giữa thất

* Học viện Tài chính

nghiệp và tăng trưởng để đảm bảo tăng trưởng tạo ra độ co giãn việc làm tích cực và đáng kể.

Tại Việt Nam, thất nghiệp cũng là một vấn đề lớn gây khó khăn cho nền kinh tế, đó là lý do tại sao nhiều nghiên cứu đã được điều chỉnh theo hướng giải quyết vấn đề thất nghiệp ở Việt Nam. Do đó, mục đích của bài viết này là dự báo tỷ lệ thất nghiệp bằng mô hình ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) ở Việt Nam trong các năm 2019, 2020, 2021 từ bộ dữ liệu về tỷ lệ thất nghiệp trong giai đoạn từ năm 1991 đến 2018 với giả định rằng tỷ lệ thất nghiệp hiện tại phụ thuộc vào tỷ lệ thất nghiệp của năm trước. Ngoài ra, để khuyến nghị làm thế nào tỷ lệ thất nghiệp có thể được kiểm chế ở Việt Nam.

2. Dữ liệu nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là tỷ lệ thất nghiệp tại Việt Nam đo trên tỷ lệ thất nghiệp trong tổng số lực lượng lao động độ tuổi từ 15 đến 24 (đơn vị tính là %), do tổ chức lao động quốc tế ILO cung cấp, trên trang web của Ngân hàng Thế giới <https://www.worldbank.org/>.

Bảng 1: Dữ liệu nghiên cứu

Năm	Tỷ lệ thất nghiệp	Năm	Tỷ lệ thất nghiệp
1991	3,863	2005	5,124
1992	3,862	2006	5,528
1993	3,793	2007	5,671
1994	3,886	2008	6,085
1995	3,928	2009	4,371
1996	3,946	2010	3,361
1997	5,481	2011	3,156
1998	4,626	2012	3,540
1999	4,702	2013	4,257
2000	4,564	2014	4,605
2001	5,407	2015	6,266
2002	4,406	2016	6,692
2003	4,638	2017	6,986
2004	4,479	2018	6,945

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình ARMA của Box-Jenkins là sự kết hợp giữa các mô hình AR (Tự hồi quy) và MA (Trung bình trượt) như sau:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} - \alpha_1 u_{t-1} - \alpha_2 u_{t-2} - \dots - \alpha_q u_{t-q} + u_t \quad (1)$$

Phương pháp của Box-Jenkins bao gồm các thủ tục sau:

- Thiết lập sự ổn định của chuỗi thời gian: Hàm tự tương quan (ACF) cũng như các kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1979) và Phillips-Perron (1988) được sử dụng để kiểm tra tính dừng của các chuỗi thời gian.

- Nhận dạng mô hình của mô hình ARMA(p, q): Để xác định thứ tự của ARMA (p, q), chúng ta sử dụng mẫu của hàm tự tương quan (ACF) và hàm tự tương quan riêng phần (PACF) của chuỗi tính. Hai phần này được dùng để đề xuất mô hình chúng ta nên xây dựng. Tham số p của toán tử tự hồi quy được xác định bởi hệ số tự tương quan riêng phần và tham số q của toán tử trung bình trượt được chỉ định bởi hệ số tự tương quan. Trong thực tế, tác giả sử dụng các giới hạn $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ cho các mức ý nghĩa của hai hàm, vì vậy chúng tôi sẽ có một số mô hình ARIMA (a, b), trong đó $0 \leq a \leq p$, $0 \leq b \leq q$. Để lựa chọn mô hình tối ưu, tác giả sử dụng các tiêu chuẩn của Akaike (AIC) và Schwartz (SIC).

- Ước lượng mô hình: Việc kiểm định sự tồn tại của các nhiễu trắng trong mô hình ARIMA đòi hỏi một quá trình lặp phi tuyến trong việc ước lượng các tham số. Phương pháp ước lượng hợp lý tối đa được xem là kỹ thuật phù hợp trong tình huống này.

- Kiểm định mô hình: Mục đích của việc kiểm định mô hình là để xem mô hình có phù hợp và có ý nghĩa thống kê hay không, tức là nó có phù hợp với bộ số liệu đã sử dụng hay không. Box và Jenkins đưa ra thủ tục kiểm định mô hình ARIMA là kiểm định tính ngẫu nhiên của phần dư, tức là kiểm tra xem phần dư từ mô hình ARIMA đã ước lượng phải đảm bảo là nhiễu trắng và không có tương quan với nhau.

