مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية
Journal of Development and Economic Policies
المجلد الثالث والعشرون - العدد الأول
يناير 2021

مجلة التنميــة والسياسات الاقتصادية

المجلد (23) – العدد (1) (ISSN - 1561 - 0411) يناير 2021
(دورية محكمة معنية بدراسات السياسات الاقتصادية – نصف سنوية)

البحوث:

هشام محمد حسن — الحجم الأمثل للحكومة والنمو الاقتصادي في السودان: باستخدام منهجية (ARDL).

أنور النقيب — فاعلية سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1980 - 2019).

راضي السيد عبدالجواد
أحمد أبو اليزيد الرسول — فرضيات كالدور ودور الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية.

إبراهيم محمد علي — الآثار غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم في مصر: تطبيق منهجية ARDL غير الخطية.

عمر الطيب عمر
نور الدين مقلد — عدم المساواة في الدخل والطبقة الوسطى في السودان: بعض الحقائق الإحصائية 1990-2011.

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

Journal of Economic and Development Policies

التعريف بالمجلة

مجلة علمية فصلية محكمة تصدر عن المعهد العربي للتخطيط. وتعنى بنشر البحوث النظرية والميدانية في علم الاقتصاد، بالإضافة إلى عروض الكتب والتقارير، ومتابعة الندوات والمؤتمرات وفعاليات العلمية المرتبطة بعلم الاقتصاد.

About the Journal

A scientific journal published bi-annually by the Arab Planning Institute. The journal publishes theoretical and field research in economics, in addition to book reports, seminar and conferences proceedings and events related to the field of economics.

الأهداف

- تختص المجلة بالدراسات المرتبطة بقضايا التنمية والسياسات الاقتصادية عموماً وفي الأقطار العربية على وجه الخصوص في ضوء المتغيرات المحلية والإقليمية والدولية.
- زيادة مساحة الرؤية التوسعية دائرة المعرفة لدى صانعي القرار والممارسين والباحثين في الأقطار العربية.
- خلق حوار علمي بناء بين الباحثين والمهتمين بالاقتصادات العربية وصانعي القرار بالمنطقة.

Goals

- The Journal is specialized with studies related to development issues and economic policies in Arab countries.
- Increasing knowledge content within policy makers and researchers.
- Creating a constructive scientific dialogue between all stakeholders interested in the economic policy of the Arab world.

قواعد النشر

- تنشر المجلة الأبحاث والدراسات الأصيلة (باللغتين العربية والإنجليزية) والتي لم يتم نشرها سابقاً ولم تكن مقدمة للنشر في مجلات أو دوريات أخرى.
- تكون الأوراق العلمية والدراسات المقدمة بحجم لا يتجاوز الـ 30 صفحة وألا يتجاوز عدد الكلمات 10000 كلمة، بما فيها الأشكال والرسوم والملاحق.
- مراجعة الكتب والتقارير لا تزيد على الـ 10 صفحات على أن تتناول كتب من ضمن مواضيع المجلة وصدرت حديثاً عن دور نشر معروفة.
- تقدم البحوث والدراسات ومراجعات الكتب والتقارير إلى رئيس التحرير، على البريد الإلكتروني للمجلة jodep@api.org.kw بالمواصفات التالية:
  - تكون الهوامش من كافة الاتجاهات 2.5 سم.
  - يكتب عنوان البحث بين علامتين تنصيص هكذا " ـــ ـــ ".
  - يكتب العنوان بخط حجم 16 مع Bold ويجب أن يكون العنوان دقيقاً ومعبّراً عن محتوى البحث.
  - حجم الخط (12 \ Simplified Arabic) للنصوص العربية و (10\ Time New Roman) للنصوص الانجليزية.
  - يرفق مع البحث ملخصان، باللغتين العربية والإنجليزية، بما لا يزيد على 300 كلمة لكل منهما.
  - أن يحتوي البحث على اسم الباحث (الباحثين) وعنوان جهة العمل والمسمى الوظيفي للباحث وعنوان البريد الالكتروني.
  - التوثيق: تعتمد المجلة نظام (American Psychological Association APA) للنشر العلمي.
  - يرفق مع البحث ما لا يزيد عن 6 كلمات مفتاحية، وتكون باللغتين العربية والإنجليزية.
  - يرفق مع البحث ما لا يزيد عن 3 رموز حسب تصنيف الكلمات المفتاحية للجمعية الأمريكية للاقتصاد JEL Classification.
- تتم عملية التحكيم على مرحلتين باستخدام أسلوب التحكيم المعمى وذلك على النحو التالي:
  - تحكيم داخلي للتأكد من مطابقة قواعد النشر للمجلة (يتم الرد على الباحث خلال أسبوع)
  - تحكيم خارجي بحيث يتم عرض البحث على محكمين (يتم الرد على الباحث خلال شهر بعد التحكيم الأولي وفي حال تم قبول البحث من قبل محكم ورفضه من قبل المحكم الآخر يعرض على محكم ثالث للفصل بمدى صلاحية البحث).
- جميع الآراء الواردة في المجلة تعبر عن كتابها، ولا تعبر بالضرورة عن وجهة نظر المجلة أو المعهد العربي للتخطيط.

Publication Guidelines

- The journal publishes original research and studies (Arabic and English) that have not been previously published and were not submitted publication in other journals or periodicals.
- Studies submitted to the journal may not exceed 30 pages or 10000 words, including figures, illustrations, tables, references, and appendices.
- Book and Report reviews must not exceed 10 pages and review recent books/reports that were published through certified publishers.
- Submissions to the journal should be addressed to the Editor on the following email address: jodep@api.org.kw taking in account the following points:
  - Margins in all directions should be 2.5 cm
  - Research Tittle should be written between quotation marks (i.e "Title")
  - Title should be in font size 16 Bold and the title must be accurate and expressive of the content of the search.
  - Font size (12 \ Simplified Arabic) for Arabic texts and (10 \ Time New Roman) for English texts.
  - The research shall be accompanied by two abstracts, in Arabic and English, of no more than 300 words each. And the. The research should contain the name of the researcher (researchers), e-mail address and current position.
  - The journal uses the (American Psychological Association APA) reference system.
  - Six key words relative to the research must be added under the abstracts in both Arabic and English.
  - At least 3 classifications in accordance with the American Economic Classifications must be added to the paper
- The peer review process is conducted in two stages using the blind review method, as follows:
  - Internal blind review to ensure that the research paper is in line with the journal's requirements (the researcher will be notified within a week)
  - External blind peer review in which the research is reviewed to two referees (the researcher is answered within a month after the initial review, and in case the research is accepted by a reviewer and is rejected by the other. A third reviewer determines the validity of the research)
- All opinions expressed in the research papers are those of the authors and do not express the opinion of the journal or the Arab Planning Institute.

