المجلد العاشر (العدد ٢٠)
رجب ١٤٣٤هـ - يونيو ٢٠١٣م

جامعة الملك سعود
King Saud University

دراسات اقتصادية

أولاً: البحوث والدراسات

- العلاقة السببية بين كمية النقود وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية.
  نورة عبد الرحمن اليوسف
- هل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي السعودي مستقر الفروق أم مستقر الاتجاه؟ الأدلة والآثار (إنجليزي).
  صديق أحمد شمبول

ثانياً: مقالات وعرض كتب

- كيف تبحث (عرض كتاب).
  ممدوح عوض الخطيب

ثالثاً: ملخصات رسائل

- محددات التدفقات التجارية البينية لدول مجلس التعاون الخليجي: دراسة قياسية باستخدام نموذج الجاذبية.
  ندى بنت ناصر القضيب

السلسة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية
نصف سنوية محكمة
تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية

ردمد: ١٣١٩-٥٤٩٢

دراسات اقتصادية
المجلد العاشر
العدد العشرون
رجب ١٤٣٤هـ - يونيو ٢٠١٣م

Volume 10 (No. 20)
Rajab 1434 - June 2013

جامعة الملك سعود
King Saud University

Economic Studies

First: Articles

- ***Is Saudi Real GDP Difference or Trend Stationary? Evidence and Implications.***
  Al-Siddiq A. Schamboul
- ***The Causal Relationship Between the Quantity of Money and Some Macroeconomic Variables in the Kingdom of Saudi Arabia.***
  Nourah A. AlYousef

Second: View Articles and Books

- ***How to Research.***
  Mamdouh Awad Al-Khatib

Third:Thesis Abstracts

- ***Determinants of Intraregional Trade Flows for the GCC Countries: A Gravity Model Approach.***
  Nada Nasser Algadheeb

A Refereed Bi Annual Series
of The Saudi Economic Association
Published by The Saudi Economic Association

ISSN: 1319-5492

دراسات اقتصادية

أولاً: البحوث والدراسات

*** العلاقة السببية بين كمية النقود وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية**

نورة بنت عبد الرحمن اليوسف

*** هل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي السعودي مستقر الفروق أم مستقر الاتجاه؟ الأدلة والآثار (إنجليزي)**

صديق أحمد شمبول

ثانياً: مقالات وعرض كتب

*** كيف تبحث (عرض كتاب)**

ممدوح عوض الخطيب

ثالثاً: ملخصات رسائل

*** محددات التدفقات التجارية البينية لدول مجلس التعاون الخليجي: دراسة قياسية باستخدام نموذج الجاذبية**

ندى بنت ناصر بن سليمان القضيب

دارسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

المجلد العاشر

العدد (٢٠)

رجب (١٤٣٤هـ) ***يونيو (٢٠١٣م)***

أعضاء هيئة التحرير

أ. د. خالد بن حمد القدير	(رئيساً)
د. أحمد بن عبد الكريم المحيميد	(سكرتيراً)
أ. د. محمد بن إبراهيم السحيباني	(عضواً)
أ. د. عادل محمد خليفة غانم	(عضواً)
د. بندر بن أحمد محمد أبا الخيل	(عضواً)

الصف والإخراج الفني/ الطيب بخيت إدرس

المحتويات

أولاً: البحوث والدراسات

*** العلاقة السببية بين كمية النقود وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية ١**

نورة بنت عبد الرحمن اليوسف

*** هل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي السعودي مستقر الفروق أم مستقر الاتجاه؟ الأدلة والآثار (إنجليزي) ١**

صديق أحمد شمبول

ثانياً: مقالات وعرض كتب

*** كيف تبحث (عرض كتاب) ٤٣**

ممدوح عوض الخطيب

ثالثاً: ملخصات رسائل

*** محددات التدفقات التجارية البينية لدول مجلس التعاون الخليجي: دراسة قياسية باستخدام نموذج الجاذبية ٥٥**

ندى بنت ناصر بن سليمان القضيب

Economic Studies

Articles

- ***Is Saudi Real GDP Difference or Trend Stationary? Evidence and Implications.***
  Al-Siddiq A. Schamboul
- ***The Causal Relationship Between the Quantity of Money and Some Macroeconomic Variables in the Kingdom of Saudi Arabia.***
  Nourah A. AlYousef

View Articles and Books

- ***How to Research***.
  Mamdouh Awad Al-Khatib

Thesis Abstracts

- ***Determinants of Intraregional Trade Flows for the GCC Countries: A Gravity Model Approach***.
  Nada Nasser Algadheeb

Economic Studies: A Refereed Bi-annual Series of the Saudi Economic Association, Volume (10), No. (20)

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Volume (10)
No. (20)

JUNE (2013) ***RAJAB (1434)***

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Editorial Board

Editor-in-Chief : *K. H. Alqudair*
Editor : *A. A. Almohaimeed*
Associate Editors
M. A. Al-Suhaibani
A. M. Ghanem
B. A. Aba alkhail

Type Setting: AL-Tayeb Bakheit Idris

Contents

Articles

- ***Is Saudi Real GDP Difference or Trend Stationary? Evidence and Implications.***
  Al-Siddiq A. Schamboul
- ***The Causal Relationship Between the Quantity of Money and Some Macroeconomic Variables in the Kingdom of Saudi Arabia.***
  Nourah A. AlYousef

View Articles and Books

- ***How to Research***.
  Mamdouh Awad Al-Khatib

Thesis Abstracts

- ***Determinants of Intraregional Trade Flows for the GCC Countries: A Gravity Model Approach***.
  Nada Nasser Algadheeb

Is Saudi Real GDP Difference or Trend Stationary? Evidence and Implications

Al-Siddiq A. Schamboul*

Abstract

This study is an attempt to analyze the time-series behavior of the Kingdom's real **GDP** covering the period spanning 1980-2011. Behavior in this context refers to the underlying stochastic process that characterizes the **GDP** series over this period. More specifically, the focus is primarily on the extent to which **GDP** behavior over this period may be characterized by the presence of a deterministic time trend process (known as trend stationary process, TSP) or alternatively by the presence of stochastic trend process (known as difference stationary process, DSP). These two processes have different time series properties with important economic implications and consequences. Building on the work of Nelson and Plosser (1982) and employing ADF univariate unit root test, our analysis shows that movement in the natural log of KSA real GDP is characterized by a *difference-stationary* process (DSP) rather than evolving as *trend-stationary* process (TSP). The KPSS null stationarity test is also performed on the same set of data. Results

* The comments and suggestions of two anonymous referees are highly acknowledged.

from KPSS test are consistent with those obtained by ADF test providing further evidence for our findings. Our finding implies that temporal shocks to real GDP tend to have permanent effects. The economic implication is that supply or real shocks being random in nature, such as technology shocks, are contributing much more to output path relative to nominal demand shocks. The conclusion reached is consistent with findings reported by Nelson and Plosser (1982) that US GDP is *difference-stationary* i.e. has a unit root in its AR representation.

I Introduction

The issue of whether GDP is best characterized as trend stationary process (TSP) or difference stationary process (DSP) is one of the widely investigated topics in macroeconomics following the publication of the seminal paper by Nelson and Plosser in 1982. Prior to that highly influential work the common practice of macroeconomists was to model GDP, as well as other macroeconomic time series, as a sum of secular component and cyclical component. According to this conventional representation, the secular component is represented by a nonstationary deterministic trend (being linear or non linear) and the cyclical component is assumed to be stationary process. Hence, fluctuations in economic time series are viewed as temporary (*short-run*) deviations around the (*long-run*) deterministic trend. If the cyclical component is assumed to be stationary, the deterministic trend must be linear. The basic characteristic of this model is that shocks (positive or negative) in the observed series tend to dissipate over

time and eventually converge to the trend path with no bearing on the long-run behavior. Since these shocks are temporary in nature, aggregate nominal demand shocks, fiscal and monetary, are typically assumed to be the primary source of fluctuations in output. In their paper, **Nelson and Plosser** (1982, p. 140) challenged this time-honored view and argued persuasively that "the class of integrated stochastic process exemplified by the random walk, also exhibit secular movement but do not follow a deterministic path". If this is the case, then shocks tend to "*persist*" over time without reverting to specific trend or "attractor" a feature referred to as "mean reversions" in time series nomenclature. This conclusion is obviously inconsistent with the conventional view which represents business cycle as temporary stationary fluctuations around the **natural real output**. If movements in GDP are random as it is under random walk characterization the conventional trend-cycle decomposition through "detrending" is unduly incorrect (Rudebusch, 1993).

Nelson and Plosser attributed this "persistence" to shocks induced by the supply-side or real factors on the ground that such shocks (e.g. technology shocks) are random in nature. This is in stark contrast with the conventional view of the "mean reverting" stationary version with profound economic implications and interpretations. For example, if real GDP is best represented by DS class then supply shocks such as technological innovation not the demand shocks are perceived to be the primary cause of changes in output since the latter is assumed to be temporary whilst the former

will have permanent effects and will therefore persist for ever. In addition, Nelson and Plosser (1982) emphasized the fundamental difference between the two processes with respect to the appropriate method of trend removal or what is generally referred to as transformation required to induce stationarity in time series jargon__ an issue originally raised and analyzed by Nelson and Kang (1981).

The widespread acceptance of the DS characterization of macroeconomic variables has swiftly triggered a large and growing number of empirical studies designed to test the presence or absence of a unit root in observed macroeconomic data. Notable early contributions testing univariate unit root include Nelson and Plosser (1982), Stulz and Wasserfallen (1985), Stock and Watson (1986) Campbell and Mankiw (1987), Perron and Philips (1987), Cochrane (1988), Christiano and Eichenbaum (1990), Rudebusch (1992, 1993), and more recently Lucke (2002), and Jannati et al. (2013). Campbell and Mankiw used long-run component method to test for the presence of unit root and concluded that "indeed, it hard to reject the view that the postwar US real GDP is as persistent as a random walk with a drift". Cochrane using a different method found that the random walk component of the GDP is one-third of the innovation variance and based on this finding concluded that"if there is a random walk component in the GDP at all, it is small". Lucke examined the German GDP using ADF and KPSS tests and found that both tests suggest a difference stationary model i.e. has a unit root. Jannati et al. employ linear and nonlinear tests on 16

Asian countries taken individually including KSA. Their results are mixed.

Recent empirical studies designed to test unit root use panel data procedures within international, continental and sub-continental, industrialized, and specific economic group contexts in an attempt to improve the power and size of the test. For example, Rapach (2002) applied panel unit root test to international real GDP and real GDP per capita data and found that results overwhelmingly indicate nonstationarity. Narayan (2008) examined whether per capita GDP for 15 Asian countries is panel stationary and finds evidence of stationarity for 10 out of 15 countries. Murthy and Anoruo (2009) apply the non-linear unit root test (KSS) to the per capita real GDP time series in 27 African countries over the period from 1960 to 2007. The results show that in one-third of the countries, the series are stationary with non-linear mean reversion.

Hadri and Rao (2009) apply the panel stationarity test allowing for structural breaks to examine whether 14 macroeconomic variables, including real GDP, real GDP per capita and nominal GDP, of OECD countries can be best represented as random walk or stationary fluctuations around a deterministic trend and they reported that the null of stationarity cannot be rejected for all the 14 macroeconomic variables examined in the study. All in all, the results produced by different unit root tests procedures are mixed.

The Saudi economy has constantly been subject to several innovations (shocks) being fiscal, monetary and/or real in nature over its historical path. These shocks or innovations tend to have a

dynamic impact on the behavior of the overall economy. The nature and extent of the impact of these shocks depend on whether the time series are stationary or nonstationary. Stationary time series tend to have temporary effect of innovations while nonstationary series tend to have permanent effect. Therefore, knowledge of whether these shocks may have permanent (persistent) or transitory (temporary) impacts on the long-run path of the economy depend crucially on the underlying data generating process (**DGP**). The broadest measure of the overall economic activity of the economy during a specified period of time is the Gross Domestic Product, often abbreviated (**GDP**). According to the received economic theory, **GDP** tends to grow over time suggesting that the underlying series is nonstationary. The methods used for modeling the trending behavior in economic time series consist of the DS and TS. These models have fundamental statistical differences with profound economic implications and consequences and hence it is imperative to determine which model best represents the observed time series in order to infer the economic implications of each.

This paper contributes to the issue of nonstationarity by applying the Augmented-Dickey-Fuller (ADF) and KPSS tests to the natural log of KSA real GDP to distinguish between DSP and TSP. Jannati *et al*. (2013) examined the time series properties of KSA real per capita GDP for the period 1970-2009 as part of 16 Asian countries using ADF, DF-GLS, and the nonlinear KSS tests. The results obtained from ADF test are consistent with our findings but the other two tests indicate stationarity of the KSA real GDP. It should

be noted that critical values for the DF-GLS are calculated for 50 observations and may not be accurate for a sample size of 31 observations as in our present study.

The present study is organized as follows: section I provides a statement of the problem and the maintained hypothesis. Section II sets forth the description of the two stochastic processes used to model nonstationary time series and explore the difference between them. Section III reviews the Kingdom real GDP concentrating on its evolution and how it is related to nonstationarity. Section IV describes methodology and data. Empirical results are presented in section V. Section VI concludes.

I Statement of the Problem

Nominal and real GDP series, like many other macroeconomic series, exhibits obvious trending behavior (upward or downward movement) when plotted against time. The basic notion of a trend, represented as $\Delta y_t \cong y_t - y_{t-1}$, is a process that changes over time. These changes or movements are represented by two major functional forms in economic modeling: deterministic and stochastic trends. When the trend changes with a constant scalar coefficient over period, the process is described as *deterministic trend* whereas when the change in the process is random between successive points in time the process is described as *stochastic trend*. These two functional forms belong to a class of nonstationary models classified as trend-stationary (TS) and difference-stationary (DS) respectively. Although both models are nonstationary, however they differ fundamentally in their statistical properties in

terms of forecasts of the series, dynamic multipliers, variance of the forecast error, and transformation required to induce stationarity (see Hamilton, 1994, p. 438) with important implications and consequences. The primary objective of the present study is to identify the underlying model that best characterized the data series of the Kingdom Gross Domestic Product (**GDP**). The basic tool used to achieve the stated objective is the unit root test.

Formally, consider the observed data $y=(y_1, y_2,..., y_n)$ and the first order autoregressive process model assumed to generate such data

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \delta t + \varepsilon_t \qquad [1]$$

Where y_t is the logarithm of the observed data, α, ρ, δ are constants, t is time index and $\{\varepsilon_t\}$ is white noise usually referred to as innovations or shocks. This model embeds both the TS and DS processes. Consider further the maintained hypothesis that:

$$H_0; \rho = 1$$

$$H_A; \rho < 1$$

Here, H_0 is the null hypothesis and H_A is the alternative hypothesis. We want to test which value of ρ is consistent with the observed data. If the estimated value $\hat{\rho}$ is congruent with H_0 we conclude that the behavior of the system is of the DSP class i.e., contains a unit root and if, on the other hand, the estimated value $\hat{\rho}$

is consistent with H_A we conclude that the behavior of the system is of the TSP class[1].

In practice, the unit root hypothesis may be tested in a number of ways including DF and ADF tests, Philips-Perron PP test, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin KPSS test, Sargan-Bhargava SB test. The first three tests have nonstationarity as a null while the KPSS test has stationarity as a null. The SB is in the Durbin-Watson framework (see Maddala and Kim 1998 for details). In this paper, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test is used to test for the null hypothesis of the unit root in the natural log of real GDP. The ADF test is an extension of the DF test with first difference terms of the variable added for the purpose of removing serial correlation in the error terms. The ADF remains the most common unit root test used in practice. To check the robustness of the results obtained from the ADF test, the study also applies the KPSS test which has stationarity as null hypothesis on the same set of data.

II Deterministic versus Stochastic Trends

An observed univariate time series $\{Y_t\}$ is a collection or realization of a sequence of random variables representing a sample path over an interval of time (see, for example, Patterson, 2010, p.17). Such a sequence of random variables is referred to as *stochastic process* in time series jargon. Critical to understanding the underlying characteristics of the sample time path of such process, is the

[1] The case of ρ >1 makes the process explosive and, though nonstationary, is usually ruled out in economic applications.

concept of stationarity. In the econometrics literature, there are two types of stationarity: strict and weak stationarity. **Strict** stationarity requires that the joint probability distribution of $Y_t,...,Y_T$ is the same as the joint probability distribution of $Y_{t+1},...,Y_{T+k}$ for all *t* and *k*. **Weak** stationarity is defined in terms of the first and second moments of the series and in practice is less restrictive and is commonly preferred. Weak stationarity is assumed throughout this paper. Formally, a process is referred to as *weakly*, *second-order* or *covariance stationary*, if for an arbitrary *t* and *k*, $t \neq k$:

Mean: $\mathrm{E}[Y_t] = \mu \prec \infty$ for all *t*,

Variance: $Var[Y_t] = \mathrm{E}[Y_t - \mu]^2 = \sigma^2 \prec \infty$

Autocovariance: $\mathrm{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \mathrm{E}(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \gamma_k$ for all *t* and *k*

In other words, *weak stationarity* implies that mean and variance of a random or stochastic process generating the data are invariant to time shift and its autocovariance depends only on the lag length *k* and not on the specific value of *t*.

A stochastic process that is not stationary is said to be **nonstationary process**. Therefore, violations of any or all of the above mentioned properties render the process nonstationary: in the mean, variance or autocovariance. In this paper we are focusing on the nonstationarity in the mean. As a matter of fact, many observed macroeconomic variables are exhibiting features that are consistent with nonstationarity. This feature is manifested empirically in the trending behavior (upward or downward) of the variable when plotted against time. This is the case, for example, for the level of

GDP in Figure (2). The trending behavior underscores the presence of nonstationarity that must be incorporated in any entertained model of such series. However, nonstationarity may arise as a result of the presence of deterministic trend or stochastic trend. These two processes are different and modeling time series without regard to the nature of the underlying data generating process leads to serious misspecification.

Therefore, the first and critical task is to examine the presence of nonstationarity in observed data using time plot, diagnostic and descriptive tools. Having established that, the next step is to determine the appropriate form of trend in nonstationarity i.e., is it deterministic or stochastic trend? These two forms, though both are nonstationary, have different statistical properties with profound economic implications.

This section provides a detailed description of TSP and DSP models and discuses the connection between them and the concept of nonstationarity outlined above. Their properties with respect to the concept of persistence, or dynamic multipliers, will also be explored in the section.

■Trend-Stationary Model (TS)

The (TS) model is the conventional and popular approach used routinely by macroeconomists to model macroeconomic variables prior to 1982 (see Blanchard, 1982). In the case of output, the basic idea is to decompose output into independent secular or trend component and cyclical component. Typically, the secular component is viewed as being a representation of the long-run

unabated deterministic trend or growth rate and the cyclical component is viewed as short-run stationary fluctuations around the deterministic trend. As noted by Christiano and Eichenbaum (1990, p. 6) if the cyclical component is assumed stationary, the deterministic trend must be linear. The linear deterministic trend plus a stationary component model has the following specification:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \theta(L)\varepsilon_t \qquad [2]$$

Where y_t denotes the natural logarithm of raw data (real GDP in our case**)**, β_0 and β_1 are scalar constants representing the intercept and the slope respectively and *t* is time index. The trend is supposed to grow at a constant rate β_1 each year and hence is deterministic or fixed. The sequence $\{\varepsilon_t\}$ is a series of white noise, which requires that $\mathrm{E}(\varepsilon_t) = 0$, $\mathrm{E}(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ for all *t*, and $\mathrm{E}(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = 0$, for $t \neq k$. Here $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \ldots$, is a polynomial in the lag operator *L* for which $Ly_t = y_{t-1}$ and $\theta(L)$ is assumed to be invertible that is the roots of $\theta(z) = 0$ are outside the unit circle. In light of the foregoing specifications, fluctuations of $\{y_t\}$ are viewed as stationary (temporary) bounded deviations around the line of the deterministic trend expression $\beta_0 + \beta_1 t$. By virtue of independence, the cyclical component is computed as a residual of the observed series less the estimated trend a process referred to as "detrending". Residuals thus obtained are stationary. For this reason the model is commonly called a **trend-stationary** (TS) in time series literature.

To establish the nonstationarity of the TS model we need to compute its mean and variance. The unconditional mean and the variance of the above process are:

$$\mathrm{E}[y_t] = \beta_0 + \beta_1 t \qquad [3.A]$$

$$\mathrm{var}[y_t] = \frac{\sigma^2}{(1-\theta^2)}. \qquad [3.B]$$

It is clear that the variance does not exist when $\theta \geq 1$. While the variance of the TS model is time invariant, however its mean is time dependent and the process is consequently rendered nonstationary in the mean by the definition of nonstationarity. Note that whilst the TS model is nonstationary, the cyclical component is stationary. Such a process is also referred to as "mean reverting" since the mean serves as an attractor towards which the process is always gravitating after perturbation.

■**The *Difference-Stationary Model (DS)***

The conventional representation of real output as a TS model was challenged by Nelson and Plosser (1982) who argued persuasively that integrated stochastic model also exhibits secular movement but do not follow a deterministic path. In the case of output, the stochastic model maintains that changes (or growth rates) between successive points in time are random not fixed. In other words, the trend evolves over time in a stochastic unpredictable manner. This type of behavior, as remarked by Nelson and Plosser, is exemplified by a random walk representation with fundamental difference in statistical properties compared with the TS model. These

fundamental differences will be discussed shortly. Consider the following specification:

$$y_t = a_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad [4]$$

Equation [2] is an example of *first-order stochastic difference* equation known as random walk with a drift in time series literature. According to this specification, the value of y_t at time *t* is expressed as a function of its own first lagged value y_{t-1} plus a random shock, ε_t with statistical properties as defined before.

Taking the first difference of equation [4] yields:

$$\Delta y_t = a_0 + \varepsilon_t \qquad [5]$$

Where the symbol Δ is the difference operator such that $\Delta y_t = (1-L)y_t = y_t - y_{t-1}$ and L is the lag operator as defined before. Here the value of y_t changes by $a_0 + \varepsilon_t$ which is seen to be random as Δy_{tt} is likely to be above a_0 as below it. In other words, changes are unpredictable with no foreseeable pattern. In this formulation, both the mean and the variance are invariant and the process is thus stationary, hence the name "*difference stationary*". The random walk with drift model implies that the original series is nonstationary and, following Box and Jenkins, needs to be differenced in order to induce stationarity.

