

Authors' contribution

Wkład autorów:

- A. Study design/planning
zaplanowanie badań
- B. Data collection/entry
zebranie danych
- C. Data analysis/statistics
dane – analiza i statystyki
- D. Data interpretation
interpretacja danych
- E. Preparation of manuscript
przygotowanie artykułu
- F. Literature analysis/search
wyszukiwanie i analiza
literatury
- G. Funds collection
zebranie funduszy

ORIGINAL ARTICLE

JEL Code: E31, E24, C50

Submitted: March 2024

Accepted: December 2024

Tables: 5

Figures: 2

References: 36

ORYGINALNY ARTYKUŁ
NAUKOWY

Klasyfikacja JEL: E31, E24, C50

Zgłoszony: marzec 2024

Zaakceptowany: grudzień
2024

Tabele: 5

Rysunki: 2

Literatura: 36

IMPACT OF FLUCTUATIONS IN INFLATION RATE ON UNEMPLOYMENT IN ALGERIA: A SVAR APPROACH

WPŁYW WAHAŃ STOPY INFLACJI NA BEZROBOCIE W ALGERII: PODEJŚCIE SVAR

Dekkiche Djamel^{1(A,B,C,D,E,FG)}, Cherayett Fairouz^{2(A,B,C,D,E,FG)}

¹Tebessa University, Algeria

¹Uniwersytet w Tebessie, Algieria

²Oran Graduate School of Economics, Algeria

²Wyższa Szkoła Ekonomiczna w Oranie, Algieria

Citation: Djamel, D., Fairouz, C. (2024). Impact of fluctuations in inflation rate on unemployment in Algeria: a SVAR approach / Wpływ wahań stopy inflacji na bezrobocie w Algierii: podejście SVAR. *Economic and Regional Studies*, 17(4), 640-661. <https://doi.org/10.2478/ers-2024-0035>

Abstract

Subject and purpose of work: This article aims to analyze the relationship between inflation rates (INF) and unemployment rates (UR) in the Algerian economy during the period 1970-2021 by studying the extent to which the unemployment rate responds to shocks and structural changes that occur at the level of the inflation rate.

Materials and methods: Use the structural VAR (SVAR) approach, based on RStudio output.

Results: The estimation results provide strong evidence in favor of the VAR (SVAR) approach.

Conclusions: The application of Impulse-Response Functions (IRFs) and analysis of variance (ANOVA) reveals that the occurrence of a structural shock in the inflation rate (INF) by one standard deviation leads to a positive effect on the unemployment rate (UNEM) at the beginning of the first period, and then it gradually decreases to become almost nonexistent. Therefore, the improvement in Consumer Price Index (CPI) leads to the absorption and reduction of unemployment rates (UR) to achieve stability and confirm the existence of the Phillips curve.

Keywords: INF, UNEM, IRFs, SVAR model, Algerian economy

Streszczenie

Przedmiot i cel pracy: Artykuł ma na celu analizę związku między stopami inflacji (IR) a stopami bezrobocia (UR) w gospodarce Algierii w latach 1970-2021 poprzez zbadanie zakresu, w jakim stopa bezrobocia reaguje na wstrząsy i zmiany strukturalne zachodzące na poziomie stopy inflacji.

Materiały i metody: Zbadanie zakresu, w jakim stopa bezrobocia reaguje na wstrząsy i zmiany strukturalne zachodzące na poziomie stopy inflacji, przy użyciu podejścia strukturalnego VAR (SVAR), opartego na danych wyjściowych RStudio.

Wyniki: Wyniki estymacji dostarczają dowodów na korzyść podejścia VAR (SVAR).

Wnioski: Zastosowanie funkcji odpowiedzi na impuls (IRF) i analizy wariancji (ANOVA) ujawnia, że wystąpienie szoku strukturalnego w stopie inflacji (INF) o jedno odchylenie standardowe prowadzi do pozytywnego wpływu na stopę bezrobocia (UNEM) na początku pierwszego okresu, a następnie stopniowo maleje, aż prawie nie istnieje. Dlatego poprawa Indeksu Cen Konsumpcyjnych (CPI) prowadzi do absorpcji i redukcji UR w celu osiągnięcia stabilności i potwierdzenia istnienia krzywej Phillipsa.

Słowa kluczowe: INF, UNEM, IRFs, model SVAR, gospodarka Algierii

Address for correspondence / Adres korespondencyjny: Dekkiche Djamel (ORCID: 0000-0002-1463-4413; dekkiche27@hotmail.fr), Tebessa University, Algeria; dr Cherayett Fairouz (ORCID: 0000-0002-2207-8103; fairouz12cherayett@gmail.com), Oran Graduate School of Economics, Algeria.

Journal included in: AgEcon Search; AGRO; Arianta; Baidu Scholar; BazEkon; Cabell's Journalytics; CABI; CNKI Scholar; CNPIEC - cnpLINKer; Dimensions; DOAJ; EBSCO; ERIH PLUS; ExLibris; Google Scholar; Index Copernicus International; J-Gate; JournalTOCs; KESLI-NDSL; MIAR; MyScienceWork; Naver Academic; Naviga (Softweco); Polish Ministry of Science and Higher Education; QOAM; ReadCube, Research Papers in Economics (RePEc); SCILIT; Scite; Semantic Scholar; Sherpa/RoMEO; TDNet; Ulrich's Periodicals Directory/ulrichsweb; WanFang Data; WorldCat (OCLC); X-MOL.

Copyright: © 2024, Dekkiche Djamel, Cherayett Fairouz. Publisher: John Paul II University in Biła Podlaska, Poland.

Introduction

After World War II, Western European countries restored their economy, but the problem of inflation began to emerge at a time when unemployment rates declined. Hence, attention was paid to studying the relationship between unemployment-inflation and the Phillips curve, which expresses the trade-off between the two phenomena. The Phillips curve became an essential tool for studying economic policies from the 1960s until the inflationary stagnation in the 1970s, strengthening doubts about the Phillips curve and its collapse and increasing the controversy over the tool. Some developing countries have successfully reduced inflation and addressed unemployment problems. However, countries have not succeeded in achieving macroeconomic stability and sustainable growth. This is mainly due to the goal of stabilization policies on price stability, although real stability – not price stability – is defined as economic certainty and the lack of swings and crises throughout a given time period, not just price stability. It involves GDP growth and a reduction in unemployment and inflation, while maintaining an overall balance of payments or macroeconomic equilibrium. This is important to attract investment and achieve sustainable development.

The dichotomy of inflation-unemployment (Gabriel, 2022) is one of the most important dichotomies of economic stability as a global goal set by decision-makers and economic policymakers both in developing and developed countries, as the sharp decline in the indicators of economic stability may have a reflection on the social and economic conditions, and this is what creates a situation from uncertainty and causes political instability, hence the importance of studying inflation-unemployment as a case to know the causes of imbalance and economic instability. By reviewing the economic literature regarding the two variables and the correlation between them, Phillips preceded many thinkers who dealt with the inverse relationship between the unemployment rate and the inflation rate, such as Henry Thornton (1752) (Thornton and Hayek, 2018), David Hume (1805), (Rotwein, 2006) and John Law (1720), the works of Thomas Attwood and John Stuart Mill that appeared in the Roaring Twenties in which they recognized the stable trade-off between inflation and unemployment. The exponent Irving Fisher pointed out in 1926 in his statistical study of unemployment and price changes, which is limited to monthly data for the years 1915-25 in the USA, that the direction of causality is from inflation to unemployment, since high inflation raises profits and provides an incentive to increase production, and thus employment and unemployment are affected. He confirmed a correlation between unemployment and inflation and no correlation between unemployment and price changes, which has no relation with employment. The important shortcoming in Fisher's study is that the correlation coefficient of 51% is applied to the period 1915-25. However, his scheme extends back to 1903, and during this period, unemployment was the same fluctuation over

Wstęp

Po II wojnie światowej kraje Europy Zachodniej odbudowały swoją gospodarkę, ale problem inflacji zaczął pojawiać się w czasie, gdy stopa bezrobocia spadała. W związku z tym zwrócono uwagę na badanie relacji między bezrobociem a inflacją i krzywą Phillipsa, która wyraża kompromis między tymi dwoma zjawiskami. Krzywa Phillipsa stała się podstawowym narzędziem do badania polityki gospodarczej od lat 60. do stagnacji inflacyjnej w latach 70., wzmacniając wątpliwości co do krzywej Phillipsa i jej załamania oraz zwiększając kontrowersje wokół tego narzędzia. Niektóre kraje rozwijające się z powodzeniem zmniejszyły inflację i rozwiązały problemy związane z bezrobociem. Krajom tym nie udało się jednak osiągnąć stabilności makroekonomicznej i zrównoważonego wzrostu. Wynika to głównie z tego, że celem polityki stabilizacyjnej jest stabilność cen, chociaż rzeczywistość stabilność – a nie stabilność cen – jest definiowana jako pewność gospodarcza oraz brak wahań i kryzysów w danym okresie, a nie tylko stabilność cen. Obejmuje ona wzrost PKB oraz spadek bezrobocia i inflacji przy jednoczesnym utrzymaniu ogólnej równowagi w bilansie płatniczym lub równowagi makroekonomicznej.

Jest to ważne dla przyciągnięcia inwestycji i osiągnięcia zrównoważonego rozwoju. Dychotomia inflacja-bezrobocie (Gabriel, 2022) jest jedną z najważniejszych dychotomii stabilności gospodarczej jako globalnego celu wyznaczonego przez decydentów i decydentów gospodarczych zarówno w krajach rozwijających się, jak i rozwiniętych, ponieważ gwałtowny spadek wskaźników stabilności gospodarczej może mieć odzwierciedlenie w warunkach społecznych i gospodarczych, a to właśnie stwarza sytuację niepewności i powoduje niestabilność polityczną, stąd znaczenie badania inflacji-bezrobocia jako przypadku, aby poznać przyczyny braku równowagi i niestabilności gospodarczej. Przeglądając literaturę ekonomiczną dotyczącą tych dwóch zmiennych i korelacji między nimi, Phillips wyprzedził wielu myślicieli, którzy zajmowali się odwrotną zależnością między stopą bezrobocia a stopą inflacji, takich jak Henry Thornton (1752) (Thornton i Hayek, 2018), David Hume (1805) (Rotwein, 2006) i John Law (1720), prace Thomasa Attwooda i Johna Stuarta Milla, które pojawiły się w latach dwudziestych, uznali stabilny kompromis między inflacją a bezrobociem. Eksponent Irving Fisher wskazał w 1926 r. w swoim badaniu statystycznym bezrobocia i zmian cen, ograniczonym do miesięcznych danych za lata 1915-25 w USA, kierunek przyczynowości jest od inflacji do bezrobocia, ponieważ wysoka inflacja podnosi zyski i stanowi zachętę do zwiększenia produkcji, a tym samym wpływa na zatrudnienie i bezrobocie. Potwierdził korelację między bezrobociem a inflacją i brak korelacji między bezro-

a peris correlation between unemployment and inflation and from 1903 to 1915, but the change in the rate of inflation was much less, which means that the relationship is unstable (Aguir, 2016). After that, there were different successive studies on the relationship between the variables of interest, and therefore the inflation rate is one of the most important macroeconomic variables and one of the main three indicators of economic stability. It is a term commonly used in various theoretical and experimental studies, as it is a relatively long problem that all underdeveloped, emerging, and developed economies suffer from. Instability often expresses it, utility, variability, risk, and uncertainty (Santomero and Seater, 1978). The tangible rise in general price levels (Wolf, 2005) output volatility was perceived mainly as a fleeting business cycle phenomenon of secondary concern for longer-term development objectives. Theoretical advances have since melded short-term and long-term fluctuations into a single framework, while a growing body of research suggests that higher volatility is causally associated with lower growth. Volatility has hence assumed a more central role in the development debate. This chapter introduces some of the themes taken up in more depth in later chapters. As a background to the discussion, Figures 1.1 through 1.7 illustrate some core linkages for a broad sample of countries. Figure 1.1 plots the volatility of GDP per capita growth (measured as the standard deviation of the growth rate) has led some countries to maintain the full employment level, based on the measures set for its calculation or on the costs of subsidies and high social wages (such as unemployment compensation) that have purchasing power without contributing to production, in addition to leniency in allowing currency in circulation higher than the real output (Gardner, 1961). Monetary policy cannot fully fix inflation or the output lag; i.e., central banks can improve transparency and accountability by setting not only the inflation target, but also the frequency of the output lag volatility relative to changes in the inflation volatility, and also the possibility that the central banks can better achieve the inflation target in the long run. The best compromise between inflation and output lag stabilization is by engaging in expectation targeting, where the bank selects the possible combination of inflation and output lag expectations, reducing the loss function and price plan for the corresponding instrument and setting the instrument price accordingly. Forecast targeting means that the tool responds to all information that most influences inflation expectations and the output lag, so it cannot be expressed in terms of a simple tool rule, such as the Taylor rule. As for unemployment, the International Labor Organization (World Employment and Social Outlook – Trends, 2020) defines the unemployed as being an economically active population who do not have a job, but are available and are seeking work, including people who have lost their jobs and left work. Algeria is among the countries that suffer from an ever increasing unemployment rate and inflation rate (Sehli and Roqiya, 2021) and the failure to reconcile despite