- Dự báo: Một trong những lý do chính của việc phân tích các mô hình chuỗi thời gian là dự báo. Độ chính xác của các dự báo phụ thuộc vào sai số dự báo. Ngoài ra, một số biện pháp thống kê được sử dụng cho mục đích này, chẳng hạn như sai số của bình phương trung bình (root mean squared error - RMSE), sai số tuyệt đối trung bình (Mean Absolute Error - MAE), sai số phần trăm tuyệt đối trung bình (Mean Absolute Percentage Error - MAPE) và hệ số bất đẳng thức (Inequality Coefficient) của Theil (U).

Sau đó, giá trị dự báo sau một giai đoạn có điều kiện trên tất cả các thông tin theo thời gian t , được đưa ra tại thời điểm $t+k$, như sau:

$$y_{t+k} = (\beta_1 + 2)y_{t+k-1} - (1+2\beta_1)y_{t+k-2} + \beta_1 y_{t+k-3} + \alpha_1 \varepsilon_{t+k-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3. Kết quả thực nghiệm

3.1. Kiểm định tính dừng của chuỗi số liệu

Hình 1 và 2 biểu thị biểu đồ tương quan của chuỗi giá trị tỷ lệ thất nghiệp (được ký hiệu là TYLE_TN) với mô hình trễ đến bậc 12 cho chuỗi ban đầu và cho chuỗi sai phân bậc nhất.

Hình 1. Biểu đồ tương quan của chuỗi tỷ lệ thất nghiệp đến trễ bậc 12

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.697	0.697	15.108	0.000
		2 0.367	-0.231	19.452	0.000
		3 -0.018	-0.352	19.463	0.000
		4 -0.282	-0.115	22.254	0.000
		5 -0.405	-0.045	28.235	0.000
		6 -0.380	-0.019	33.734	0.000
		7 -0.160	0.220	34.755	0.000
		8 0.017	-0.082	34.767	0.000
		9 0.167	-0.022	35.998	0.000
		10 0.201	-0.022	37.878	0.000
		11 0.119	-0.117	38.582	0.000
		12 -0.026	-0.073	38.616	0.000

Hình 2. Biểu đồ tương quan của chuỗi sai phân bậc nhất của tỷ lệ thất nghiệp đến trễ bậc 12

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.029	0.029	0.0262	0.871
		2 0.146	0.146	0.6969	0.706
		3 -0.235	-0.248	2.4915	0.477
		4 -0.073	-0.080	2.6740	0.614
		5 -0.301	-0.243	5.8971	0.316
		6 -0.227	-0.283	7.8194	0.252
		7 0.111	0.178	8.3028	0.307
		8 0.039	-0.042	8.3660	0.399
		9 0.094	-0.110	8.7544	0.460
		10 0.038	0.017	8.8194	0.549
		11 0.127	-0.002	9.6043	0.566
		12 -0.102	-0.121	10.147	0.603

Từ Hình 1, chúng ta có thể kết luận rằng các hệ số của tự tương quan (ACF) bắt đầu với giá trị cao và giảm dần một cách chậm chạp, điều này chứng tỏ rằng chuỗi này là không dừng. Ngoài ra, giá trị thống kê Q của Ljung-Box (1978) ở các độ trễ đến bậc thứ 12 có giá trị xác suất rất bé là 0,000 nhỏ hơn 0,05, vì vậy chúng ta bác bỏ giả thuyết ban đầu rằng chuỗi tỷ lệ thất nghiệp là dừng, tức là chuỗi tỷ lệ thất nghiệp TYLE_TN là

không dừng. Vì vậy, chúng ta thử lấy sai phân bậc nhất và kiểm định tính dừng của chuỗi sai phân bậc nhất.