In order to compute the mean and variance of the process in equation [4] we need to solve the first-difference equation. If the process in [4] is assumed to start at *t* = 0 then by recursive substitution, the solution of the difference equation is

$$y_t = y_0 + a_0 t + \sum_1^t \varepsilon_t \qquad [6]$$

Here y_t is the sum of the deterministic trend $a_0 t$ and stochastic trend $\sum_1^t \varepsilon_t$ and the behavior of y_t is governed by these two nonstationary components. Indeed, as Enders (2010, p. 186) noted a random walk with a drift is a pure model of a trend; there is no separate stationary component. The nonstationary component resembles the Beverage-Nelson decomposition of the permanent component into deterministic trend plus stochastic trend. Maddala and Kim (1998, p. 29) describe such type of variation as systematic but is hardly unpredictable and the sequence is said to have a stochastic trend. Based on equation [6] the mean and variance are:

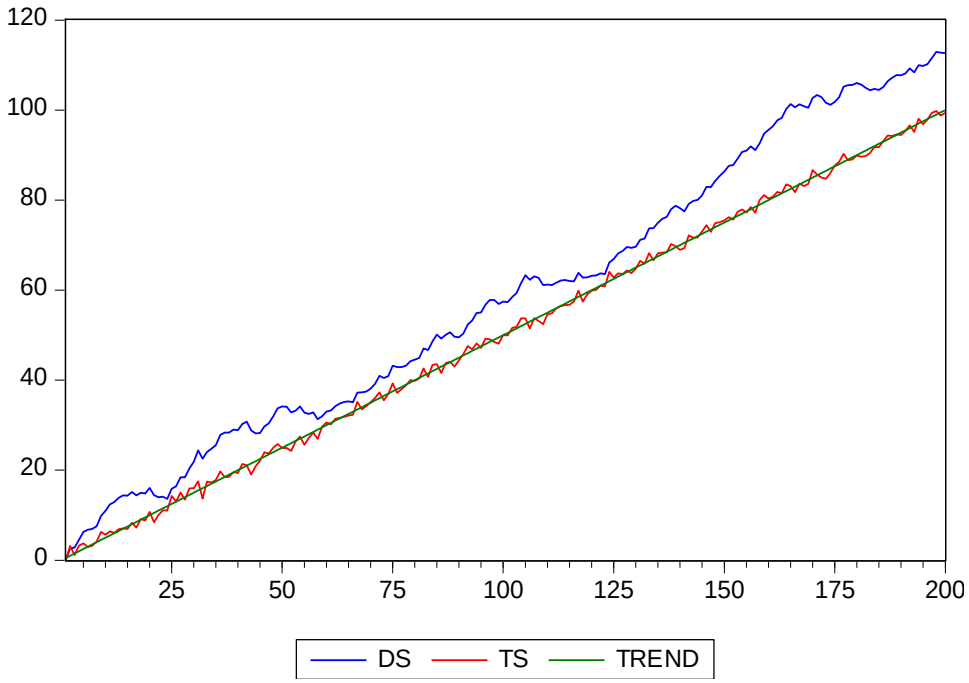
$$\mathrm{E}[y_t] = y_0 + a_0 t \qquad [7.A]$$

$$\mathrm{var}[y_t] = t\sigma_\varepsilon^{\,2} \to \infty \text{ as } t \to \infty \qquad [7.B]$$

Hence, both mean and variance of the random walk with drift are time dependent rendering the process, as a result, nonstationary.

As an illustration we simulated three time series generated by the deterministic time trend model (TS), the stochastic trend model (DS) and the trend model (Trend). The series are generated by the trend-stationary process, the stochastic trend process and the trend process. Figure (1) is a picture of the time path of the simulated processes with $\beta_0 =$ 0.5 and $\beta_1 =$ 0.5. TS is the plot of the deterministic trend model computed as a sum of the deterministic linear time trend $\beta_0 + \beta_1 t$ and the stationary component $\theta(L)\varepsilon_t$ while the term "Trend" represents only the estimated trend.

Figure (1) Simulated Random Walk with drift



As the plot clearly shows, the DS model appears to resemble closely the evolution of the GDP as portrayed in Figure (2) below compared with the TS model. Notice the stationary fluctuations around the deterministic time trend.

We now come to the discussion of the basic differences between DS and TS models. The DS representation in equation [6] is seen to look similar to the TS representation in equation [2]. However, these two processes have different statistical properties arising primarily from the different MA representation of each. The

fundamental difference between TS and DS was originally emphasized by Nelson and Plosser (1982, pp. 142-143). Hamilton (1994, pp. 438-444) provides detailed account of comparison between TS and DS in terms of forecasts of the series, dynamic multipliers, variance of the forecast error, and transformation needed to achieve stationarity.

To start with, the basic fundamental difference between TS and DS is that shocks to the former are transitory while shocks to the latter are persistent. This feature is referred to as "mean reversion" or "visits to the origin" in the sense that the mean is the origin towards which the system is always gravitating after a temporal shock. This feature is generally interpreted as implying that transitory shocks have no long-run impact on the series trend while persistent shocks do have long-run cumulated effects. In the case of output, if the secular movements are represented by a DS model, then the impact of temporal shocks continues to persist in the indefinite future while if movements are represented by the TS model, then the impact of temporal shocks tend to decay off over time with no effect on the long-run behavior of output.

The second fundamental difference is the transformation operation required to achieve stationarity in each process. Applying "differencing" operation to a TS process introduces a unit root in the MA representation; a process referred to as *over-differencing*. On the other hand, applying "detrending" operation to a DS process does not remove nonstationarity; a process referred to as *under-differencing* (see Maddala et al. 1998, p. 18-19 for details). This

pitfall was first recognized and explained by Nelson and Kang (1981). In the case of output, if the data generating process is of the DS class, then "detrending" operation will not accomplish stationarity while if the data generating process is of the TS class, then "differencing" operation will not induce stationarity. As noted by Nelson and Plosser (1982, p. 140), models based on inappropriate operations are miss-specified.

III KSA Real GDP

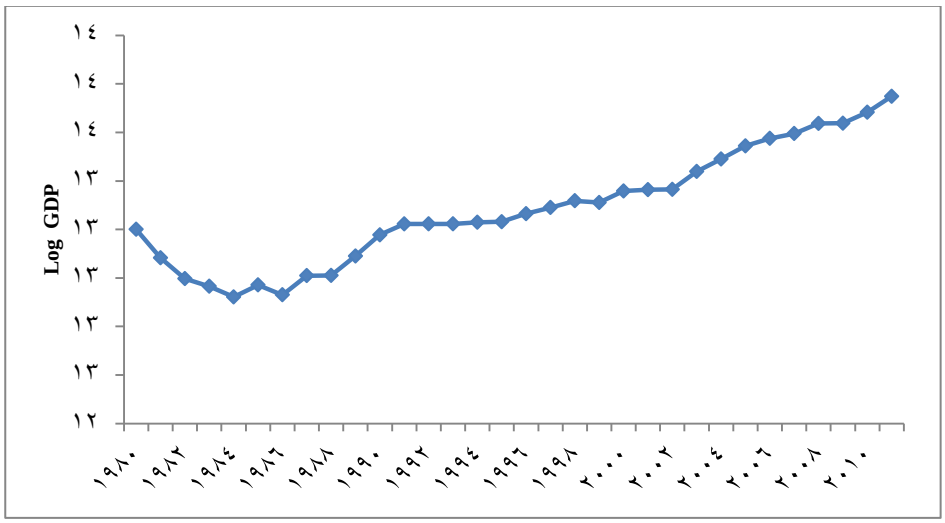
GDP is the official and primary measure of the total final goods and services produced within a given year in a country valued at current market prices. GDP expressed in current market prices is known as nominal GPD. Two factors make up the increase in nominal GDP over time; first the increase in prices of goods and services over time, second the increase in the production of goods and services over time. Economists are interested in the changes of physical production over time as it reflects the status of welfare and standard of living. For that reason real GDP is often used rather than the nominal one. Real GDP measures the value of total production of final goods and services using the prices of a common base year (CDSI is now using 1999 as a base year). The key features of real GDP are its level and the rate of growth over time. The level of GDP is concerned primarily with its magnitude and fluctuations in the short-run and thus is viewed as being in the domain of *business cycle*s, while the rate of growth is concerned with long-run performance of the economy and is thus viewed as being in the domain of economic growth. Based on the data compiled and

published by the Central Department of Statistics and Information (Hereafter, CDSI) the Kingdom's real GDP grew by a factor of 1.7 from SR 540.6 billion in 1980 to SR 935.1billion in 2011. Equivalently, the increase in real GDP corresponds to a compound annual growth rate (CAGR) of 1.73% per year for the same period. The long-run rate of growth though apparently appears to be small can have important effects on the standard of living of the people. If KSA economy continued to grow at the rate of 1.73 percent per annum for the next 30 years, the level of GDP would be 67% higher than it is level today ($(1.0173)^{30} - 1 = 67\%$). The long-run rate of growth in GDP is the focus of the present study because trend is associated with the rate of growth and the trending behavior of the output is what this study seeks to discern and analyze statistically. The time plot of Real GDP, like most macroeconomic variables, typically exhibits upward trending behavior reflecting the long-run growth of the economy as suggested by economic theory. Figure (2) shows the time plot of the natural log of annual Saudi real GDP, with goods and services measured at their 1999 prices, for the period spanning 1980 through 2011, a total of 32 observations. Expressing real GDP in logarithm has the desirable property that changes in the log of the variable are approximately equal to relative changes in the variable itself[2]. Visual inspection of the plot of real GDP in Figure (2) indicates that the series have an obvious

[2] Let $(1-L)\log y_t = \log y_t / y_{t-1} \leq y_t / y_{t-1} - 1 = (y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$. The last term is seen to represent rate of growth of the variable.

steadily increasing pattern most of the time, which reflects the fact that the economy has been growing over time. Such a trending behavior (upward or downward) is quite common in economic time series and is a visible symptom of nonstationarity in the data generating process.

Figure 2: Evolution of the Saudi Annual Real GDP over the Period 1980-2011



Besides visual inspection, estimation of the autocorrelation coefficients in a time series is another way of evaluating the stationarity or nonstationarity of the mean of the time series. Autocorrelation denoted by the symbol $\{\rho_k\}$ for $k = 0,1,...,n$, measures the magnitude of similarity between the variable and a time shifted version of itself. If the mean is time-independent, in other words stationary, then the estimated ACF drops off rather

quickly towards zero. By contrast, if the mean is time-dependent then the ACF drops off slowly towards zero. Box and Jenkins (1976, p. 33) suggest that the maximum number of useful estimated autocorrelations is roughly *n*/4, where *n* is the number of observations. Here we have 32 observations, so the number of useful autocorrelations computed is 8. Table (1) reports the estimated sample autocorrelations coefficients, *t*-values, and Ljung-Box-Pierce Q[3] test statistics for the KSA real GDP data in levels. Furthermore, the plot of the *autocorrelation function*- known as the correlogram- which represents the pattern of dependence is also shown.

Table (1) Estimated Sample Autocorrelations

Correlogram	AC value	t-values	Lag (*k*)	Q-stat	Probability
. |*******	0.915	5.169	1	29.365	0.000
. |******	0.825	4.661	2	54.042	0.000
. |*****	0.722	4.079	3	73.618	0.000
. |****	0.608	3.435	4	87.969	0.000
. |****	0.496	2.802	5	97.879	0.000
. |***	0.385	2.175	6	104.09	0.000
. |**.	0.283	1.599	7	107.56	0.000
. |* .	0.192	1.085	8	109.24	0.000

[3] Ljung-Box-Pierce Q test statistic is defined by the equation $Q = n(n+2)\sum_{k=1}^{k} \frac{\hat{\rho}_k^{\,2}}{n-k}$, where n is the number of observations, and *k* is the maximum lag. The statistic is distributed as a χ^2 distribution.

The column labeled "*t*-value" measures the statistical significance of individual autocorrelation coefficient (AC). Use is made of Bartlett (1946) approximation that the asymptotic distribution of $\rho_{(k)}$ is normal with mean zero and standard deviation $1/\sqrt{n}$ where *n* is sample size to compute the *t*-statistics. Since *n* is 32 in our data, the standard deviation is $1/\sqrt{32} = 0.177$. The dotted lines represent two standard errors around zero. As the Table shows, the first six autocorrelations have absolute *t*-values exceeding 2.0. The ACF of the GDP time series is thus behaving in a pattern similar to the ACF of a random walk (See Nelson and Plosser, 1982:147)[4]. Furthermore, Pankratz (1983: 43) suggested that if estimated autocorrelations have absolute *t*-values greater than roughly 1.6 for the first five to seven lags, this is a warning that the series may have nonstationary mean.

While the *t*-statistic measures individual autocorrelation coefficients, the "*Q*-Stat" measures whether any group of autocorrelation coefficients is statistically significantly different from zero at specified level of significance. Since the statistic is distributed as χ^2 as asserted in footnote (3) then if the calculated

[4] For nonstationary time series the autocorrelation coefficient is defined as $\rho_k = [(t-k)/t]^{0.5}$ so that for large *t* with *k* considerably less than *t*, $\rho_{(k)}$ is close to unity. Hence, the correlogram for a trending or nonstationary process is characterized by autocorrelations that decay gradually or slowly from unity.

sample value of Q exceeds the critical value of χ^2 with appropriate degrees of freedom, we conclude that the group of sample autocorrelations is statistically different from zero. The estimated Q values indicate that this is indeed the case providing further evidence for our earlier findings using individual sample autocorrelation.

The major two operations employed to induce stationarity when the original data series is nonstationary are "differencing" and "detrending". As noted in the previous section, differencing of time series generated by a stochastic trend induces stationarity. Table (2) shows the sample autocorrelation coefficients of the first-differences of same set of data. It is quite evident that taking the first-differences has essentially reduced autocorrelations to zero and thus has the effect of inducing stationarity in the series.

Table (2) First Differences

Correlogram	AC value	t-values	Lag (*k*)	Q-Stat	Probability
. |**. |	0.318	1.796	1	3.4384	0.064
. |**. |	0.339	1.915	2	7.4856	0.024
. | . |	0.066	0.372	3	7.6424	0.054
. | . |	-0.043	-0.242	4	7.7113	0.103
. | . |	-0.012	-0.067	5	7.7167	0.173
.*| . |	-0.168	-0.949	6	8.8672	0.181
. | . |	-0.040	-0.225	7	8.9371	0.257
. *| . |	-0.204	-1.152	8	10.783	0.214

Since the first-differences of the GDP series are stationary based on the behavior of the correlogram they are referred to as integrated of order zero denoted *I* (0). This result is generally interpreted to mean that the level of the original series are integrated of order one denoted *I* (1) i.e. nonstationary. While the autocorrelations of the first-differences show positive autocorrelations at the first three lags, there are many negative autocorrelations thereafter. This is generally interpreted as implying return towards, albeit not all the way back to, its previous forecast level following a shock. Based on Beverage-Nelson decomposition of I (1) data into random walk with drift component and stationary component and the fact that some of the autocorrelations are negative, the full impact of the shock will depend on the outcome of these two components.

IV Methodology and Data

Our primary objective is to test the null hypothesis that the log of real GDP contains a "unit root" and thus is of DSP class versus the alternative hypothesis that the log of real GDP contains a root of less than one and is thus of the TSP class using the same set of data. Therefore, the entertained model used for testing the maintained hypothesis must be capable of containing both hypotheses nested as alternatives. As noted by Hatanaka (2003, p. 17) there exists two methods to distinguish DS and TS. One is in terms of the presence or absence of long-run component, and the other whether the dominating root of the characteristic polynomial is equal to or less than unity. Following Nelson and Plosser (1982) we opt for the

dominating root method in this paper. We begin by assuming that $\{y_t\}$ series is generated by the following specification:

$$y_t = \delta + \beta t + u_t \qquad [8]$$

According to this specification, u_t follows a zero-mean ARMA process of order *p* and *q*:

$$\phi(L)u_t = \theta(L)\varepsilon_t \qquad [9]$$

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ... - \phi_p L^p) \qquad \text{AR } (p) \text{ polynomial} \quad [10.a]$$

$$(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + ... + \theta_q L^q) \qquad \text{MA } (q) \text{ polynomial} \quad [10.b]$$

The polynomials $\phi(L)$ and $\theta(L)$ are assumed to satisfy the conditions for stationarity and invertibility respectively. The specification in [8]-[9] is a general form that allows alternative hypotheses to be embedded in a common model. From [9] equation [8] can be expressed as:[5]

$$y_t = \delta + \beta t + \frac{\theta(L)}{\phi(L)}\varepsilon_t \qquad [11]$$

In general the autoregressive polynomial $\phi(L)$ can be factored as:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ... - \phi_p L^p) = (1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L)...(1 - \lambda_p L) \qquad [12]$$

Where all of the eigenvalues $\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_p$ are inside the unit circle. Then $\phi(L)$ can be written as $(1 - \lambda_1 L)\phi^*(L)$ with $\phi^*(L)$ now of order (*p*-1). On multiplying both sides of equation [4] by $(1 - \lambda L)$ we obtain[6]:

[5] See Hamilton, 1995 p. 437 and McCallum, 1993 p.17 for an account of the derivation of these equations

[6] This is the same as equation [6] in Nelson and Plosser paper (1982, p. 144)

$$(1-\lambda L)y_t = [\delta(1-\lambda)+\lambda B]+\beta(1-\lambda)t+\psi^*(L)\varepsilon_t \qquad [13]$$

Where $\psi^*(L)=\theta(L)\phi^{*-1}(L)$

Equation [13] is seen to be of the same form as equation [2] and since $|\lambda_i|<1$ for all i, y_t is now trend-stationary. If, on the other hand, $\lambda_1=1$ i.e., the autoregressive polynomial $\phi(L)$ has a unit root and $|\lambda_i|<1$ for *i*= 2, 3,…, *p*, then equation [13] yields:

$$(1-L)y_t=\Delta y_t=\beta+\psi^*(L)\varepsilon_t \qquad [14]$$

This is of the same form as the first difference of stochastic-trend process represented by equation [5]. Consequently, equation [13] incorporates both hypotheses as alternatives and thus furnishes the basis for testing the maintained hypothesis whether or not $\lambda=1$[7]. As explained concisely by **McCallum** (1993, p. 17), the researcher maintains the hypothesis that [2] is true, represents it as in equation [13], and then test the ("null") hypothesis that λ is equal to one.

In light of equation [13], the null of a unit root hypothesis becomes the joint hypothesis $[(\lambda,\beta)=(1,0)]$, and the strategy is to test this joint hypothesis. If the null hypothesis is correct then the process is described as *difference-stationary* (**DS**) whereas if the alternative hypothesis is correct then the process is described as *trend-stationary* (**TS**).

[7] Bhargava (1986, p. 372) suggested the following model to test for a unit root:

$y_t=\mu s+u_t$

$u_t=\rho u_{t-1}+e_t \quad (t=1,...,T)$

This model seems to capture the same features presented in equation (13).

Nelson and Plosser (1982) employed the foregoing approach to test for the presence of a unit root in 14 US macroeconomic variables including real GDP employing ADF test. They found that, excluding the unemployment rate, the unit root hypothesis cannot be rejected in 13 macroeconomic variables indicating that these variables are characterized as DSP class.

The Data

The data set used in this paper is the annual real GDP for the period spanning 1980 through 2011. The original data set is compiled and published annually by the Central Department of Statistics and Information (CDSI). This data set was transformed into natural logarithm before processing. Appendix (A) to this paper provides the original series of GDP as reported by CDSI.

V Empirical Results for Unit Root Testing

The well-known Augmented Dickey-Fuller (ADF) t-type unit root test was employed to distinguish between **DS** and **TS** alternative hypotheses. The number of augmenting lags is determined by minimizing Akaike information criterion and by selecting the lag that produces high Durbin-Watson statistic. To test the null hypothesis of DS i.e. has a unit-root against the alternative of TS the following equation is employed:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \beta t + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \theta_2 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_t \qquad [15]$$

Where Δ is the difference operator such that $(1-L)$ and L is as defined before. The test is conducted under the assumption that errors may be serially correlated. To remove serial correlation in

error term, lagged terms of y_t are added to the original DF test. The basic idea is to include enough lagged terms so that the error term is indeed serially uncorrelated. The null in this formulation remains the same i.e. $\gamma = 0$. Notice that equation (15) has an intercept and a time trend. The OLS technique is used to compute the coefficients of interest. However, under the null hypothesis of a unit root, the obtained estimates do not follow a standard *t*-distribution or have a normal distribution even asymptotically.

Dickey and Fuller (1979) have shown that, under the null hypothesis of unit root, the *t*-statistic for $\hat{\gamma}$ follows Brownian process and came up with a modified t-test called τ-test to be used when the DGP contains a unit root. Table (3) reports the results obtained from the regression of the GDP data series (logged) using univariate ADF unit root equation [15]. EVIEWS 7 is used for all computations and simulations.

Table (3). ADF Unit Root Test Results

Regression: $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \beta t + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \theta_2 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_t$

Variable	Coefficient	Std. Error	τ-Statistic	Prob.
y_{t-1}	-0.355	0.133	-2.660	0.014
Δy_{t-1}	-0.008	0.156	-0.053	0.958
Δy_{t-2}	0.285	0.138	2.064	0.050
α (constant)	4.560	1.709	2.669	0.013
t (trend)	0.009	0.004	2.728	0.012

R-squared	0.403	Mean dependent var.	0.025862
Adjusted R-squared	0.304	S.D. dependent var.	0.036597
S.E. of regression	0.031	Akaike info criterion	-3.9841270
Sum squared residuals	0.022	Schwarz criterion	-3.7483863
Log likelihood	62.770	Hannan-Quinn criterion.	-3.9102959
F-statistic	4.054	Durbin-Watson statistic	1.9342584
Probability (F-statistic)	0.012		

Note: The critical values for the ADF tests at 1, 5, and 10% levels are -4.310, -3.574, -3.222, respectively (source: MacKinnon 1996).

The τ -*statistic* corresponding to the coefficient of the variable (y_{t-1}) is equal to (-2.66) which is greater than the **ADF** critical values at all conventional significance levels indicating that the null of unit root cannot be rejected.

Jannati et al. (2013) performed several tests (ADF, DF-GLS, and KSS nonlinear tests) on the KSA per capita real GDP as part of study including 16 Asian countries. Results produced by these tests,

however, are mixed especially with respect to KSA and some other countries. Table (4) shows results reported by Jannati *et al.* for the KSA produced by different tests.

Table (4) Results of Tests for KSA

Test	Lag length	Results
ADF (with constant)	2	-2.547
ADF (with constant and trend)	7	-2.980
DF-GLS (with constant)	1	-3.622***
DF-GLS (with constant and trend)	1	-3.270*
KSS (demeaned data)	2	-2.66*
KSS (detrended data)	7	-3.70**

Source: Jannati et al. (2013), Tables (2, p. 11), (3, p.12), and (4, p. 12)

*, **, ***, indicate the rejection of unit root hypothesis at 10%, 5% and 1% significance level respectively.

It is evident that the unit root hypothesis cannot be rejected under ADF tests at all conventional significance level. Our results in table (3) are consistent and very close to results reported here. However, the results produced by DF-GLS and KSS tests reject the unit root null hypothesis and thus support the alternative null hypothesis of stationarity. As noted by the authors, the AD-GLS tests reject the unit root null hypothesis only for the KSA and for all remaining 15 countries included in the study the overwhelming evidence of nonstationarity in levels is supported. It is interesting to note that performing DF-GLS tests to our data produce results that suggest that the null hypothesis of unit root should not be rejected i.e.

supporting the evidence of nonstationarity but such results may not be accurate for a sample size of 31 as test critical values are calculated for 50 observations and for that reason results were not reported.

To check the robustness of the results obtained from the ADF test, the study considers application of alternative tests. One such alternative is to test the hypothesis of stationarity against the alternative of nonstationarity. There are several tests for stationarity (e.g. Tanaka (1990), Park (1990), Kwiatkowski, Philips, Schmidt, and Chin (1992), Saikkonen and Luukkonen (1993), Choi (1994), Leybourne and McCabe (1994) and Arellano and Pantula (1995)) however, the test developed by Kwiatkowski et al. (often referred to as KPSS) is the most widely used stationarity test in time series literature. The KPSS test starts with the following model

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \qquad [16]$$

Where ε_t is stationary process and r_t is a random walk with innovation variance equal to σ^2. The null hypothesis of stationarity is formulated as:

$$H_0 : \sigma^2 = 0$$

Under the null hypothesis of zero, the random walk component r_t reduces to a constant.[8] Table (5) provides details of the results obtained by performing KPSS test on the same time series data on KSA real GDP.