bociem a zmianami cen, które nie mają związku z zatrudnieniem. Istotną wadą badania Fishera jest to, że współczynnik korelacji wynoszący 51% odnosi się do okresu 1915-25. Jednak jego schemat sięga 1903r., a w tym okresie bezrobocie podlegało takim samym wahaniom w okresie korelacji między bezrobociem a inflacją i od 1903r. do 1915r., ale zmiana stopy inflacji była znacznie mniejsza, co oznacza, że związek jest niestabilny (Aguir, 2016). Następnie przeprowadzono różne kolejne badania dotyczące związku między zmiennymi będącymi przedmiotem zainteresowania, a zatem stopa inflacji jest jedną z najważniejszych zmiennych makroekonomicznych i jednym z trzech głównych wskaźników stabilności gospodarczej. Jest to termin powszechnie używany w różnych badaniach teoretycznych i eksperymentalnych, ponieważ jest to stosunkowo długi problem, z którym borykają się wszystkie słabo rozwinięte, wschodzące i rozwinięte gospodarki. Niestabilność często wyraża użyteczność, zmienność, ryzyko i niepewność (Santomero i Seater, 1978). Namacalny wzrost ogólnego poziomu cen (Wolf, 2005) doprowadził niektóre kraje do utrzymania poziomu pełnego zatrudnienia, w oparciu o środki ustalone do jego obliczenia lub koszty dotacji i wysokich wynagrodzeń socjalnych (takich jak odszkodowania dla bezrobotnych), które mają siłę nabywczą bez przyczyniania się do produkcji, oprócz pobłażliwości w dopuszczaniu waluty w obiegu wyższej niż rzeczywista produkcja (Gardner, 1961). Polityka pieniężna nie może w pełni naprawić inflacji lub opóźnienia produkcji; tj. banki centralne mogą poprawić przejrzystość i odpowiedzialność, ustalając nie tylko cel inflacyjny, ale także częstotliwość zmienności opóźnienia produkcji w stosunku do zmian zmienności inflacji, a także możliwość, że banki centralne mogą lepiej osiągnąć cel inflacyjny w dłuższej perspektywie. Najlepszym kompromisem między stabilizacją inflacji i opóźnienia produkcji jest zaangażowanie się w ukierunkowanie na oczekiwania, w którym bank wybiera możliwą kombinację oczekiwań inflacyjnych i opóźnienia produkcji, zmniejszając funkcję straty i plan cenowy dla odpowiedniego instrumentu i odpowiednio ustalając cenę instrumentu. Celowanie w prognozy oznacza, że narzędzie reaguje na wszystkie informacje, które mają największy wpływ na oczekiwania inflacyjne i opóźnienie produkcji, więc nie można go wyrazić w kategoriach prostej reguły narzędziowej, takiej jak reguła Taylora. Jeśli chodzi o bezrobocie, Międzynarodowa Organizacja Pracy (World Employment and Social Outlook – Trends, 2020) definiuje bezrobotnych jako osoby aktywne zawodowo, które nie mają pracy, ale są dostępne i poszukują pracy, w tym osoby, które straciły pracę i odeszły z pracy. Algieria jest jednym z krajów, które cierpią z powodu stale rosnącej stopy bezrobocia i stopy inflacji (Sehli i Roqiya, 2021) oraz braku pogodzenia się pomimo podejmowanych przez

the state's attempts to implement economic policies and reforms over the years, especially with its dependence on oil exports by more than 95% (Ouki, 2019), which made it more vulnerable to economic imbalances imposed by recent sharp fluctuations in fuel prices.

On the basis of the foregoing, the study problem can be addressed by asking the following question.

What is the impact of inflation rate fluctuations on unemployment rates in the Algerian economy during the period 1970-2021?

The importance of the present research lies in identifying the impact of fluctuations in the rates of inflation on the unemployment rates in Algeria during the period 1970-2021 due to the fact that the issue of unemployment and inflation and the relationship between them is a vast topic;

Within this paper, various theories and previous empirical studies on unemployment and inflation are identified utilizing the descriptive approach, measuring the relationship between them and identifying the impact of inflation rates with its structural changes on unemployment during the period 1970-2021, applying the experimental approach by using various advanced standard methods in RStudio.

In line with these objectives, this document was divided into three sections:

- (i) Previous Experimental Studies: A survey of research undertaken by diverse researchers on topics important to the study;
- (ii) Introduction to SVAR Methodology: An investigation into the SVAR (Structural Vector Autoregression) methodology, theories, and mathematical linkages;
- (iii) Econometric Analysis: An empirical study that explores the link between inflation and unemployment in Algeria from 1970 to 2021, attempting to understand the nature of their interaction using the SVAR model;

Previous empirical studies

There have been many studies on the relationship between the macroeconomic variables, inflation and unemployment, with the multiplicity of the researchers' orientations and objectives in their studies. They differed among themselves on various points, such as studying one of the variables separately from the others or the difference in the case study and its period.

Popescu and Diaconu (2022) show that there is an inverse relationship between the inflation rate and the unemployment rate in the G7 states, which lends credence to the Phillips model over the short term (Pham i Sala, 2022) examines the connections between the rates of inflation and unemployment, two important macroeconomic variables, as well as their asymmetries and concludes its effects on the crucial trade-off between the two. They discover more connections overall between prices (58.28%) and unemployment (41.81%). Krulický et al. (2022) determine the Phillips

państwo prób wdrożenia polityki gospodarczej i reform na przestrzeni lat, zwłaszcza przy uzależnieniu od eksportu ropy naftowej o ponad 95% (Ouki, 2019), co uczyniło ją bardziej podatną na nierównowagę gospodarczą narzuconą przez niedawne gwałtowne wahania cen paliw.

Na podstawie powyższego problem badawczy można rozwiązać, zadając następujące pytanie. Jaki jest wpływ wahań stopy inflacji na stopę bezrobocia w gospodarce Algierii w latach 1970-2021?

Znaczenie niniejszego badania polega na określeniu wpływu wahań stóp inflacji na stopy bezrobocia w Algierii w latach 1970-2021, ponieważ kwestia bezrobocia i inflacji oraz relacji między nimi jest obszernym tematem; W niniejszym dokumencie zidentyfikowano różne teorie i wcześniejsze badania empiryczne dotyczące bezrobocia i inflacji, wykorzystując podejście opisowe, mierząc związek między nimi i identyfikując wpływ stóp inflacji wraz z jej zmianami strukturalnymi na bezrobocie w latach 1970-2021, stosując podejście eksperymentalne przy użyciu różnych zaawansowanych standardowych metod w RStudio.

Zgodnie z tymi celami, niniejszy dokument został podzielony na trzy sekcje:

- (i) Poprzednie badania eksperymentalne: Przegląd badań podjętych przez różnych badaczy na tematy ważne dla badania;
- (ii) Wprowadzenie do metodologii SVAR: Badanie metodologii SVAR (Structural Vector Autoregression), teorii i powiązań matematycznych;
- (iii) Analiza ekonometryczna: Badanie empiryczne, które bada związek między inflacją a bezrobociem w Algierii w latach 1970-2021, próbując zrozumieć naturę ich interakcji przy użyciu modelu SVAR.

Poprzednie badania empiryczne

Przeprowadzono wiele badań nad związkiem między zmiennymi makroekonomicznymi, inflacją i bezrobociem, przy czym badacze kierowali się różnymi orientacjami i celami w swoich badaniach. Różnili się oni między sobą w różnych kwestiach, takich jak badanie jednej ze zmiennych oddzielnie od innych lub różnica w studium przypadku i jego okresie.

Popescu i Diaconu (2022) pokazują, że istnieje odwrotna zależność między stopą inflacji a stopą bezrobocia w państwach G7, co uwiarygodnia model Phillipsa w krótkim okresie (Pham i Sala, 2022) bada powiązania między stopami inflacji i bezrobocia, dwiema ważnymi zmiennymi makroekonomicznymi, a także ich asymetrię i wnioskuje o ich wpływie na kluczowy kompromis między nimi. Odkrywają więcej powiązań między cenami (58,28%) a bezrobociem (41,81%). Krulický i in. (2022) określają kształt krzywej Phillipsa dla Republiki Czeskiej od 2000 r.

curve's form for the Czech Republic from 2000 to the present and contrast it with its original shape. They learn how the Czech Republic's short-term Phillips curve looks and discover that it differs from the original (Daniel et al., 2021). Examining the Reasons behind Nigeria's Inflation and Joblessness, the authors intend to evaluate the sources of inflation and unemployment in Nigeria and explore the viability of Philip's curve hypotheses. According to the analysis, there is no discernible connection between unemployment and inflation in Nigeria. According to the study, the problems of inflation and unemployment are caused by inefficiencies in both monetary and fiscal policies, in the same way, by using the autoregressive distributed lag (ARDL) bounds testing method, (Abu, 2019) investigates the Phillips curve theory (the idea that inflation and unemployment are linked) and its stability in Nigeria from 1980 to 2016. The findings of the ARDL bounds test, FMOLS, DOLS, static OLS, and CCR estimations indicate that there is a trade-off relationship between the variables, with increased unemployment resulting in lower inflation in the long run. The research suggests measures to reduce inflation and unemployment.

According to Korkmaz i Abdullazade (2020), unemployment and undesirable challenges for economies. The Granger causality test indicates that there is unidirectional causality from the inflation rate to the unemployment rate (Korkmaz i Abdullazade, 2020). According to the study findings, putting inflation under control in the G6 countries has become a top priority (Muhammad et al., 2020). Test the existence of the Phillips curve in Pakistan. The authors suggest that between 2001 and 2005, unemployment's Phillips curve rate showed a falling trend, while inflation showed an upward trend. Increased inflation leads to a lower unemployment rate, which increases employment opportunities in the country. Qin (2020) use the Vector Autoregression (VAR) approach to examine the robustness of the Phillips curve in the US economy. The results of the Granger-causal test suggest that historical unemployment data is useful for improving inflation projections. With a longer prediction horizon, unemployment shocks have a greater impact on the inflation forecast error variance. Bokhari (2020) look into the trade-off link between inflation and unemployment in the Kingdom of Saudi Arabia from 1988 to 2017. The authors utilized the cointegration and error correction techniques to determine the equilibrium relations in the long-run and short-run, as well as the direction of causality between the two phenomena. The findings show that there was no convincing evidence of a short-term trade-off between unemployment and inflation in the Saudi economy.

Based (Uddin, 2013), they conducted an empirical analysis to examine the relationship between unemployment rates and inflation rates in the case

do chwili obecnej i porównują go z jej pierwotnym kształtem. Dowiadują się, jak wygląda krótkoterminowa krzywa Phillipsa w Czechach i odkrywają, że różni się ona od oryginału (Daniel i in., 2021). Badając przyczyny inflacji i bezrobocia w Nigerii, autorzy zamierzają ocenić źródła inflacji i bezrobocia w Nigerii oraz zbadać wykonalność hipotez krzywej Philipa. Zgodnie z przeprowadzoną analizą, nie ma zauważalnego związku między bezrobociem a inflacją w Nigerii. Według badania, problemy z inflacją i bezrobociem są spowodowane nieefektywnością zarówno polityki pieniężnej, jak i fiskalnej, w ten sam sposób, przy użyciu metody testowania granic autoregresyjnego rozproszonego opóźnienia (ARDL), (Abu, 2019) bada teorię krzywej Phillipsa (pomysł, że inflacja i bezrobocie są ze sobą powiązane) i jej stabilność w Nigerii w latach 1980-2016. Wyniki testu granicznego ARDL, FMOLS, DOLS, statycznego OLS i estymacji CCR wskazują, że istnieje związek trade-off między zmiennymi, przy czym wzrost bezrobocia skutkuje niższą inflacją w długim okresie. Badania sugerują środki mające na celu zmniejszenie inflacji i bezrobocia.