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

تصدر عن المعهد العربي للتخطيط بالكويت

المجلد الثالث والعشرون – العدد الأول – يناير 2021

مجلة محكمة نصف سنوية تهتم بقضايا التنمية والسياسات الاقتصادية في الأقطار العربية

رئيس التحرير

د. بدر عثمان مال الله

مدير عام – المعهد العربي للتخطيط

نائب رئيس التحرير

أ.د. حسين الطلافحه

وكيل – المعهد العربي للتخطيط

سكرتير التحرير

أ. عمر ملاعب

باحث في الجهاز الفني

المعهد العربي للتخطيط

الهيئة الاستشارية

حازم الببلاوي

أستاذ الاقتصاد – الرئيس الأسبق لمجلس الوزراء في جمهورية مصر العربية – المدير التنفيذي الأسبق لصندوق النقد الدولي

سليمان القدسي

أستاذ وخبير اقتصادي – لبنان

سمير المقدسي

أستاذ الاقتصاد في الجامعة الأمريكية ببيروت – لبنان

عبدالله القويز

خبير اقتصادي – الأمين العام المساعد الأسبق للشؤون الاقتصادية في منظمة مجلس التعاون الخليجي – السعودية

عبداللطيف الحمد

رئيس مجلس إدارة الصندوق العربي للإنماء الاقتصادي والاجتماعي السابق – الكويت

مصطفى النابلي

أستاذ الاقتصاد – كبير اقتصاديين البنك الدولي لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا سابقاً – تونس

رياض المومني

أستاذ الاقتصاد – نائب رئيس جامعة اليرموك – الأردن

هيئة التحرير

أشرف العربي

أستاذ الاقتصاد – وزير التخطيط السابق في جمهورية مصر العربية

بلقاسم العباس

أستاذ الاقتصاد القياسي وكبير مستشاري المعهد العربي للتخطيط – الجزائر

وليد عبدمولاه

أستاذ التمويل – تونس

ايهاب مقابله

أستاذ الاقتصاد ورئيس المركز الإقليمي للمشاريع الصغيرة والمتوسطة – الأردن

فيصل المناور

أستاذ السياسات العامة – الكويت

توجه المراسلات إلى :

رئيس التحرير – مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

المعهد العربي للتخطيط

ص.ب 5834 – الصفاة 13059 الكويت

تلفون 24844061 - 24843130 (965) – فاكس 24842935 (965)

البريد الالكتروني jodep@api.org.kw

قائمة تصنيف بحوث العدد

التصنيف Code	لغة البحث Papers's Language	عنوان البحث Paper Tittle
اقتصاد Economics	عربي Arabic	الحجم الأمثل للحكومة والنمو الاقتصادي في السودان: باستخدام منهجية (LDRA) **Optimum Government Size and Economic Growth in Sudan: Using the (ARDL) Approach**
اقتصاد Economics	عربي Arabic	فاعلية سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1980-2019) **Economic Characteristics of Bitcoin "An Analytical Study".The Effectiveness of the Interest Rate Policy in the Egyptian Economy (1980-2019)**
اقتصاد Economics	عربي Arabic	فرضيات كالدور ودور الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية **Kaldor's Hypotheses and The Role of Manufacturing Industries in Economic Growth in the Kingdom of Saudi Arabia**
اقتصاد Economics	انجليزي English	**Asymmetric impacts of oil prices on inflation in Egypt: A nonlinear ARDL approach** الآثار غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم في مصر: تطبيق منهجية ARDL غير الخطية
اقتصاد Economics	انجليزي English	**Income inequality and Middle Class in Sudan: Some Statistical Facts 1996-2011** عدم المساواة في الدخل والطبقة الوسطى في السودان: بعض الحقائق الإحصائية 1990-2011

المحتويات العربية

البحوث:

الحجم الأمثل للحكومة والنمو الاقتصادي في السودان: باستخدام منهجية (LDRA).

هشام محمد حسن **7**

فاعلية سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1980-2019).

أنور النقيب **33**

فرضيات كالدور ودور الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية.

راضي السيد عبدالجواد
أحمد أبو اليزيد الرسول **63**

افتتاحية العدد

يسر المعهد العربي للتخطيط أن يضع بين أيديكم العدد الأول من المجلد الثالث والعشرون لمجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، حيث تضمن العدد خمس أوراق بحثية تناولت عدداً من القضايا الاقتصادية الإدارية والتنموية.

استهل العدد بورقة بحثية من إعداد هشام محمد علي بعنوان "الحجم الأمثل للحكومة والنمو الاقتصادي في السودان: باستخدام منهجية (ARDL)" حيث تناولت الورقة تأثير الإنفاق الحكومي على النمو الاقتصادي وهدفت الى تحديد حجم حكومة السودان الذي ينعكس إيجاباً على التخصيص الأمثل للموارد ومستوى الإنفاق العام بما يعظم النمو الاقتصادي، واختبار وجود علاقة طويلة المدى بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي في السودان وأظهرت النتائج أن علاقة حجم الحكومة مع النمو الاقتصادي في السودان غير خطية تدعم وجود منحى (ارمي)، كما أوضحت نتيجة نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL أن هنالك علاقة قصيرة وطويلة المدى وتكامل مشترك بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي في السودان.

أما الورقة الثانية، فقد تناولت " فاعلية سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1980-2019)"من إعداد أنور النقيب. حيث هدفت الدراسة إلى اختبار مدى قدرة وفاعلية سياسة معدل الفائدة كقناة انتقال Transmission Mechanism للسياسة النقدية على نقل التغييرات من الاقتصاد النقدي إلى الاقتصاد الحقيقي، وتقدير أثر معدل الفائدة على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية كالإنفاق الاستثماري الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والطلب على النقود الحقيقي في الاقتصاد المصري، خلال الفترة (1980-2019). وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن فعالية معدل الفائدة، كآلية انتقال، ضعيفة في الاقتصاد المصري.