[8] On all this see Maddala and Kim 1998 for details, p. 120-122

Table (5) KPSS Test

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.690778
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

The results indicate that the null hypothesis of stationarity in the real GDP should be rejected at the 5% and 10% levels of significance. The test is unable to reject the null of stationarity at 1% level of significance. Taken together, the results from ADF and KPSS tests suggest that KSA real GDP is best characterized as nonstationary process.

To help make comparison with previous studies on the same subject, Table (6) presents a summary of results produced by ADF unit root tests univariate and panel procedures on real GDP for selected studies and countries.

Table (6) ADF Univariate & Panel Tests

Author(s)	Scope	Results by test type	
		Univariate Test	Panel Test
Nelson and Plosser	USA	Nonstationary	
Lucke	Germany	Nonstationary	
Jannati et al.	16 Asian countries:		
	15 countries	Nonstationary	
	KSA	Nonstationary	
Murthy & Anoruo	27 African countries:		
	26 counties	Nonstationary	
Narayan	13 Asian countries	Nonstationary	Nonstationary*
	13 Asian countries		Stationary**
Hadri and Rao	14 OECD countries		Stationary**

Source: Nelson and Plosser (1982, table 5, p. 151); Lucke (2002); Jannati et al. (2013, table 2, p.11); Murthy and Anoruo (1982, table 1, p. 4); Narayan (2008, table 1, p. 443); Hadri and Rao (2009, table 3, p. 436)

Note: Nonstationary indicates that the null of unit root cannot be rejected and the DGP thus contains a unit root i.e. is DSP while stationary suggests that the unit root null hypothesis should be rejected indicating that the DGP is a trend stationary process (TSP)

*without structural breaks, ** with structural breaks

As the Table clearly shows, the univariate ADF test similar to the one applied in our study produces results for different group of countries that are overwhelmingly consistent with our findings. Moreover, ADF panel test not allowing for structural breaks also produce results that suggest nonstationarity. Results however are reversed when the panel test allows for structural breaks suggesting that real GDP is stationary in this case. Structural breaks could be responsible for the different results produced.

The Economic Interpretation and Implications

As the outcomes of the unit root tests clearly show, KSA real GDP has a unit root and therefore behaves like a random walk with drift i.e. DSP. Under such condition, any stochastic shock to output represents a permanent shift in the level of output in all future periods and hence the effect of the shock tends to persist forever. By comparison, the impact of stochastic shock to trend stationary series (TS) is temporary and dissipates over time as the output converges eventually to its trend path. Therefore, the unit root hypothesis appears to have important implications for the macroeconomic policy. The aggregate demand shocks like monetary shocks are assumed to be transitory and therefore their impact on output fluctuations will tend to be temporary and die out quickly. On the other hand, supply side or non-monetary shocks such as technology shock are viewed as real and random therefore their impacts on output level persist forever. Accordingly, the unit root hypothesis implies that real supply side shocks are the main source of fluctuations in KSA real GDP.

VI Conclusion

The main objective of the present work is to test whether the natural logarithm of the KSA real GDP for the period spanning 1980 to 2011 is best characterized as DSP or TSP. To achieve the stated objective, we employed the univariate ADF unit root test. To further support our findings, the KPSS test which has stationarity as its null hypothesis was employed. Results from this test were consistent with ADF results. Our analysis indicate that the natural logarithm of the KSA real GDP is of the DSP class i.e., contains a unit root in its autoregressive representation. Under condition of unit root, GDP is said to contain a *stochastic trend* and economic shocks to output tend to have permanent effects and will therefore persist forever. This is in stark contrast with the effect of a shock in stationary TS model in which shocks are transitory. The economic interpretation of our findings imply that non-monetary shocks or supply-side shocks such as technology shock are the main source of GDP fluctuations compared with nominal demand shocks which are perceived to have a transitory impact on the path of GDP.

Appendix A: Saudi Real GDP, 1980-2011 (SR, Billion)

Year	Real GDP	Year	Real GDP
1980	540.558	1996	576.433
1981	480.566	1997	591.378
1982	441.080	1998	608.141
1983	427.458	1999	603.589
1984	408.974	2000	632.951
1985	429.792	2001	636.417
1986	412.670	2002	637.230
1987	446.608	2003	686.036
1988	446.887	2004	722.173
1989	484.106	2005	762.277
1990	528.178	2006	786.348
1991	552.625	2007	802.211
1992	552.769	2008	836.133
1993	552.769	2009	836.938
1994	556.448	2010	875.787
1995	557.566	2011	935.119

Source: Central Department of Statistics & Information (CDSI)

Note: All data are in 1999 prices i.e., in real terms.

References

Blanchard, Olivier, "What is left of the Multiplier-Accelerator?" American Economic Review Proceedings, May 1981, 71

_____ (1989), A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations, American Economic Review, vol. 79 No 5

Blanchard, O. and Quah, D. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," American *Economic Review*, September 1989, *79*, 655-73

Beveridge, S. and Nelson, C. (1981), 'A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the "business cycle"'. *Journal of Monetary Economics* 7, 151–74

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1970) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.

Campbell, J., and Mankiw, G. "Are Output Fluctuations Transitory?" *Quarterly Journal of Economics,* vol. 102 (November 1987), pp. 857–80.

_____. "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations," *American Economic Review Papers and Proceedings,* vol. 77 (May 1987), pp. 111–17.

Campbell, J. and Perron, P. "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots," *NBER Macroeconomics Annual 1991*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1991.

Christiano, L. and Eichenbaum, M. "Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* vol. 32 (Spring 1990), pp. 7–62

Cochrane, John H., 1988, "How Big Is the Random Walk in GNP?" *J. of Political Economy*, 893-920.

Dickey, D., "Estimation and Hypothesis Testing in Nonstationary Time Series" Ph. D. Dissertation, Iowa State University, 1976

Enders, Walter, Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Inc. 2010

Hadri, K. and Rao, Y. (2009) Are OECD Macroeconomic Variables Trend Stationary? Evidence from Panel Stationary Tests allowing for a Structural Break and Cross-Sectional Dependence," The Singapore Economic Review, Vol. 54, No. 3 pp. 427–440

Hayshi, F., 2000 Econometrics, Princeton University Press

Hamilton, James, 1994 "Time Series Analysis"

Hatanaka, M., "Time-Series-Based-Econometrics" Oxford University Press, 2003

Jannati, N., Sultana, N., Rayhan, I., Are the Real GDP Series in Asian Countries Nonstationary or Nonlinear Stationary? Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences 6 (18) June 2013

Kapetanios, G., Y. Shin, and A. Snell (2003) "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework" Journal of Econometrics 12, 359-379.

Kwiatkowski, D., Philips, P., Schmidt, P., Shin, Y., 1991 "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root"

Maddala, G., Kim, I., 1998 Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge University Press

McCallum, B. "Unit Roots in Macroeconomics Time Series: Some Critical Issues" Economic Quarterly, volume 79/2 spring 1993

Narayan, P.K (2008) "Is Asian Per Capita GDP Panel Stationary?" Empirical Economics 34, 439-449.

Nelson, C., Kang, H. "Spurious Periodicity in inappropriately detrended Time Series" Econometrica vol. 49, No, 3 May 1981

Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser, 1982, "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, no. 2, 139-162.

Gordon, R., Macroeconomics

Pankratz, A. (1983) Forecasting with Univariate Box-Jenkins Models: Concepts and Cases, John Wiley & Sons, Inc

Perron, P. (1989). 'The Great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis'. *Econometrica* 57, 1361–401.

_____ and Philips, P., "Does GNP Have a Unit Root? A Re-evaluation," Economics Letters, 1987 23 (2

Patterson, K. (2010) A Primer for Unit Root Testing, PALGRAVE MACMILLAN

Rapach, D. (2002) "Are Real GDP Levels Nonstationary? Evidence from Panel Data Tests" Southern Economic Journal 68 (3)

Rudebusch, G., Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: A re-examination, International Economic Review, Vol. 33, No. 3, August 1992

_____ "The Uncertain Unit Root in Real GNP," *American Economic Review*, vol. 83 (March 1993), pp. 264–72.

Stock, J., Watson, M., "Does GNP Have a Unit Root?" Economics Letters, 1986 22 (2)

المخلص

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل السلاسل الزمنية للناتج المحلي الحقيقي للملكة خلال الفترة الزمنية منذ ١٩٨٠ وحتى ٢٠١١ لمعرفة النموذج العشوائي الذي نشأت عنه هذه السلاسل باعتبار أنها غير مستقرة ومن ثم يمكن تمثيلها بأحد النماذج العشوائية المستخدمة في هذا المجال والتي تشمل نموذج الفوارق المستقرة ونموذج الاتجاه المحدد وهذان النموذجان رغم أنهما ينتميان لنفس عائلة النماذج الغير مستقرة إلا أنهما في حقيقة الأمر يختلفان في خصائصهما الإحصائية لاسيما مسار النمو لكل منهما حيث أن الأول عشوائي المسار بينما الثاني محدد أو معلوم المسار وما يترتب علي ذلك في مجال السياسات الاقتصادية. وقد تم استخدام اختبار " ADF " لتحديد هوية النموذج الذي نشأت عنه هذه السلال وقد كانت نتيجة الاختبار مؤيدة للنموذج العشوائي من فصيلة الفوارق المستقرة مما يعني أن التغيرات التي تحدث في الناتج المحلي تكون لها أثار باقية لفترات طويلة بعد حدوثها. كما تم استخدام اختبار "KPSS " على نفس السلاسل الزمنية وكانت النتيجة مطابقة لنتيجة اختبار "ADF " مما يعزز النتائج التي توصلنا إليها حول فرضية وجود جزر الوحدة في الناتج المحلي الاجمالي.

العلاقة السببية بين كمية النقود وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية

نورة بنت عبد الرحمن اليوسف

قسم الاقتصاد، كلية إدارة الأعمال، جامعة الملك سعود

ملخص

يتمثل الهدف الرئيس لهذه الدراسة، في دراسة اتجاه العلاقة السببية بين كمية النقود وديناميكية النشاط الاقتصادي الكلي، مثل إجمالي الناتج المحلي وسعر الفائدة، وسعر الصرف والمستوى العام للأسعار في المملكة العربية السعودية، في الفترة من ١٩٧١ إلى ٢٠١٣. وتستخدم الدراسة منهج الحدود للتكامل المشترك، استنادا على نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag Model ARDL، والذي طور من قبل (Pesaran and Shin, 1999) (Pesaran et. al., 2001)، وبعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل، تم استخدام سببية جرانجر في نموذج متجه تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات VEC (VECM) Multivariate System Error Correction Model لمعرفة اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات.

وقد كشفت نتائج اختبار الحدود أن هناك علاقة طويلة الأجل بين إجمالي الناتج الحقيقي، وكمية النقود وسعر الفائدة وسعر الصرف، وذلك حينما كانت كمية النقود والمستوى العام للأسعار وأجمالي الناتج الحقيقي في معادلات يمثل كل منها المتغير التابع. وأفادت نتائج العلاقة طويلة الأجل لكمية النقود كمتغير تابع بمعنوية

إجمالي الناتج الحقيقي وسعر الفائدة وسعر الصرف. مما يتفق مع نظرية دورة الأعمال الحقيقية أكثر من نماذج الاقتصاد الكلي الرئيسة مثل الكينزية والنقدية.

واتضح من اختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات أن إجمالي الناتج الحقيقي يسبب كمية النقود بمنهج جرنجر في الاجل القصير، وقد كشفت نتائج نموذج متجه تصحيح الخطأ، في الأجل القصير، أن سعر الفائدة يمثل متغيراً خارجياً قياسياً. وأن اتجاه العلاقة السببية بين المستوى العام للأسعار وكمية من النقود ثنائية الاتجاه، وأن هناك علاقة أحادية الاتجاه بين سعر الصرف وكمية النقود، وكذلك سعر الصرف والمستوى العام للأسعار في الأجل القصير. كما أن هناك تأثير لسعر الصرف على المتغيرات الأخرى، وبالتالي إذا كان الهدف الرئيس للحكومة هو المحافظة على ارتفاع معدل النمو الاقتصادي وكبح المستوى العام للأسعار، فينبغي أن تركز الحكومة على تغيير السياسات الهيكلية في الأجل الطويل. نظراً لأن أي سياسات نقدية توسعية من المحتمل ان يكون التأثير عال نسبياً على المتغيرات الاسمية مثل المستوى العام للأسعار أو أسعار الصرف بدلاً من إجمالي الناتج الحقيقي، في دولة يتعرض اقتصادها لتأثيرات خارجية مثل اسعار النفط .

The Causal Relationship Between the Quantity of Money and Some Macroeconomic Variables in the Kingdom of Saudi Arabia

Abstract

The main objective of this study is to investigate the direction of the causal relationship between money and dynamics of the macroeconomic activity, such as GDP, interest rates, exchange rates and prices in the Kingdom of Saudi Arabia in the period from 1971 to 2013. The methodology used is the Bounds co-integration tests based on Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL which was developed by Pesaran and Shin, 1999 (Pesaran et. al., 2001). After confirming the existence of a long-term relationship, Granger causality was used in the Multivariate Model Vector Error Correction (VECM), to see the direction of the causal relationship between the variables.

The Bounds test revealed that there exists a long-run relation among real output, money supply, interest rate and exchange rate when the M2, price and GDP variables were the dependent variable. The short-run causality found evidence of bidirectional causality between money and prices and a unidirectional causality running from price and money to real output was found. A unidirectional causality running from exchange rate to money and to prices was found. The exchange rate was found to be independent of changes in money. The causality was found from output, to money, which follows the real business cycle theory (RBC theory), more than, the key macroeconomic model such as Keynesian and monetary school of thinking.

Therefore if the main objective of the government is to maintain a high rate of economic growth and curb inflation, government should therefore concentrate on long-run structural policy changes. Because any expansionary monetary policies are likely to cause relatively high impact on nominal variables, such as prices or exchange rates rather than the total real output. In an economy that is exposed to the effect of external factors, such as oil prices.

Key words: Saudi Arabia, Macroeconomic variables, ARDL, Granger causality.
JEL Classifications: E41, E52, C22.

١ .مقدمة:

تشكل العلاقة بين إجمالي الناتج الحقيقي وكمية النقود اهم القضايا الأكثر إثارة للجدل في الاقتصاد الكلي التطبيقي (Caporale, 1994)، على الرغم أنه على المستوى النظري تبقى دائما قابلة للنقض أو التأييد تحت البحث التطبيقي الدائم في الاقتصاد القياسي الكلي. وقد أتاحت التطورات المنهجية الأخيرة في الاقتصاد القياسي للسلاسل الزمنية أدوات ديناميكية ليتم تطبيقها على هذه المفاهيم لكشف العلاقات السببية، والتي قد تكون موجودة بين مجموعة من مؤشرات الاقتصاد الكلي الإجمالية. وعلى الرغم من أن هذه التطورات المنهجية هدفت لتوضيح وسيلة أكثر فعالية في النمذجة الاقتصادية، فإنها أيضا سهلت كثيرا من سلوك اختبار الفرضيات المناسبة لعلاقات ضمنية نظرياً، وتوفير الإطار البدهي الذي يمكن من خلاله استخلاص الآثار المترتبة على السياسات الاقتصادية، وأحد الأمثلة لتلك العلاقة الاقتصادية هي العلاقة السببية بين كمية النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى. ويحدد الترابط والتفاعل بين متغيرات الاقتصاد الكلي، إلى حد كبير، اتجاهات الاقتصاد نحو مسار النمو المطلوب من قبل الحكومة. وتتأكد أهمية هذه المتغيرات في الاقتصاد الكلي، عند تحليل الأداء الاقتصادي لدولة معينة. حيث تهدف هذه الدراسة إلى تحليل اتجاه العلاقة السببية الديناميكية، بين متغيرات الاقتصاد الكلي في المملكة العربية السعودية، إجمالي الناتج الحقيقي وكمية النقود وسعر الفائدة والمستوى العام للأسعار وسعر صرف الريال مقابل سلة من العملات. حيث تسعى هذه الدراسة أيضا لمعرفة أي من هذه النظريات أكثر

انسجاما مع الاقتصاد السعودي. الأمر الذي يجعل هذه الدراسة تثير تساؤلين أساسين: أولهما، هل عملية كمية النقود في المملكة تساهم في إحداث تغيرات في إجمالي الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار أو العكس وثانيهما، ما الآثار المترتبة على هذه العلاقة بين كمية النقود، وإجمالي الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار، فيما يتعلق بإدارة السياسة النقدية في المملكة.

وتتميز هذه الدراسة بندرة الأبحاث التي تناولت هذا الموضوع، وحسب علم الباحثة فإنه يوجد دراسة واحدة فقط (Aljarrah, 1996)، والتي استخدمت ثلاث متغيرات للفترة الزمنية ربع السنوية (١٩٦٥-١٩٩٣)، بينما تتضمن هذه الدراسة الفترة الزمنية من عام ١٩٧١-٢٠١٣ حيث تعرض الاقتصاد السعودي للكثير من التغيرات من انخفاض شديد لأسعار النفط في عام ١٩٩٨، وثم ارتفاع غير مسبوق في اسعار النفط ابتدأ من عام ٢٠٠٣ الى نهاية فترة الدراسة مؤدية الى نمو اقتصادي مرتفع وكذلك تعرض الاقتصاد السعودي لتداعيات الأزمة المالية في عام ٢٠٠٩، ليؤكد أهمية دراسة الفترة الزمنية، واستخدام ما أستجد في التحليل القياسي من تطورات في التكامل المشترك وسببية جرنجر على السلاسل المتكاملة تكاملا مشتركاً.

وبالتالي فإن الهدف من هذه الدراسة هو اختبار العلاقة الديناميكية بين كمية النقود ومؤشرات الاقتصاد الكلي في المملكة العربية السعودية، وذلك باستخدام اختبار الحدود للتكامل المشترك وتقدير العلاقة في الأجل الطويل واختبار علاقة السببية

لجرنجر في نموذج (VEC) المبني على اختبارات التكامل المشترك متعدد المتغيرات.

استندت السياسة النقدية في المملكة، على سياسة سعر الصرف الثابت. حيث تتدخل مؤسسة النقد العربي السعودي، لضمان ثبات سعر صرف الريال مع الدولار الأمريكي، بالالتزام بسعر فائدة مقارب لسعر الفائدة الأمريكي، سعر الفائدة على الودائع بالدولار واليورو Eurodollar Deposit) Rate)، والذي يستخدم كأحد المتغيرات التي قد تؤثر على متغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى في المملكة العربية السعودية، والتي تشمل إجمالي الناتج الحقيقي، وكمية النقود، والمستوى العام للأسعار، وسعر صرف الريال،[1] بوحدة حقوق السحب الخاصة لصندوق النقد الدولي[2](SDR) IMF's Special Drawing Right. ويتمثل مصدر البيانات في

(1) تم اختيار كمية النقود احد أدوات السياسة النقدية والتي عن طريقها يمكن رفع السيولة في الاقتصاد، سعر الفائدة اداة أخرى في السياسة النقدية تؤدي الى التحكم في سعر الصرف والتأثير على التضخم، سعر الصرف من الادوات التي تؤثر على الصادرات والواردات و كمية النقود ومستوى الدخل، التضخم من مؤشرات الاقتصاد الكلي التي قد تسبب اتخاذ الدولة سياسات نقدية او مالية لخفض مستوى الأسعار. وتم الاكتفاء بهذه المتغيرات ولم يتم تضمين الانفاق الحكومي والضريبة لارتباط الانفاق الحكومي بالسيولة النقدية المتوفرة من عرض النقود ولعدم وجود ضريبة في الاقتصاد السعودي.

(2) إن قيمة وحدة حقوق السحب الخاصة SDR تحدد يوميًا من قبل صندوق النقد الدولي على أساس سلة مكونة من عملات وهي: (الدولار الأمريكي، المارك الألماني، الين، الفرنك الفرنسي، الجنيه الإسترليني) وبعد بدء استخدام اليورو أصبحت السلة تتكون من أربع عملات (الدولار

الإحصاءات المالية الدولية International financial Statistics من صندوق النقد الدولي وتقارير مؤسسة النقد العربي سعودي. ولقد تم إدراج سعر الصرف في التحليل بسبب التفاعلات الديناميكية من هذه المتغيرات مع قطاع التجارة الخارجية، حيث أن فقط ما نسبته 13.21% من واردات المملكة هي من الولايات المتحدة، في عام ٢٠١٢، والنسبة الباقية والتي تعادل 85.76% من الواردات بعملات مختلفة يتقلب سعر الصرف معها، وكذلك 76.58% من الصادرات لدول أخرى غير الولايات المتحدة.

ستقوم الدراسة في المبحث الثاني، بمراجعة الإطار النظري للمدارس الفكرية في الاقتصاد الكلي، بالإضافة لمراجعة الدراسات السابقة ذات الصلة. يليه المبحث الثالث، النموذج ومنهجية الاقتصاد القياسي، ثم النتائج التحليلية في المبحث الرابع. ويليه المبحث الخامس، سببية جرنجر باستخدام اختبار متجه تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات، وأخيراً المبحث السادس ويشمل الخاتمة.

٢. الإطار النظري:

تُعد العلاقة بين كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار، إحدى الموضوعات الهامة، التي أثارت جدلاً بين المدارس الفكرية في الاقتصاد. والتي بدورها افترضت نظريات مختلفة حول العلاقات بين متغيرات الاقتصاد الكلي. ولقد أوضحت المدرسة الكلاسيكية أن أي تغير في المستوى العام للأسعار

الأمريكي، الين، اليورو، الجنيه الإسترليني) وتُحدد أوزانًا لهذه العملات في السلة تعكس أهمية العملات في التجارة والتمويل الدوليين. والريال ظل مرتبطا بالدولار.

هو في الأســاس نتيجة للتغيرات في العرض النقــدي، وتبعهــا ١) الكنزيون، ٢) النقديون، ٣) الكلاسيكيون الجدد، ٤) الكنزيون الجدد، وأخيراً ٥) نظرية دورة الأعمال النقدية.[٣]

يعتقد الكنزيون[٤] أنه في الأجل القصير، وخصوصا خلال فترات الركود، فإن إجمالي الناتج الحقيقي يتأثر بشدة بالطلب الكلي (الإنفاق الكلي في الاقتصاد). ويرى كينز، أن الطلب الكلي لا يساوي بالضرورة القدرة الإنتاجية للاقتصاد. بدلا من ذلك، يتأثر بمجموعة من العوامل مما يؤثر على الإنتاج والعمالة، والمستوى العام للأسعار. ويقول خبراء الاقتصاد الكينزي في كثير من الأحيان أن قرارات القطاع الخاص تؤد إلى نتائج غير فعالة للاقتصاد الكلي والتي تتطلب استجابات السياسات النشطة من قبل القطاع العام، ولاسيما إجراءات السياسة النقدية من قبل البنك المركزي وإجراءات السياسة المالية من قبل الحكومة. لقد اعتمدت الدول الصناعية المتقدمة على الاقتصاد الكينزي خلال الجزء الأخير من فترة الكساد العظيم وبعد الحرب العالمية الثانية، خلال التوسع الاقتصادي بعد الحرب

(٣) في منتصف الثمانينات ظهرت نظرية النمو الداخلية والتي تعتقد ان النمو الاقتصادي هو في المقام الأول نتيجة لقوى داخلية وخارجية. تحمل نظرية النمو الذاتي أ ن الاستثمار في المال البشري والابتكار والمعرفة من العوامل الهامة في النمو الاقتصادي ويركز ايضاً على نظرية العوامل الخارجية الايجابية والاثار الغير مباشر للاقتصاد على المعرفة والتي سوف تؤدي الى التنمية الاقتصادية. نظرية النمو الداخلية تحمل في المقام الأول ان معدل النمو في الاجل الطويل للاقتصاد يعتمد على تدابير السياسة العامة على سبيل المثال الاعانات للبحث والتطوير.