Według Korkmaz i Abdullazade (2020), bezrobocie i niepożądane wyzwania dla gospodarek. Test przyczynowości Grangera wskazuje, że istnieje jednokierunkowa przyczynowość od stopy inflacji do stopy bezrobocia (Korkmaz i Abdullazade, 2020). Zgodnie z wynikami badania, kontrolowanie inflacji w krajach G6 stało się najwyższym priorytetem. Muhammad (2020) testują istnienie krzywej Phillipsa w Pakistanie. Autorzy sugerują, że w latach 2001-2005 wskaźnik krzywej Phillipsa bezrobocia wykazywał tendencję spadkową, podczas gdy inflacja wykazywała tendencję wzrostową. Zwiększona inflacja prowadzi do niższej stopy bezrobocia, co zwiększa możliwości zatrudnienia w kraju. Qin (2020) wykorzystuje podejście wektorowej autoregresji (VAR) do zbadania odporności krzywej Phillipsa w gospodarce USA. Wyniki testu Grangera sugerują, że historyczne dane dotyczące bezrobocia są przydatne do poprawy prognoz inflacyjnych. Przy dłuższym horyzoncie prognozy szoki bezrobocia mają większy wpływ na wariancję błędu prognozy inflacji. Bokhari (2020) przyjrzał się powiązaniu między inflacją a bezrobociem w Królestwie Arabii Saudyjskiej w latach 1988-2017. Autorzy wykorzystali techniki kointegracji i korekty błędów w celu określenia relacji równowagi w długim i krótkim okresie, a także kierunku przyczynowości między tymi dwoma zjawiskami. Wyniki pokazują, że nie ma przekonujących dowodów na krótkoterminowy kompromis między bezrobociem a inflacją w gospodarce saudyjskiej.

Na podstawie (Uddin, 2013) przeprowadzili analizę empiryczną w celu zbadania związku między stopami bezrobocia a stopami inflacji w przypadku Malezji, wykorzystując analizę modelu korekty błędem (ECM)

of Malaysia, using the error correction model (ECM) analysis to test the Phillips curve hypothesis from 1975-2004. The study revealed evidence of an inverse inflation-unemployment trade-off relationship in Malaysia. Johansen's cointegration test results have revealed that there exists an inverse relationship between the two variables in the short and long run. The two researchers Furuoka and Munir (2014) have checked the presence of the Phillips curve (PC), where the inflation target was introduced in Sweden after 1993, to show that the relationship still exists and to estimate the slope of the curve related to the relationship between inflation and unemployment. The thesis proves the validity of PC in Sweden during the time series 1996-2019. Among the three regressions conducted in the thesis, all show a negative relationship consistent with PC, as the thesis also found the causal loop in the regression conducted, proving the economic theory. As a result of this relationship, the approach emphasized the importance of this relationship, which made economists offer different interpretations. Therefore, reviewing the viewpoints of different economic scholars in relation to this topic is of great importance. The scholars concluded that the relationship between unemployment and inflation is, in essence, a relationship resulting from the impact of monetary policy, as the changes in this policy push these two variables in opposite directions so that monetary expansion leads to an increase in output, employment and price changes (Sköld and Tesfay, 2020), which is what the researcher (Aguir, 2016; Mankiw, 2005) tried. In this context, the notion of PC as a policy tool was first advanced in 1960 by Paul Samuelson and Robert Solow (Hall and Hart, 2010), which helped create the periphery that allowed inflation to accelerate during the 1960s. However, one of the paradoxes mentioned in this study is that the scholars did not estimate their PC and instead included a hand-drawn PC to fit the United States data for the period of 25 years from 1934-1958, which prompted both scholars to estimate PC using the econometric techniques that were available at that time, where both the Composite CPI (CCPI) and the WPI as measures of inflation while estimating the PC were used. They were also the fact that compared each of the original curve and the two curves estimated for the same period (Hall and Hart, 2010), to analyze inflation targeting in emerging economies and monetary policies in order to achieve economic growth; and thus, reach stability by analyzing the efficiency and performance of inflation targeting in emerging economies in times of crisis. The study concluded that there is a significant difference in inflation performance with macroeconomic performance in an economic environment characterized by a global financial crisis and that these crises are generally attributed solely to the choice of monetary policy, aside from

do przetestowania hipotezy krzywej Phillipsa w latach 1975-2004. Badanie ujawniło dowody na odwrotną zależność między inflacją a bezrobociem w Malezji. Wyniki testu kointegracji Johansena wykazały, że istnieje odwrotna zależność między tymi dwiema zmiennymi w krótkim i długim okresie. Dwóch badaczy Furuoka i Munir (2014) sprawdziło obecność krzywej Phillipsa (PC), gdzie cel inflacyjny został wprowadzony w Szwecji po 1993 roku, aby wykazać, że związek nadal istnieje i oszacować nachylenie krzywej związanej z relacją między inflacją a bezrobociem. Teza dowodzi ważności PC w Szwecji w szeregu czasowym 1996-2019. Spośród trzech regresji przeprowadzonych w pracy, wszystkie wykazują ujemny związek zgodny z PC, ponieważ w pracy znaleziono również pętlę przyczynową w przeprowadzonej regresji, udowadniając teorię ekonomiczną. W wyniku tego związku podejście podkreśliło znaczenie tego związku, co sprawiło, że ekonomiści zaproponowali różne interpretacje. Dlatego też przegląd punktów widzenia różnych badaczy ekonomicznych w odniesieniu do tego tematu ma ogromne znaczenie. Naukowcy doszli do wniosku, że związek między bezrobociem a inflacją jest w istocie związkiem wynikającym z wpływu polityki pieniężnej, ponieważ zmiany w tej polityce popychają te dwie zmienne w przeciwnych kierunkach, tak że ekspansja monetarna prowadzi do wzrostu produkcji, zatrudnienia i zmian cen (Sköld i Tesfay, 2020), co próbował badacz (Aguir, 2016; Mankiw, 2005). W tym kontekście pojęcie PC jako narzędzia polityki zostało po raz pierwszy rozwinięte w 1960 r. przez Paula Samuelsona i Roberta Solowa (Hall i Hart, 2010), co pomogło stworzyć peryferia, które pozwoliły na przyspieszenie inflacji w latach 60-tych. Jednak jednym z paradoksów wspomnianych w tym badaniu jest to, że naukowcy nie oszacowali swojego PC i zamiast tego uwzględnili ręcznie narysowany PC, aby dopasować go do danych Stanów Zjednoczonych za okres 25 lat od 1934-1958, co skłoniło obu naukowców do oszacowania PC przy użyciu technik ekonometrycznych, które były dostępne w tym czasie, gdzie zarówno Composite CPI (CCPI), jak i WPI jako miary inflacji podczas szacowania PC zostały wykorzystane. Porównano również każdą z oryginalnych krzywych i dwie krzywe oszacowane dla tego samego okresu (Hall i Hart, 2010), aby przeanalizować inflację docelową w gospodarkach wschodzących i politykę pieniężną w celu osiągnięcia wzrostu gospodarczego, a tym samym osiągnąć stabilność poprzez analizę skuteczności i wydajności inflacji docelowej w gospodarkach wschodzących w czasach kryzysu. W badaniu stwierdzono, że istnieje znacząca różnica w wynikach inflacji i wynikach makroekonomicznych w środowisku gospodarczym charakteryzującym się globalnym kryzysem finansowym oraz że kryzysy te są generalnie przypisywane wyłącznie wyborowi polityki pieniężnej, poza bezrobociem. Ba-

unemployment. The study also found that there are factors that affect the reciprocal relationship between unemployment and inflation, the most important of which are the changes that occur in import prices and exchange rates, in addition to economic crises.

Structural vector autoregression (SVAR) methodology

Structural models or otherwise known as equation models are multivariate models and equations. The structural vector autoregression model (SVAR hereafter) is a multivariate linear representation of an observation vector on its lag times and (possibly) other variables as a trend or constant (Apergis et al., 2021). SVAR makes explicit determination assumptions to isolate estimates of special agents' policy and/or behavior and its effects on the economy while maintaining the model. The model has been used to document the impact of money on production and others.

Autoregressive vector modeling is a statistical theoretical modeling, as the economic model goes beyond economic theories in modeling the dynamic movements of the economic variables under study, in which the structural parameters are undefined without additional information, which is often external and not included in the data list. It is a model in the form of simultaneous equations that is distinguished by imposing constraints and implications derived from economic theory.

The autoregressive model takes the following mathematical formula:

$$AY_t = \Theta_0 + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{p-t} + \varepsilon_t \quad (\text{Equation 1})$$

The formula can be written in general form (Lange et al., 2021) as follows:

$$AY_t = \Theta_0 + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{p-t} + \varepsilon_t \quad (\text{Equation 2})$$

There are many methods for identifying structural shocks that need to be studied in an economic or macroeconomic model (Ravnik and Zilic, 2011). Among these methods, we find the following.

Short-Run restrictions

One common method to disentangle structural shocks from micro shocks (Prediction Errors – PE) is to mechanically 'correct' the reduced-form errors. This can be achieved by forming a reduced triangular matrix with a positive principal diameter based on Cholesky's analysis of the variance-covariance matrix of reduced-form shocks. The distinguishing feature of the orthogonality of variance-correlation parameters is that the resulting structural model is iterative, meaning, for example, we impose a particular causal chain that

danie wykazało również, że istnieją czynniki, które wpływają na wzajemną relację między bezrobociem a inflacją, z których najważniejszymi są zmiany cen importowych i kursów walutowych, a także kryzysy gospodarcze.

Metodologia wektorowej autoregresji strukturalnej (SVAR)

Modele strukturalne lub inaczej znane jako modele równań są modelami i równaniami wielowymiarowymi. Strukturalny model autoregresji wektorowej (dalej SVAR) jest wielowymiarową liniową reprezentacją wektora obserwacji na jego opóźnieniach i (ewentualnie) innych zmiennych jako trendu lub stałej (Apergis i in., 2021). SVAR przyjmuje wyraźne założenia dotyczące determinacji, aby wyodrębnić szacunki dotyczące polityki i/lub zachowania agentów specjalnych oraz ich wpływu na gospodarkę przy jednoczesnym zachowaniu modelu. Model ten został wykorzystany do udokumentowania wpływu pieniądza na produkcję i inne.

Autoregresyjne modelowanie wektorowe jest statystycznym modelowaniem teoretycznym, ponieważ model ekonomiczny wykracza poza teorie ekonomiczne w modelowaniu dynamicznych ruchów badanych zmiennych ekonomicznych, w których parametry strukturalne są niezdefiniowane bez dodatkowych informacji, które często są zewnętrzne i nie są zawarte w wykazie danych. Jest to model w postaci równań symultanicznych, który wyróżnia się nakładaniem ograniczeń i implikacji wywodzących się z teorii ekonomii.

Model autoregresyjny przyjmuje następującą formułę matematyczną:

$$AY_t = \Theta_0 + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{p-t} + \varepsilon_t \quad (\text{Równanie 1})$$

Wzór ten można zapisać w formie ogólnej (Lange i in., 2021) w następujący sposób:

$$AY_t = A_1^* Y_{t-1} + \dots + A_p^* Y_{p-t} + \beta \varepsilon_t \quad (\text{Równanie 2})$$

Istnieje wiele metod identyfikacji szoków strukturalnych, które należy zbadać w modelu ekonomicznym lub makroekonomicznym (Ravnik i Zilic, 2011). Wśród tych metod znajdują się następujące.

Ograniczenia krótkoterminowe

Jedną z powszechnych metod oddzielania wstrząsów strukturalnych od mikrowstrząsów (Prediction Errors – PE) jest mechaniczne „korygowanie” błędów zredukowanych. Można to osiągnąć poprzez utworzenie zredukowanej macierzy trójkątnej o dodatniej średnicy głównej w oparciu o analizę Cholesky'ego macierzy wariancji-kowariancji szoków o zredukowanej formie. Cechą wyróżniającą ortogonalność parametrów wariancji-korelacji jest to, że wynikowy model strukturalny jest iteracyjny, co oznacza na przy-

can be justified on economic grounds. Therefore, unless we can develop a convincing rationale for a particular recursive arrangement, the resulting VAR pulse responses, variance analyzes, and historical analyzes are meaningless from an economic point of view.

Not all structural VAR models have a recursive structure, as a series of studies suggest structural models that are defined by short-run non-recursive restrictions.

Information delays

Information may not be immediately available because data is only released infrequently, which allows us to exclude immediate variables, and for this reason, it can be assumed that economic data are orthogonal, for instance, to simultaneous market movements and shocks.

Material restrictions

Material investment responds, for example, with a delay, which is the case even for the bulk of financial asset allocation, and thus financial shocks are controlled by market fluctuations.