في الورقة الثالثة بعنوان " فرضيات كالدور ودور الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية " هدف راضي السيد عبد الجواد وأحمد أبو اليزيد الرسول إلى اختبار فرضيات "كالدور" الثلاث للنمو وتقدير تأثير ناتج قطاع الصناعات التحويلية على النمو الاقتصادي وإنتاجية العمل بالتطبيق على المملكة العربية السعودية باستخدام سلسلة زمنية سنوية للفترة "1990-2018". وأوضحت النتائج وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التابعة الثلاثة لفرضيات "كالدور" ونمو الناتج في الصناعات التحويلية، حيث تبين أن نمو الصناعات التحويلية يؤثر إيجابياً على النمو الاقتصادي، وإنتاجية العمل بالإضافة إلى أن العلاقة بين نمو القطاع الصناعي والنمو الاقتصادي وإنتاجية العمل علاقة طويلة الأجل ومستقرة.

وفي الورقة الرابعة والتي أعدّها إبراهيم محمد علي "الآثار غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم في مصر: تطبيق منهجية ARDL غير الخطية " حيث طبقت هذه الدراسة نموذجاً غير خطي لاستكشاف الآثار التضخمية غير المتماثلة لارتفاع وانخفاض أسعار النفط في مصر تدين وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين التضخم وأسعار النفط والناتج المحلي الاجمالي وعرض

النقود في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1960-2017)، وأن أثر التغير في أسعار النفط على التضخم هو أثر غير متماثل في الأجلين القصير والطويل. وتؤثر هذه النتائج على سياسات البنك المركزي المصري نحو التحكم في معدلات التضخم في الأجل القصير لأن تغيرات أسعار النفط التي تؤثر على معدلات التضخم في الأجل القصير بشكل غير متماثل تتحدد عالمياً وبعيدة عن نطاق تأثير السياسة النقدية المحلية.

اما الورقة الخامسة والأخيرة من اعداد عمر الطيب عمر و نور الدين مقلد، بعنوان " عدم المساواة في الدخل والطبقة الوسطى في السودان: بعض الحقائق الإحصائية 1990-2011" والتي هدفت الى قياس مستوى ومدى عدم المساواة في السودان خلال الفترة 1990-2011 بالاعتماد على بيانات الأسرة التي جمعتها وزارة القوى العاملة، واستكشاف حجم ونصيب الطبقة الوسطى من الدخل بالاعتماد على مقاييس مختلفة لعدم المساواة مثل معامل جيني، معدل بالما، والوسيط لمداخيل الأسرة، بالإضافة إلى مقاييس حساب الفقر مثل فئة الـ20% الأفقر (ما تسمى فئة رولز الفقيرة) أو فئة الـ 40% الأفقر وذلك لمعرفة حجم ونصيب الطبقة الوسطى. ووجدت الدراسة أن السودان يقع بين الدول التي ترتفع فيها نسبة جيني ومعدل بالما، وأن الطبقة الوسطى تتقلص من حيث الحجم والنصيب في الدخل. باستخدام الفئة الأدنى (40%) كنقطة فاصلة للفقر كما وجد أن حجم الطبقة الوسطى هو 10% و 14.5% و 12% للأعوام 1990 و 1996 و 2011 على التوالي، وتقترح هذه الورقة أن الإجراءات السياسية والاقتصادية التي تم اتخاذها خلال فترة الدراسة لعبت دورًا رئيسيًا في الوصول إلى هذا التطور الملحوظ في توزيع الدخل ومستوى عدم المساواة.

وفي الختام نأمل أن نكون بهذا العدد قد وضعنا بحوث وآراء علمية بناءة بين أيدي القراء والمهتمين، مؤكدين في الوقت عينه على حرص وترحيب المعهد العربي للتخطيط على تلقي والنظر في جميع المساهمات المقدمة للنشر في مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية.

رئيس التحرير

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد الثالث والعشرون – العدد الأول – (2021) 7-31
المعهد العربي للتخطيط

الحجم الأمثل للحكومة والنمو الاقتصادي في السودان: باستخدام منهجية(ARDL)

هشام محمد حسن*

ملخص

تعتبر السياسات المرتبطة بمستوى الإنفاق الحكومي من اهم القضايا الاقتصادية، ومن الجوانب التي لفتت الانتباه بشكل خاص تأثير الإنفاق الحكومي على النمو الاقتصادي. تهدف هذه الورقة إلى تحديد حجم حكومة السودان الذي ينعكس إيجاباً على التخصيص الأمثل للموارد ومستوى الإنفاق العام بما يعظم النمو الاقتصادي، واختبار ما إذا كانت هنالك علاقة طويلة المدى بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي في السودان؟ أظهرت النتائج أن علاقة حجم الحكومة مع النمو الاقتصادي في السودان غير خطية تدعم وجود منحى (ارمي)، كما أوضحت نتيجة نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL أن هنالك علاقة قصيرة وطويلة المدى وتكامل مشترك بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي في السودان، الحد الأمثل لمستوى لحجم الحكومة السودانية، استنادا إلى حصة الإنفاق العام يجب ألا يتجاوز 11.17% من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة، كما تؤكد النتائج أن علاقة التكامل بين النمو الاقتصادي والإنفاق العام في السودان لديها آلية تلقائية تستجيب للانحرافات عن التوازن بطريقة متوازنة، وان سرعة تعديل عملية تصحيح الأخطاء نحو 61% على المدى البعيد.

Optimum Government Size and Economic Growth in Sudan: Using the (ARDL) approach

Hisham Mohamed Hassan

Abstract

Policies related to the level of government spending are considered one of the most important economic issues, and aspects that drew particular attention of its impact on economic growth. This paper aims to determine the size of the government of Sudan, which is reflecting positively on the optimal allocation of the resources and the level of public spending that maximizes economic growth. In addition to testing whether there is a long-run relationship between the size of the government and economic growth in Sudan? The findings show that the relationship between government size and economic growth in Sudan is nonlinear (Armey) curve, the ARDL model shows that there is a short and long-run relationship between the size of the government and economic growth in Sudan. The optimal size of the Sudanese government, based on the share of public spending, should not exceed 11.17% of GDP, there is co-integration between economic growth and public spending, and the speed of adjustment toward long run equilibrium is 61%.