Từ Hình 2, chúng ta có thể kết luận rằng thống kê Q của Ljung-Box ở các độ trễ đến bậc thứ 12 có giá trị xác suất lớn hơn 0,05, vì vậy chúng ta không thể bác bỏ giả thuyết ban đầu rằng chuỗi sai phân bậc nhất của tỷ lệ thất nghiệp là dừng, hay chuỗi sai phân bậc nhất của chuỗi tỷ lệ thất nghiệp là dừng. Kết quả kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) trên chuỗi tỷ lệ thất nghiệp và chuỗi sai phân bậc nhất của chuỗi tỷ lệ thất nghiệp được trình bày trong Bảng 2.

Các kết quả trong Bảng 2 cho thấy chuỗi tỷ lệ thất nghiệp không dừng, những chuỗi sai phân bậc nhất của tỷ lệ thất nghiệp là dừng chuỗi dừng. Do đó, đối với mô hình ARIMA(p, d, q) trong bài viết này, chúng ta sẽ có giá trị $d = 1$.

3.2. Xác định mô hình

Chúng ta có thể sử dụng biểu đồ tương quan như trong Hình 1 để xác định mô hình ARMA (p, q), tức là các giá trị của tham số p và q . Như đã được đề cập ở trên, mô hình AR(p) có PACF dừng ở độ trễ p và MA (q) có ACF dừng ở độ trễ q . Trong thực hành, $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ là các giới hạn của hai hàm. Chúng ta sẽ tìm trong các mô hình ARMA (a, b), với $0 \leq a \leq p, 0 \leq b \leq q$ để tìm một mô hình tối ưu. Để làm điều này, chúng ta sẽ sử dụng các tiêu chuẩn AIC và SIC được tính toán một cách tự động cho mỗi mô hình ước lượng được. Giới hạn cho cả hai hàm (ACF, PACF) là $\pm \frac{2}{\sqrt{34}} \approx \pm 0,343$. Từ Hình 1 và Hình 2, hàm ACF bị cắt ở độ trễ 1 ($q = 1$) và hàm PACF bị cắt ở độ trễ 0 ($p = 0$). Do đó, mô hình tối ưu là ARMA (0,1,1). Do chuỗi sai phân bậc nhất của tỷ lệ thất nghiệp là dừng nên chúng ta đã có $d = 1$, tức là mô hình ARIMA ở đây sẽ là mô hình ARIMA (0,1,1).

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng của các chuỗi ban đầu và chuỗi sai phân

Null Hypothesis: TYLE_TN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)			Null Hypothesis: D(TYLE_TN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.275798	0.6257	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.754574	0.0008
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.699871		1% level	-3.711457
	5% level	-2.976263		5% level	-2.981038
	10% level	-2.627420		10% level	-2.629906

3.3. Ước lượng mô hình

Sau đó, chúng ta có thể tiến hành ước lượng mô hình nhận được từ bước trên. Bảng 3 dưới đây trình bày kết quả ước lượng mô hình.

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình ARIMA(0,1,1)

Dependent Variable: D(TYLE_TN)
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Sample: 1992 2018
 Included observations: 27
 Convergence achieved after 6 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.040156	0.191432	0.209769	0.8355
SIGMASQ	0.498893	0.115375	4.324093	0.0002

R-squared	-0.024367	Mean dependent var	0.114148
Adjusted R-squared	-0.065341	S.D. dependent var	0.711166
S.E. of regression	0.734033	Akaike info criterion	2.290721
Sum squared resid	13.47010	Schwarz criterion	2.386709
Log likelihood	-28.92473	Hannan-Quinn criter.	2.319263
Durbin-Watson stat	1.981915		

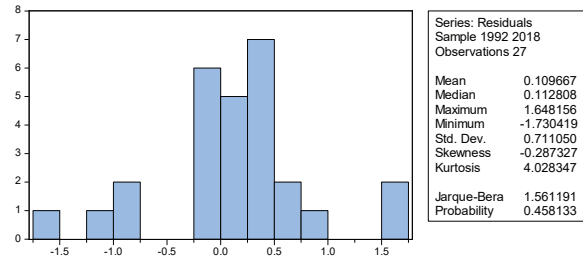
Inverted MA Roots	
	-.04

Kết quả trong Bảng 3 cho thấy hệ số hồi quy của MA(1) không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Các kỹ thuật phi tuyến tính được sử dụng bởi Eviews, bao gồm một quá trình lặp được hội tụ sau 12 lần lặp. Nghịch đảo của các nghiệm của phương trình đặc trưng MA là -0,04, nằm bên trong vòng tròn đơn vị biểu thị trạng thái ổn định của mô hình. Trong Hình 3, nghịch đảo các nghiệm của đa thức đặc trưng MA thể hiện sự ổn định của mô hình ARIMA.