(4) Keynes, John Maynard (2007) [1936]. The General Theory of Employment, Interest and Money. Basingstoke, Hampshire: Palgrave Macmillan. ISBN 0-230-00476-8.

(١٩٤٥-١٩٧٣)، ولكنه خسر بعض النفوذ في أعقاب الصدمة النفطية وما نتج عنها من الركود التضخمي في السبعينات الميلادية. وقد تسبب ظهور الأزمة المالية العالمية في عام ٢٠٠٨ الى تجديد الفكر الكينزي.[٥]

تحدى النقديون بقيادة فريدمان المدرسة الكنزية وأصبحوا معارضين للسياسات الكينزية. كما تبنوا سياسة الاقتصاد الكلي البديلة المعروفة باسم "النظرية النقدية". على الرغم من معارضتهم لوجود نظام الاحتياطي الفيدرالي، الا أنهم يؤيدون اتباع سياسة توسعية في كمية النقود، حيث تقوم الفلسفة السياسية لفريدمان على تُفضيل نظام اقتصاد السوق الحر مع الحد الأدنى من التدخل الحكومي. ويعتقد النقديون أن الاختلاف في كمية النقود له تأثيرات كبيرة على إجمالي الناتج الحقيقي في الاجل القصير، والمستوى العام للأسعار في الاجل الطويل.[٦] وعلاوة على ذلك، بيّن (Fischer S., 1962) إمكانية اتجاه العلاقة السببية العكسي، أي أن هناك تفاعلا متبادلا بين كمية النقود وبين متغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى. كما دعم (Friedman and Schwartz, 1963) هذه الحجة بقوله: إنه على الرغم من أن تأثير كمية النقود في النشاط الاقتصادي هو الغالب، فهناك إمكانية بأن يكون التأثير في الاتجاه الآخر على الأقل في الاجل القصير، ولكن اذا استمر التوسع النقدي في الأجل الطويل، فيتوافقون هم والكلاسيكيون الجدد على حيادية كمية

---

(٥) ظهور ما يسمى (Heterodox Economics)

(6) Edward Nelson, "Friedman's Monetary Economics in Practice," Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, April 13, 2011

النقود، حيث أن التوسع النقدي سوف يتوقف تأثيره على ارتفاع سعر الفائدة والمستوى العام للأسعار بدلا من إجمالي الناتج الحقيقي الذي سيعود الى "المستوى الطبيعي" بمجرد أن يتم تكييف التوقعات التضخمية بشكل كامل.[٧]

اما الكلاسيكيين الجدد بقيادة (Barro, 1976), (Lucas, 1981), (Sargent and Wallace, 1974)[٨] قاموا بتحليل تأثير السياسة النقدية على إجمالي الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار، ليس على أساس الأجل القصير والطويل مثل فريدمان، ولكن على ما إذا كان التوسع النقدي "متوقع" أو "غير متوقع". استنادا إلى مفهوم "التوقعات العقلانية" "Rational expectation" والتوازن وفرضية "كفاءة السوق"، والتي تقول أن التوسع النقدي غير المتوقع هو الوحيد الذي من شأنه أن يؤدي إلى زيادة في إجمالي الناتج الحقيقي؛ ولكن الزيادة المتوقعة في كمية النقود سوف يتوقف تأثيرها بسبب التضخم، أي وفقا لهم، فأن منحنى العرض سيكون رأسياً في الأجلين القصير والطويل (Muth, 1961).

أما أتباع كينز الجدد،[٩] مثل النهج الكلاسيكي الجديد، حاولوا استخدام التحليل الاقتصادي الكلي الكينزي واتفقوا مع "التوقعات العقلانية". ولكن المدرستان تختلفان

---

(7) Hayes, M.G. (2008). The Economics of Keynes: A new guide to the General Theory. Edward Elgar Publishing. pp. 2, 3, 31.

(8) Mankiw, N. Gregory (2013)" Macroeconomics" Palgrave Macmillan 8th edition.

Lucas, Robert (1981). Studies in Business-Cycle Theory. MIT Press.

Sargent, Thomas J. and Wallace,N. (1974). Rational Expectations and the Economic theory policy.

(9) N. Gregory Mankiw and David Romer, eds., (1991), New Keynesian Economics. Vol. 1: Imperfect competition and sticky prices, MIT Press

في هذا التحليل حيث يفترض الكينزيون الجدد مجموعة متنوعة من إخفاقات السوق، وأن هناك المنافسة غير الكاملة في السعر وتأثير تحديد الأجور حيث أن الأسعار والأجور غير مرنه، وإخفاقات السوق الأخرى الموجودة في النماذج الكينزية الجديدة، يعني أن الاقتصاد قد يفشل في تحقيق العمالة الكاملة. ولذلك، يجادل أتباع كينز الجدد أن استقرار الاقتصاد الكلي من قبل الحكومة (باستخدام السياسة المالية) أو عن طريق البنك المركزي (باستخدام السياسة النقدية) يمكن أن يؤدي إلى اقتصاد أكثر كفاءة. ويعتقد الكينزيون الجدد أن الصدمة النقدية الإيجابية تزيد النشاط الاقتصادي والمستوى العام للأسعار من خلال التغيرات في سعر الفائدة (Mankiw and Romer, 1991).

ظهرت نظرية دورة الأعمال الحقيقية Real Business Cycle (RBC) أحدث تجسيد لـ "الانقسامات الكلاسيكية"، حيث تفترض أن التوسع النقدي لا يمكن أن يؤثر على إجمالي الناتج الحقيقي. ويعتقد اتباع دورة الأعمال الحقيقية RBC ان الارتباط بين كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي ينتج من أن كمية النقود تستجيب للتغيرات في إجمالي الناتج الحقيقي أي تكون متغير داخلي يتأثر بالزيادة في إجمالي الناتج الحقيقي، ولا يؤثر فيها. حسب هذه المدرسة فان ذلك الارتباط يعود "للسببية العكسية". حيث يستجيب القطاع المصرفي لزيادة الطلب على النقود من اجل التعاملات التجارية، وذلك بالتوسع النقدي سواء على الأجل القصير أو الطويل (يعارض النقديين)، سواءً كان متوقعاً أو غير متوقع (يعارض الكلاسيكيون الجدد) فإنه لن يكون له أي تأثير ايجابي على إجمالي الناتج الحقيقي؛ بل سيرفع

فقط أسعار الفائدة والمستوى العام للأسعار. تمثل تقلبات الدورة الاقتصادية إلى حد كبير الصدمات الحقيقية. أي أن تقلبات دورة الأعمال الحقيقية تعتبر استجابة فعالة للتغيرات الخارجية في بيئة اقتصادية حقيقية. (حيث تشمل هذه الصدمات الابتكارات التكنولوجية، الظروف البيئية، المستوى العام لأسعار الطاقة، التطورات في سوق العمل، والإنفاق الحكومي والضرائب). ولذلك ينبغي أن تركز الحكومة على تغيير السياسات الهيكلية على الأجل الطويل وان يكون التدخل من خلال السياسة المالية أو النقدية التقديرية مصممة لتخفيف التقلبات الاقتصادية على الأجل القصير. فإنه في إطار نظـــرية دورة الأعمال الحقيقية، يتم تحديد نمو إجمالي الناتج الحقيقي من الصدمات الحقيقيـــة، وليس من نمو كمية النقود (Kydland and Prescott, 1982; Long and Plosser, 1983) .

ونتيجة لهذه الآراء المتضاربة، فقد تم دراسة العلاقة على نطاق واسع من قبل الباحثين في البلدان المتقدمة والنامية على حد سواء على مدى فترات زمنية مختلفة، وقُدمت الأدلة المتعارضة بشأن هذه المسألة، ابتداءً من (Sims, 1972)، حيث فتحت دراسته مجالا جديدا ونشطاً للبحث عن العلاقة السببية التجريبية بين كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي وذلك استنادا على سببية جرنجر، بالتطبيق على البيانات الأمريكية، ووجد أدلة على أن العلاقة السببية أحادية الاتجاه من كمية النقود إلى إجمالي الناتج الحقيقي مؤيداً للنقديين. ولقد تم تطبيق سببية جرنجر على كندا (Barth and Bennett, 1974) حيث تم التوصـــل إلى سببية ثنائية الاتجاه بين إجمـــالي الناتج الحقيقي وكميـــة النقود. في حين توصل (Williams, Goodhart and Gowland, 1976)، وبتطبيق طريقة Sims على بيانات المملكة

المتحدة، إلى نتيجة معاكسة لـ Sims باتجاه العلاقة السببية من إجمالي الناتج الحقيقي للنقود.

وفي دراسات أخرى، قام (Masih and Masih, 1996a) باستخدام اختبارات تحليلية من أجل تحديد العلاقة الديناميكية بين إجمالي الناتج الحقيقي وكمية النقود وسعر الفائدة والمستوى العام للأسعار وسعر الصرف، في دول جنوب شرق آسيا (ماليزيا وتايلاند)، بالاستعانة بتحليل التكامل المشترك ليوهانسون ومتجه تصحيح الخطأ وتحليل التباين ودالة نبضات الاستجابة، من أجل اختبار سببية جرنجر بين متغيرات الاقتصاد الكلي. ولقد أشارت النتائج إلى أن كمية النقود ($M_{1,}$ بالتحديد) تلعب دورا قياديا كمتغير للسياسة النقدية، وكذلك المتغيرات الأخرى متضمنةً إجمالي الناتج الحقيقي وسعر الفائدة وسعر الصرف والمستوى العام للأسعار، كما أنها تعمل على التكيف الداخلي في الأجل القصير من أجل تأسيس علاقة التوازن في الأجل الطويل.

وتهدف دراسة (Masih and Masih, 1996b) لتحليل العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي، متبعة نفس الطريقة كما في دراستهم الأولى ولكن بالتطبيق على إندونيسيا. وإن هناك اختلافا في الاقتصاد الإندونيسي من حيث الاعتماد على القطاع الزراعي والصادرات البترولية، وتوصلت إلى أن إجمالي الناتج الحقيقي يقود كمية النقود وهو متغير خارجي وأن جميع المتغيرات الأخرى، متضمنة كمية النقود وسعر الفائدة وسعر الصرف والمستوى العام للأسعار، متغيرات داخلية ومتسقة مع

نظرية دورة الأعمال الحقيقية Real Business Cycle (RBC) ومختلفة بذلك عن نماذج نظريات الكنزيين والنقديين.

وقام (Erjavec, and Cota, 2003) بفحص اتجاه العلاقة السببية بين كمية النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي مثل إجمالي الناتج الحقيقي سعر الفائدة والمستوى العام للأسعار وسعر الصرف، مستخدمين بيانات سنوية للاقتصاد الكرواتي. وتم تطبيق نموذج متجه الانحدار الذاتي وتطبيق تحليل التباين ودالة نبضات الاستجابة لتحديد اتجاه العلاقة السببية. وأشارت النتائج إلى أن سعر الفائدة وسعر الصرف متغيرات خارجية قياسياً، حيث تلعب دوراً قياديا للمتغيرات الأخرى وتعمل أيضاً كمستقبل للصدمات الخارجية، مؤثرة بذلك على علاقة التوازن في الأجل الطويل. كما بينت اتجاه العلاقات السببية أن كمية النقود محايدة على الأقل في الأجل القصير. اختبرت دراسة (Muhd Zulkhibri, 2007) اتجاه العلاقة السببية بين كمية النقود والناتج والمستوى العام للأسعار في ماليزيا، مستخدمة نموذج متجه الانحدار الذاتي باستخدام سببية جرنجر المطورة من قبل (Tode and Yamamoto, 1995)، وأشارت النتائج إلى سببية ثنائية الاتجاه بين كل من M_2, M_3 وإجمالي الناتج الحقيقي. وتتسق هذه النتيجة مع نظرة الكنزيين والنقديين، كما إن هناك علاقة سببية تتجه من M_1, إلى إجمالي الناتج الحقيقي. بالإضافة لذلك فإن الأدلة تشير إلى أن هناك سببية أحادية الاتجاه تجري من كمية النقود إلى المستوى العام للأسعار، ولكن ليس هناك أي أدلة على عكس ذلك. أي أن النتائج تضيف تأييد تحليلي إلى أن التضخم ظاهرة نقدية. وفي دراسة (Jiranyakul, 2009)، بالتطبيق على تايلاند، تم اختبار المستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي وكمية

النقود، مبني على M_1, M_2, M_3، وتم التوصل إلى أن هناك علاقة طويلة الأجل بين M_3 وإجمالي الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار، وأن نجاح السياسة النقدية يعتمد على M_1, M_3 من أجل تقدير النمو والتحكم في التضخم.

وتختبر دراسة (Rami, 2010) العلاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي، مستخدمة اختبار سببية جرنجر الثنائية على بيانات سنوية لدولة الهند، كما اهتمت بتحديد عدد المتباطئات المناسب مستخدمة المعايير المعروفة. وأيدت النتائج بقوة نظرة النقديين من حيث أن كمية النقود تؤثر على المستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي. ولكن كل هذا يتأثر بعدد المتباطئات. ووجدت دراسة (Maitra, 2011) أن كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي في سنغافورة متكاملة تكاملاً مشتركاً وأن كمية النقود في الأجل القصير تؤدي إلى ارتفاع إجمالي الناتج الحقيقي. وجاء من ضمن نتائج دراسة (Yadav and Lagesh, 2011) أن هناك سببية باتجاه واحد من المستوى العام للأسعار وسعر الفائدة إلى إجمالي الناتج الحقيقي في الأجل القصير في الهند أما الأجل الطويل فالمستوى العام للأسعار يعتمد على العوامل الأخرى مثل كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي وسعر الفائدة وسعر الصرف. وكذلك يعتمد سعر الصرف على كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي وسعر الفائدة والمستوى العام للأسعار.

أوضحت نتائج اختبارات التكامل المشترك التى وردت بدراسة (Hossain, 2011) أنه يوجد تكامل مشترك بين كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي، وأن هناك سببية ثنائية في الأجل القصير بين المتغيرين في بنغلاديش. واختبرت دراسة (Shams,

(2012 سببية جرنجر بين النقود وإجمالي الناتج الحقيقي و المستوى العام للأسعار في بنغلادش، وتوصلت إلى أن هناك علاقة ثنائية الاتجاه بين النقود وإجمالي الناتج الحقيقي وأن كمية النقود تعتبر متغير مؤثر، كما اتضح أن العلاقة السببية تتجه من كمية النقود إلى المستوى العام للأسعار، مؤيدة للنقديين. واهتمت دراسة (Bilquees, et. al., 2012) بالتفاعل الديناميكي بين متغيرات الاقتصاد الكلي مثل كمية النقود والمستوى العام للأسعار وسعر الصرف ومستوى إجمالي الناتج الحقيقي، لبيانات ربع سنوية في باكستان. وأشارت النتائج إلى وجود علاقة طويلة الأجل مستقرة بين المتغيرات، أما نتائج اختبارات اتجاه العلاقة السببية فهي تؤيد نظرة الكنزيين والنقديين على الأقل في الأجل القصير عن عدم حيادية كمية النقود، وأن هناك سببية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، وكذلك بين سعر الفائدة والمستوى العام للأسعار، في حين توجد سببية أحادية من كمية النقود إلى مستوى الناتج الحقيقي وسعر الفائدة والعكس غير صحيح. وتشير النتائج أيضاً إلى أن كمية النقود وإجمالي الناتج الحقيقي وسعر الفائدة وسعر الصرف، يسبب حسب جرنجر المستوى العام للأسعار في الأجل القصير وكذلك الأجل الطويل. مما يشير إلى أن التضخم ليس ظاهرة نقدية بل إن هناك عوامل هيكلية تقوم بدور في التأثير على المستوى العام للأسعار في باكستان.

وقامت دراسة (Musa and Asare, 2013) بقياس تأثير العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل للسياسات النقدية والمالية على النمو الاقتصادي في نيجيريا، وتم التوصل إلى أن الاقتصاد النيجيري محدد غالباً بكمية النقود. وتختبر دراسة (Ajilore and Ikhide, 2013) السياسة النقدية المستهدفة للتضخم في جنوب أفريقيا

وكذلك في سياق سياسة الصدمات المتوقعة وغير المتوقعة. وقام كل من (King and Watson, 1997) و(Grauwe and Polan, 2005) بطرح الكثير من النقاش حول القضايا النظرية التي تقوم عليها العلاقة بين إجمالي الناتج الحقيقي وكمية النقود.

ونتيجة لاستعراض الادبيات السابقة، نجد انه تم دراسة العلاقة على نطاق واسع من قبل الباحثين، وقُدمت الأدلة المتعارضة بشأن هذه المسألة، حيث ان عدداً من الدراسات تؤيد أن هناك سببية احادية من كمية النقود الى إجمالي الناتج الحقيقي او متغيرات الاقتصادي الكلي الأخرى، وبعض منها تؤيد السببية الثنائية بين كمية النقود و إجمالي الناتج الحقيقي. وعدد آخر يؤيد السببية من إجمالي الناتج الحقيقي الى النقود. كما أن معظم الدراسات تؤيد ان هناك سببية ثنائية بين الاسعار وكمية النقود.

٣.النموذج ومنهجية الاقتصاد القياسي:

استنادا إلى الأدبيات التي تمت استعراضها أعلاه، يتم اختبار علاقة كمية النقود، وأربع متغيرات للاقتصاد الكلي، التي بنيت على الدالة الموسعة التالية:

$$M_t = f(Y, P_t, R_t, E_t) \qquad (1)$$

واعتمدت الدراسة على بيانات السلاسل الزمنية السنوية ١٩٧١-٢٠١٣ وهناك خمسة متغيرات مدرجة في التحليل وهي كمية النقود الإسمي (النقود (M))، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (Y) وسعر الصرف الاسمي (E) تقاس بالريال/ بوحدة حقوق السحب الخاصة لصندوق النقد الدولي (E)، المستوى العام للأسعار(P)، وسعر الفائدة الاسمي على الودائع بالدولار اليورو (R). تم تحويل جميع المتغيرات

إلى اللوغاريتمات. وبالتالي، فإن النموذج يعبر عن لوغاريتمات إجمالي الناتج الحقيقي (LY) بوصفها دالة من اللوغاريتمات من مفهوم كمية النقود بالمعنى الموسع (LM2)، ولوغاريتمات سعر الفائدة (LR) ولوغاريتمات المستوى العام للأسعار (LP)، ولوغاريتمات سعر الصرف (LE).

$$\ln M_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t, + \beta_2 \ln P_t + \beta_3 \ln R_t + \beta_4 \ln E_t + u_t \qquad (2)$$

تعتمد منهجية البحث في هذه الدراسة على تحليل التكامل المشترك متعدد المتغيرات، واختبار سببية جرنجر المشتقة من نموذج متجه تصحيح الخطأ، لتحليل اتجاه العلاقة السببية بين كمية النقود والمتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة. ولفهم اتجاه العلاقة السببية بين كمية النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي، تعتمد منهجية هذه الدراسة على نموذج النمو النقدي في دراسات (Masiah and Masiah, 1996a) و(Masiah and Masiah, 1996b). والتي تم تطبيقها على دول آسيا. حيث يبدأ التحليل باختبار السكون باستخدام أساليب جذر وحدة مثل اختبار ديكي فولر الموسع، وطريقة فيليب – بيرون، يليها اختبار التكامل المشترك متعدد المتغيرات. واعتمادا على نتيجة اختبارات السكون إذا كانت متكاملة من نفس الدرجة تجري اختبارات التكامل المشترك التي طورها (Johansen, 1988), and (Johansen and Juselius, 1990)، وإذا كانت متكاملة من درجة مختلفة I(0), I (1) يستخدم منهج الحدود للتكامل المشترك Pesaran and Shin, 1999; Pesaran et. al., 2001) استنادا على نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية

الموزعة ARDL. وبعد إثبات وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم تطبيق اختبار سببية جرانجر في نموذج VECM [١٠] لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات.

ويتميز منهج الحدود أو طريقة ARDL بأنه لا يتطلب درجة تكامل متساوية للمتغيرات، فيمكن تطبيق الاختبار إذا كانت المتغيرات مختلفة في درجة التكامل I(1) أو I(0). علاوة على ذلك، أظهر (Pesaran and Shin, 1999) أن التقديرات التي تستند على ARDL هي فائقة الاتساق، ويمكن استخلاص استنتاجات صحيحة على معاملات الأجل الطويل. كما أن هذا الأسلوب لا يوفر فقط دليلا على وجود علاقة التكامل المشترك على الأجل الطويل ولكن أيضا يوفر معاملات العلاقة طويلة الأجل. وكذلك يحل مشكلة الارتباط الذاتي في البواقي ومشكلة المتغيرات المُفسرة الداخلية. تتطلب الخطوة الأولى من تقدير ARDL التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل، بين متغيرات السلاسل الزمنية التي تُكوّن علاقة التوازن. حيث يتم اختبار هذا أولا، وذلك باستخدام اختبار F على فرضية العدم المشتركة لمعاملات متباطئات المتغيرات في المستوى والتي تساوي الصفر، ثم باستخدام اختبار t على فرضية العدم لمتباطئة المتغير التابع والذي يختلف عن الصفر.

ولقد وضع (Pesaran et. al., 2001) لهذا الغرض مجموعتين من القيم الحرجة المناسبة لـ (K) وهى عدد المتغيرات المفسرة، وما إذا كان النموذج يحتوي على

---

(١٠) المقصود عدد من المعادلات التي تكون كل واحدة منها نموذج تصحيح الخطأ المتعارف عليه.

قاطع و/ أو متجه زمني. وتفترض المجموعة الأولى أن جميع المتغيرات ساكنة في المستوى، في حين تفترض المجموعة الأخرى أنها ساكنة في الفروق، وهذا يوفر حدود تغطي جميع التصنيفات المحتملة للمتغيرات المستخدمة في الدراسة من I(0), I(1) . فإذا كانت القيمة المحسوبة F– تقع فوق الحد الأعلى ، يتم رفض فرضية العدم أي أنه يوجد تكامل مشترك، مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل، وإذا كانت F– القيمة المحسوبة أقل من الحد الأدنى، لا يمكن رفض فرضية العدم أي أنه لا يوجد تكامل مشترك. وهذا يعني أنه لا يوجد علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج. وتنطبق على المتغيرات الخمسة باستخدام كل متغير ليكون هو التابع والمتغيرات الأخرى مُفسرة لكشف وجود العلاقة طويلة الأجل لكل معادلة، ويرمز لها على سبيل المثـــال باعتبار أن M هي المتغير التابع $F(M/,Y,P,R,E)$ ثم يتم اختبار العلاقة $F(Y/,M,P,R,E)$ ثم $F(P/,M,Y,R,E)$ ثم $F(R/,M,Y,P,E)$ ثم $F(E/,M,Y,P,R)$.