* قسم الاقتصاد القياسي، كلية الدراسات الاقتصادية والاجتماعية، جامعة الخرطوم– جمهورية السودان.
البريد الإلكتروني: hishamuofk@gmail.com

1. مقدمة

لقد ناقشت العديد من النظريات الاقتصادية دور حجم الحكومة في الاقتصاد، ومع ذلك، فإن العلاقة بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي ما زالت غير قاطعة، وهناك حجج مقنعة لكل من الآثار الإيجابية والسلبية على النمو الاقتصادي. كما أن حجم الحكومة يمكن أن يؤثر على النمو الاقتصادي بشكل إيجابي من خلال توفير المرافق والبنى الأساسية والتدخل لمعالجة حالات فشل السوق في الاقتصاد.

ومن جهة أخرى، هناك أيضا الحجة التي تنص على وجود علاقة سلبية بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي، بسبب عدم كفاءة الحكومة في الاقتصاد فضلا عن فائض العبء الذي يجب أن تواجهه الحكومة، وقد يدل هذا على أن التوسع في حجم الحكومة سوف يؤثر على الإنتاجية في الاقتصاد.

يعتبر تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي من أكثر الموضوعات المثيرة للجدل بين الاقتصاديين، وقد أخذ الاهتمام بالسياسة المالية يتزايد حتى أصبحت من أهم السياسات الاقتصادية المؤثرة على التنمية، و يعتبر التحليل الكينزي من أهم الإسهامات التي أقرت بأهمية تدخل الدولة في الاقتصاد وتمكنها من المشاركة في الحياة الاقتصادية من خلال استخدام أوجه الإنفاق المختلفة بهدف زيادة معدل النمو الاقتصادي واعتباره الهدف الأسمى لأي سياسة اقتصادية لتحسين المستوى المعيشي للسكان، وهكذا أخذ التدخل الحكومي في النشاط الاقتصادي مسار جديد وأصبحت الحكومات تقوم بتوجيه الاقتصاد القومي و تعمل على إدارته إدارة فعلية، وقد ارتبط هذا التدخل في السودان بالنخب السياسة الحاكمة وتوجهاتها المختلفة ما بين الاقتصاد الاشتراكي تارة والاقتصاد الرأسمالي تارة أخرى، ومحاولات أخرى للمزج بينهما.

عليه، فقد ارتبط تطور دور الدولة في الاقتصاد بتطور حجم الإنفاق العام الذي يعتبر صورة من صور تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي، ووسيلة فعالة تستخدمها الدولة في تحقيق أهدافها الاقتصادية والاجتماعية والسياسية التي تسعى إليها، وتعمل من خلالها على تحسين مؤشرات الاقتصاد وتحقيق الاستقرار الاقتصادي والاجتماعي.

وبشكل عام، تعتبر السياسات المرتبطة بمستوى الإنفاق الحكومي من اهم القضايا الاقتصادية في السودان، والتي أسفرت عن العديد منها عن إجراءات مالية تعسفية وصولا إلى سياسات إعادة هيكلة الاقتصاد، ومحاولات ترشيد ورفع كفاءة الإنفاق العام وتوجيه نحو القطاعات التنموية، وتخفيض الدين العام في ظل ارتفاع عجز الميزانية العامة، خاصة وان السودان يعاني من تحديات سياسة واجتماعية وأمنية وعجوزات مركبة وتراجع كبير في مؤشرات الأداء الاقتصادي.

إن تحديد ما يعتبر حاجة عامة، وقيام الدولة بإشباعها عن طريق الإنفاق العام، يخضع للفلسفة الاقتصادية والنظام الاقتصادي الذي تتبناه الدولة. ففي الدولة الحارسة في ظل نظام الاقتصاد الفردي الحر كانت وظائف الدولة محصورة في الأمن والعدل والدفاع وإقامة بعض المنشآت الضرورية وبالتالي فحجم الإنفاق العام لديها محدودا حيث كان حجم اعتمادات الموازنة لا يتجاوز بين (2% إلى10 %) من الناتج المحلي الإجمالي.

أما في الدولة التدخلية الحديثة فقد توسعت وظائف الدولة بحيث أصبحت تشمل الوظيفة الاجتماعية (تعليم ،صحة، ضمان اجتماعي) والوظيفة الاقتصادية في إقامة مشاريع التنموية والاستثمارية إضافة إلى الوظائف التقليدية وبالتالي إزداد حجم الإنفاق العام في الموازنة وذلك تبعا للنظام الاقتصادي الذي تتبناه الدولة، ففي ظل نظام الاقتصاد الحر أي نظام السوق فإن حجم الإنفاق العام في الدولة لا يتجاوز في الدول النامية لقصور مواردها عن (52%-40%) من الناتج المحلي الإجمالي أما في الدول المتقدمة فيزيد حجم الإنفاق العام لديها بحيث يمكن أن يبلغ بحدود (50%-60%) من الناتج المحلي الإجمالي نظرا لتوفر الإيرادات العامة اللازمة لتغطية الإنفاق العام. أما في الدولة المنتجة (الدولة الاشتراكية) حيث تسيطر الدولة على وسائل الإنتاج والتوزيع فإن حجم الإنفاق العام يتجاوز (90%) من الناتج المحلي الإجمالي (السيد، 1998).

مما لا شك فيه، تأثر حجم الإنفاق العام وحدوده بالنسبة للناتج المحلى الإجمالي بالظروف الاقتصادية والسياسة التي يمر بها الاقتصاد القومي والسياسات المالية التي تتخذ وفاعليتها، وفقا للحالة التي يمر بها الاقتصاد لحفز الطلب الكلي، وقدرة الدولة في الحصول على الإيرادات العامة ومرونتها، ومدى تحمل الدولة للأعباء المالية اللازمة لتغطية الإنفاق العام، وغيرها من المحددات المهمة.

تتناول هذه الورقة العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في السودان باستخدام النفقات النهائية للاستهلاك العام للحكومة (% من إجمالي الناتج المحلي)، حيث يشير (Barro ، 1991) إلى أن الإنفاق العام الاستهلاكي وحده هو من يؤثر على إجمالي الناتج المحلي وذلك بحكم آثاره الخارجية والإيجابية التي تساهم في رفع إنتاجية القطاع الخاص وان الاستهلاك العام ليس له أي تأثير إيجابي بل انه يعتبر تبذيرا للموارد الاقتصادية.