Institutional knowledge

For example, we may have information about the inability of suppliers to respond to demand shocks in the short run due to the cost adjustment – which applies to most commodity markets.

Market structure

The common assumption of identification in the empirical work is that there is no feedback from a small open economy to the rest of the world, which allows, for example, to distinguish between local financial shocks and global shocks.

Long-run restrictions

The alternative idea is to restrict each variable's long-run response to each economic shock. Most economists agree that demand shocks, such as monetary policy shocks, are neutral in the long run. In contrast, productivity shocks are the structural Vector Moving Average (VMA) representation of the SVAR, representing the current set of the observed variables as an infinite moving average of past structural shocks.

kład, że narzucamy określony łańcuch przyczynowy, który można uzasadnić względami ekonomicznymi. Dlatego też, o ile nie możemy opracować przekonującego uzasadnienia dla konkretnego układu rekurencyjnego, wynikowe odpowiedzi impulsowe VAR, analizy wariancji i analizy historyczne są bez znaczenia z ekonomicznego punktu widzenia.

Nie wszystkie strukturalne modele VAR mają strukturę rekurencyjną, ponieważ szereg badań sugeruje modele strukturalne, które są zdefiniowane przez krótkoterminowe ograniczenia nierekurencyjne.

Opóźnienia informacyjne

Informacje mogą nie być natychmiast dostępne, ponieważ dane są publikowane rzadko, co pozwala nam wykluczyć natychmiastowe zmienne i z tego powodu można założyć, że dane ekonomiczne są ortogonalne, na przykład, do jednoczesnych ruchów rynkowych i wstrząsów.

Ograniczenia materialne:

Inwestycje materialne reagują na przykład z opóźnieniem, co ma miejsce nawet w przypadku większości alokacji aktywów finansowych, a zatem wstrząsy finansowe są kontrolowane przez wahania rynkowe.

Wiedza instytucjonalna

Na przykład, możemy mieć informacje o niezdolności dostawców do reagowania na szoki popytowe w krótkim okresie z powodu korekty kosztów – co dotyczy większości rynków towarowych.

Struktura rynku

Powszechnym założeniem identyfikacji w pracach empirycznych jest brak sprzężenia zwrotnego z małej otwartej gospodarki do reszty świata, co pozwala na przykład odróżnić lokalne wstrząsy finansowe od wstrząsów globalnych.

Ograniczenia długoterminowe

Alternatywnym pomysłem jest ograniczenie długoterminowej reakcji każdej zmiennej na każdy szok gospodarczy. Większość ekonomistów zgadza się, że szoki popytowe, takie jak szoki polityki pieniężnej, są neutralne w długim okresie. Natomiast szoki produktywności są strukturalną wektorową średnią ruchomą (VMA) reprezentacją SVAR, reprezentującą bieżący zestaw obserwowanych zmiennych jako nieskończoną średnią ruchomą przeszłych szoków strukturalnych.

Sign restrictions

Sign restrictions are among the most important ways to characterize the SVAR model. If we consider, for example, a macroeconomic model consisting of y_t , π_t and i_t , these variables can be determined by the sum of the vector z_t , as:

$$z_t = [y_t \pi_t i_t] \quad (\text{Equation 3})$$

The SVAR model can be written (Pfaff, 2008), as follows:

$$y_t = z_{t-1} \gamma_y + \beta_{yi} i_t + \beta_{y\pi} \pi_t + \varepsilon_{yt}$$

$$\pi_t = z_{t-1} \gamma_\pi + \beta_{\pi i} i_t + \beta_{\pi y} y_t + \varepsilon_{\pi t} \quad (\text{Equation 4})$$

$$i_t = z_{t-1} \gamma_i + \beta_{iy} y_t + \beta_{i\pi} \pi_t + \varepsilon_{it}$$

In this case, there are three shocks:

ε_{yt} ;

$\varepsilon_{\pi t}$; and

ε_{it} .

The shocks are abbreviated as follows:

$$y_t = z_{t-1} \alpha_y + e_{1t}$$

$$\pi_t = z_{t-1} \alpha_\pi + e_{2t} \quad (\text{Equation 5})$$

$$i_t = z_{t-1} \alpha_i + e_{3t}$$

Also, there are three methods used in sign restrictions, namely:

Faust's quadratic programming method;

Uhlig's Bayesian method; and

Uhlig's penalty function method.

The Structural VAR (SVAR) models are estimated in several steps, as follows:

VAR estimation

The first step in estimating the structural regression (SR) model is estimating the autoregressive (AR) model and testing its validity by examining the standard errors (SE) of the instability of variance and the normal distribution in addition to the estimated parameters.

Hence, the AR model with the p-degree is described by the following formula:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{Equation 6})$$

Considering that the AR model is an initial model in modeling and tracking the impact of random shocks on the variables included in the SR model based on residuals (Lange et al., 2021), then its trajectory is stationary under the same stationary condition as in the AR(p) process (Ilemona and Abdulganiyu, 2017).

SVAR estimation

In response to criticisms about the VAR model that there is no restriction on its parameters and each variable to each of the other ones, Bernanke (1986) and

Ograniczenia dotyczące znaków

Ograniczenia znakowe są jednym z najważniejszych sposobów scharakteryzowania modelu SVAR. Jeśli weźmiemy pod uwagę, na przykład, model makroekonomiczny składający się o y , π , i , zmienne te mogą być określone przez sumę wektora z , jako:

$$z_t = [y_t \pi_t i_t] \quad (\text{Równanie 3})$$

Model SVAR można zapisać (Pfaff, 2008) w następujący sposób:

$$y_t = z_{t-1} \gamma_y + \beta_{yi} i_t + \beta_{y\pi} \pi_t + \varepsilon_{yt}$$

$$\pi_t = z_{t-1} \gamma_\pi + \beta_{\pi i} i_t + \beta_{\pi y} y_t + \varepsilon_{\pi t} \quad (\text{Równanie 4})$$

$$i_t = z_{t-1} \gamma_i + \beta_{iy} y_t + \beta_{i\pi} \pi_t + \varepsilon_{it}$$

W tym przypadku występują trzy wstrząsy:

ε_{yt} ;

$\varepsilon_{\pi t}$; i

ε_{it} .

Wstrząsy są skracane w następujący sposób:

$$y_t = z_{t-1} \alpha_y + e_{1t}$$

$$\pi_t = z_{t-1} \alpha_\pi + e_{2t} \quad (\text{Równanie 5})$$

$$i_t = z_{t-1} \alpha_i + e_{3t}$$

Istnieją również trzy metody stosowane w ograniczeniach znakowych, a mianowicie:

Metoda programowania kwadratowego Fausta;

metoda bayesowska Uhliga; oraz

Uhliga metoda funkcji kary.

Strukturalne modele VAR (SVAR) są szacowane w kilku następujących krokach:

Estymacja VAR

Pierwszym krokiem w estymacji modelu regresji strukturalnej (SR) jest oszacowanie modelu autoregresyjnego (AR) i przetestowanie jego poprawności poprzez zbadanie błędów standardowych (SE) niestabilności wariancji i rozkładu normalnego oprócz oszacowanych parametrów.

Stąd model AR ze stopniem p jest opisany następującym wzorem:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{Równanie 6})$$

Biorąc pod uwagę, że model AR jest modelem początkowym w modelowaniu i śledzeniu wpływu losowych wstrząsów na zmienne zawarte w modelu SR na podstawie reszt (Lange et al., 2021), to jego trajektoria jest stacjonarna pod tym samym warunkiem stacjonarności, co w procesie AR(p) (Ilemona i Abdulganiyu, 2017).

Estymacja SVAR

W odpowiedzi na krytykę modelu VAR, że nie ma ograniczeń co do jego parametrów i każdej zmiennej do każdej innej, Bernanke (1986) oraz Blanchard

Blanchard and Watson (1984) developed an approach known as structural vector autoregression (SVAR), including the integration of the economic structure into the modeling and interpretation of the AR model.

We rely on the k variable of the SVAR model to evaluate the relationship between the variables. Based on the Var model (Kuma, 2018), we find:

$$y_t = b_{10} + b_{11}x_t + b_{12}y_{t-1} + u_t \quad (\text{Equation 7})$$

$$x_t = b_{20} + b_{21}y_t + b_{22}x_{t-1} + v_t \quad (\text{Equation 8})$$

Where,

$$v_t \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2), \mu_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\mu^2)$$

To find the reduced form of the model, we will start by expressing the structural equations of (7) and (8) in a matrix form as follows:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & b_{11} \\ b_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (\text{Equation 9})$$

After grouping and arranging, the equation can be written in matrix form as

$$\begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (\text{Equation 10})$$

Given that

$$A = \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}, y_t \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \delta = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix}, U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (\text{Equation 11})$$

Then, the reduced equation of the initial form (Emami and Adibpour, 2012) will be as follows:

$$AY_t = \delta + B_1Y_{t-1} + \dots + B_pY_{t-p} + u_t \quad (\text{Equation 12})$$

Therefore,

$$AY_t = \delta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Equation 13})$$

The reduced form is obtained by multiplying both sides of equation (*) by the inverse of the square matrix:

$$Y_t = A^{-1} \delta + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i Y_{t-i} + A^{-1} u_t \quad (\text{Equation 14})$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

To generalize:

$$Y_t = \theta + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Where,

i Watson (1984) opracowali podejście znane jako strukturalna autoregresja wektorowa (SVAR), w tym integrację struktury ekonomicznej z modelowaniem i interpretacją modelu AR.

Opieramy się na zmiennej k modelu SVAR, aby ocenić związek między zmiennymi. Na podstawie modelu VAR (Kuma, 2018) stwierdzamy:

$$y_t = b_{10} + b_{11}x_t + b_{12}y_{t-1} + u_t \quad (\text{Równanie 7})$$

$$x_t = b_{20} + b_{21}y_t + b_{22}x_{t-1} + v_t \quad (\text{Równanie 8})$$

Gdzie,

$$v_t \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2), \mu_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\mu^2)$$

Aby znaleźć zredukowaną formę modelu, zaczniemy od wyrażenia równań strukturalnych (7) i (8) w postaci macierzy w następujący sposób:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & b_{11} \\ b_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (\text{Równanie 9})$$

Po pogrupowaniu i uporządkowaniu równanie można zapisać w postaci macierzy jako

$$\begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (\text{Równanie 10})$$

Zważywszy, że

$$A = \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}, y_t \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \delta = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix}, U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (\text{Równanie 11})$$

Wtedy zredukowane równanie początkowej postaci (Emami i Adibpour, 2012) będzie następujące:

$$AY_t = \delta + B_1Y_{t-1} + \dots + B_pY_{t-p} + u_t \quad (\text{Równanie 12})$$

Dlatego też,

$$AY_t = \delta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Równanie 13})$$

Formę zredukowaną uzyskuje się poprzez pomnożenie obu stron równania (*) przez odwrotność macierzy kwadratowej:

$$Y_t = A^{-1} \delta + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i Y_{t-i} + A^{-1} u_t \quad (\text{Równanie 14})$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{22} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -b_{11} \\ -b_{21} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

Uogólniając:

$$Y_t = \theta + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Gdzie,

$$Y_t = A^{-1} \partial + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i Y_{t-i} + A^{-1} u_t$$

And

$$\theta = A^{-1} \partial \varepsilon_t = A^{-1} u_t, \varphi_i = A^{-1} B_i$$

Hence, the SVAR model relies, in the first step, on structural analysis and composition, which depends on modifying the elements of matrix A, so that they become defined by taking into account the effects of the structural changes. It is noted that the matrix adjustment is not random but is based on economic theory.

Additionally, to determine the coefficients of the transition matrix, Perotti (2005) relied on the following method (Perotti, 2004):

First: writing the equality $u_t = A^{-1} p \cdot e_t$ as follows:
 $A u_t = B \cdot e_t$

Where, $p = A^{-1} B$

Second: Installing some nondiagonal elements of both matrices A and B based on some economic indications, such as assuming that one of the residuals does not affect the other during the same year (i.e., this element will take a value of 0) or the opposite, means assuming that there is an effect, and therefore, this effect must be measured to give a value to the element (economic restrictions).