3.4. Kiểm định mô hình

Các thủ tục cần thiết để kiểm định mô hình là kiểm định xem mô hình có chấp nhận được không, các hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê hay không, phần dư phải không mắc khuyết tật tự tương quan và tuân theo phân phối chuẩn. Để kiểm tra tính tự tương quan, chúng ta sử dụng giá trị thống kê Q của Ljung-Box (1978) và kiểm tra tính phân phối chuẩn, chúng ta sử dụng kiểm định Jarque-Bera (JB) (1980). Các hình dưới đây thể hiện cho kết quả kiểm định tính tự tương quan và tính phân phối chuẩn của phần dư của mô hình ARIMA(0,1,1).

Hình 4. Biểu đồ phân phối của phần dư của mô hình ARIMA(0,1,1)



Hình 5. Biểu đồ tương quan bình phương phần dư của mô hình ARIMA (0,1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.049	0.049	0.0715	0.789
		2	-0.264	-0.267	2.2497	0.325
		3	-0.243	-0.231	4.1815	0.243
		4	-0.044	-0.113	4.2461	0.374
		5	0.002	-0.142	4.2463	0.515
		6	0.165	0.073	5.2608	0.511
		7	0.016	-0.062	5.2705	0.627
		8	-0.054	-0.026	5.3885	0.715
		9	-0.179	-0.166	6.7787	0.660
		10	-0.116	-0.169	7.3934	0.688
		11	0.074	-0.042	7.6635	0.743
		12	0.274	0.122	11.572	0.481

Hình 4 cho thấy phần dư của mô hình ARIMA(0,1,1) tuân theo phân phối chuẩn. Hơn nữa, Hình 5 cho thấy giá trị thống kê Q của Ljung-Box cho tất cả 12 bậc trễ đều có giá trị xác suất lớn hơn 0,05 nên không thể bác bỏ giả thuyết ban đầu rằng phần dư không mắc khuyết tật tự tương quan, tức là với mức ý nghĩa 5%, có thể cho rằng phần dư của mô hình ARIMA(0,1,1) không mắc khuyết tật tự tương quan.

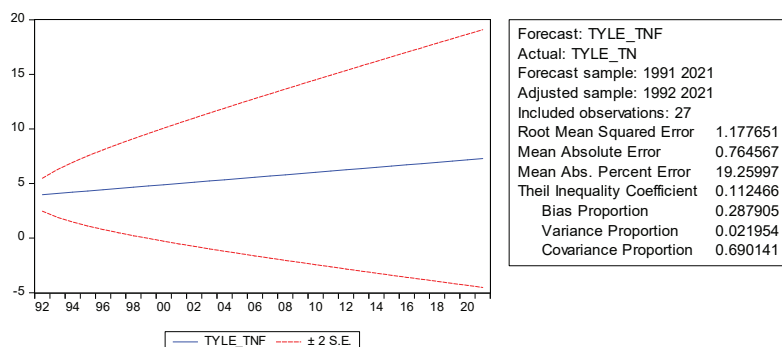
Các kiểm định này ủng hộ việc cho rằng mô hình ARIMA(0,1,1) có thể chấp nhận được và có thể sử dụng để dự báo.

4. Dự báo

Trong Hình 6, tác giả trình bày tiêu chuẩn đánh giá chất lượng dự báo của mô hình ARIMA(0,1,1).

Các kết quả trong Hình 6 cho thấy các hệ số bất đẳng thức của Theil có giá trị $U = 0,112$, nghĩa là mô hình của chúng ta có khả năng dự báo tốt. Bảng 4 sau đây tổng kết các kết quả dự báo tỷ lệ thất nghiệp của Việt Nam các năm 2019, 2020 và 2021.