كما تتناول الورقة تحديد العلاقة طويلة المدى بين الإنفاق الحكومي ومعدل النمو الاقتصادي للسودان باستخدام بيانات الفترة 1960-2017، بهدف اختبار ما إذا كان هناك علاقة منحى (ارمي) بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي أم لا وإيجاد المستوى الأمثل للإنفاق العام من إجمالي الناتج المحلي الإجمالي للسودان، والذي ينعكس إيجابا على النمو الاقتصادي وعلى الحد الذي يجب أن يبلغه حجم الحكومة بحيث يضمن الحدود المثلى لكفاءتها.

تفترض الورقة أن العلاقة غير خطية بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في السودان، وان هنالك مستوى امثل يحكم هذه العلاقة ويؤدي إلى تعظيم النمو الاقتصادي، كما تفترض الدراسة مبدئيا أن حجم الإنفاق العام في السودان اقل من المستوى الأمثل، كما تفترض الورقة كذلك أن للإنفاق العام تأثيرين متعارضين تبعا لحجم الإنفاق؛ عندما يكون النمو في إطار علاقته بمعدل الإنفاق العام يمر بمرحلة تزايد الغلة، مما يعنى أن مزيدا من الإنفاق سوف يؤدي إلى مزيدا من النمو، وأما المرحلة الثانية مرحلة تناقص الغلة حيث أن الإنفاق أكبر مما ينبغي فان أي زيادة في الإنفاق سوف تؤدي إلى تخفيض معدل النمو. يفصل بين هذين الاتجاهين في العلاقة المعدل الأمثل لهذا الإنفاق من حيث الكفاية الحدية للإنفاق الحكومي يساوي واحد بمعني أن زيادة معدل الإنفاق العام بـ 1% يفترض أن تؤدي إلي زيادة معدل النمو الاقتصادي بنفس المعدل أيضا (1%).

ما تبقى من تم تنظيم الورقة يتناول الجزء الثاني الإطار النظري والأدبيات المتعلقة بالعلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي، ويتناول الجزء الثالث محددات إنفاق الحكومة المركزية في السودان، يصف الجزء الرابع مصادر البيانات التي تم الاعتماد عليها ومتغيرات الدراسة، ومنهجية الاقتصاد القياسي ونماذج تقدير العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي، والجزء الأخير من الورقة يعرض النتائج وتليها الخاتمة.

2. الإطار النظري والأدبيات

مع تطور دور الدولة في النشاط الاقتصادي، تعاظمت أهمية الإنفاق العام باعتباره الوسيلة التي تستخدمها الدولة لتحقيق أدوارها المختلفة، وتضع البرامج الحكومية في المجالات كافة في شكل أرقام واعتمادات تخصص لكل جانب منها تلبية للحاجات العامة للأفراد بهدف تحقيق أكبر منفعة ممكنة لهم.

هذا التطور ساهم في ضرورة وضع تعريف للإنفاق العام ومن ضمن التعريفات "مبلغ من المال بخرج من ذمة شخص إداري سدادا لحاجة عامة". ولقد شهدت معظم دول العالم زيادة ملحوظة في نفقاتها العامة بشقيها الاستثماري والجاري وذلك نتيجة تغير دور الدولة من الحارس، إلى المتدخلة ثم إلى المنتجة وزيادة تدخلها في الأنشطة الاقتصادية والاجتماعية .فالنفقات العامة تساهم وبشكل مباشر في تنمية ر أس المال البشري بتمويلها للخدمات الضرورية كالتعليم والصحة التي تقدم لأفراد المجتمع باعتبارهم وسيلة التنمية الاقتصادية وهدفا لها في الوقت نفسه، كما تلعب هذه النفقات دورا هاما في دعم البنية الأساسية للاقتصاد، والتي تمثل أساسا لأي خطة تنموية سليمة.

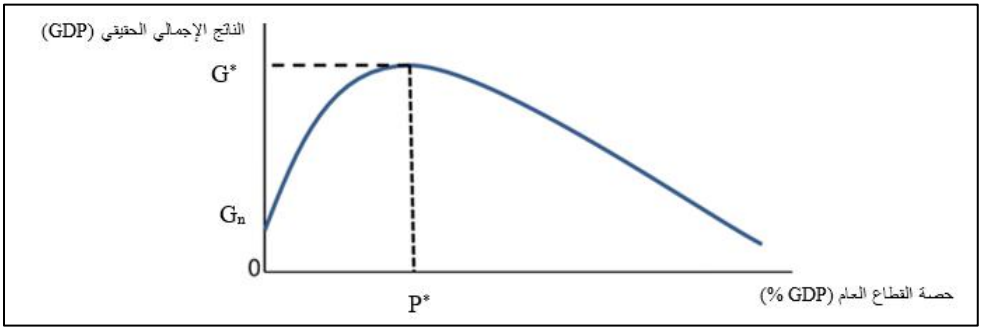
ولقد ساد لدى النظرية الكلاسيكية مبدأ ترك قوة السوق لتعمل بحرية تامة للوصول إلى وضع التوازن في ظل تحقيق التوظيف الكامل للموارد، ومن ثم فلبس هناك مبرر لتدخل الدولة عن

طريق الإنفاق العام وغيره في التأثير على الاقتصاد من أجل تحقيق التنمية، ومع صدور كتاب النظرية العامة للعمل لـ " كينز " الذي اعتمد فيه مبدأ التدخل الحكومي في إدارة النشاط الاقتصادي، من خلال زيادة الإنفاق العام وزيادة معدلات الاستثمار من أجل ضمان التوازن الاقتصادي وزيادة الاستهلاك والناتج وفرص العمل.

وبالرغم من أن القضايا المتعلقة بأثر دور الدولة على النمو الاقتصادي قد تم حسمها إلى حد ما منذ وقت طويل في الفكر الاقتصادي، إلاّ أنه لم يتم حسم الحدود المثلي للإنفاق العام المطلوب من الدولة لتحقيق اقصى منافع فقد ركزت السياسات المالية التي كانت محصلة لأفكار " كينز" على الإنفاق العام واعتبره أهم أدوات السياسة المالية فعالية في تحقيق النمو الاقتصادي، بحكم أنه وانطلاقا من مبدأ "الطلب يخلق العرض" فإن الإنفاق العام وهو يمثل الطلب الحكومي يعتبر تحفيزا هاما للطلب الكلي، وهو الأمر الذي يولد استجابة مقابلة من جانب العرض بشكل أكبر تزيد في الناتج القومي.