Shock analysis and response functions under the SVAR model

First, the shock analysis is done by writing a structural Vector Moving Average (VMA) representation of the SVAR models. If the general form of the model is:

$$B Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{Equation 15})$$

Then, the model can be written in the form of SMA representation in terms of structural renewals through the relation: $\mu_i = B^{-1} \varepsilon_t$ And World's theorem:

$$Y_t = C + \psi(L) B^{-1} \varepsilon_t$$

Hence,

$$Y = c + \vartheta(L) \varepsilon_t$$

Where,

$$\begin{aligned} \vartheta_k &= \psi_k B^{-1} = \vartheta_1^k B^{-1}, \vartheta_0 = B^{-1} \neq I, \vartheta(L) = \\ &= B^{-1} + \psi(L) B^{-1} L + \dots \quad (\text{Equation 16}) \end{aligned}$$

And we already have:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= b_{10} + b_{12} y_{2t} + b_{11} y_{1t-1} + b_{12} y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= b_{20} + b_{21} y_{1t} + b_{22} y_{2t-1} + b_{21} y_{1t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

From there, SMA(∞) representation is written in a matrix form as:

$$Y_t = A^{-1} \partial + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i Y_{t-i} + A^{-1} u_t$$

I

$$\theta = A^{-1} \partial \varepsilon_t = A^{-1} u_t, \varphi_i = A^{-1} B_i$$

W związku z tym model SVAR opiera się w pierwszym etapie na analizie strukturalnej i kompozycji, która zależy od modyfikacji elementów macierzy A, tak aby zostały one zdefiniowane poprzez uwzględnienie skutków zmian strukturalnych. Należy zauważyć, że dostosowanie macierzy nie jest przypadkowe, ale opiera się na teorii ekonomicznej.

Dodatkowo, aby określić współczynniki macierzy przejścia, Perotti (2005) oparł się na następującej metodzie (Perotti, 2004):

Po pierwsze: zapisanie równości $u_t = A^{-1} p \cdot e_t$ w następujący sposób $A u_t = B \cdot e_t$

Gdzie, $p = A^{-1} B$

Po drugie: Instalacja niektórych elementów nie-diagonalnych obu macierzy A i B w oparciu o pewne wskazania ekonomiczne, takie jak założenie, że jedna z reszt nie wpływa na drugą w tym samym roku (tj. element ten przyjmie wartość 0) lub odwrotnie, oznacza założenie, że istnieje efekt, a zatem efekt ten musi zostać zmierzony, aby nadać wartość elementowi (ograniczenia ekonomiczne).

Analiza wstrząsów i funkcje odpowiedzi w modelu SVAR

Po pierwsze, analiza wstrząsów jest wykonywana poprzez napisanie strukturalnej reprezentacji wektorowej średniej ruchomej (VMA) modeli SVAR. Jeśli ogólna postać modelu to:

$$B Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{Równanie 15})$$

Następnie model można zapisać w postaci reprezentacji SMA pod względem odnowień strukturalnych poprzez relację: Oraz twierdzenie Worlda:

$$Y_t = C + \psi(L) B^{-1} \varepsilon_t$$

Stąd też,

$$Y = c + \vartheta(L) \varepsilon_t$$

Gdzie

$$\begin{aligned} \vartheta_k &= \psi_k B^{-1} = \vartheta_1^k B^{-1}, \vartheta_0 = B^{-1} \neq I, \vartheta(L) = \\ &= B^{-1} + \psi(L) B^{-1} L + \dots \quad (\text{Równanie 16}) \end{aligned}$$

I mamy:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= b_{10} + b_{12} y_{2t} + b_{11} y_{1t-1} + b_{12} y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= b_{20} + b_{21} y_{1t} + b_{22} y_{2t-1} + b_{21} y_{1t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Stąd reprezentacja SMA(∞) jest zapisana w postaci macierzy jako:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(0)} & \Theta_{12}^{(0)} \\ \Theta_{21}^{(0)} & \Theta_{22}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(0)} & \Theta_{12}^{(0)} \\ \Theta_{21}^{(0)} & \Theta_{22}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1} \\ \varepsilon_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots$$

(Equation 17)

Otherwise,

$$\Theta_0 = B^{-1} \neq I_2$$

The matrix (*) captures the initial effects of the structural shocks. It also determines the correlation between y_{1t} and y_{2t} . The impulse response can be derived mathematically for each of the changes. y_{1t} and y_{2t} , respectively in both ε_{1t} and ε_{2t} , as follows:

$$\frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{11}^{(s)}, \frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{12}^{(s)}, \frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{21}^{(s)}, \frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{22}^{(s)}$$

Further, the stability condition is determined by the following mathematical relationship:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \theta_{ij}^{(s)} = 0; i = j = 1, 2, \dots, n$$

The long-run impact of the structural shocks is expressed as:

$$\Theta(L) = \begin{bmatrix} \Theta_{11}(1) & \Theta_{12}(1) \\ \Theta_{21}(1) & \Theta_{22}(1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{11}^{(s)} & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{12}^{(s)} \\ \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{21}^{(s)} & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{22}^{(s)} \end{bmatrix}$$

(Equation 18)

$$\Theta(L) = \begin{bmatrix} \theta_{11}(L) & \theta_{12}(L) \\ \theta_{21}(L) & \theta_{22}(L) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{11}^{(s)} L^s & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{12}^{(s)} L^s \\ \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{21}^{(s)} L^s & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{22}^{(s)} L^s \end{bmatrix}$$

(Equation 19)

Analysis of variance under the SVAR model

The analysis or segmentation of variance measures the percentage of the variance of the prediction error of each study variable, which is the result of unpredictable shocks, and therefore the prediction of each variable within the framework of these models is inexpensive and easily repeatable. This reached Stock and Watson (Stock and Watson, 2001) make macroeconomic forecasts, quantify what we do or do not know about the true structure of the macroeconomy.

Application of SVAR in RStudio

To identify the impact of inflation on unemployment in Algeria during the period 1970-2021, the annual values of the variables INF and UENM, respectively, were taken from the reports of the National Office of Statistics (ONS) and the World Bank.

Based on previous experimental studies, the following standard model can be proposed:

$$UEM = f(INF)$$

$$UEM = \alpha_0 + \alpha_1 INF + \varepsilon_{it}$$

In a statistical study of the variables of interest, both averages were found to be significant due to

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(0)} & \Theta_{12}^{(0)} \\ \Theta_{21}^{(0)} & \Theta_{22}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(0)} & \Theta_{12}^{(0)} \\ \Theta_{21}^{(0)} & \Theta_{22}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1} \\ \varepsilon_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots$$

(Równanie 17)

Inaczej,

$$\Theta_0 = B^{-1} \neq I_2$$

Macierz (*) odzwierciedla początkowe efekty szoków strukturalnych. Określa również korelację między y_{1t} i y_{2t} . Odpowiedź impulsową można wyprowadzić matematycznie dla każdej ze zmian. y_{1t} i y_{2t} , odpowiednio w ε_{1t} i ε_{2t} , w następujący sposób:

$$\frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{11}^{(s)}, \frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{12}^{(s)}, \frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{21}^{(s)}, \frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{22}^{(s)}$$

Ponadto warunek stabilności jest określany przez następującą zależność matematyczną:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \theta_{ij}^{(s)} = 0; i = j = 1, 2, \dots, n$$

Długoterminowy wpływ wstrząsów strukturalnych jest wyrażony jako:

$$\Theta(L) = \begin{bmatrix} \Theta_{11}(1) & \Theta_{12}(1) \\ \Theta_{21}(1) & \Theta_{22}(1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{11}^{(s)} & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{12}^{(s)} \\ \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{21}^{(s)} & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{22}^{(s)} \end{bmatrix}$$

(Równanie 18)

$$\Theta(L) = \begin{bmatrix} \theta_{11}(L) & \theta_{12}(L) \\ \theta_{21}(L) & \theta_{22}(L) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{11}^{(s)} L^s & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{12}^{(s)} L^s \\ \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{21}^{(s)} L^s & \sum_{s=1}^{\infty} \theta_{22}^{(s)} L^s \end{bmatrix}$$

(Równanie 19)

Analiza wariancji w modelu SVAR

Analiza lub segmentacja wariancji mierzy procent wariancji błędu predykcji każdej badanej zmiennej, który jest wynikiem nieprzewidywalnych szoków, a zatem przewidywanie każdej zmiennej w ramach tych modeli jest niedrogi i łatwo powtarzalny. Doszli do tego Stock i Watson (Stock i Watson, 2001) przy prognozowaniu przyszłych struktur makroekonomicznych.

Zastosowanie SVAR w RStudio

Aby określić wpływ inflacji na bezrobocie w Algierii w latach 1970-2021, roczne wartości zmiennych INF i UENM zostały zaczerpnięte z raportów Krajowego Urzędu Statystycznego (ONS) i Banku Światowego.

Na podstawie wcześniejszych badań eksperymentalnych można zaproponować następujący standardowy model:

$$UEM = f(INF)$$

$$UEM = \alpha_0 + \alpha_1 INF + \varepsilon_{it}$$

W badaniu statystycznym interesujących nas zmiennych stwierdzono, że obie średnie są istotne ze

the absence of negative values, as UENM is the most important variable because it includes the highest arithmetic mean. In contrast, we find that INF is the least important with a lower arithmetic mean of 8.56, which is consistent with economic theory. The results are demonstrated in the following (Table 1):

względem na brak wartości ujemnych, ponieważ UENM jest najważniejszą zmienną, ponieważ zawiera najwyższą średnią arytmetyczną. W przeciwieństwie do tego stwierdzamy, że INF jest najmniej ważny z niższą średnią arytmetyczną wynoszącą 8,56, co jest zgodne z teorią ekonomiczną. Wyniki przedstawiono poniżej (Tabela 1):

Table 1. Data descriptive statistics

Tabela 1. Statystyki opisowe danych

	INF	UE NM
Mean	8.5594	18.02
Max	31.6697	31.84
Min	0.3392	9.82
Median	4.6543	14.53

Source: Prepared by the researchers using the outputs of RStudio.

Źródło: RStudio Outputs.

To study the SVAR technique, the following steps are followed:

Test for stability in time series data and joint integration test (JIT); and ADF and Phillips-Perron Tests for stationary. Table 2 summarizes the results of the two tests:

Aby zbadać technikę SVAR, należy wykonać następujące kroki:

Test stabilności danych szeregów czasowych i wspólny test integracji (JIT); oraz testy ADF i Phillipsa-Perrona dla stacjonarności. Tabela 2 podsumowuje wyniki tych dwóch testów:

Table 2. Stationarity tests

Tabela 2. Testy stacjonarności

Variables / Zmienne	Level /Poziom			1st difference /Pierwsza różnica	
	Test	Cal	Prob	Cal	Prob
INF	ADF	1.5236	0.7575	3.3932	0.0014
	PP	2.5221	0.7117	3.4029	0.0014
UNEM	ADF	0.8435	0.3457	3.8355	0.0004
	PP	0.7989	0.3612	3.8252	0.0004

Source: The authors prepared this paper using the output of RStudio.

Źródło: RStudio Outputs.

Table 2 shows that both time series are nonstationary, which requires introducing the first-level difference where the time series settled in both ADF and Phillips-Perron tests. Therefore, it can be said that the time series is at a first-level difference; thus, there is a possibility of an integration relationship between the variables under study.

Furthermore, based on the cointegration test, the probability values $p = 0.7$, and $p = 0.17$, for both variables INF and UNEM, respectively, are greater than the significance level >0.05 . Therefore, this means that there is no long-run equilibrium relationship between the two variables, so a pointed approach enables the use of the VAR model.

Tabela 2 pokazuje, że oba szeregi czasowe są niestacjonarne, co wymaga wprowadzenia różnicy pierwszego poziomu, na którym szeregi czasowe ustabilizowały się zarówno w teście ADF, jak i Phillipsa-Perrona. W związku z tym można powiedzieć, że szereg czasowy ma różnicę pierwszego poziomu; istnieje zatem możliwość istnienia związku integracyjnego między badanymi zmiennymi.

Ponadto, w oparciu o test kointegracji, wartości prawdopodobieństwa $p = 0,7$ i $p = 0,17$, odpowiednio dla obu zmiennych INF i UNEM, są większe niż poziom istotności $>0,05$. W związku z tym oznacza to, że nie ma długookresowej relacji równowagi między tymi dwiema zmiennymi, więc wskazane podejście umożliwia zastosowanie modelu VAR.

Estimation and validation of Var model

The relationship between the variables of interest is estimated after determining the degree of delay, which was found to be equal to =1 (i.e. $p = 1$). Thus, it was found that the VAR model is estimated with 1/Lag-time.

Szacowanie i walidacja modelu Var

Związek między interesującymi zmiennymi jest szacowany po określeniu stopnia opóźnienia, który okazał się równy = 1 (tj. $p = 1$). Stwierdzono zatem, że model VAR jest szacowany z opóźnieniem 1/Lag-time.