Hình 6. Kiểm định tính chính xác của kết quả dự báo của mô hình ARIMA(0,1,1)



Bảng 4: Dự báo tỷ lệ thất nghiệp nhờ mô hình ARIMA(0,1,1)

Năm	2019	2020	2021
Tỷ lệ thất nghiệp	7,05%	7,17%	7,28%

Kết luận

Trong bài viết này, sử dụng kỹ thuật Box - Jenkins, tác giả đã thực hiện dự báo tỷ lệ thất nghiệp của Việt Nam trong ba năm tới nhờ mô hình ARIMA. Sau khi kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu về tỷ lệ thất nghiệp, tác giả tìm xem mô hình ARIMA(p, d, q) nào là phù hợp. Lược đồ tương quan tương ứng giúp lựa chọn p và q để khớp với dữ liệu được nghiên cứu. Mô hình ARIMA(0,1,1) giúp dự báo tỷ lệ thất nghiệp cho các năm 2019, 2020 và 2021 lần lượt là 7,05%, 7,17% và 7,28%. Các kết quả dự báo cho thấy vấn đề thất nghiệp có xu hướng gia tăng. Tỷ lệ thất nghiệp cao đồng nghĩa với Tổng sản phẩm quốc nội (GDP) thấp, các nguồn lực con người không được sử dụng, bỏ phí cơ hội sản xuất thêm sản phẩm và dịch vụ.

Thất nghiệp còn có nghĩa là sản xuất ít hơn. Giảm tính hiệu quả của sản xuất theo quy mô. Thất nghiệp dẫn đến nhu cầu xã hội giảm. Hàng hóa và dịch vụ không có người tiêu dùng, cơ hội kinh doanh ít ỏi, chất lượng sản phẩm và giá cả tụt giảm. Hơn nữa, tình trạng thất nghiệp cao đưa đến nhu cầu tiêu dùng ít đi so với khi nhiều việc làm, do đó mà cơ hội đầu tư cũng ít hơn.

Một tỷ lệ thất nghiệp vừa phải sẽ giúp cả người lao động và chủ sử dụng lao động. Người lao động có thể tìm những cơ hội việc làm khác phù hợp với khả năng, mong muốn và điều kiện cư trú. Về phía giới chủ, tình trạng thất nghiệp giúp họ tìm được người lao động phù hợp, tăng sự trung thành của người lao động. Do đó, ở một chừng mực nào đó, thất nghiệp đưa đến tăng năng suất lao động và tăng lợi nhuận. Căn cứ vào kết quả này, các nhà hoạch định chính sách có thêm một kênh tham khảo để có những quyết định đúng đắn.

Tài liệu tham khảo:

- Adeyi, E. O.(2012), "Unemployment and Inflation in Nigeria: An Empirical Investigation", *Economic Dynamics & Policies*, 85 - 88.
- Aminu. U.;Manu,D.; El-Maude, J. G.& Kabiru, M. Y.(2013), "Relationship between crime level, unemployment, poverty, corruption and inflation in Nigeria (An empirical analysis)", *Glo. Adv. Res. J. Mgt. Bus. Stud.*, 2(8): 411422.
- Bula, Y. B.(2014), "The Relationship between Inflation, Employment and Economic Growth in Nigeria: 19702012".M.Sc Thesis, Ahmadu Bello University, Zaria.
- Byrne, D.& Strobl, E.(2001), "Defining Unemployment in Developing Countries: The Case of Trinidad and Tobago", *CREDIT Research Paper No. 01/09, University of Nottingham*.
- Ejikeme, J. N.(2014), "Unemployment and poverty in Nigeria: A link to national insecurity", *Global J. Politics & Law Res.*, 2(1): 19 - 35.
- Furuoka, F.(2008), "Unemployment and inflation in the Philippines", *Philippine J. Dev.*,XXXV(1): 93 - 106.
- Lipsey, R. G.& Chrystal, K. A.(1999), *Principles of Economics*, 9th edn. Oxford University Press, United States. pp. 529 - 544.
- Ljung, G. M.& Box, G. E. P.(1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 69: 297 - 303.
- Msigwa, R.& Kipesha, E. R.(2013), "Determinants of youth unemployment in developing countries: Evidence from Tanzania", *J. Eco. & Sust. Dev.*, 4(14): 67 - 76.
- Vodopivec, M.(2009), "Introducing Unemployment Insurance to Developing Countries", *SP Discussion Paper No. 0907. The World Bank*.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75(2), 335-346.