تقدم النظرية الاقتصادية أدوات وأساليب مختلفة لإظهار دور الدولة في العملية الاقتصادية، يمكن تحليل وجود علاقة بين النمو الاقتصادي وحصة القطاع العام في شكل الجرس المقلوب شكل " U " معكوس من خلال منحنى أرمي الذي يعتمد على قانون عائدات العوامل المتناقصة، كم هو موضح في الشكل رقم (1).

الشكل رقم (1): منحى (ارمي)



يعكس منحنى أرمي المنطق الأساسي المتمثل في وجود علاقة إيجابية بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي حتى نقطة معينة، وبعد ذلك يصبح الارتباط سالبًا.

يوضح منحنى أرمي العلاقة بين حصة القطاع العام في الاقتصاد (الإنفاق العام / نسبة الناتج المحلي الإجمالي) والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (أو معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي

الحقيقي). في حالة عدم وجود القطاع العام، يتم إنتاج القليل جدًا من الإنتاج (G0) ، قد يكون مستوى الناتج نظريًا معادلًا للصفر. تؤدي زيادة الإنفاق العام إلى زيادة في الناتج المحلي الإجمالي إلى حد معين يصل فيه النمو الاقتصادي إلى الحد الأقصى لقيمة (* G) عندما يبلغ النمو الاقتصادي ذروته، فإن الإنتاجية الحدية للنفقات العامة تساوي الإنتاجية الحدية لنفقات القطاع الخاص، والمساهمة الاقتصادية لزيادة الإنفاق العام تصبح صفرا. بعد هذه النقطة(* P) ، سيؤدي تأثير قانون تناقص العائدات إلى وضع يؤدي فيه زيادة حصة الإنفاق العام إلى مزيد من الانخفاض في معدل النمو الاقتصادي. نتيجة لذلك، سيكون من الضروري تقليص حجم الدولة من أجل زيادة الإنتاج، وفي هذه الحالة فأن الزيادة الإضافية في الإنفاق العام تعني فقط الركود الاقتصادي والانكماش.

إن إيجاد الحد الأمثل للإنفاق العام يعتبر من المواضيع التي تحظى بأهمية بالغة من التحليل والدراسة لما له من دور كبير في معياري ترشيد وكفاءة الإنفاق العام، فقد استقر الفكر التقليدي لفترة من الزمن على تحديد نسبة ما بين 10 %و15 %من الدخل القومي توجه للإنفاق العام، بينما في الدول التي تتميز بالتدخل في مختلف الأنشطة الاقتصادية وما يترتب على ذلك من زيادة في حجم الإنفاق العام لمواجهة الزيادة في الأنشطة التي تقوم بها الدولة، حيث أشار (Florence Huart ،2012) أنه في نحو سبع دول ارتفع نصيب الإنفاق العام إلى نحو 17 % من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (1971/1947) وذلك بسبب زيادة وتيرة النمو الاقتصادي ومحاولات الحكومة التقليل من معدلات البطالة التي كانت سائدة آنذاك. بينما رفضت العديد من الدراسات الحديثة تحديد حجم الإنفاق العام بنسبة معينة من الناتج القومي، وقدمت البديل وهو أن حجم الإنفاق العام يجب أن يرتبط بمؤشرين أساسيين هما: "**تعظيم المنفعة العامة والإنتاجية الحدية للإنفاق**".

يعد موضوع تحديد الحجم الأمثل للإنفاق من المواضيع الجدلية والتي لا يمكن أن تتوقف على عامل بحد ذاته نظرا لصعوبة تحديد المقياس بشكل دقيق وللعلاقات التشابكية الواسعة للإنفاق العام . فعادة لا نستطيع أن نبحث الآثار الاقتصادية وحدها كالتأثير في الدخل القومي وتحقيق معدلات جيدة للنمو الاقتصادي بسبب أن هناك تأثيرات أخرى للإنفاق العام تتعلق بنواحي اجتماعية وسياسية وأمنية، وبالتالي فإن الحكم من وجهة نظر اقتصادية بحتة يترتب عليه تجاهل آثار أخرى لا يمكن حسابها بسهولة، إضافة لذلك فإن الإنفاق العام لا يتمتع بالمرونة الكافية للتحكم فيه من خلال خفض هذا الإنفاق بالشكل الذي يخدم النمو الاقتصادي وتحقيق التنمية المنشودة، حيث أن الحكومات تجد نفسها مجبرة على هذا الإنفاق لاعتبارات اجتماعية والتزامات أساسية لا يمكن التراجع عنها بسهولة كما هو الوضع في معظم الدول العربية.

على الرغم من تلك التعقيدات التي تتعلق بصعوبة قياس المنفعة المترتبة على الإنفاق العام، إلا أن انعكاس هذا الإنفاق على النمو الاقتصادي وتحقيق معدلات نمو اقتصادي مرغوبة

يبقى هو الأساس المعتمد لتحديد حجم الإنفاق العام الأمثل، خاصة وأن كثير من الباحثين يعبرون عن الرفاه الاجتماعي بمعدلات النمو الاقتصادي المتحققة.

هناك رأيان بشأن دور حجم الحكومة في الاقتصاد، البعض يجادل بأن الحكومة يجب أن تلعب دورا هاما لتعزيز النمو الاقتصادي، وان مشاركة الحكومة في الاقتصاد تساعد على تصحيح التقلبات الدورية قصيرة الأجل في إجمالي النفقات وكذلك توفير التسهيلات للقطاع الخاص للقيام بالمزيد من الاستثمار. وبعبارة أخرى، فإن مشاركة الحكومة في الاقتصاد يعطي تأثير إيجابي على كل من الإنتاجية والنمو.

هذا الرأي مدعم تجريبيا من قبل (Ram، 1986) الذي يجد أن هناك علاقة إيجابية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي. من ناحية أخرى، بعض وجهات النظر أن الحكومة تؤثر على الاقتصاد بشكل سلبي على سبيل المثال (Folster, S. & Henrekson ، 2001). يقترح (Barro،1990) نموذج النمو الداخلي حيث يمكن لحجم الحكومة بشكل دائم تغيير معدل النمو الاقتصادي طويل الأجل في الدولة نظرا لعدم وجود تناقص في عائدات رأس المال، كما يفترض هذا النموذج أن كل الإنفاق الحكومي منتج بشكل ضمني. إلى جانب ذلك، يفترض أن تقدم الحكومة مستوى مناسب لاستكمال المدخلات الخاصة ويتم تضمينها في وظيفة الإنتاج. ويحدد النموذج أن حجم الحكومة يلعب دورا حيويا في النمو الاقتصادي من خلال تأثيره على معدل التغير التكنولوجي. وقد تم توسيع نموذج النمو الداخلي من خلال السماح لأنواع مختلفة من النفقات الحكومية أن يكون لها تأثيرات مختلفة على النمو.