وتنطوي الخطوة التالية على تقدير العلاقة باستخدام ARDL، مبتدئين بتحديد عدد المتباطئات الأمثل على أساس معيار اختيار عدد المتباطئات أكيكا Akaike أو شوارز (AIC) وعلى أساس عدد المتباطئات المناسبة التي يقررها AIC و/ أو SBC. ثم يتم تقدير معادلة ARDL للحصول على معاملات الأجل الطويل من المتغيرات المدرجة في النموذج المقترح بالعلاقة طويلة الأجل التالية:

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln P_t - \beta_3 \ln R_t + \beta_4 \ln E_t + u_t \qquad (3)$$

أخيرا، يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ للعلاقة المقدرة باستخدام ARDL من أجل اتخاذ القرار وتحديد سرعة التكيف على الأجل الطويل بين متغيرات ARDL الأساسية. حيث يتم الاستفادة من البواقي المقدرة في العلاقة طويلة الأجل، لتقدير العلاقة الديناميكيـة قصيرة الأجل باستخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM). حيث يتم الاعتماد على طريقة Hendry من عام إلى محدد (Campos, J. The LSE General to Specific Approach (GETS) Ericsson, N. and Hendry, D. 2005) والتي تبدأ باستخدام نموذج يتضمن عدد كبير من المتباطئات ويتم تقديره ثم التخلص من المتباطئات i الغير معنوية مع التأكد من خلو النموذج من الارتباط الذاتي في كل مرة يتم فيها حذف متباطئة، وبالتالي، يتم تقدير النموذج بأقل عدد من المتباطئات Parsimonious Equation والتي تستخدم جنبا إلى جنب مع متباطئة حد الخطأ ECM. بعد تقدير العلاقة باتباع طريقة Hendry يتم تقدير النموذج التالي:

$$\Delta \ln M_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \pi_{11} \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \pi_{12} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \pi_{13} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \pi_{14} \Delta \ln R_{t-i} \sum_{i=1}^{n} \pi_{15} \Delta \ln E_{t-i} + \mu_1 ECM_{t-1} + v_t$$

$$ECM_{t-1} = \ln M_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \ln Y_{t-1} - \beta_2 \ln P_{t-1} + \beta_3 \ln R_{t-1} - \beta_4 \ln E_{t-1} \quad (4)$$

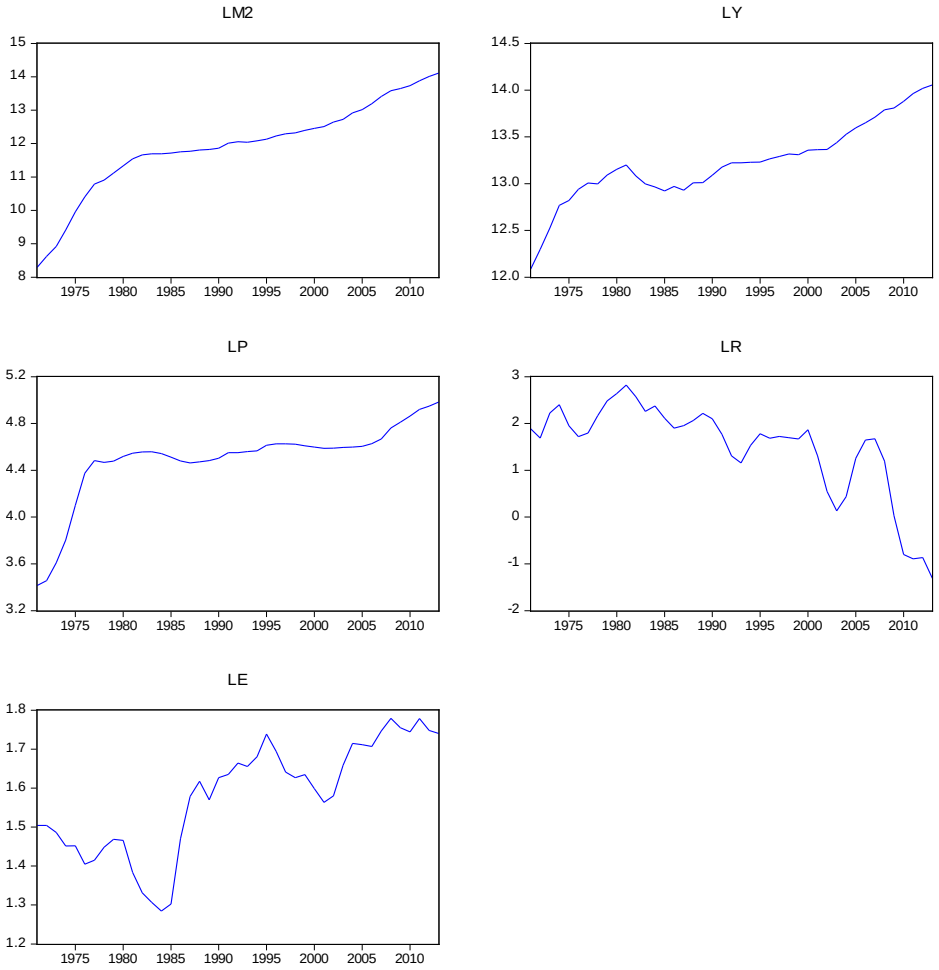
في النماذج المذكورة أعلاه، يعبر Δ عن الفرق الأول، و M_t, Y_t, P_t, R_t, E_t هي متغيرات الاقتصاد الكلي المحددة في الدراسة، حيث يقدر النموذج خمس مرات (عدد المتغيرات المتضمنة في النموذج) في كل مرة يكون أحد المتغيرات الخمسة هو المتغير التابع بحث يمكن اختبار وجود التكامل المشترك لكل معادلة من المعادلات الخمس، مبنياً على فرضية العدم $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ ، والتي تعني انه لا يوجد علاقة طويلة الاجل باستخدام اختبار الحدود F واختبار t لفرضية العدم أن $H_0: \mu_1 = 0$. وعند تحديد العلاقات والتأكد من وجود تكامل مشترك يمكن تحديد اتجاه العلاقة قصير وطويل الأجل باستخدام علاقة السببية لجرنجر المبنية على متجه تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات. باستخدام معادلة (٤) يتم تنفيذ اختبار علاقة السببية لجرنجر. وقد لوحظ من قبل انجل – جرنجر (1988) إجراء اختبار سببية جرنجر في الفروق الأولى من خلال متجه الانحدار الذاتي (VAR)، سوف يكون مضللا في ظل وجود التكامل المشترك. لذلك، عن طريق إضافة متباطئة ECM يتحدد ليس فقط اتجاه العلاقة السببية ولكن أيضا يمكن أن يُفَرق بين سببية الأجل القصير والأجل الطويل. وذلك بتأكيد سببية الأجل الطويل من قبل إشارة السالب لمعامل متباطئة ECM المتضمن في نموذج ARDL وان تكون ذات دلالة إحصائية (Banerjee et. al, 1998).

٤ .النتائج التحليلية:

يتطلب تطبيق اختبارات التكامل المشترك التعرف على خصائص المتغيرات المستخدمة في الدراسة. ثم إجراء اختبارات جذر الوحدة على المتغيرات لاختبار

السكون، حيث سيتم استخدام اختبارين هى: اختبار ديكي فولر الموسع واختبار فيليب وبيرون.

الشكل ١: متغيرات الدراسة باللوغاريتمات



الجدول ١: اختبارات جذر الوحدة بقاطع ومتجه زمني[١١]

	اختبار ديكي فيلر الموسع		اختبار فيليب وبيرون	
المتغيرات	المستوى	الفروق الأولى	المستوى	الفروق الأولى
	(0) – ٢,١٥٣٩٧٤	(1)**– ٣,٩٢٧١٤٩	(4)**–٣,٥٧٧٣٦٢	-
LY_t	(0)* –٣,٢٢٧٧٧٢	(8)**–٥,٤٧٠١٧٤	(4)* – ٣,٢٤٧١٨٠	(0)**٣,٧٠١٨١٤–
Lp_t	(1)**–٣,٩١٢٥٨٨		(2)**-٣٠,٠٨٤٨٦	
LR_t	(1)* – ٣,٥٢٠٦٧١	(1)*–٦,١١٣٥٨٤	(6)١,٠١١٠٧٨	(0) **٣,٩٥٦٣٧٨–
LE_t	(1)*–٣,٢٢٥٣٤٤	(0)**–٤,١٢٧٩١٠	(0)٢,١٣٥٦٨٠	(0) **٢,١٣٥٦٨٠–

*،**،*** j تشير الى رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة عند ١%، ٥%، ١٠% على التوالي.

A القيم الحرجة من one–sided p–values (MacKinnon, 1996)

يتضح من الجدول السابق أن بعض السلاسل الزمنية، المُتضمنة في الدراسة، غير ساكنه في المستوى، ولكن ساكنةً في الفروق الأولى فقط (LY, LR, LE, LM_2,) أما المتغير LP فإنه ساكن في المستوى، مما يدل على اختلاف درجة تكامل المتغيرات. ونتيجة لذلك، ولاختبار وجود العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات يُستخدم منهج الحدود للتكامل المشترك استنادا على نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة. ويتم الاعتماد في الخطوة الأولى للاختبار على اختبار والدWald Test، باستخدام إحصاء F والذي تتضح نتائجه في الجدول (٢).

(١١) تم اختبار معنوية القاطع والمتجه الزمني بالبدء بتقدير معادلة ديكي فيلر الموسع وظهرت معنوية القاطع والمتجه لذا تم الاختبار على اساس وجود القاطع والمتجه .

الجدول (٢): نتائج اختبار وجود العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة للتكامل المشترك (منهج الحدود)

العلاقة طويلة الأجل	إحصاء F	معامل تصحيح الخطأ	النتيجة
M2/Y,E, P, R	8.2067***	−0.248 ***	تكامل مشترك
Y/M2,E,P,R	7.4221 **	−0.170*	تكامل مشترك
P/M2,Y,E,R	8.5111**	−0.350**	تكامل مشترك
R/M2,Y,E,P	1.2930	−0.106	لا يوجد تكامل مشترك
E/M2,Y,P,R	3.4949	−0.159	لا يوجد تكامل مشترك

***،**،* j تشير الى رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة عند ١%، ٥%، ١٠% على التوالي حيث يتم مقارنة قيم F مع القيم الحرجة والتي تختلف حسب وجود قاطع أ و متجة فتكون 90% و 95% 4.3906، 5.1157 عند وجود قاطع ومتجة وتكون عند وجود قاطع فقط 4.4427، 3.7911 ومتجه فقط 3.8048، 4.4919 (Pesaran, et. al., 1996) لاختبار التكامل المشترك وكذلك قيمة t لمعامل تصحيح الخطأ وذلك حسب وجود القاطع في العلاقة طويلة الاجل والذي تم اختبار وجود القاطع والمتجه في العلاقة طويلة الاجل باستخدام اختبار t.

يبين الجدول (٢) اختبار الحدود للتكامل المشترك لمتغيرات الاقتصاد الكلي المختارة، كما ذُكر أعلاه أن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات يعتمد على قيمة F وكذلك اختبار t ، عندما يتم رفض فرضية العدم فإنه لا يوجد تكامل مشترك. وتم استخدام متباطئات بقيمة 2، وتم تحديد الطول الأمثل للمتباطئات في نموذج ARDL بمعيار شوارز. وتشير نتائج الاختبارات إلى وجود التكامل المشترك، عندما يكون M2 المتغير التابع، وكذلك المستوى العام للأسعار وإجمالي

الناتج الحقيقي، ولكن لا يوجد عندما يكون سعر الصرف وسعر الفائدة هما المتغير التابع. وبناء على نتائج التكامل المشترك لنموذج كمية النقود والمستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي يتم تقدير العلاقة طويلة الأجل في الجدول (٣)، حيث تشير النتائج إلى معنوية إجمالي الناتج المحلي والمستوى العام للأسعار وسعر الصرف، وسعر الفائدة عندما تكون M2 هى المتغير التابع، مما يتوافق مع الكنزيين أن إجمالي الناتج الحقيقي يؤثر على كمية النقود. أما المستوى العام للأسعار فتتأثر بكمية النقود M2 وسعر الفائدة وسعر الصرف، كما يتأثر إجمالي الناتج الحقيقي بكمية النقود وسعر الفائدة.

الجدول (٣): تقدير معاملات العلاقة طويلة الأجل

المتغيرات المُفسرة	lnM2	lnP	lY
lnM2		0.265***	0.278***
lnY	1.949***	0.061	
lnP	0.783**		−0.712
lnR	−0.164***	−0.052 ***	−0.148**
lnE	−1.665***	0.688***	1,104
القاطع	−15.744***		11.602***
متجه زمني	0.045***	−0.020***	

*،**،*** j تشير الى رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة عند 1%، 5%، 10% على التوالي وتم تحديد وجود متجه او قاطع بناءً على معنوية القاطع أو المتجه في العلاقة طويلة الأجل.

يبرز الجدول رقم (٣) الطبيعة الدقيقة لعلاقة الأجل الطويل عندما يمثل كل من النقود والمستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي المتغير التابع. ويمكن استخلاص الاستدلالات التالية: أولا، معامل إجمالي الناتج الحقيقي في معادلة كمية النقود 1.94 موجب وذو دلالة إحصائية، ويشير ذلك إلى أن أي ارتفاع في إجمالي الناتج الحقيقي في الأجل الطويل يقابله ارتفاع في كمية النقود، وكذلك المستوى العام للأسعار وسعر الفائدة وسعر الصرف معنوية في المملكة خلال فترة الدراسة. أما سعر الصرف، فكلما ارتفع عدد الريالات مقابل العملات الأخرى أي تناقصت قيمة الريال فان كمية النقود ترتفع أي علاقته عكسية في معادلة كمية النقود. ويتبن أن سعر الفائدة علاقته عكسية مع كمية النقود، أي أن ارتفاع في سعر الفائدة يقلل من كمية النقود. كما أن تزايد المستوى العام للأسعار يتطلب زيادة في كمية النقود للحفاظ على التبادلات النقدية. ثانياً، يتضح في معادلة المستوى العام للأسعار أن معامل الأجل الطويل لكمية النقود موجب ومعنوي، بما يدعم فرضية أن أي زيادة في كمية النقود M2 تؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار في الأجل الطويل في المملكة. مما يتوافق مع (Freidman, 1956) في مقولته التغير في كمية النقود يؤدي إلى تغير في المستوى العام للأسعار على الأجل الطويل. أما معامل الأجل الطويل المقدر لأسعار الفائدة فهو سلبي ومنخفض، مما يدل على أن أي زيادة في سعر الفائدة في الاقتصاد تؤدي إلى انخفاض في المستوى العام للأسعار، حيث إن سعر الفائدة هو تكلفة الفرصة البديلة لحفظ الثروة في شكل نقود بدلا من الأصول المدرة للفوائد، فأي ارتفاع في

سعر الفائدة يقلل من كمية النقود المحتفظ بها كأرصدة. ويظهر معامل سعر الصرف موجب، أي أن أي زيادة في عدد الريالات المدفوعة طلبا على العملات الأخرى يؤدي إلى زيادة المستوى العام للأسعار، نتيجة لارتفاع سعر الواردات، وهذا ما يسمى بالتضخم المستورد. وثالثاً، في معادلة أجمالي الناتج الحقيقي فإن علاقة كمية النقود إيجابية مع إجمالي الناتج الحقيقي أي أن كمية النقود تؤثر على إجمالي الناتج الحقيقي كما أن إجمالي الناتج الحقيقي يؤثر عليها. ويشير سعر الفائدة السالب إلى أن أي ارتفاع في سعر الفائدة ينعكس سلبيا على إجمالي الناتج الحقيقي، وجاء سعر الصرف ليكون محايداً أي لا يؤثر على إجمالي الناتج الحقيقي.

٥. سببية جرنجر باستخدام متجه تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات Multivariate Granger Causality Test Based on (VECM)

إن وجود التكامل المشترك يعني وجود علاقة طويلة الأجل ولكن لا يحدد اتجاه تلك العلاقة. ولذلك، فإن نموذج متجه تصحيح الخطأ يستخدم للكشف عن اتجاه العلاقة السببية. أوضح (Granger, 1988) أنه إذا كان هناك تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية، فإن نموذج متجه تصحيح الخطأ يمكن أن يكتب كالتالي:

$$\Delta y_t = C_1 + \sum_{i=1}^{p} \pi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \pi_{j1} \Delta x_{t-j} + \mu_1 ECM_{i-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta x_t = C_2 + \sum_{i=1}^{p} \pi_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \pi_{2j} \Delta y_{t-j} + \mu_2 ECM_{i-1} + \epsilon_{2t}$$

حيث تشير Δ إلى الفروق، p,q عدد المتباطئات، $\pi_{1i}, \pi_{1j}, \pi_{2i}, \pi_{2j},$ معاملات يتم تقديرها، ECM حد الخطأ مشتق من العلاقة طويلة الأجل و $\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}$ المتغير العشوائي الخالي من الارتباط الذاتي. في كل من المعادلتين، فإن المتغير التابع

يتأثر ليس فقط بالمتباطئات في النموذج ولكن أيضاً بمستوي تصحيح الخطأ من الفترة السابقة. وتشير المعنوية المشتركة أن كل متغير تابع يتجاوب للصدمة قصيرة الأجل للبيئة العشوائية. ويمكن اختبار اتجاه العلاقة السببية طويلة الأجل بالنظر لمعنوية سرعة التكيف، والتي هي معامل تصحيح الخطأ μ_1,μ_2. تشير المعنوية إلى العلاقة التوازنية طويلة الأجـل التي تشتق مباشرة من المتغيــر التابع (Yoo, 2006). ويعرض الجدول رقم (٤) نتائج اختبار سببية جرنجر للنموذج، الاختبارات المستخدمة في تحديد عدد المتباطئات. فإذا كانت $\mu_1,$ سالبة ومعنوية، فإن هذا يشير إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل من X إلى Y ، مما يعني أن X يدفع Y نحو توازن الأجل. أما اذا كان المعاملان μ_1,μ_2 سالبة ومعنوية، فهذا يشير إلى سببية ثنائية الاتجاه. من ناحية أخرى، تظهر المتباطئات ΔY_t وΔX_t كمتغيرات مفسرة مشيرة إلى علاقة مُسبب ومُؤثر (Cause and Effect) قصيرة الأجل بين السلسلتين الزمنيتين. اذا ظهر معاملΔX_t معنويا في انحدارΔY_t ، فإن هذا يعني أن X تسبب Y. فإذا تم حذف حد تصحيح الخطأ من العلاقة نحصل على معادلة سببية جرنجر التقليدية .

باتباع جرنجر (١٩٨٨) لاختبار سببية جرنجر في الأجل الطويل، يتم تطبيق عملية ذات خطوتين، الأولى تقدير العلاقة طويلة الأجل في العلاقة (١) من أجل الحصول على حد تصحيح الخطأ في النظام. الخطوة الثانية هي تقدير نموذج جرنجر بالمتغيرات في الفروق الأولى متضمنا حد تصحيح الخطأ في النظام. يأخذ

نموذج الدراسة نظام متجه متعدد المتغيرات VEC Multivariate Systems والذي يتبع الشكل التالي:

$$\begin{bmatrix}\Delta lnM_t\\ \Delta lnY_t\\ \Delta lnP_t\\ \Delta lnR_t\\ \Delta lnE_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}C_1\\ C_2\\ C_3\\ C_4\\ C_5\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\pi_{11.1} & \pi_{12.1} & \pi_{13.1}\pi_{14.1} & \pi_{15.1}\\ \pi_{21.1} & \pi_{22.1} & \pi_{23.1}\pi_{24.1}\pi_{25.1}\\ \pi_{31.1} & \pi_{32.1} & \pi_{33.1}\pi_{34.1} & \pi_{35.1}\\ \pi_{41.1} & \pi_{42.1} & \pi_{43.1} & \pi_{44.1} & \pi_{45.1}\\ \pi_{151.1} & \pi_{52.1} & \pi_{53.1} & \pi_{54.1}\pi_{55.1}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta lnM_{t-1}\\ \Delta lnY_{t-1}\\ \Delta lnP_{t-1}\\ \Delta lnR_{t-1}\\ \Delta lE_{t-1}\end{bmatrix}+\cdots$$

$$+\begin{bmatrix}\pi_{11.k} & \pi_{12.k} & \pi_{13.k} & \pi_{14.k}\pi_{15.k}\\ \pi_{21.k} & \pi_{22.k} & \pi_{23.k} & \pi_{24.k} & \pi_{25.k}\\ \pi_{31.k} & \pi_{32.k} & \pi_{33.k}\pi_{34.k} & \pi_{35.k}\\ \pi_{41.k}\pi_{42.k} & \pi_{43.k}\pi_{44.k} & \pi_{45.k}\\ \pi_{51.k}\pi_{52.k} & \pi_{53.k}\pi_{54.k}\pi_{55.k}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta lnM_{t-k}\\ \Delta lnY_{t-k}\\ \Delta lnP_{t-k}\\ \Delta lnR_{t-k}\\ \Delta lnE_{t-k}\end{bmatrix}+\cdots\begin{bmatrix}\mu_1\\ \mu_2\\ \mu_3\\ \mu_4\\ \mu_5\end{bmatrix}ECM_{t-1}+\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\\ \varepsilon_{3t}\\ \varepsilon_{4t}\\ \varepsilon_{5t}\end{bmatrix} \quad (5)$$

تستخدم العلاقة (٥) لاختبار سببية جرنجر، وحيث أن نموذج جرنجر حساس للغاية لعدد المتباطئات، لذا يستخدم عدد المتباطئات على أساس الحد الأدنى للمعايير الثلاثة Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (SIC) and Hannan–Quinn Information Criterion (HIC)، ويتم اختبار السببية قصيرة الأجل باستخدام اختبار F او اختبار والد Wald Test لاختبار معنوية المعاملات π للفروق الأولى. ولقد فسر (Masih and Masih, 1996) سببية جرنجر قصيرة الأجل بأن المتغير التابع يتفاعل فقط للصدمات قصيرة الأجل، وأن مصدر آخر محتمل للسببية هو ECM_{t-1} حيث تدل معاملات حد تصحيح الخطأ على مدى سرعة التخلص من الانحراف عن التوازن والذي يمثل العلاقة في الأجل الطويل. ويتم اختبار اتجاه العلاقة السببية طويلة الأجل باحصاء t أو باختبار والد لمعنوية المعاملات μ لمتابطئة ECM. وتشيرعدم معنوية أي من

مصطلحات الخطأ إلى غياب العلاقة طويلة الأجل. ولكن عدم معنوية أي من فروقات المتغيرات يعكس فقط العلاقة قصيرة الأجل، وهذا لا يعني خرقا للنظرية، لأن النظرية عادة لا تصف العلاقة قصيرة الأجل بل تصف العلاقة طويلة الأجل أو حالة التوازن. (Masih and Masih, 1996) in (Sabohri, and Sulaiman, 2013) في هذه الدراسة يتم اختبار اتجاه العلاقة السببية بين M2,Y,P,E,R حيث يتم استخدام خطوتين لدراسة اتجاه العلاقة السببية بين كل متغير كمتغير تابع والمتغيرات الأخرى كمتغيرات مفسرة.

نتائج معاملات حد الخطأ ECM_{t-1} سالبة، مما يشير إلى وجود سببية في الأجل الطويل. ونتائج اختبار والد تشير لسببية ثنائية في الأجل القصير لجميع المعادلات بين المتغيرات إجمالي الناتج الحقيقي و M2، والمستوى العام للأسعار و M2، عند 1%. ويشير احصاء χ^2 إلى أن إجمالي الناتج الحقيقي يسبب حسب جرنجر سعر الفائدة، ولكن سعر الفائدة لايسبب حسب جرنجر إجمالي الناتج الحقيقي، أما M2 فتسبب حسب جرنجر المستوى العام للأسعار والمستوى العام للأسعار، يسبب حسب جرنجر كمية النقود أي هناك سببية ثنائية بينهما، وسببية فردية بين سعر الصرف وكمية النقود عند 5%، وسعر الصرف والمستوى العام للأسعار، مما يشير إلى أهمية سعر الصرف في التأثير على المستوى العام للأسعار في الأجل القصير.