Table 3. VAR (1) Estimation**Tabela 3.** Oszacowanie VAR (1)

Inf=inf.l₁+uenm.l₁+const				
	Estimate	std. error	t.value	pr
Inf.l ₁	0.85065	0.09297	9.150	0.000
Uenm.l ₁	-0.09391	0.10508	-0.894	0.376
Const	3.07492	1.88634	1.630	0.110
R ²			0.654	
F			48.25	
P-value			3.26e-12	
uenm=inf.l₁+uenm.l₁+const				
	Estimate	std. error	t.value	pr
Inf.l ₁	0.13880	0.06232	2.227	0.0307
Uenm.l ₁	0.82713	0.07044	11.742	0.000
Const	1.99022	1.26454	1.574	0.1221
R ²			0.8045	
F			103.9	
P-value			0.000	

Source: RStudio Outputs.

Źródło: RStudio Outputs.

Table 3 contains three parts: (i) includes the VAR estimation results of the first equation INF; (ii) includes the VAR estimation results of the second equation UNEM, while (iii) includes the correlation matrix and covariance matrix for the estimated model, or between the variables of interest.

It is noted that the constant parameter is statistically insignificant for both variables. At the same time, we find that the inflation parameter is significant with a 1 delay-time period (Cf., Equation 1), and the inflation and unemployment parameters are significant with 2 delay-time period (Cf., Equation 2).

Furthermore, it is also noted that the model has a high explanatory power of (80.45%) and a Fisher exact P-value less than <0.05, which indicates that the model is statistically significant. Besides, the correlation matrix shows a positive direct relationship between INF and UNEM, with a low (30.02%) level.

Additionally, the validity tests reveal that the P value for each of the autocorrelation and the instability of variance tests is greater than the level of significance >0.05, from which the alternative hypothesis is rejected

Tabela 3 zawiera trzy części: (i) zawiera wyniki estymacji VAR pierwszego równania INF; (ii) zawiera wyniki estymacji VAR drugiego równania UNEM, podczas gdy (iii) zawiera macierz korelacji i macierz kowariancji dla oszacowanego modelu lub między zmiennymi będącymi przedmiotem zainteresowania.

Należy zauważyć, że stały parametr jest statystycznie nieistotny dla obu zmiennych. Jednocześnie stwierdzamy, że parametr inflacji jest istotny przy 1 okresie opóźnienia (por. Równanie 1), a parametry inflacji i bezrobocia są istotne przy 2 okresach opóźnienia (por. Równanie 2).

Ponadto należy również zauważyć, że model ma wysoką moc wyjaśniającą (80,45%) i dokładną wartość P Fishera mniejszą niż <0,05, co wskazuje, że model jest istotny statystycznie. Poza tym, macierz korelacji pokazuje pozytywny bezpośredni związek między INF i UNEM, na niskim poziomie (30,02%).

Ponadto testy poprawności ujawniają, że wartość P dla każdego z testów autokorelacji i niestabilności wariancji jest większa niż poziom istotności > 0,05, z którego hipoteza alternatywna jest odrzucana, a hi-

and the null hypothesis is accepted, i.e. the model has neither an autocorrelation nor an instability of variance. The p-value is below <0.05 , concluding that the data do not follow a normal distribution, proving that the model is structurally stable and error-free.

From VAR to SVAR

The transition is made from the reduced form to the structural form by Estimating the reduced form using id. Cv function. In the next step, selecting the structural breakpoint (the year 2008 was chosen; i.e. B at observation number 19). Last step determining the argument SB at TS. Therefore, the following results were obtained:

Table 4. Reduced VAR model

Tabela 4. Zredukowany model VAR

Estimated unconditional heteroscedasticity matrix (lambda)/ Szacowana bezwarunkowa macierz heteroskedastyczności (lambda)				
	[.1]		[.2]	
Inf	1.712885		0.000000	
Uenm	0.000000		0.04281146	
Standard error of lambda/ Standardowy błąd lambda				
	[.1]		[.2]	
Inf	0.9158929		0.000000	
Uenm	0.000000		0.02304971	
Estimated B matrix (unique decomposition of the covariance matrix)/ Szacowana macierz B (unikalny rozkład macierzy kowariancji)				
	[.1]		[.2]	
Inf	1.9109443		3.516803	
Uenm	-0.1699396		2.282903	
Standard error of B/ Błąd standardowy wartości B				
	[.1]		[.2]	
Inf	0.3936494		0.8584375	
Uenm	0.1051625		0.4352462	
Identification wald test of equal eigenvalues/ Identyfikacja testu Walda dla równych wartości własnych				
Wald	eigenvalue			
[.1]	1.71288463	0.04281146		
		Test statistic	diff	p-value
Lambda_1	-lambda_2	10.271	2	0.005884

Source: RStudio Outputs.

Źródło: RStudio Outputs.

Table 4 summarizes the specific estimator of the covariance matrix in addition to the offset covariance matrix and its corresponding standard errors. It also gives the results of the Wald test, which are necessary

potrzeba zerowa jest akceptowana, tj. model nie ma ani autokorelacji, ani niestabilności wariancji. Wartość p jest poniżej $<0,05$, co oznacza, że dane nie są zgodne z rozkładem normalnym, co dowodzi, że model jest strukturalnie stabilny i wolny od błędów.

Od VAR do SVAR

Przejście z postaci zredukowanej do postaci strukturalnej odbywa się poprzez oszacowanie postaci zredukowanej za pomocą funkcji id. Cv. W kolejnym kroku wybiera się strukturalny punkt przerwania (wybrano rok 2008; tj. B w obserwacji nr 19). W ostatnim kroku określono argument SB w TS. W ten sposób uzyskano następujące wyniki:

Tabela 4 podsumowuje konkretny estymator macierzy kowariancji oprócz przesuniętej macierzy kowariancji i odpowiadających jej błędów standardowych. Podaje również wyniki testu Walda, które są

elements for identifying the structural shocks that demonstrated a 2×2 matrix squared. These statistics show the rejection of the null hypothesis with respect to equal eigenvalues ($P < 0.05$).

The columns were arranged according to the selected shock, i.e., forming matrices, where the first column shows the effects of the inflation shock (money supply) in the VAR model, and, similarly, the second column indicates the effects of the shock – according to the matrix results by observing the variance of structural shocks in the system, in the VAR leading to a relatively higher variance on the second variable in the post-2008-time cases.

After that, the model structure was determined through the analysis of the covariance of matrix B, which is hypothetically a lower triangular matrix (Sims, 1980), and then these restrictions were tested by preparing a restriction matrix.

Furthermore, since the structural shocks are not determined by the change in the covariance matrix, which determines more restrictions in the SVAR model as applicable, the function automatically performs the likelihood ratio (LR) test in the case of over-restrictions, where the results of the restriction matrix were not given, leading to the rejection of the structural impact matrix at a significance level of 0.05 (5%) (lack of variables).

On the basis of the above, and as a next step, the IRFs were calculated with confidence intervals to investigate and verify the future effects of economically classified structural shock according to the variables of interest. The list of restrictions imposed by Bootstrap was accordingly defined and determined in the time horizon of the IRFs, where it was found that solely 36.4 % of the preliminary estimates are in line with the variables of interest, indicating that 36.4% of each variable caused changes due to the shock that occurred in the specified period (2008). Therefore, the positive sign indicates a reasonable result, noting that the point estimates extend sufficiently far from zero to one, and thus, a reciprocal positive effect of inflation-unemployment occurs. The structural IRFs are presented as shown in Figure 1 below:

niezbędnymi elementami do identyfikacji wstrząsów strukturalnych, które wykazały kwadrat macierzy 2×2 . Statystyki te wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej w odniesieniu do równych wartości własnych ($P < 0,05$).

Kolumny zostały ułożone zgodnie z wybranym szokiem, tj. tworząc macierze, w których pierwsza kolumna pokazuje skutki szoku inflacyjnego (podaż pieniądza) w modelu VAR, i podobnie, druga kolumna wskazuje skutki szoku – zgodnie z wynikami macierzy poprzez obserwację wariacji szoków strukturalnych w systemie, w VAR prowadząc do stosunkowo wyższej wariacji drugiej zmiennej w przypadkach po 2008 roku.

Następnie określono strukturę modelu poprzez analizę kowariancji macierzy B, która hipotetycznie jest macierzą trójkątną dolną (Sims, 1980), a następnie przetestowano te ograniczenia, przygotowując macierz ograniczeń.

Ponadto, ponieważ szoki strukturalne nie są określane przez zmianę macierzy kowariancji, która określa więcej ograniczeń w modelu SVAR, funkcja automatycznie wykonuje test ilorazu wiarygodności (LR) w przypadku nadmiernych ograniczeń, gdy wyniki macierzy ograniczeń nie zostały podane, co prowadzi do odrzucenia macierzy wpływu strukturalnego na poziomie istotności 0,05 (5%) (brak zmiennych).

Na podstawie powyższego i w kolejnym kroku obliczono IRF z przedziałami ufności w celu zbadania i zweryfikowania przyszłych skutków ekonomicznie sklasyfikowanego szoku strukturalnego zgodnie ze zmiennymi będącymi przedmiotem zainteresowania. Lista ograniczeń nałożonych przez Bootstrap została odpowiednio zdefiniowana i określona w horyzoncie czasowym IRF, gdzie stwierdzono, że tylko 36,4% wstępnych szacunków jest zgodnych ze zmiennymi będącymi przedmiotem zainteresowania, co wskazuje, że 36,4% każdej zmiennej spowodowało zmiany spowodowane szokiem, który wystąpił w określonym okresie (2008 rok). Dlatego dodatni znak wskazuje na rozsądny wynik, zauważając, że szacunki punktowe rozciągają się wystarczająco daleko od zera do jednego, a zatem występuje wzajemny pozytywny wpływ inflacji i bezrobocia. Strukturalne IRF są przedstawione na Rysunku 1 poniżej.

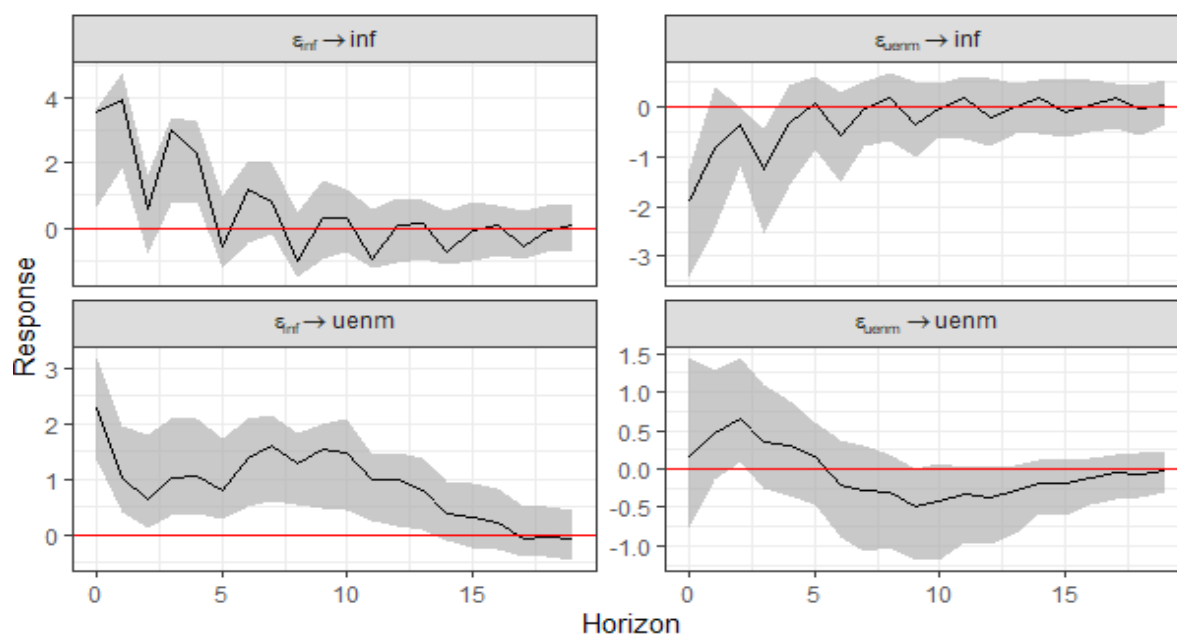


Figure 1. Impulse response functions (IRFs)
Rysunek 1. Funkcje odpowiedzi na impuls (IRF)

Source: RStudio Outputs.

Źródło: RStudio Outputs.