ومن خلال نموذج (Barro، 1990) والقائم في إطار " النظرية الحديثة للنمو الداخلي النشأة " والذي من خلاله استنتج أن الإنفاق العام هو منتج وأن حجم التدخل العام في الاقتصاد والمقاس بـ (y/g) حيث y تعبر عن الناتج المحلي الإجمالي و g عبارة عن الإنفاق العام ، يكون في حجمه الأمثل عندما تكون الإنتاجية الحدية للإنفاق العام تساوي *dy/dg=1* . وقدر بارو الحجم الأمثل للتدخل الحكومي في الاقتصاد بواسطة الإنفاق العام "α " التي تتراوح 30% من الناتج المحلي الإجمالي، ويجب على الدولة ألا تقتطع من الدخل القومي لتغطية النفقات العامة إلا في حدود نسبة معينة، مراعية في ذلك أن تترك للسكان قوة شرائية مناسبة للأغراض الاستهلاكية، وأن تمكنهم من تكوين رؤوس أموال إنتاجية جديدة.

ووفقا لذلك، عندما يكون حجم الحكومة صغيرا فان توسع هذا الحجم يصاحبه تزايد في معدل النمو لما يؤدي إليه من توسع في البنية التحتية، وهناك حدا إذا زاد عنه حجم الحكومة فان التدخل الحكومي يصاحبه انخفاض في معدل النمو. ويرجع ذلك إلى أن التدخل الحكومي الزائد يصاحبه زيادة في التعقيدات الروتينية مما يعرقل الإنتاج، كما يصاحب الزيادة في الإنفاق العام

زيادة مماثلة من الضرائب وهو ما يقلل من الحافز على العمل ويبطئ في زيادة الطلب الكلي وبالتالي يعيق النمو.

كما أن دور الدولة يكون أكثر أهمية من خلال اختيار المعدل الأمثل لحجم الإنفاق العام وكذا ما يقابله من الحجم الأمثل من الاقتطاع الضريبي، مما يعزز تحقيق معدل نمو جيد.

تم اختبار تأثير النشاط الحكومي على النمو الاقتصادي بافتراض وجود علاقة مقلوبة بين مقياس الحكومة والنمو الاقتصادي على سبيل انظر إلى (Ram ،1986)، و (Dar ،2002) وغيرهم؛ أوضحت دراستهم وجود علاقة "معكوسة" بين النمو الاقتصادي وحصة القطاع العام وقد تم تحليلها من خلال استخدام منحنى "أرمي Armey ".

يوضح منحنى أرمي أن هناك علاقة إيجابية بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي، وبعد نقطة معينة (المستوى الأمثل) يصبح الارتباط سلبيًا وان الزيادة الإضافية في الإنفاق العام لن تعني سوى عدم كفاءتها في الاقتصاد. أغلبية التحليلات التجريبية مثل (Romer ،1986)، و (Barro ،1990، 1991)، (Landau ، (1983، 1986)) و (Sala–i–Martin ،1997) باستخدام التحليل متعدد القطاعات لربط تدابير الإنفاق الحكومي مع معدلات النمو الاقتصادي وأنتجت أدلة مختلطة؛ النتائج الأكثر شيوعا تظهر أن الإنفاق الحكومي يضر بالنمو الاقتصادي.

ويرتبط ذلك في المقام الأول بكفاءة الإنفاق العام (Barro ،1990) على سبيل المثال من خلال نموذج النمو الداخلي يقول" أن أي زيادة في الضرائب والإنفاق الحكومي يمكن أن تسبب تأثيرات عكسية على معدلات النمو الاقتصادي"، ويشير أيضا إلى أن حجم التدخل الحكومي اذا كان كبيرا فأن التأثيرات العكسية على معدلات النمو الاقتصادي ستكون هي المسيطرة بينما اذا كان حجم التدخل صغيرا فأن التأثيرات الإيجابية على معدلات النمو ستكون هي المسيطرة، كما يقترح أن يكون حجم التدخل الحكومي عند النقطة التي تكون فيها قيمة الإنتاجية الحدية الكفاءة الحدية للإنفاق العام مساوية للصفر.

ومع ذلك، فإن النمو الاقتصادي للدولة لا يعكس ديناميكيات انتكاسات العلاقة بين هذين المتغيرين وتجاهلها عوامل خاصة بالدولة، وقد أجريت دراسات تجريبية على أساس منحنى أرمي (Pevcin 2004؛ Mavrov ، 2007 وآخرون ، 2011) تكشف الدراسة عن أن المستوى الأمثل للإنفاق العام هو بين قيم العتبة التي عبر عنها (فريدمان).

غالبية الباحثين الذين يحاولون التنبؤ بالحصة المثلى للإنفاق العام (بطريقة تزيد من النمو الاقتصادي) باستخدام الإطار النظري Barro (1989). وفقا لهذا المبدأ من قبل بارو، المستوى الأمثل من الإنفاق العام عندما تكون قيمة الإنتاجية الحدية مساوية للواحد الصحيح. بناء على نموذج

(Barro)، طور (Karras ،1997) منهجية تجريبية لدراسة دور الإنفاق العام في عملية النمو الاقتصادي لمجموعة الدول الأوروبية، وأضحت النتائج أن الحصة المثلى للإنفاق العام في حدود 16 ٪ من الناتج المحلى الإجمالي.

مع ملاحظة أن الأدبيات قد ركزت على العلاقة بين مستوى الإنفاق العام والنمو، فإننا نستمد الظروف التي يؤدي فيها تغيير في تكوين الإنفاق إلى ارتفاع معدل النمو المستقر للاقتصاد.

لا تعتمد الشروط فقط على الإنتاجية المادية لمختلف مكونات الإنفاق العام ولكن أيضًا على المساهمات الأولية. باستخدام بيانات من 43 دولة نامية على مدى 20 عامًا، أوضحت دراسة (Shantayanan، 1996) أن زيادة حصة الإنفاق الحالية لها آثار نمو إيجابية وذات دلالة إحصائية. وعلى النقيض من ذلك، فإن هنالك علاقة سلبية بين المكون الرأسمالي للنفقات العامة ونمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي. وبالتالي، يمكن أن تصبح النفقات المنتجة، عند استخدامها بشكل مفرط، غير منتجة. تشير هذه النتائج إلى أن حكومات البلدان النامية قد أساءت تخصيص النفقات العامة لصالح النفقات الرأسمالية على حساب النفقات الجارية.