جدول (٤): نتائج اختبار سببية جرنجرباستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)[١٢]

المتغيرات	$\sum_{j=1}^{p} \Delta lnM2_{t-j}$	$\sum_{j=1}^{p} \Delta lnY_{t-j}$	$\sum_{j=1}^{p} \Delta lnP_{t-j}$	$\sum_{j=1}^{p} \Delta lnR_{t-j}$	$\sum_{j=1}^{p} \Delta lnE_{t-j}$	ECM_{t-1} إحصاء t
$\Delta lM2_t$	–	9.467***	11.887***	0.647	3.454*	2.2135**
ΔlnY_t	4.042	–	2.430	0161	0.092	−2.791**
ΔlnP_t	7.211**	1.531	–	3.200	7.402**	−3.722**
ΔlnR_t	0.764	2.826	1.215	–	1.154	−2.025*
ΔlnE_t	0.507	5.695*	2.673	0.408	–	−3.510***

فرضية العدم انه لا يوجد اتجاه علاقة سببية بين المتغيرات.

القيم الموجودة هي قيم اختبار والد Wald والذي يتبع توزيع مربع كاي χ^2.. وكذلك قيم اختبار t لمعامل حد الخطأ في النموذج. وΔ مشغلا لفروق الأولى. و ***. **. * تعني رفض فرضية العدم عند ١%، ٥%، ١٠% على التوالي.

عدد المتباطئات هو 2 اعتمادا على شوارز واختبارا تفحص النموذج كلها تشير إلى خلو المتغير العشوائي من الارتباط الذاتي واختلاف التباين ويتوزع توزيع طبيعي.

(١٢) تم أجرا اختبار سببية جرنجر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ VECM باستخدام المعادلات بشكل منفصل يتم تقدير معادلة نموذج تصحيح الخطأ يتم تحديد عدد المتباطئات باستخدام طريقة من عام الى محدد او يمكن استخدام برنامج أي فيوز باستخدام Stepwie Regression ثم يضاف حد الخطأ ECM_{t-1} المناسب لكل معادلة ويتم استخدام اختبار والد لمتباطئات كل متغير معاً لإيجاد قيمة احصاء F لتحديد نتيجة سببية كل متغير على المتغير التابع.

يقدم الجدول (٤) نتائج اختبار سببية جرنجر باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM مع متباطئة (٢)، والتي تم تحديدها باختبار شوارز. وتشير إحصاءات اختبار والد أن المتغيرات المستقلة تسبب حسب جرنجر المتغير التابع إذا كانت معنوية. يتم تضمين العلاقة السببية طويلة الأجل باختبار معنوية معامل حد الخطأ بمتباطئة واحدة.(ECM_{t-1}) وتشير عدم معنوية كل من إحصاء t لحد الخطأ وأحصاء كاي $\chi 2$ ، عند 5% في نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM، الى ان سعر الفائدة لا يتأثر بمتغيرات الاقتصاد الكلي المتضمنة في النموذج أي يعتبر متغير خارجي يتحدد من خارج النموذج Exogenous .

والنتائج من الجدول (٤) تدل على أن:

a. هناك سببية ثنائية الاتجاه في الأجل القصيرة بين المستوى العام للأسعار وكمية النقود. وهذا يتفق مع نتائج دراسة (Aljarah, 1996) .
b. وسببية أحادية الاتجاه من إجمالي الناتج الحقيقي إلى كمية النقود في الأجل القصير وهذا يؤيد دورة الأعمال الحقيقية في أن إجمالي الناتج الحقيقي يسبب التغير في كمية النقود ويؤيد نتائج (Aljarah, 1996).
c. تتحقق العلاقة السببية من سعر الصرف للمستوى العام للأسعار في الاجل القصير، وهذا نتيجة أن نسبة التجارة الخارجية من إجمالي التجارة الدولية، التي ترد للمملكة بعملات غير الدولار، بلغت 86% من إجمالي الواردات في عام ٢٠١٢، مما يؤثر على المستوى العام للأسعار، والذي يسمى التضخم المستورد.

d. وإجمالي الناتج الحقيقي يسبب حسب جرنجر سعر الصرف؛ وذلك نتيجة للتجارة الدولية المتضمنة في إجمالي الناتج الحقيقي.
e. سعر الصرف وكمية النقود تسبب جرنجر المستوى العام للأسعار في الأجل القصير وكذلك في الأجل الطويل، وهذا يدل على أن المستوى العام للأسعار ليس ظاهرة نقدية فقط بل هناك عواما هيكلية أخرى تؤثر عليه، لذلك فإنه لكبح جماح التضخم لا يمكن الاعتماد فقط على خفض كمية النقود بل يجب أن يوجه الاهتمام لسعر الصرف في الأجل القصير.
f. لا يمكن استبعاد أهمية تصحيح الخطأ ECM_{t-1}، الذي يشير إلى أن عبء التعديل الذاتي في الاجل القصير لجلب النظام إلى توازن الأجل الطويل للتحكم في التضخم يجب أن يؤخذ عن طريق كمية النقود وسعر الصرف مع العملات الأخرى، مما يستلزم تغيير سياسة ربط الريال بالدولار أو رفع قيمة الريال مقابل الدولار.

يستنتج من ذلك اهمية تأثير إجمالي الناتج الحقيقي على كمية النقود كما ذكر الكنزيين في الاجل القصير، وتأثير كمية النقود وسعر الصرف على المستوى العام للأسعار في الاجل القصير، وكذلك معنوية حد الخطأ للمتغيرات ماعدا سعر الفائدة، حيث لا تسبب المتغيرات الاخرى في تغيير سعر الفائدة في الاجل الطويل لأنه متغير خارجي.

6. الخاتمة والآثار المترتبة على السياسات الاقتصادية:

بحثت هذه الدراسة في التفاعلات الديناميكية بين متغيرات الاقتصاد الكلي مثل كمية النقود و إجمالي الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار وسعر الفائدة وسعر

الصرف في المملكة خلال الفترة ١٩٧١-٢٠١٣، وذلك باستخدام اختبار الحدود ARDL للتكامل المشترك، وسببية جرنجر باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM لتحليل العلاقة بين المتغيرات. وتشير نتائج اختبار ARDL إلى وجود علاقة التكامل المشترك الأجل الطويل مستقرة بين متغيرات الاقتصاد الكلي. كما يكشف التحليل عن وجود علاقة بين كمية النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى عندما يكون المتغير التابع هو كمية النقود. وكذلك عندما يكون المستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي هو المتغير التابع. في الأجل الطويل يوجد علاقة موجبة بين إجمالي الناتج الحقيقي وكمية النقود، ومن المستوى العام للأسعار لإجمالي الناتج الحقيقي، وعلاقة سالبة من سعر الفائدة وسعر الصرف على كمية النقود. وفي معادلة المستوى العام للأسعار فان هناك علاقة موجبة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، وعلاقة سالبة من سعر الفائدة للمستوى العام للأسعار، وعلاقة موجبة من سعر الصرف للمستوى العام للأسعار.

تتنوع السياسات الاقتصادية المترتبة على هذا التحليل ولكن تقدم رسائل واضحة من وجهة النظر المنهجية والاقتصادية. وتعتبر هذه الدراسة محاولة أولية في وضع قضية مثيرة للجدل في تطبيقها على خمس مؤشرات للاقتصاد الكلي في إطار سببية جرنجر عن المملكة العربية السعودية، ويمكن إجمال أهم النتائج على النحو التالي:

١. الاستدلال على وجود التكامل المشترك بين هذه المتغيرات، يشير انها مرتبطة باتجاهات مشتركة أو علاقة التوازن طويل الأجل. وهذا يعني أنه على الرغم

من هذه التكامل المشترك بين المتغيرات سيكون هناك انحرافات أو بعد عن التوازن في الأجل القصير. ولكن هذا الانحراف سوف يتلاشى بناء على وجود العلاقة طويلة الأجل، والتي من شأنها أن تدفع بهم معا مرة أخرى للتوازن. وعلاوة على ذلك، أن وجود التكامل المشترك يبعد إمكانية كون العلاقة بين المتغيرات زائفه. ويعني أن سببية جرنجر موجودة بين هذه المتغيرات إما أحادية أو ثنائية الاتجاه. هذه النتيجة لوجود التكامل المشترك، وعلاقة التوازن في الاجل الطويل بين جميع هذه المتغيرات، مهم لدراسة نتائج السياسات الاقتصادية المختلفة.

٢. تتوافق النتائج مع النقديين في الاجل الطويل حيث تشير إلى أنه بمعنى سببية جرنجر تظهر سببية في الاتجاهين بين كمية النقود وإجمالي الناتج. اما في الأجل القصير فهناك اتجاه أحادي من إجمالي الناتج الحقيقي الى كمية النقود وهذا يوافق نظرية دورة الاعمال الحقيقية، وفي الاجل القصير، كذلك هناك سببية ثنائية الاتجاه بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار وهناك سببية في الاتجاه من سعر الصرف الى المستوى العام للأسعار.

٣. بالإضافة إلى ذلك، تؤثر التغيرات في المستوى العام للأسعار على التغيرات في كمية النقود، وتسبب التغيرات في سعر الصرف. وكذلك تتسبب تغيرات كمية النقود في تغيرات في المستوى العام للأسعار بمستوى عال نسبيا على الأجل القصير.

٤. وعلاوة على ذلك، فإن اتجاه العلاقة السببية يمتد من إجمالي الناتج الحقيقي إلى كمية النقود من دون أي ردود فعل. إجمالي الناتج الحقيقي عرضة

لتقلبات الصادرات النفطية[١٣] مما يعني أن إجمالي الناتج الحقيقي يعتبر نسبيا المتغير الرائد كونه الأكثر خارجية المنشأ من جميع المتغيرات الأخرى (ما عدا سعر الفائدة) بما في ذلك كمية النقود، وسعر الصرف، والمستوى العام للأسعار الذين يتحملون وطأة التكيف بنسب مختلفة من أجل استيعاب الصدمات النفطية. وبعبارة أخرى، فإنه يعني أن متغير إجمالي الناتج الحقيقي هو (في أكثر الأحيان) المستقبل الأول للصدمات الخارجية. وعليه يمكن استنتاج أن إجمالي الناتج الحقيقي في كثير من الأحيان هو المهيمن على مؤشرات الاقتصاد ويتفق أكثر مع نظرية دورة الأعمال الحقيقية الأخيرة أكثر من نماذج الاقتصاد الكلي الرئيسة مثل الكينزية والنقدية. ولذلك ينبغي أن تركز الحكومة على تغيير السياسات الهيكلية على الأجل الطويل، وان يكون التدخل من خلال السياسة المالية أو النقدية التقديرية مصمم لتخفيف التقلبات الاقتصادية في الأجل القصير. نظراً لأنه من المحتمل لأي سياسات نقدية توسعية أن يكون التأثير عالٍ نسبيا على المتغيرات الاسمية مثل المستوى العام للأسعار، أو أسعار الصرف، بدلا من إجمالي الناتج الحقيقي، في دولة يتعرض اقتصادها لتأثيرات خارجية مثل اسعار النفط.

([١٣]) من خلال استعراض الفترة الزمنية للدراسة ان جزء كبير من عدم الاستقرار الاقتصادي الكلي نظرا لانخفاض الايرادات النفطية من الفترة ١٩٨٢-١٩٨٧ ثم ١٩٩٧-١٩٩٩. مما أدى إلى عجز الموازنة وارتفاع الدين العام الى نسبة مرتفعه من أجمالي الناتج الحقيقي وانخفاض سعر الصرف الاسمي في العام ١٩٨٦.

المراجع:

Ajilore, T.,.Ikhide, S.,I.(2013) "Monetary Policy Shocks, Output and Prices in South Africa: A Test of Policy Irrelevance Proposition"The journal of developing areas.- Vol. 47. p. 363-386

AlJarrah, M. (1996)" Money, Income, and prices in Saudi Arabia A Cointegration and Causality Analysis" Pakistan Economic and Social Review Vol. 34 No.1 PP. 41-53.

Bahmani-Oskooee, M. (1998), "Do Exchange Rates Follow a Random Walk Process in Middle Eastern Countries?", Economics Letters, 58 (3): 339-344.

Banerjee, A., Dolado, J. and Mestre, R. (1998), "Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework", Journal of Time Series Analysis, 19:267–283.

Barro, R. J. (1976). Rational Expectations and the Role of Monetary Policy, Journal of Monetary Economics, 2, 1-32

Barth, J. and J.Bannett.1974. "The Role of Money in the Canadian Economy: An Empirical Test." Canadian Journal of Economics, 30(6)

Bilquees F., Mukhtar T., Sohail S.(2012). Dynamic causal interactions of money, prices, interest rate and output in Pakistan. Journal of Economic Cooperation & Development, 33(3), 37-64.

Boucher J., Flynn A.(1996). Breaks in money demand. Southern Economic Journal, 63, 496-506.

Brahmananda P. R., Nagaraju G.(2003). Quantity theory of money in the Indian empirical setting. The Indian Economic Journal, 50(1), 88-94.

Campos, J. Ericsson, N. and Hendry, D.(2005) "General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography" Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers Number 838

Campos, J. Ericsson, N. and Hendry, D. (2005) " General to Specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography. International Finance Discussion Papers No. 838, Board of Governors of Federal Reserve Systems.

Caporale, T., (1994), The role of real and monetary shocks in explaining business cycle fluctuations, Applied Economics 26, 831-836.

Dickey D. A., Fuller W. A.(1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.

Edward Nelson, "Friedman's Monetary Economics in Practice," Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, April 13, 2011

Engle R. F., Granger C. W. J.(1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. Econometrica, 55, 251-276.

Erjavec, N. and Cota, B. (2003). " Macroeconomic Granger-Causal Dynamics in Croatia: Evidence based on a Vector Error-Correction Modelling Analysis. Working Paper UDK 336.741.281(497.5)

Fahlino, S., (2009). Causal Chain in Macroeconomic variables: Evidence from recent experience in Indonesian, International Journal of Finance and Economics, Issue 25(2009), 1450-2887.

Fischer S.(1962). Rules versus discretion in monetary policy.In Friedman B. M., Hahn F. H. (Eds.), Handbook in monetary economics (Vol. 2, pp. 1155-1184). Amsterdam, The Netherlands: North Holland.

Fisher, R. G., Seater, J. J. (1993) " Long run neutrality and super neutrality in an ARIMA framework. The American Economic Review 83, 402-415.

Fisher, S. (1977). Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, Journal of Political Economy, 85, 191-205.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money – a restatement. In Studies in the Quantity Theory of Money, ed. M. Friedman, Chicago: University of Chicago Press.

Friedman B., Kuttner K.(1992). Money, income, prices, and interest rates. The American Economic Review, 82, 472-492.

Friedman M., Schwartz A. J.(1963). A monetary history of the United States, 1867–1960. Princeton, NJ: Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research.

Ghazali, M. Amin, H., Muhammad, M., and Samsu., S. (2008)" Linkage Between Money and prices: A causality Analysis for Malaysia." International Business Research (IBR): Vol. 1. 4 . Canada center of Science and Education.

Granger C. W. J.(1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods.Econometrica, 37, 424-438.

Granger, C. W. J.(1988) "Some Recent Developments in a Concept of Causality" Journal of Econometrics,39:199 –211.

Grauwe, P. and Polan, M., (2005)"Is inflation always and everywhere a monetary Phenomenon? Scandnafian Journal of Economics 107(2), 239-259.

Hayes, M.G. (2008). The Economics of Keynes: A new guide to the General Theory. Edward Elgar Publishing. pp. 2, 3, 31

Hossain M. A.(2011). Money-income causality in Bangladesh: An error correction approach. The Bangladesh Development Studies, 34(1), 39-58.

Jiranyakul K.(2009). Relationship among money, prices and aggregate output in Thailand. Empirical Economics Letters, 8, 1063-1071.

Johansen S.(1988). Statistical analysis and Cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics & Control, 12, 231-254.

Johansen S., Juselius K.(1990). Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with applications for the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.

King, R. and Watson, M. (1997)." Testing Long Run Neutrality, Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly 83, 69-101.

Kydland, F. E. and Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations, Econometrica, 50(6), 1345-70,

Long, J. B. and Plosser, C. I. (1983). Real Business Cycles, Journal of Political Economy, 91, 39-69.

Lucas, R.E. (1975). An Equilibrium Model of the Business Cycle, Journal of Political Economy,83, 1113-1144.

Lucas, Robert (1981). Studies in Business-Cycle Theory. MIT Press

MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L.(1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. Journal of Applied Econometrics, 14, 563-577.

Maitra B.(2011). Anticipated money, unanticipated money and output variations in Singapore. Journal of Quantitative Economics, 9(1), 118-133.

Mankiw, N. Gregory(2013)" Macroeconomics" Palgrave Macmillan 8th edition.

Mankiw, N. G. and Romer, D., (1991), New Keynesian Economics. Vol. 1: Imperfect competition and sticky prices, MIT Press, ISBN 0-262-63133-4. Vol. 2: Coordination Failures and Real Rigidities. MIT Press, ISBN 978-0-262-63134-

Masih,A.M.M., and Masih, R.(1996a). Empirical Tests to Discern the Dynamic Causal Chain in Macroeconomic Activity: New Evidence from Thailand and Malaysia based on a Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Modeling Approach, Journal of Policy Modeling 18(5): 531-560.

Masih,A.M.M., and Masih,(1996b) a Macroeconomic activity dynamics and Granger causality: New evidence from a small developing economy based on a vector error-correction modeling analysis." Economic Modeling, 13, . 3, July 1996, 407–426

MuhdZulkhibri, A., (2007)" Causality between money, output and prices in Malaysia: An Empirical Re-Examination." Applied Econometrics and International development, Vol. 7(1), 1-19.

Musa, Y., and Asare, A.K.(2013)" Long and short run Relationship analysis of monetary and fiscal policy on economic growth in

Nigeria." Research Journal of Applied Sciences, Engineering and Technology 5(10): 3044-2051

Muth, J. (1961) "Rational Expectations and the Theory of Price Movements": Econometrica, Vol. 29, No. 3 (Jul., 1961), pp. 315-335

Pesaran M. H., Shin Y.(1999). An autoregressive distributed lag modeling approach to Cointegration analysis. In Storm S. (Ed.), "Econometrics and economic theory in the 20th century": The Ragnar Frish Centennial symposium (pp. 371-413). Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J.(2001). Bound testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326.

Phillips P. C. B., Perron P.(1988). Testing for unit root in time series regression. Biometrica, 75, 335-346.

Ramachandran M.(2004). Do broad money, output and prices count in India? Journal of Policy Modeling, 26, 982-1001.

Rami G.(2010). Causality between money, prices and output in India (1951-2005): A granger causality approach. Journal of Quantitative Economics, 8(2), 20-41.

Sabohri, B. n, and Sulaiman,J.(2013) "Environmental degradation, economic growth and energy consumption: Evidence of the environmental Kuznets curve in Malaysia" Energy Policy, in press.

Sargent, Thomas J. and Wallace, N. (1974). Rational Expectations and the Economic theory policy.

Shams N.(2012). Money, income, and prices in Bangladesh: A cointegration and causality analysis. Journal of Economics and Sustainable Development, 3(7), 82-88.

Sims, Christopher A (1972). Causality, "American Economic Association, vol. 62(4), pages 540-52, September.

Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes, Journal of Econometrics, 66, 225-250.

Williams, W., C. Goodhart, and D.Gowland. 1976. "Money, Income and Causality: The U.K. Experience." American Economic Review, June: 417 – 423.

Yadav I. S.Lagesh M. A.(2011). Macroeconomic relationship in India: ARDL evidence on Cointegration and causality. Journal of Quantitative Economics, 9(1), 156-168.

Yoo, Sh (2006). "The Causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries , Energy policy, 34: 3573-3582.

عرض كتاب

"كيف تبحث"

أ.د. ممدوح عوض الخطيب

قسم الاقتصاد – كلية إدارة الأعمال – جامعة الملك سعود

يستعرض هذا الكتاب مناهج وخطوات وأدوات البحث العلمي، ويهدف إلى ازالة العقبات التي تصادف الباحثين وإكسابهم المهارات البحثية في التخصصات المختلفة. وجاء تصميم الكتاب، الذي يتألف من تسعة فصول، ليناسب البحوث في العلوم الاجتماعية والإدارية والتجارية والرعاية الصحية.

الفصل الأول: وهو مقدمة الكتاب بعنوان "جميعاً إلى البحر ولكن لنتعلم السباحة" يتناول حالة الباحث المبتدئ وما يمكن أن يواجهه من عقبات وصعوبات. ويزود الكتاب هذه الفئة من الباحثين بمهارات أساسية بدعوتهم لتقييم مهاراته ومعارفهم ومن ثم لتبني خطة تطويرة لتنمية شخصيتهم البحثية عندما يدعوهم ليتساءلوا: ما هي احتياجاتي البحثية؟ وكيف أشبع هذه الاحتياجات؟ ويركز الكتاب في هذا الفصل على استكشاف الدوافع التي حملت على إجراء البحث، إذ ينبغي على الباحث أن يطرح على نفسه أسئلة مهمة مثل: لماذا أقوم بالبحث؟ وبماذا يمكن أن يسهم البحث في تطوير مهاراتي البحثية؟ وماهي الفائدة من القيام بالبحث؟ ماهي الدوافع وراء اختيار موضوع البحث؟ وهل سأقدم في بحثي إسهاماً جديداً؟ ومن هم المهتمون بالبحث؟ لهذا شرح المؤلفون أهمية وتعريف الأصالة في البحوث العلمية، وبينوا أن البحوث المهمة هي البحوث الأصيلة التي تسهم في إثراء العلوم والمعارف.

والفصل الثاني "لنبدأ البحث" يتمحور حول عملية البدء في إجراء البحث ويجيب على تساؤلات مهمة: كيف يتم اختيار موضوع البحث؟ ماذا يفعل الباحث إذا لم يجد موضوعاً مناسباً؟ وكيف يختار المشرف على البحث؟ وهل يكون البحث فردياً أو مشتركاً، ويرى المؤلفون أن اختيار موضع البحث أهم وأصعب خطوة في عملية البحث العلمي، ويقدمون في هذا السياق بعض النصائح والإرشادات، ويقترحون على الباحث عند اختيار والبدء بإجرائه أن يركز اهتمامه على عدة نقاط أهمها:

١. حجم الموضوع: بحيث لا يكون كبيراً جداً ولا صغيراً جداً.

٢. منهج البحث: عند اختيار موضوع البحث، ضرورة التفكير في المنهج الذي سيستخدم لجمع وتحليل البيانات.
٣. تكلفة البحث: بحيث يكون في حدود الإمكانات المالية المتاحة للباحث.
٤. الموارد المتاحة للباحث: من زملاء، ومساعدين، وتجهيزات تقنية، وشبكة إنترنت، وحاسوب،... وغيرها.
٥. البحوث والدراسات السابقة: هل طرحت مشكلة البحث في دراسات سابقة أم أن البحث سيطرح مشكلة جديدة، وهل سيستخدم البحث أساليب ومناهج جديدة للمعالجة أم سيطبق ذات الأساليب ولكن بطريقة مختلفة.