The structural IRF shows that the occurrence of a positive structural shock in the inflation rate of 1% has a positive and immediate effect on unemployment during the first year, then it decreases in the third year and continues to decline, but the reverse is true. It can be said that the reason behind the inflation rate of approximately 86.4% in 2008 refers to the rise in services prices (construction, transportation and communication) in 2006 and in food prices, especially agricultural products, in 2008, without mentioning the main reason, which is the collapse of oil prices, in addition to the rise in unemployment rates. The latter is, therefore, due to the increase in the population and the empowerment of the role of women in society and in the labor market, which has become a natural matter in our time due to the increase in women holding academic positions and their excellence in the scientific and practical fields, and their engagement in almost all fields. Accordingly, the most important increase in activity is due to the female labour force, with an increase in the activity rate of nearly 8 points, from 8.1% in 1966 to 6.9% in 1998 (Musette, 2003), and the years that followed were recorded, and offset by the high unemployment rates and the lack of jobs that was accompanied by an increase in inflation rates. Then, the unemployment rate decreased to 3.11% and 2.10% for 2008 and 2009, respectively, as the number of unemployed was estimated at 1,170,000 and 1,072,000, respectively. This is the result of implementing the supplementary program to support growth from 2005 to 2009, whose goal was to create two million jobs of various types to absorb the excess supply of the labor force in the market. Economic operators have also recorded

Strukturalny IRF pokazuje, że wystąpienie pozytywnego szoku strukturalnego w stopie inflacji 1% ma pozytywny i natychmiastowy wpływ na bezrobocie w pierwszym roku, a następnie zmniejsza się w trzecim roku i nadal spada, ale odwrotnie. Można powiedzieć, że przyczyna stopy inflacji wynoszącej około 86,4% w 2008 r. odnosi się do wzrostu cen usług (budownictwo, transport i komunikacja) w 2006 r. oraz cen żywności, zwłaszcza produktów rolnych, w 2008 r., nie wspominając o głównej przyczynie, jaką jest załamanie cen ropy naftowej, oprócz wzrostu stóp bezrobocia. Ten ostatni jest zatem spowodowany wzrostem liczby ludności i wzmocnieniem roli kobiet w społeczeństwie i na rynku pracy, co stało się naturalną kwestią w naszych czasach ze względu na wzrost liczby kobiet zajmujących stanowiska akademickie i ich doskonałość w dziedzinach naukowych i praktycznych oraz ich zaangażowanie w prawie wszystkich dziedzinach.

W związku z tym najważniejszy wzrost aktywności wynika z siły roboczej kobiet, ze wzrostem wskaźnika aktywności o prawie 8 punktów procentowych, z 8,1% w 1966 r. do 6,9% w 1998 r. (Musette, 2003), a kolejne lata były rejestrowane i kompensowane przez wysokie stopy bezrobocia i brak miejsc pracy, któremu towarzyszył wzrost stóp inflacji. Następnie stopa bezrobocia spadła do 3,11% i 2,10% odpowiednio w 2008 i 2009 roku, ponieważ liczbę bezrobotnych oszacowano odpowiednio na 1 170 000 i 1 072 000. Jest to wynikiem wdrożenia dodatkowego programu wspierania wzrostu gospodarczego w latach 2005-2009, którego celem było utworzenie

a notable development in the creation of job positions (Uddin, 2013). The unemployment rate continued to decline as a result of the decline in general prices, and then the unemployment rate remained the same during the coming years. However, Algeria's unemployment rates are inaccurate due to the continuous fluctuation in inflation rates. The analysis of the common error variance can also be calculated to present the contribution of each shock to the mean squared prediction error (MSPE), as revealed in Figure 2:

dwóch milionów miejsc pracy różnego rodzaju, aby wchłonąć nadwyżkę podaży siły roboczej na rynku. Podmioty gospodarcze odnotowały również znaczący rozwój w zakresie tworzenia miejsc pracy (Uddin, 2013). Stopa bezrobocia nadal spadała w wyniku spadku cen ogólnych, a następnie stopa bezrobocia utrzymywała się na tym samym poziomie w nadchodzących latach. Stopy bezrobocia w Algierii są jednak niedokładne ze względu na ciągłe wahania stóp inflacji. Analizę wspólnej wariancji błędu można również obliczyć w celu przedstawienia wkładu każdego szoku w średni kwadratowy błąd predykcji (MSPE), jak pokazano na Rysunku 2.

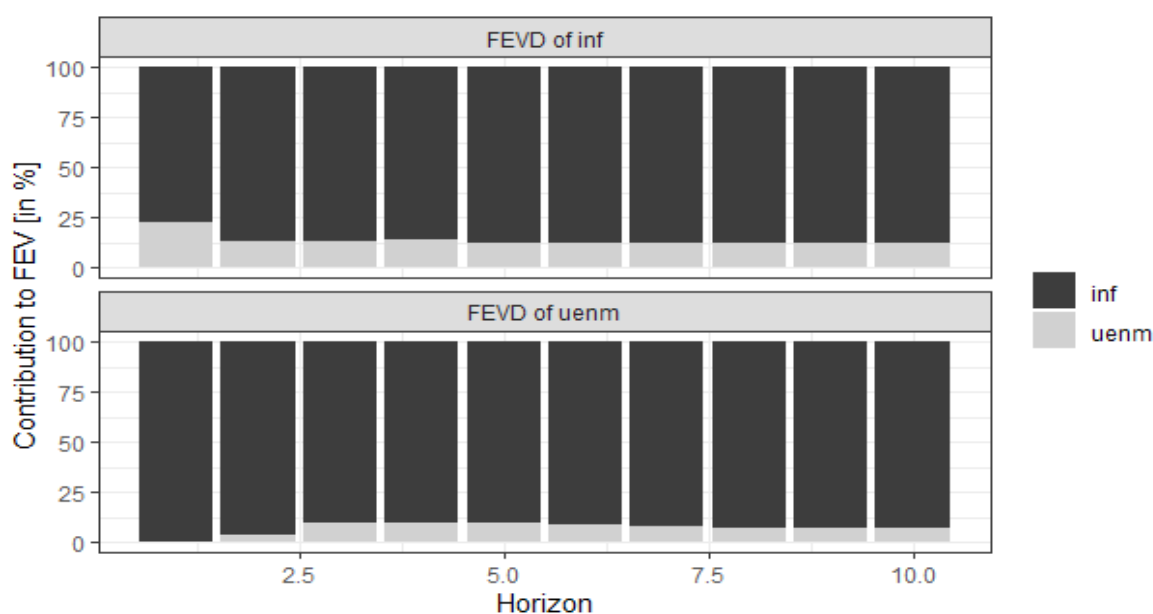


Figure 2. SVAR's variance decomposition
Rysunek 2. Dekompozycja wariancji SVAR

Source: RStudio Outputs.
Źródło: RStudio Outputs.

FEVD confirms the results of the structural IRFs. However, there is no actual effect of shocks on the variables of interest, of which 77.64% of the PEV is attributed to INF, compared to 22.35% attributed to UNEM during the first year, then the percentage begins to decline until the end of the tenth year.

It is noted from the results that the actual model fails to identify the selected shock according to the theoretical effect patterns, and therefore a reestimation of the structural shape of the SVAR model is performed using the Gaussian DC method on the independent assumption of non-Gaussian shocks.

FEVD potwierdza wyniki strukturalnych IRF. Nie ma jednak rzeczywistego wpływu szoków na zmienne będące przedmiotem zainteresowania, z których 77,64% PEV przypisuje się INF, w porównaniu do 22,35% przypisywanych UNEM w pierwszym roku, a następnie odsetek ten zaczyna spadać do końca dziesiątego roku.

Na podstawie wyników można zauważyć, że rzeczywisty model nie identyfikuje wybranego szoku zgodnie z teoretycznymi wzorcami efektów, a zatem ponowna estymacja kształtu strukturalnego modelu SVAR jest przeprowadzana przy użyciu metody Gaussian DC przy niezależnym założeniu szoków niegaussowskich.

Table 5. Gaussian SVAR estimation**Tabela 5.** Estymacja gaussowskiego modelu SVAR

Estimated B matrix (unique decomposition of the covariance matrix)/ Szacowana macierz B (unikalny rozkład macierzy kowariancji)		
	[.1]	[.2]
Inf	3.6503779	0.6928837
Uenm	0.7362528	1.5652934

Source: RStudio Outputs.

Źródło: RStudio Outputs.

Table 5 above clearly shows that the estimated structural matrix differs from the estimated matrix that was obtained from the CV method, as the matrix determined by the DC method does not allow clear signs of economic shocks in SVAR models, which may therefore appear when the errors are reduced, and which are accordingly stronger for the special effects compared to the covariates.

Conclusions

During the 1970-80s, Algeria suffered from economic and financial crises in addition to sharp fluctuations in oil prices. It is a largely single-source rentier country, without exception to the economic, financial, and social reforms that accompanied the period of stability. All this and more resulted in a constellation of negatives that affected the internal and external balances of the Algerian economy; namely, underdevelopment and increasing unemployment rates, indebtedness, etc. The 1990s was considered a sensitive period for the Algerian economy, where the country relied on policies capable of achieving the desired goals within the so-called economic development and achieving sustainable growth. Despite the decline in general price levels (Ibrahim et al., 2023) and unemployment rates during the period that followed the 90s, i.e., from 2000 to 2010, the Algerian economy suffered from a decline in income levels translated into a decline in economic growth rates. A few years later, the economy improved for a period as a result of adopting the policy of economic diversification, as well as the improvement in oil prices, which indicates addressing the problem of stability as a global goal toward achieving balance in the national economy through the balance between unemployment and inflation. The results of this study include several findings, among which: (i) Since 2001, Algeria has relied on an expansionary policy aimed at raising the rate of economic growth. The new millennium witnessed a continuous increase in the money supply and public expenditures in light of the excess liquidity in banks due to the rise in oil prices. However, the Keynesian theory -according to which this policy was prepared - is not commensurate with the economic situation that Algeria is experiencing due to the inflexibility of the productive

Powyższa Tabela 5 wyraźnie pokazuje, że oszacowana macierz strukturalna różni się od oszacowanej macierzy uzyskanej z metody CV, ponieważ macierz określona metodą DC nie pozwala na wyraźne oznaki wstrząsów gospodarczych w modelach SVAR, które mogą zatem pojawić się, gdy błędy zostaną zmniejszone, i które są odpowiednio silniejsze dla efektów specjalnych w porównaniu do kowariancji.

Podsumowanie

W latach 1970-80 Algieria cierpiała z powodu kryzysów gospodarczych i finansowych, a także gwałtownych wahań cen ropy naftowej. Jest to w dużej mierze kraj rentierski z jednego źródła, bez wyjątku od reform gospodarczych, finansowych i społecznych, które towarzyszyły okresowi stabilności. Wszystko to, a nawet więcej, spowodowało konstelację negatywnych czynników, które wpłynęły na wewnętrzną i zewnętrzną równowagę algierskiej gospodarki, a mianowicie niedorozwój i rosnące bezrobocie, zadłużenie itp. Lata 90. były uważane za wrażliwy okres dla algierskiej gospodarki, w którym kraj polegał na polityce zdolnej do osiągnięcia pożądanych celów w ramach tak zwanego rozwoju gospodarczego i osiągnięcia zrównoważonego wzrostu. Pomimo spadku ogólnego poziomu cen (Ibrahim i in., 2023) i stopy bezrobocia w okresie, który nastąpił po latach 90-tych, tj. od 2000 do 2010 roku, gospodarka Algierii ucierpiała z powodu spadku poziomu dochodów, co przełożyło się na spadek tempa wzrostu gospodarczego. Kilka lat później gospodarka poprawiła się na pewien czas w wyniku przyjęcia polityki dywersyfikacji gospodarczej, a także poprawy cen ropy naftowej, co wskazuje na zajęcie się problemem stabilności jako globalnym celem osiągnięcia równowagi w gospodarce narodowej poprzez równowagę między bezrobociem a inflacją.