أما إذا لم يتسير اختيار موضوع البحث، فثمة وسائل مفيدة لتسهيل الحصول على الموضوع المناسب، ومنها: سؤال المشرف لاقتراح بعض الموضوعات، والقراءة المكثفة في البحوث السابقة، وربط موضوع ما بأحد الاهتمامات الحياتية للباحث.

الفصل الثالث بعنوان" التفكير بالمناهج". يبين الكتاب توافر عدة مناهج وطرائق يمكن استخدامها وتطبيقها لإجراء البحوث، ولكن الهدف من هذا الفصل يكمن في كيفية اختيار المنهج الملائم للبحث، وتبيان أهم الوسائل التي تنمي وتطور المهارات اليومية للباحث ومنها: القراءة، والاستماع، والمشاهدة، والاختيار، والتنظيم، والتلخيص، والتساؤل، والكتابة، والعرض، والتفكير. وفي إطار اختيار المنهج المناسب للبحث لابد للباحث أن يطرح على نفسه السؤال التالي: ما هو أفضل منهج للبحث؟ والإجابة على ذلك أنه لا يمكن القول بوجود منهج موحد

ونمطي للبحوث من الناحية التطبيقية أوالمنطقية، حيث تختلف مناهج البحث عن بعضها البعض وتتفاوت في مدى ملائمتها لأغراض الدراسة وموضوعها. وعلى الباحث ان يفكر بطريقة منهجية عند تصميم بحثه من خلال طرح أسئلة معينة مثل: ماهو الهدف الرئيس من البحث؟ ماهو دور الباحث وموقعه في هذا البحث؟ ماهي معايير التحكيم؟ وهل يندرج البحث بين البحوث الموضوعية أم العامة؟

وصنفت استراتيجيات ومناهج وتقنيات البحوث على النحو التالي:

- استراتيجيتان عامتان لإجراء البحوث وهي: الكمية والنوعية؛ والمكتبية أو الميدانية.
- أربع مناهج لصياغة مشروع البحث: البحث العملي (Action research)، ودراسات حالة، والتجارب، والمسوحات.
- أربع تقنيات بحثية لجمع البيانات: الوثائق، المقابلات، الملاحظات، والاستبانات.

وتناول الفصل الخصائص المتشابهة والمختلفة بين البحوث الكمية والنوعية، والفرق بين المناهج والتقنيات، والروابط بين الاستراتيجيات والمناهج والتقنيات. كما تضمن الفصل توجيهات وإرشادات حول اختيار المنهج الأمثل للبحث بمقارنة مزايا وعيوب كل منها، إضافة إلى إيراد أمثلة مختارة ومتنوعة عن كل منها.

الفصل الرابع بعنوان "القراءة للبحث". حيث يتطلب البحث في العلوم الاجتماعية قراءة عدد كبير من الكتب والمقالات. ومن أهم العقبات التي تواجه الباحث في هذا

المجال استكمال المهارات الخاصة بالقراءة بالإجابة على بعض التساؤلات: كيف أقرأ؟ لماذا أقرأ؟ لمن أقرأ؟ ومن أجل تذليل هذه العقبات، يهدف هذا الفصل إلى مساعدة الباحث لتطوير مهاراته في القراءة، وذلك بإعطاء بعض المقترحات والإرشادات:

- لماذا تقرأ عند الشروع في البحث؟ لأن القراءة تزود بالأفكار، وتوضح ما توصل إليه الباحثون الآخرون، وتدعم في تكوين التجربة البحثية الخاصة، وتمكن من التعرف على مناهج وطرق البحث، وتساعد في تحديد نطاق البحث وإطاره، وتمكن من تبرير الأفكار والنتائج، وتسمح بتقييم وانتقاد أفكار الآخرين بموضوعية.
- ما هي مراحل القراءة في البحث: في بداية البحث للوقوف على أعمال الآخرين حتى يتمكن الباحث من تكوين أرضية صلبة للبحث؛ وخلال البحث للاستمرار في الكتابة؛ وبعد البحث لتقييم أثر البحث وتطوير وبلورة الأفكار للبحوث القادمة.
- ماذا نقرأ لكتابة البحث؟ القراءة يجب أن تشمل الكتب، والدوريات، والمجلات، والتقاير، والبحوث المنشورة.
- أين تجد ما تريد أن تقرأ؟ في المكتبات الورقية، والإلكترونية، والتصوير، والإنترنت، والكاتالوجات، وملخصات البحوث، وقواعد البيانات، والموسوعات، والمعاجم، والدوريات، والمؤتمرات، والندوات، والصحف، والمجلات، والتقارير، ورسائل الماجستير والدكتوراه.

- نقرأ عن المنهج كما نقرأ عن الموضوع: لفائدة استتخدام أكثر من منهج في البحث، ولاختيار أنسب المناهج للبحث، ولتطوير المهارة البحثية.
- تعد القدرة على التعامل مع الدراسات السابقة من أهم المهارات التي يحتاجها الباحث. ومن أهم التساؤلات الواجب التركيز عليها عند الاطلاع على الدراسات السابقة: ما هي أهم المصادر؟ ما هي النقاط الحيوية التي نوقشت في البحث أو الدراسة؟ كيف نظمت الموضوعات في هذا المجال؟ ما هي أهم المفاهيم والافكار في الموضوع؟ ماهي المناهج المطبقة وما تبرير استخدامها؟ ما هي النتائج التي تم التوصل إليها؟ ما هي المراجع والمصادر التي استند إليها؟

الفصل الخامس بعنوان "إدارة المشروع". بعد اتخاذ القرار باختيار موضوع البحث، وتحديد المنهج، وقراءة الدراسات والادبيات السابقة، تبقي كيفية إدارة المشروع البحثي بفعالية وكفاءة، هذا الفصل يساعد في تطوير مهارات إدارة المشروع والتأقلم مع بعض الصعوبات التي قد تواجه الباحث خلال مدة تنفيذ البحث.

كيفية إدارة وقت الباحث؟ يجب على الباحث أن يخصص أياماً محددة للعمل على بحثه كتخصيص يومين في الأسبوع مثلاً، وثمة تقنيات وأساليب جديدة للتخطيط الجيد للوقت للانتهاء من البحث. كما يجب على الباحث وضع جدول زمني لتنفيذ مراحل البحث المختلفة.

التعامل مع كبار الشخصيات والمؤسسات: سيتعامل الباحث مع المشرف على البحث أو مدير البحث، وبالتالي يجب عليه المحافظة على طيب العلاقة

بينهما. وفي حالة المؤسسات فإن الجامعة أو الكلية تأتيان في قائمة الموسسات التي سيتعامل الباحث معها إن كان البحث لأهداف أكاديمية، أو المنظمات إذا كان البحث مدعوماً من قبل هذه المؤسسات.

كما يتناول هذا الفصل العديد من الإرشادات حول استخدام الحاسوب في البحوث، والأخطاء التي يجب تفاديها أثناء تنفيذ الخطة الزمنية للبحث، والنصائح التي تفيد الباحثين في حال فشل أو تغير الخطة الزمنية لإنهاء البحث.

الفصل السادس بعنوان "جمع البيانات"، ويهدف إلى تعريف الباحث بمراحل جمع البيانات. وثمة موضوعان يواجهان الباحث عند جمعه للبيانات وهما الوصول إلى البيانات، والأخلاقيات البحثية لجمع البيانات. وأهم الموضوعات الأخلاقية في البحث هي: السرية، والمهنية، والمشاركة.

ويقصد بتطبيق تقنية جمع البيانات أساليب جمع البيانات مثل الوثائق، المقابلات، الملاحظات، الاستبيانات.

ويناقش هذا الفصل أربع وسائل وتقنيات لجمع البيانات وهي: الوثائق، والمقابلات، والملاحظات، الاستبيانات.

- الوثائق: كل البحوث تقريبا أو أغلبها على الأقل تحلل الوثائق للوصول إلى البيانات، فعلى الباحث أن يقرأ ويفهم ويحلل وينتقد.
- المقابلة وتشمل أسئلة ومناقشات مع الأفراد، وقد تكون وجهاً لوجه أو عن بعد عبر الهاتف أو البريد الإلكتروني.

- الملاحظة وتفيد في جمع المعلومات عن موضوعات معينة مثل: هل مستوى عمرك، وانتمائك القبلي، وجنسك لها تاثيرها على ملاحظتك؟ هل مجرد ملاحظتك فقط تكفي؟
- الاستبيان: يعد من أكثر تقنيات البحث العلمي لجمع البيانات، إن فكرة تكوين أسئلة موجهة إلى أفراد معينين للحصول على آرائهم وخبراتهم تعني أن إجاباتهم مهمة جداً للباحث. وينبغي تفادي بعض الأمور عند تصميم الاستبيان ومنها كثرة الأسئلة وغموضها.

ويمكن جمع البيانات بطريقة المسح الشامل، أو بطريقة المعاينة حيث يتم سحب جزء من المجتمع الإحصائي. وتكون العينات المسحوبة عشوائية (احتمالية) كالعينات البسيطة والمنتظمة والطبقية والعنقودية، أو غير عشوائية (المناسبة أو الملائمة، الاختيارية أو الطوعية، الحصصية، المستهدفة، البعدية، الانتشارية، الشخصية).

وتقسم البيانات إلى قسمين البيانات الثانوية وهي البيانات المتوفرة لدى الجهات الحكومية والمؤسسات ويستفيد منها الباحث، والبيانات الأولية وهي البيانات التي يعدها الباحث بنفسه بغرض استخدامها في البحث. وللبيانات الثانوية مصادر متنوعة منها: التعدادات والمسوحات الحكومية كالتعددات السكانية، ومسوحات قوة العمل، ومسوحات التوظيف، ومسوحات ميزانية الأسرة، والمسح الزراعي، والسمح الصناعي. ومنها ما تنشره المنظمات الدولية كالأمم المتحدة، وصندوق النقد الدولي، والبنك الدولي، ومكتب العمل الدولي، ومنظمة الصحة العالمية، ومنظمة

التعاون الاقتصادي والتنمية. ومن مصادر البيانات ما تنشره وسائل الإعلام والصحافة، وغيرها.

الفصل السابع بعنوان "تحليل البيانات". إن البيانات التي يجمعها الباحث لا تكون مفيدة للبحث إلا إذا تم إخضاعها للتحليل، ومن ثم الاستفادة منها في تفسير النتائج. لذلك لا بد أولاً من تجميع البيانات التي تأخذ شكل الأرقام والمعلومات، وثانياً تحليل نتائج البحث على ضوئها.

ويمكن التمييز بين نوعين من البيانات. البيانات الكمية وتكون بشكل أرقام وتستخدم في القياس العددي، وتسمح بإجراء الاختبارات الإحصائية، وتتيح الفرصة لإجراء المقارنات الزمنية والمكانية. والبيانات النوعية، وتكون بشكل كلمات أو أجمل أو أفكار، وتستخدم في التحليل النوعي. ويقوم الإحصاء الوصفي بتوصيف البيانات الكمية وتلخيصها باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت، والارتباط. بينما يستخدم الإحصاء الاستنتاجي للوصول إلى استنتاجات معينة اعتماداً على مقارنة التوزيعات الفعلية مع التوزيعات الإحصائية مثل التوزيع الطبيعي، وتوزيع ستودنت، وتوزيع مربع كاي، وتوزيع سنديكور (F).

ويمر تحليل البيانات بالمراحل التالية: فهم مضمون البيانات كمية كانت أو نوعية، وتجهيز البيانات للتحليل، والتأكد من دقة المعلومات، وتحليل البيانات، وتفسير النتائج. ومما يذكر فإن طرق تحليل البيانات وأساليبها تختلف حسب طبيعة البيانات ومصادرها.

الفصل الثامن بعنوان "الكتابة"، ويهدف هذا الفصل تزويد الباحث بالمهارات الأساسية لكتابة البحث وبناء الثقة في نفس الباحث، كما يتضمن الفصل مقترحات وتوجيهات مهمة حيال كتابة البحث ومنها:

- كيفية كتابة مسودة البحث: عند الشروع في كتابة البحث قد يتردد الباحث في أخذ بعض المعلومات، أو قد لا يعجبه إدراجها في البحث. وينصح الباحث أن يكتب بعض الملاحظات للعودة إليها لاحقاً، لأنه كلما قرأ أكثر ازداد إدراكه حول بعض الموضوعات.
- تبرز الحاجة لتحرير البحث وإعادة الكتابة والتحرير لكي تضيف مواداً وأفكاراً جديدة إلى البحث، ولتقليل حجم ما كُتب من قبل، ولتتجاوب مع ملاحظات القارئين للبحث، ولإزالة أي تكرار غير مقصود.
- كيفية مناقشة الموضوعات باستخدام الأدلة والحجج: سواء كنت تكتب بحثاً أكاديمياً أو تقرير عمل، فإن الأمر يحتاج إلى مهارات معينة وأشكال معينة من التنظيم. وفي كل الأحوال يجب عند تنظيم محتويات البحث أن يحتوي على العناصر التالية:
  - المقدمة في البداية والخاتمة في النهاية.
  - مجموعة معينة من الأقسام أو الفصول والتي قد تنقسم إلى مباحث فرعية. وينبغي أن يحتوي كل فصل أو قسم على مقدمة وخاتمة خاصتين بهما.
  - الإحالة إلى البحوث والمنشورات الحالية ذات الصلة بالموضوع.

- جداول ورسومات وأشكال بيانية أخرى للتوضيح.
- عدد من الأقسام التمهيدية مثل: الملخص والإهداء.

- للوصول إلى بحث ناجح مدعم بالبراهين تحتاج إلى أربعة أمور: السياق، موضوع أو أكثر، بعض التنظيم، الربط بين الموضوعات.
- لمن يكتب البحث؟ إن الباحث روائي ومنتج للعلم في آن واحد، لذلك يجب على الباحث الانتباه لأمرين: الأسلوب ويعني كيفية كتابة البحث بحيث يناسب الجمهور المستهدف. والصوت ويعني كيفية تعبير الباحث عن نفسه وعن البحث بشكل سلس للقارئ.
- القواعد النحوية والمراجع: إن أكبر خطأ شائع في البحوث وحتى في الكتب هو الأخطاء النحوية، والتنقيط، والأخطاء الإملائية، وكذلك الأخطاء في كتابة المراجع.
- استخدام الجداول والرسومات: تعد الجداول والأشكال البيانية من الوسائل الشائع استخدامها في البحوث بهدف التوضيح، كما تستخدم الخرائط في البحوث الجغرافية لتبيين الأماكن، وفي كل الأحوال قد تكون هذه الوسائل التوضيحية مأخوذة من آخرين او إعداد الباحث نفسه.

الفصل التاسع بعنوان "الانتهاء من البحث". قد يكون الانتهاء من البحث صعباً سواء للباحثين الجدد أم لأصحاب الخبرات المقبولة تماماً كما هو الحال في البدء في البحث. ولغرض تسهيل هذه المهمة خصص هذا الفصل.

- كيف يتم التخطيط لإنهاء البحث؟ تناول الفصل أهم الأسباب التي تؤدي إلى التأخير وعدم الانتهاء من البحوث في الوقت المحدد. وثمة أسباب لا يمكن تفاديها لأنها خارجة عن إرادة الباحث مثل موت قريب، وأسباب يمكن تجنبها بالتخطيط الجيد. ويجب أن تكون رسالة الباحث هي أن التخطيط للمستقبل ضرورة لا غنى عنها.
- المسودة قبل الأخيرة والمسودة النهائية: على الباحث أن يتبع الإجراءات التالية عند التحقق من المسودة قبل النهائية:
  - التحقق من صفحة العنوان: هل عنوان البحث يعكس مضمونه، وهل يتصف عنوان البحث بالجاذبية؟ وهل العنوان مختصر ومفيد؟
  - التحقق من المحتويات: هل كل الصفحات موجودة؟ وهل هي متسلسلة؟ وهل ثمة صفحات مفقودة؟ هل الجداول والرسومات مرقمة بشكل صحيح؟ هل تم التأكد من تصحيح الأخطاء النحوية والإملائية؟ هل هناك حاجة لعرض البحث على أحد المهتمين بالموضوع لقراءة المسودة قبل الأخيرة.
  - ماذا عن التقييم أي ماهي ردة فعل الآخرين عن البحث؟ إن البحث سواء أكان اكاديمياً أم لأهداف أخرى سيخضع لتقييم الآخرين، ومن هنا تبرز أهمية دور المشرف على البحث أو الرسالة لتوجيه الباحث. ويجب على الباحث تقبل النقد والاستفادة

منه، فإن تم رفض البحث، فعلى الباحث أن يعيد الكَرة، ويعدل بحثه باستكمال نواقصه.

- ما الذي يجب فعله بعد الانتهاء من البحث وتقييمه وإجازته؟ سينتاب الباحث شعور بأمرين هما: الراحة النفسية والشعور بالانجاز. ولكن ثمة أمور مهمة كجزء مكمل للبحث يجب استكمالها ومنها: عرض البحث في المؤتمرات والمحاضرات، ونشر البحث في المجلات العلمية المتخصصة.

محددات التدفقات التجارية البينية لدول مجلس التعاون الخليجي
دراسة قياسية باستخدام نموذج الجاذبية

قدمت هذه الرسالة استكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة الماجستير في الاقتصاد من جامعة الملك سعود

ندى بنت ناصر بن سليمان القضيب

مقدمة:

تحتل التجارة الخارجية في الوقت الحاضر دوراً بارزاً في اقتصاديات الدول، فهي تعتبر مرآة عاكسة لأوضاع اقتصاد أي بلد، ومؤشراً جوهرياً على قدرة الدولة الإنتاجية والتنافسية في السوق الدولية؛ وذلك لما لهذا المؤشر من ارتباط بالإمكانيات الإنتاجية المتاحة للدولة وقدرتها على الاستيراد والتصدير، وانعكاس ذلك على الميزان التجاري لها.

منذ السبعينات الميلادية بدأت تظهر تطورات في نمط العلاقات الاقتصادية الدولية، من أهمها انتشار ظاهرة التكتلات الاقتصادية الدولية، والتي كان من أبرزها منطقة التجارة الحرة لشمال أمريكا (٣ دول)، المعروفة اختصاراً بالنافتا (NAFTA)، والاتحاد الأوروبي (EU) (٢٧ دولة)، ومجموعة الميركوسور (Mercosur) (٤ دول)،[١] ومجموعة دول جنوب شرق آسيا، المعروفة اختصاراً بالآسيان (١٠ دول). وتهدف هذه التكتلات بشكل رئيس إلى تحرير التجارة

(١) تضم هذه المجموعة كلاً من الأرجنتين والبرازيل وأوروجواي و باراجواي.

البينية في السلع والخدمات بين الدول الأعضاء، وإلى تحقيق التكامل الاقتصادي فيما بينها.

وتمشّياً مع هذه التطورات الاقتصادية العالمية، اتفقت ست دول خليجية هي: المملكة العربية السعودية، والكويت، ومملكة البحرين، وقطر، والإمارات العربية المتحدة، وسلطنة عمان، في (مايو) من عام (١٩٨١م) على إنشاء مجلس التعاون لدول الخليج العربية، ثم بعد ذلك في (نوفمبر) عام (١٩٨٢م)، تم توقيع الاتفاقية الاقتصادية الخليجية الموحدة، حيث تم الاتفاق فيها على أن يبدأ العمل أولاً بمنطقة التجارة الحرة وصولاً إلى الهدف الأساس وهو السوق المشتركة ومن ثم الوحدة النقدية. ويهدف مجلس التعاون إلى تحقيق التكامل الاقتصادي بين دول المجلس، وتحقيق التنمية الفعلية لمجتمعاته من خلال توسيع، حجم السوق وتقوية الموقف التفاوضي اللازم لدوله؛ للحصول على أفضل الشروط في تبادلاتها التجارية مع العالم الخارجي، خاصة فيما يتعلق بأسعار النفط وأسواق المنتجات البتروكيماوية والفرص الاستثمارية والتقنية.

ويعتبر حجم التجارة البينية بين مجموعة من الدول من أحد المؤشرات الرئيسة الدالة على درجة التكامل الاقتصادي فيما بينها. وقد ارتفع حجم التبادل التجاري البيني لدول مجلس التعاون الخليجي منذ توقيع الاتفاقية الاقتصادية الخليجية الموحدة عام (١٩٨٢م) من (٧٨١٦,٠) مليون دولار إلى (٧١٧٨٦,٦) مليون دولار عام (٢٠١٠م)، إلا أن الارتفاع مازال متدنياً مقارنة بمثيلاتها من التكتلات الأخرى، كما أنه لم يرتق للتوقعات المأمولة، على الرغم من وجود سوق حرة واتحاد جمركي.

ويمكن تقييم مدى قدرة دول التكتل على تنمية حجم التجارة البينية فيما بينها عن طريق دراسة وتحليل محددات التبادل التجاري بين هذه الدول للتنبؤ بحجم

التدفقات التجارية فيما بينها. وتعتبر نماذج الجاذبية من أهم الطرق القياسية المستخدمة في تقدير حجم التدفقات التجارية الثنائية بين دولتين أو بين مجموعة من الدول، وتقييم تأثير الكثير من السياسات والاتفاقيات الاقتصادية على حركة التبادل التجاري الدولي فيما بينها.

مشكلة الدراسة:

يعتبر التبادل التجاري الدولي من أحد أهم محركات النمو الاقتصادي، ولهذا سعت دول مجلس التعاون إلى تحرير التبادل التجاري بين الدول الأعضاء من خلال توقيع الاتفاقية الاقتصادية الموحدة بهدف زيادة التبادل التجاري البيني.

وبالتالي فإن مشكلة الدراسة تتلخص في بحث السبل الممكنة لتنمية التجارة البينية بين دول مجلس التعاون الخليجي، وذلك من خلال تحديد العوامل المؤثرة على حجم التدفقات التجارية فيما بينها، ومن ثم معرفة كيفية استغلال هذه العوامل وإعادة توجيهها بما يضمن استفادة هذه الدول من النظام الاقتصادي الدولي الجديد.

أهمية الدراسة:

تتمثل أهمية هذه الدراسة في أنها تتناول موضوعاً مهماً يتعلق بمستقبل مسيرة التكامل الاقتصادي لدول مجلس التعاون الخليجي، حيث تتناول هذه الدراسة واقع ومستقبل التجارة البينية بين دول المجلس من خلال دراسة محددات التدفقات التجارية بين هذه الدول.

ومما يدعم أهمية هذه الدراسة هو حقيقة أن هيكل صادرات وواردات دول المجلس يتميز بارتفاع درجة التماثل، وهو الأمر الذي يعني أن فرصة زيادة التجارة البينية فيما بينها قد تكون محدودة، وبالتالي فإن تحديد العوامل المؤثرة

على حجم التدفقات التجارية فيما بين هذه الدول يعد أمراً بالغ الأهمية لصناع القرار فيها، وذلك للكشف عن احتمال وجود فرص لرفع معدلات تجارتها البينية، وتطوير السياسات المتعلقة بتنميتها ودعم مسيرة المجلس التكاملية.

وفي حين أن معظم الدراسات السابقة التي تناولت موضوع التجارة البينية الخليجية، حسب اطلاع الطالبة، كانت تستخدم السلاسل الزمنية (Time Series) في التحليل، فإن هذه الدراسة تبرز أهميتها من كونها من ضمن أولى الدراسات العربية التي تتناول موضوعاً يتعلق بالتجارة البينية الخليجية تحديداً بتطبيق نموذج الجاذبية (Gravity Model) وبتحليل بيانات مجمعة (Panel Data) لتجارة دول مجلس التعاون الخليجي البينية.

أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة بشكل عام إلى قياس وتحليل أهم العوامل المؤثرة في التدفقات التجارية البينية لدول مجلس التعاون، وذلك لتقييم واقع التجارة البينية الخليجية، وتقديم بعض التوصيات الملائمة لتنمية التجارة البينية واللازمة لدعم مسيرة المجلس التكاملية.

وتهدف الدراسة بشكل خاص إلى:

- تحليل تطور التجارة البينية بين دول مجلس التعاون، ودراسة تركيبها السلعي.
- قياس التدفقات التجارية البينية لدول مجلس التعاون باستخدام نموذج الجاذبية، وتحديد مدى إمكانية وجود فرص لزيادة التبادل التجاري فيما بينها، وذلك من خلال تحديد أهم العوامل المؤثرة على التجارة البينية لدول مجلس التعاون للتعرف على أهم السياسات الكفيلة بتنميتها.

منهجية الدراسة:

- تتبع هذه الدراسة كلاً من المنهجين: الوصفي والتحليلي، حيث تستخدم المنهج الوصفي لدراسة تطور التجارة البينية لدول المجلس، والتعرف على الهياكل الاقتصادية لهذه الدول، بالإضافة إلى دراسة التركيب السلعي ولصادراتها ووارداتها. بينما سيستخدم المنهج القياسي الكمي لتحليل التجارة البينية لدول مجلس التعاون الخليجي، وذلك بتطبيق نموذج الجاذبية على بيانات السلسلة الزمنية والمقطعية للتجارة البينية الخليجية خلال الفترة (١٩٨٥م – ٢٠١٠م).
- مصادر البيانات:
- إحصاءات اتجاهات التجارة الخارجية (DOTS)، والإحصاءات المالية الدولية (IFS) الصادرة عن صندوق النقد الدولي (IMF).
- النشرات الاقتصادية السنوية الصادرة عن الأمانة العامة لدول مجلس التعاون الخليجي.
- مركز الأبحاث الإحصائية والاقتصادية والاجتماعية والتدريب للدول الإسلامية (Sesric).

نموذج الدراسة:

يعتبر نموذج الجاذبية من أهم النماذج الاقتصادية التي تستخدم لوصف وتقدير التدفقات التجارية الدولية الثنائية أو التدفقات التجارية بين التكتلات التجارية الدولية، لذلك استخدمت هذه الدراسة هذا النموذج لتقدير حجم التدفقات التجارية البينية الخليجية، حتى تتمكن دول مجلس التعاون الخليجي من معرفة الفرص المحتملة لرفع معدلات التبادل التجاري فيما بينها.

ويفترض نموذج الجاذبية أن التوازن في تدفق التجارة بين الدول يتحدد بالعرض والطلب في ظل المنافسة الكاملة؛ أي أن واردات أي دولة عبارة عن الزيادة في الطلب على السلع والخدمات المعروضة داخلياً، وأن صادرات أي دولة عبارة عن زيادة في السلع والخدمات المعروضة عن الطلب الداخلي عليها، وأنه عند توازن العرض والطلب سوف تكون الأسعار العالمية متساوية. غير أن هناك عوامل أخرى بالإضافة إلى ظروف العرض والطلب قد تؤثر على التدفق التجاري بين بلدين بشكل سلبي أو إيجابي كتكاليف النقل أو بعض المعاملات التمييزية أو التفضيلية التي تكون بين بلدين نتيجة لوجود اتفاقية تجارية تفضيلية بينهما.

ولذلك فإن نموذج الجاذبية يتميز بأنه يستطيع تقدير وقياس العوامل الاقتصادية وغير الاقتصادية التي من الممكن أن تؤثر على حجم التبادل التجاري بين دولتين أو مجموعة من الدول، وبذلك يمكن صياغة الإطار العام لنموذج الجاذبية كالتالي:

$$X_{ijt} = \gamma_0 Y_{it}^{\gamma 1} Y_{jt}^{\gamma 2} N_{it}^{\gamma 3} N_{jt}^{\gamma 4} DST_{ijt}^{\gamma 5} A_{ijt}^{\gamma 6} \mathrm{e}_{ijt}$$

حيث إن (Y_{i})و(Y_{j}) تمثل الناتج المحلي الإجمالي لكل من البلد المصدر والمستورد على التوالي، فيما تمثل(N_{i})و(N_{j}) عدد السكان في كل من البلد المصدر والمستورد على التوالي، أما (DST_{ij}) فتمثل المسافة بين البلدين، وبالنسبة لـ (A_{ij}) فتمثل مجموعة من العوامل التي تؤثر على حجم التبادل التجاري بين دولتين، أما (e_{ij}) فتمثل حد الخطأ العشوائي.

ويمكن إعادة صياغة المعادلة السابقة بالتعويض بمتغير نصيب الفرد من الدخل (PI) لكل من البلدين المصدر والمستورد بدلاً عن متغير عدد السكان لتكون بالشكل التالي:

$$X_{ijt} = \gamma_0 Y_{it}^{\gamma 1} Y_{jt}^{\gamma 2} PI_{it}^{\gamma 3} PI_{jt}^{\gamma 4} DST_{ijt}^{\gamma 5} A_{ijt}^{\gamma 6} \mathrm{e}_{ijt}$$

وبتحويل المعادلة السابقة للصيغة اللوغاريتمية:

$$ln\, Xijt = \propto + \beta_1\, lnY_{it} + \beta_2\, ln\, Y_{jt} + \beta_3 lnPI_{it} + \beta_4\, lnPI_{jt} + \beta_5 lnDST_{ijt} + \beta_6 \sum_h \delta P_{ijh} + \mathrm{e}_{ijt}$$

حيث إن (δP_{ijh}) مجموعة من المتغيرات الصورية التي تؤثر على التدفقات التجارية بين بلدين.

متغيرات النموذج:

يشتمل النموذج المستخدم في الدراسة على العديد من المتغيرات، وهي كالتالي:

١) الناتج المحلي الإجمالي:

يعتبر الناتج المحلي الإجمالي مؤشراً هاماً لحجم الاقتصاد ومستوى الإنتاج؛ مما يعكس مدى توافر السلع المنتجة وبالتالي القدرة على التصدير، كما أنه يشير إلى حجم الشريك التجاري، وبالتالي فهو يعبر عن قدرة هذا الشريك على الاستيراد.

٢) عدد السكان:

يعبر هذا المتغير عن حجم السوق في كلا الدولتين، ويمكن التعبير عن هذا المتغير باستخدام متغير نصيب الفرد من الدخل، والذي يعكس القدرة الشرائية للسكان.

٣) تكاليف النقل:

تعتبر تكاليف النقل من أبرز معوقات التدفقات التجارية بين البلدان، وسيتم التعبير عن تكاليف النقل بالمسافة الجغرافية بين دولتين، والتي تقاس تحديداً بالمسافة بين عاصمتيهما.

٤) سعر الصرف:

يعتبر سعر الصرف من أهم العوامل المؤثرة على التبادل التجاري بين الدول، فانخفاض سعر الصرف المحلي مقابل عملة الشريك التجاري يجعل أسعار الصادرات منخفضة نسبياً مقارنة بالأسعار الخارجية، مما يزيد الطلب على الصادرات والعكس صحيح. لذلك سيتم استخدام سعر الصرف الحقيقي الذي يعكس القدرة التنافسية للدولة في الأسواق الخارجية.

ويتم التعبير عن سعر الصرف الحقيقي بالصيغة التالية:

حيث إن:

(e) سعر الصرف الاسمي.

(Pi) الأسعار في الدولة (i).

(Pj) الأسعار في الدولة (j).

وبناءً على ماسبق يكون نموذج الجاذبية المستخدم في الدراسة بالشكل التالي:

$$ln\ Xijt = \propto + \beta_1\ lnY_{it} + \beta_2\ ln\ Y_{jt} + \beta_3 lnPI_{it} + \beta_4\ lnPI_{jt} + \beta_5 lnEX_{ijt} + \beta_6\ lnDST_{ijt} + e_{ijt} \quad (1)$$

حيث إن:

($Xijt$) : إجمالي صادرات الدولة (i) إلى الدولة (j) في الفترة (t).

(Yit) : الناتج المحلي الإجمالي للدولة (i) في الفترة (t).

(Yjt) : الناتج المحلي الإجمالي للدولة (j) في الفترة (t).

($PIit$) : متوسط دخل الفرد في الدولة (i) في الفترة (t).

($PIjt$) : متوسط دخل الفرد في الدولة (j) في الفترة (t).

(EXij) : سعر الصرف الحقيقي لعملة الدولة (i) مقابل سعر صرف عملة الدولة (j).

(DST_{ij}) : المسافة بالكيلومترات بين عاصمة الدولة (i) وعاصمة الدولة (j).

($eijt$) : الخطأ العشوائي.

كذلك يجب الإشارة إلى هناك مجموعة من العوامل التي تؤثر على التدفقات التجارية بين دولتين، غير العوامل المذكورة سابقاً. وهذه العوامل متنوعة، فهناك عوامل كمية كالرسوم الجمركية، بالإضافة إلى عوامل نوعية يصعب قياسها كتشابه الأذواق أو اختلافها، أو وجود لغة مشتركة بين الدول، أو وجود حدود مشتركة، أو وجود اتفاقيات تجارية بين هذه الدول، وهذا النوع من المتغيرات يمكن التعبير عنها بشكل متغيرات صورية، بحيث يأخذ هذا المتغير الصوري القيمة (واحد) عند توافره والقيمة (صفر) في حالة عدم توافره، وفي هذه الدراسة سوف يتم الأخذ في الاعتبار الحدود المشتركة (DB_{ij}) بين دول مجلس التعاون الخليجي، كمتغير صوري يسهم في خفض تكاليف النقل ويشجع التدفقات التجارية فيما بينها.

وبناءً على ذلك يمكن صياغة النموذج المستخدم في هذه الدراسة ليكون على النحو التالي:

$$ln\,Xijt = \propto + \beta_1\, lnY_{it} + \beta_2\, ln\,Y_{jt} + \beta_3 lnPI_{it} + \beta_4\, lnPI_{jt} + \beta_5 lnEX_{ijt} + \beta_6\, lnDST_{ijt} + \beta_7\, DB_{ij} + e_{ijt} \qquad (2)$$

وتتمثل الخطوة الأولى في التحليل في اختيار النموذج الملائم لتحليل البيانات المدمجة المستخدمة في هذه الدراسة، ويتم تطبيق هذه الخطوة على مرحلتين، الأولى يتم فيها تطبيق اختبار F لتحديد ما إذا كان الأثر الفردي متساوياً لجميع الوحدات المقطعية، أي أن نموذج الانحدار التجميعي هو الأنسب للتحليل، أو أن هناك اختلافاً في الأثر الفردي بين الوحدات المقطعية، أي أن نموذجي التأثيرات الثابتة والعشوائية الأنسب للتحليل، وقد بينت نتائج هذا الاختبار ضرورة تضمين الآثار الخاصة للنموذج، وبالتالي تكون المرحلة الثانية تحديد طريقة تضمين هذه الآثار، أي الاختيار بين نموذجي التأثيرات الثابتة والعشوائية عن طريق اختبار (هوسمان) (Husman test)، وقد أظهرت نتائج هذا الاختبار وجود ارتباط بين الآثار الثابتة للدول والمتغيرات المستقلة، وبالتالي فإن نموذج الآثار الثابتة يعتبر النموذج الأنسب للتحليل في هذه الدراسة.

ويعاني نموذج التأثيرات الثابتة من مشكلة قياسية تتعلق بعدم قدرته على الحصول على تقدير مباشر لمعاملات المتغيرات التي تتصف بالثبات خلال الزمن، مثل المسافة الجغرافية والحدود المشتركة، وللتخلص من هذه المشكلة سوف يتم اتباع طريقة الخطوتين، الخطوة الأولى تتضمن تقدير نموذج التأثيرات الثابتة، ثم بعد ذلك في الخطوة الثانية نقوم بتقدير انحدار مقطعي

يتضمن الأثر المحدد حسب البلد بوصفه متغيراً تابعاً، والمسافة الجغرافية والحدود المشتركة متغيرات مستقلة.[٢]

أي أن التقدير سوف يكون على النحو التالي:

الخطوة الأولى: تقدير النموذج:

$$ln\ Xijt = \propto + \beta_1\ lnY_{it} + \beta_2\ ln\ Y_{jt} + \beta_3 lnPI_{it} + \beta_4\ lnPI_{jt} + \beta_5 lnEX_{ij} + e_t \quad (3)$$

الخطوة الثانية: أخذ التأثيرات الخاصة بكل بلد:

$$\propto ij = \delta_0 + \delta_1\ ln\ DST + \delta_2\ lnDB + \varepsilon i \quad (4)$$

التأثيــرات الخاصة بكل بلدين، ويتم الحصول عليها من تقدير نموذج $(\propto ij)$ حيث: التأثيرات الثابتة.

وبعد تقدير نموذج الآثار الثابتة، يتم التأكد من خلو النموذج من المشاكل التي قد تحدث عند تقدير البيانات المدمجة كاختلاف التباين والارتباط المتسلسل.

وقد طبقت هذه الدراسة لاختبار ثبات تباين الوحدات المقطعية اختبار نسبة الترجيح (LR) ، والذي بينت نتائجه وجود اختلاف تباين بين الوحدات.

كما تم اختبار الارتباط من خلال تطبيق اختبار (Wooldridge)، والذي بينت نتائجه وجود مشكلة ارتباط متسلسل في النموذج.

وتمت معالجة مشكلتي اختلاف التباين والارتباط في النموذج بإعادة تقدير البيانات باستخدام نموذج التأثيرات الثابتة بطريقة (Cluster)، لننتقل بعد ذلك

---

(٢) الجراح، محمد، محددات التدفق التجاري الدولي لدول مجلس التعاون الخليجي وشركائها التجاريين: دراسة تطبيقية باستخدام نموذج الجاذبية، المجلة العربية للعلوم الإدارية، جامعة الكويت، المجلد (١٧)، العدد الأول، يناير ٢٠١٠م.

إلى الخطوة الثانية في التقدير وهي تحليل التأثيرات الخاصة، حيث تم تقدير بيانات الوحدات المقطعية بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ومن ثم تم اختبار النموذج للتأكد من خلوه من المشاكل الاقتصادية كالارتباط الذاتي واختلاف تباين الأخطاء العشوائية المقطعية.

ولاختبار الارتباط الذاتي طبقت الدراسة اختبار(ديربن – واتسون: Durbin–Watson)، والذي أظهرت نتائجه وجود مشكلة ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى، تم معالجتها بإعادة تقدير المعادلة مع إضافة مواصفات AR(1) لحد الخطأ.

بعد ذلك تم اختبار ثبات تبيان الأخطاء العشوائية باستخدام اختبار (Breusch–Pagan–Godfrey)، والذي أظهرت نتائجه ثبات تبيان الأخطاء العشوائية.

ومن أجل تحديد تأثير ليندر (Linder Effect)، تمت إعادة تقدير النموذج بتضمين متغير جديد يقيس الفرق المطلق في نصيب الفرد من الناتج المحلي بين الشريكين التجاريين (PDij)، و يعكس البعد الاقتصادي بين الشريكين، وبالتالي يكون نموذج الجاذبية بالشكل التالي:

$$ln\ Xijt = \propto + \beta_1\ lnY_{it} + \beta_2\ ln\ Y_{jt} + \beta_3 lnPI_{it} + \beta_4\ lnPI_{jt} + \beta_5 lnEX_{ij} + \beta_6 lnPD_{ij} + e_t \qquad (5)$$

نتائج الدراسة:

فيما يتعلق بالمنهج الوصفي، فقد تبين خلال التحليل الوصفي للهياكل الإنتاجية في دول الخليج، وتحليل التجارة البينية الخليجية وتركيبها السلعي تدني معدلات التجارة البينية الخليجية عن ما هو مأمول له ومتوقع وتزايد اعتماد اقتصادياتها على الاقتصاديات العالمية، ويعزى ذلك إلى تشابه الخصائص الاقتصادية لدول مجلس التعاون بشكل عام، حيث إن هذه الاقتصاديات تتصف اجمالاً

بمحدودية هياكلها الإنتاجية وضيق أسواقها، واعتمادها بشكل كبير على النفط والغاز كمصدرين أساسيين للناتج المحلي الإجمالي ومكونين أساسيين للصادرات.

أما فيما يتعلق بالجانب القياسي، فقد أظهرت نتائج انحدار نموذج الآثار الثابتة بطريقة (Cluster) أن كل من متغيري الناتج المحلي في كل من البلد المصدر والمستورد معنويان عند مستوى معنوية (١%) و(١٠%)، كما ظهر المتغيران بإشاراتهما المتوقعة حيث إن ارتفاع حجم الناتج المحلي للبلد المصدر يدل على قدرته على الإنتاج والتصدير بشكل كبير، في حين أن ارتفاع الناتج المحلي للبلد المستورد يدل على ارتفاع الدخل ومن ثم زيادة القدرة على الاستيراد، غير أن معلمة الناتج المحلي للبلد المستورد كانت أكبر من معلمة الناتج المحلي للبلد المصدر مما يعني أن الناتج المحلي للبلد المستورد يؤثر على الصادرات بشكل أكبر من تأثير الناتج المحلي، حيث إن كل تغير مقداره (١٠%) في الناتج المحلي للبلد المستورد يؤدي إلى تغير في الصادرات الثنائية بمقدار (٨,٤%)، بينما كل تغير مقداره (١٠%) في الناتج المحلي للبلد المصدر يؤدي إلى تغير مقداره (١,٣%) في الصادرات الثنائية بين البلدين.

وبالنسبة للمتغيرات الأخرى وهي نصيب الفرد من الدخل في كل من البلد المستورد والمصدر فقد كانت غير معنوية، أي أن هذا التغير في نصيب الفرد من الدخل في البلد المصدر أو البلد المستورد لا يؤثر على الصادرات الثنائية بين هذين البلدين، وقد يعزى ذلك إلى ضيق القاعدة الإنتاجية في دول الخليج وعدم تنوعها؛ وبالتالي عدم قدرتها على مواجهة الطلب المحلي خاصة من السلع الاستهلاكية، مما يؤدي إلى لجؤ المستهلكين للاستيراد من خارج دول الخليج، وتفضيلهم للمنتجات الأجنبية.

أما متغير سعر الصرف الحقيقي فقد كان غير معنوي، أي أن التغير في سعر الصرف الحقيقي لا تؤثر على الصادرات الثنائية، وقد يفسر ذلك بأن سعر الصرف الاسمي لدول الخليج ثابت نتيجة لربطها بالدولار ماعدا دولة الكويت، وبالتالي فإن التغير في أسعار الصرف الحقيقية بين دول مجلس التعاون ينتج عن التغير في مؤشر أسعار المستهلكين (CPI)، وحيث إن معدلات التضخم في دول مجلس التعاون متقاربة، فإن التغير في الأسعار لا يؤثر بشكل كبير وواضح على الطلب على السلع المحلية، أي أنه لا يؤثر على التجارة البينية.

أما بالنسبة لنتائج انحدار التأثيرات الخاصة، فقد ظهر متغير المسافة الجغرافية معنوياً عند مستوى معنوية (٥%)، كما ان ظهر بإشارة سالبة كما هو متوقع، كما أن مقدرة هذا المتغير ظهرت بقيمة أكبر من الواحد الصحيح مما يدل على أهمية المسافة الجغرافية في التأثير على حجم الصادرات البينية، أما بالنسبة لمتغير الحدود المشتركة فقد كان غير معنوي.

وبالنسبة لنتائج تقدير النموذج بعد إضافة متغير يقيس تأثير ليندر، فقد كانت مقاربة لنتائج تقدير النموذج الأول، حيث إن متغيري الناتج المحلي في كل من البلد المصدر والمستورد ظهرا معنويين عند مستوى معنوية (١%)، كما ظهر المتغيران بإشاراتهما المتوقعة، غير أن مرونة الصادرات الثنائية بالنسبة للناتج المحلي للبلد المستورد أكبر من مرونتها بالنسبة للناتج المحلي للبلد المصدر، فارتفاع حجم الناتج المحلي للبلد المصدر بمقدار (١٠%) يزيد من قدرته على التصدير بنسبة (٨,٣%)، في حين أن ارتفاع الناتج المحلي للبلد المستورد بمقدار (١٠%) يزيد من قدرته على الاستيراد، وبالتالي الطلب على واردات البلد الشريك بنسبة (١٢,٩%).

وبالنسبة للمتغيرات الأخرى وهي نصيب الفرد من الدخل في كل من البلد المستورد والمصدر وسعر الصرف الحقيقي الثنائي فقد كانت غير معنوية.

أما بالنسبة لأثر ليندر، فقد ظهر متغير الفرق في نصيب الفرد من الدخل بين الشريكين التجاريين معنوي عند مستوى معنوية (١%) وباشارة سالبة، ما يعني أن التبادل التجاري الثنائي سيكون أكبر كلما تقلص الفرق بين نصيب الفرد من الدخل في البلدين، وقد ظهرت مرونة الصادرات الثنائية كبيرة للتغير في هذا المتغير، حيث إن كل انخفاض في الفرق في نصيب الفرد بين البلدين بنسبة (١٠%) يتبعه زيادة في الصادرات الثنائية بنسبة (١١,٩%).

أما بالنسبة لانحدار التأثيرات الخاصة، فقد ظهر متغير المسافة الجغرافية معنوياً عند مستوى معنوية (١٠%)، كما أنه ظهر بإشارة سالبة كما هو متوقع، مما يدل على أنه كلما انخفضت المسافة الجغرافية بين بلدين بنسبة (١٠%) فإن ذلك يؤدي إلى زيادة حجم صادراتهما الثنائية بمقدار (٩,٣%)، أما بالنسبة لمتغير الحدود المشتركة فقد كان معنوياً عند مستوى (١٠%)، غير أن هذا المتغير ظهر بعكس إشارته المتوقعة.

التوصيات:

من خلال التحليل الإحصائي لهيكل التجارة الخارجية لدول المجلس ونتائج التقدير القياسي لنموذج الجاذبية، توصي الدراسة بما يلي:

- أهمية رفع مستويات الناتج المحلي الإجمالي بإعادة تخصيص الموارد الاقتصادية غير النفطية والتركيز على التنمية المستدامة.

- اتخاذ سياسات استباقية لتقليل الاعتماد على النفط، خصوصاً مع حالة عدم اليقين حوله نصيبه في سوق الطاقة الدولية مع ظهور مصادر بديلة منافسة له كالنفط الصخري.
- توسيع القاعدة الإنتاجية الخليجية من خلال تبني سياسات الاستثمار المشترك، والتوسع في تقديم الحوافز والتسهيلات للمستثمرين الخليجيين في هذا المجال، وتحقيق ميزة نسبية من خلال قيام تجارة داخل الصناعة (Intra Industry Trade).
- اتخاذ سياسات تهدف إلى تخصص كل دولة من دول المجلس في أنشطة اقتصادية محددة، لإعادة توزيع عوائد النمو بين دول المجلس، وتعزيز فرص التكامل الاقتصادي.
- دعم المنتج الخليجي ومحاولة جذب المستهلكين الخليجيين له.
- إيجاد آليات لمراقبة تنفيذ قرارات المجلس الاقتصادية، حتى تكون المنافع الاقتصادية الدافع المحرك لإنجازات المجلس، بجانب الدوافع الأمنية والسياسية التي يتم التركز عليها منذ تأسيس المجلس.