Wyniki tego badania obejmują kilka ustaleń, wśród których: (i) Od 2001 r. Algieria opierała się na ekspansywnej polityce mającej na celu zwiększenie tempa wzrostu gospodarczego. Nowe tysiąclecie było świadkiem ciągłego wzrostu podaży pieniądza i wydatków publicznych w świetle nadwyżki płynności w bankach spowodowanej wzrostem cen ropy naftowej. Jednak teoria keynesowska - zgodnie z którą przygotowano

system, as the recorded increase in aggregate demand did not lead to an increase in total supply and revitalization of the productive system given the structural and financial problems, leading to covering this demand by heading for imports, and therefore the volume of imports increased by a significant percentage, resulting in inflationary pressures on prices; (ii) The official statistics of UNEM in Algeria are inaccurate, as they incorporate temporary job positions and separate this category from the unemployed, while the demand for work exceeds the authorized rate. Similarly, the definition of UNEM in Algeria is inaccurate. Suppose that we take the definition that the unemployed is the one who is looking for work at the prevailing wage level. Despite that, this formula does not apply to the reality of the Algerian economy, as some sectors, such as the agricultural sector, suffer from a labor shortage because the labor force prefers government positions. The level of wages also plays an important role in determining the levels of UNEM, as prevailing real wages do not meet the needs of members of society due to high prices, which leads to the individuals' reluctance to work; (iii) There is a correlation between UNEM and INF (weak relationship). This is explained by the fact that an increase in productivity contributes to the creation of job positions, including a decrease in UNEM. Furthermore, an inverse relationship between the variables of interest indicates the fulfilment of PC; (iv) The stability study reveals that the variables of interest are integrated to the same degree, with the absence of a cointegration relationship, which makes the study tend towards estimation by VAR with 1/Lag-time; (v) IRFs and SA uncover that when 1 SD causes a shock to INF, it affects UNEM in the short-run; (vi) By predicting the future values of the variables of interest, we find that the variables tend towards improvement in the long run. Therefore, the increase in GRs accompanied by a decrease in UNEM along with price stability depends on the policies adopted by the country; and (vii) The strength of IRF and ANOVA ratios in the short run is greater than in the long run. To keep it simple, the overall effect of a positive random shock on INF is presented by a rise in UNEM in the short run.

In addition to the above-mentioned, further recommendations according to study results and findings would be suggested, including (i) valorising the labour market by achieving a statistical database that contributes to enriching employment in the national economy, controlling monetary issuance and diversifying the economy; and (ii) looking for non-oil alternatives to diversifying sources of income and reducing unemployment and inflation. In summary, this provides a good starting point for discussion and further research.

tę politykę – nie jest współmierna do sytuacji gospodarczej, w jakiej znajduje się Algieria ze względu na nieelastyczność systemu produkcyjnego, ponieważ odnotowany wzrost zagregowanego popytu nie doprowadził do wzrostu całkowitej podaży i rewitalizacji systemu produkcyjnego, biorąc pod uwagę problemy strukturalne i finansowe, co doprowadziło do pokrycia tego popytu poprzez skierowanie na import, a zatem wielkość importu wzrosła o znaczny procent, co spowodowało presję inflacyjną na ceny; (ii) oficjalne statystyki UNEM w Algierii są niedokładne, ponieważ obejmują tymczasowe stanowiska pracy i oddzielają tę kategorię od bezrobotnych, podczas gdy popyt na pracę przekracza dozwoloną stopę. Podobnie, definicja UNEM w Algierii jest niedokładna.

Założmy, że przyjmujemy definicję, że bezrobotny to ten, który szuka pracy na dominującym poziomie płac. Mimo to formuła ta nie ma zastosowania do rzeczywistości algierskiej gospodarki, ponieważ niektóre sektory, takie jak sektor rolniczy, cierpią na niedobór siły roboczej, ponieważ siła robocza preferuje stanowiska rządowe. Poziom płac również odgrywa ważną rolę w określaniu poziomów UNEM, ponieważ dominujące płace realne nie zaspokajają potrzeb członków społeczeństwa ze względu na wysokie ceny, co prowadzi do niechęci jednostek do pracy; (iii) Istnieje korelacja między UNEM a INF (słaby związek). Wyjaśnia to fakt, że wzrost produktywności przyczynia się do tworzenia miejsc pracy, w tym do spadku UNEM. Ponadto odwrotna zależność między interesującymi zmiennymi wskazuje na spełnienie PC; (iv) Badanie stabilności ujawnia, że interesujące zmienne są zintegrowane w tym samym stopniu, przy braku relacji kointegracji, co sprawia, że badanie ma tendencję do szacowania za pomocą VAR z 1/Lag-time; (v) IRF i SA ujawniają, że gdy 1 SD powoduje szok INF, wpływa to na UNEM w krótkim okresie; (vi) Przewidując przyszłe wartości interesujących zmiennych, stwierdzamy, że zmienne mają tendencję do poprawy w długim okresie.

W związku z tym wzrost GR, któremu towarzyszy spadek UNEM wraz ze stabilnością cen, zależy od polityki przyjętej przez kraj; oraz (vii) Siła wskaźników IRF i ANOVA w krótkim okresie jest większa niż w długim okresie. Upraszczając, ogólny wpływ pozytywnego szoku losowego na INF jest przedstawiony jako wzrost UNEM w krótkim okresie.

Oprócz wyżej wymienionych, dalsze zalecenia wynikające z wyników badań i ustaleń obejmowałyby (i) waloryzację rynku pracy poprzez uzyskanie statystycznej bazy danych, która przyczynia się do zwiększenia zatrudnienia w gospodarce narodowej, kontrolowania emisji pieniądza i dywersyfikacji gospodarki; oraz (ii) poszukiwanie alternatyw innych niż ropa naftowa w celu dywersyfikacji źródeł dochodu oraz zmniejszenia bezrobocia i inflacji. Podsumowując, stanowi to dobry punkt wyjścia do dyskusji i dalszych badań.

Acknowledgement

The present research paper has been translated and proofread by Sara OUENNAS, the representative of Trans-Office for Online Professional Translation Services; E: transoffice2@gmail.com.

Podziękowania

Niniejszy artykuł badawczy został przetłumaczony i zweryfikowany przez Sarę OUENNAS, przedstawicielkę Trans-Office for Online Professional Translation Services; E: transoffice2@gmail.com.

References:

1. Abu, N. (2019). Inflation and Unemployment Trade-off: A Re-examination of the Phillips Curve and its Stability in Nigeria. *Contemporary Economics*, 13(1), 21-35.
2. Aguir, A. (2016). *Stabilité, croissance économique et ciblage d'inflation*. France: Université Grenoble Alpes.
3. Apergis, N., Rehman, M. U., Cooray, A. (2021). Do fiscal shocks explain bond yield in high- and low-debt economies? *Journal of Economic Studies*, 48(2), 468-494. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2019-0229>
4. Bokhari, A. A. H. (2020). The twinning of inflation and unemployment phenomena in Saudi Arabia: Phillips curve perspective. *Contemporary Economics*, 14(2), 254-271. <http://dx.doi.org/10.5709/ce.1897-9254.403>
5. Daniel, S. U., Israel, V. C., Chidubem, C. B., Quansah, J. (2021). Relationship Between Inflation and Unemployment: Testing Philips Curve Hypotheses and Investigating the Causes of Inflation and Unemployment in Nigeria. *Path of Science*, 7(9), 1013-1027. <https://doi.org/10.22178/POS.74-13>
6. Emami, K., Adibpour, M. (2012). Oil income shocks and economic growth in Iran. *Economic Modelling*, 29(5), 1774-1779. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.05.035>
7. Furuoka, F., Munir, Q. (2014). Unemployment and Inflation in Malaysia: Evidence from Error Correction Model. *Malaysian Journal of Business and Economics (MJBE)*, 1(1), 35-45. <https://doi.org/10.51200/mjbe.v1i1.111>
8. Gabriel, R. D. (2022). Monetary Policy and the Wage Inflation-Unemployment Tradeoff. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.3689791>
9. Gardner, H. A. (1961). *Macroeconomic theory*. Macmillan.
10. Hall, T. E., Hart, W. R. (2010). The Samuelson-Solow "Phillips Curve" and the Great Inflation. *History of Economics Review*, 55(1), 62-72 <https://doi.org/10.1080/18386318.2012.11682193>
11. Ibrahim, M. S., Muhammad, I. S., Abubakar, S., Sada, A., Hannatu A. K. (2023). Relationship between inflation and unemployment: testing the applicability of philips curve to Nigeria. *EPRA International Journal of Economic Growth and Environmental Issues (EGEI)*, 11(1), 1-7. [10.36713/epra0713](https://doi.org/10.36713/epra0713)
12. Ilemona, A., Abdulganiyu, S. (2017). Effects of Monetary Policy Shocks in Nigeria: Evidence from Structural VAR Modeling. *Lafia Journal Of Economics And Management Sciences*, 2(1), 6-19.
13. Korkmaz, S., Abdullazade, M. (2020). The Causal Relationship between Unemployment and Inflation in G6 Countries. *Advances in Economics and Business*, 8(5), 303-309. <https://doi.org/10.13189/aeb.2020.080505>
14. Krulický, T., Šanderová, V., Dolejš, D. (2022). Evaluation of inflation and unemployment and plotting the Philips curve of the Czech Republic. *SHS Web of Conferences*, 132, 01007. <https://doi.org/10.1051/shsconf/202213201007>
15. Kuma, J. K. (2018). *Le Modèle VAR Structurel : Eléments de théorie et pratiques sur logiciels*. Congo-Kinshasa.
16. Lange, A., Dalheimer, B., Herwartz, H., Maxand, S. (2021). svars: An R Package for Data-Driven Identification in Multivariate Time Series Analysis. *Journal of Statistical Software*, 97(1), 1-34. <https://doi.org/10.18637/JSS.V097.I05>
17. Mankiw, N. G. G. (2005). The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment. *SSRN Electronic Journal*, 111(471), 45-61. <https://doi.org/10.2139/SSRN.242712>
18. Muhammad, G., Saqib, M., Mahar, W., Ahmed, B. (2020). Inflation and Unemployment in Pakistan: An Empirical Analysis. *Pakistan Social Sciences Review*, 4(2), 306-318. [http://doi.org/10.35484/pssr.2020\(4-II\)25](http://doi.org/10.35484/pssr.2020(4-II)25)
19. Musette, S., M., Isli, M., A., Hammouda N.E. (2003). *Marche du travail et emploi en Algerie*. Alger: Organisation Internationale du Travail Bureau de l'OIT.
20. *National Statistics Office*. Retrieved April 9, 2023, from <https://www.ons.dz/>
21. Ouki, M. (2019). *Algerian gas in transition*. Oxford Institute for Energy Studies. <https://doi.org/10.26889/9781784671457>

22. Perotti, R. (2004). *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. Working Papers. 276*, IGER, Bocconi University.
23. Pfaff, B. (2008). VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4), 1-32. <https://doi.org/10.18637/JSS.V027.I04>
24. Pham, B. T., Sala, H. (2022). Cross-country connectedness in inflation and unemployment: measurement and macroeconomic consequences. *Empirical Economics*, 62(3), 1123-1146. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02052-0>
25. Popescu, C. C., Diaconu, L. (2022). Inflation – Unemployment Dilemma. A Cross-Country Analysis. *Scientific Annals of Economics and Business*, 69(3), 377-392. <https://doi.org/10.47743/saeb-2022-0012>
26. Rotwein, E. (2006). *Writings on Economics - 1st Edition - David Hume - Routledge Book*. Routledge.
27. Qin, Y. (2020). *The Relationship Between Unemployment and Inflation--Evidence From U.S. Economy*. 157-162. <https://doi.org/10.2991/AEBMR.K.201211.029>
28. Ravnik, R., Zilic, I. (2011). The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia. *Financial Theory and Practice*, 35(1), 26-58.
29. Roqiya, S. (2021). *Study of the Relationship between Inflation and Unemployment Rates in North African Countries (Algeria, Morocco and Tunisia) during the Period 1991-2017*. Université de M'sila.
30. Santomero, A. M., Seater, J. J. (1978). The Inflation-Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature. *Journal of Economic Literature*, 16(2), 499-544.
31. Sköld, E., Tesfay, K. (2020). *The relationship between inflation and unemployment in Sweden*. A Bachelor Thesis on Economics. Vasteras: Mälardalen University.
32. Stock, J. H., Watson, M. W. (2001). Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115. <https://doi.org/10.1257/JEP.15.4.101>
33. Thornton, H. (2018). *An enquiry into the nature and effects of the paper credit of Great Britain*. Routledge.
34. Uddin, P. S. O. (2013). Causes, effects and solutions to youth unemployment problems in Nigeria. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 4(4), 397-402. <https://hdl.handle.net/10520/EJC142049>
35. Wolf, H. (2005). Volatility: Definitions and Consequences. In: J. Aizenman, B. Pinto, (edit.), *Managing Economic Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511510755.004>
36. *World Employment and Social Outlook – Trends 2020*. Retrieved April 10, 2023, <https://www.ilo.org/publications/world-employment-and-social-outlook-trends-2020-0>



This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0). License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.pl>) allowing third parties to copy and redistribute the material in any medium or format and remix, transform, and build upon the material for any purpose, even commercially.