وقد أوضحت نتائج دراسة (Vijay L.N ،2013) حول سياسة الإنفاق العام في الهند خلال الفترة 2012/1980، مستعملا في ذلك الاختبار المعزز لديكي –فولر لجذر الوحدة (ADF)، واختبار التكامل المشترك. وخلصت الدراسة إلى أن هناك علاقة إيجابية بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي خلال هذه الفترة، بخلاف ما توصل إليه (John TOYE، 1981) إلى ضعف تأثير النفقات العامة على الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة الستينيات من القرن الماضي وأرجع أسباب ذلك إلى ضعف الجهاز الإنتاجي في تلك الفترة بالمقارنة مع الأوضاع الحالية للهند.

وقد أوضح (Minh Quang، 2012) عند دراسته النفقات العامة ودورها في تحقيق هدف النمو الاقتصادي في الدول النامية، بالاعتماد على عينة من 28 دولة نامية ، مستخدما النماذج الخطية حيث خلصت الدراسة إلى أن الناتج المحلي الإجمالي في هذه الدول يتأثر بمجموعة من المتغيرات وهي: نمو نصيب الفرد من الإنفاق على الصحة العامة في الناتج المحلي الإجمالي، وكذلك نصيب الفرد من الإنفاق على التعليم العام في الناتج المحلي الإجمالي والنمو السكاني وحصة تكوين رأس المال الإجمالي في الناتج المحلي الإجمالي . وقدمت الدراسة اقتراحات لواضعي سياسات الإنفاق العام في هذه الدول من أجل إعطاء الأولوية لتحفيز النمو الاقتصادي.

بينما أوضحت دراسة (Erős Adrienn ،2010) التي أجريت على دولتي المجر وإيرلندا إلى أن تأثير الإنفاق العام على المتغيرات الاقتصادية الكلية من بينها النمو الاقتصادي ضعيف. وفقًا لفريدمان (1997)، فإن للحكومة دورًا مهمًا في مجتمع حر ومنفتح .تم التأكيد على أن متوسط مساهمة القطاع العام في الاقتصاد هو أمر إيجابي، ولكن مع ارتفاع الحصة العامة من الدخل

القومي من 15٪ إلى 50٪ ستكون المساهمة الهامشية للقطاع العام سلبية. لذلك، يناصر فريدمان أنه بناءً على مستوى التنمية في البلدان، ينبغي أن يكون المستوى الأمثل للإنفاق العام بين 15٪ و50٪، والتأكيد على اهتمام السياسة الاقتصادية بتخفيض حصة الإنفاق العام وزيادة فعالية برامج الإنفاق العام.

وقد بينت دراسة (Kotosz، 2014) آثار السياسة المالية على النمو الاقتصادي، وبشكل عام العلاقة بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي هي مسألة أساسية في الاقتصاد الكلي. وقدم استخدمت الدراسة نموذج VAR ذو المعادلتين لتقدير نموذج نظري مختلط (Keynesian and Lucasian) لبيانات دولة المجر بين عامي 1960 و2011م. وجدت الدراسة أن النتائج تختلف في عدة جوانب من الآثار على المدى القريب والبعيد، وكذلك في شروط معايير الاستقرار. بشكل عام خلال هذه الفترة، لم تثبت الدراسة وجود الآليات الكينزية، لكن قانون واجنر يثبت بقوة أنه حقيقي. تُظهر النتائج أن الاستقرار ممكن، ولكنه يتطلب الالتزام بالنسبة المحددة للإنفاق العام إلى الناتج المحلي الإجمالي، وإلا فإن عمليات أعادة الهيكلة ستضر بالنمو بشكل لا يمكن تجنبه.
وقد أوضحت دراسة (Pelin،2017) للعلاقة بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي لتركيا باستخدام نموذج انحدار العتبة باستخدام البيانات الفصلية خلال الفترة من عام 1998: 1–2015: 1 تقدم الدراسة دليلًا قويًا على وجود علاقة غير خطية .وان مستويات العتبة المقدرة هي 16.5% من الناتج المحلي الإجمالي بالنسبة لإجمالي النفقات الحكومية، و12.6% لنفقات الاستهلاك و3.9% للنفقات الاستثمارية .

استنادًا إلى الأدبيات المتعلقة بالنمو الاقتصادي، أوضحت دراسة (Hajamini، 2018) أن هناك علاقة غير خطية بين حجم الحكومة والنمو الاقتصادي، والتي عادة ما تكون مشابهة للمنحنى المقلوب على شكل حرف U وتستخدم لتحديد الحصة المثلى من الإنفاق الحكومي. هدفت الدراسة إلى دراسة العلاقة غير الخطية بين 14 دولة أوروبية متقدمة خلال 1995–2014. تم النظر في إنفاق الاستهلاك النهائي على الناتج المحلي الإجمالي(FCE)، والنفقات الجارية بخلاف الاستهلاك النهائي على الناتج المحلي الإجمالي (OCE)، وتكوين رأس المال الثابت الإجمالي الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي (GFCF) لقياس حجم الحكومة. تشير النتائج إلى وجود تأثير غير متماثل لـ FCE و GFCF على النمو الاقتصادي عندما تكون أعلى من المستوى الأمثل وأدناه. تم تقدير القيم المثلى لـ FEC و GFCF بنحو 16.63 و 2.31٪ على التوالي. ومع ذلك، يجب أن تدرك حكومات البلدان المتقدمة أن سوء تخصيص الإنفاق العام يمكن أن يحدث نظرًا لأنه من المحتمل أن يصبح غير منتج بعد تجاوزه الحجم الأمثل.

وبالنسبة للدراسات عن الدول العربية أوضحت دراسة (زين العابدين بري،2001)، والتي اعتمد الباحث على نموذج (بارو 1990)، لبيانات المملكة العربية السعودية، أوضحت النتائج إلى أن الإنفاق العام هو منتج، وقيمة الإنتاجية الحدية له هي 0.387، وأن الحجم الأمثل للإنفاق العام

يعادل 29% كنسبة للناتج المحلي الإجمالي، وهي نسبة تقارب متوسط الحجم العالمي المقدر بنحو 23% وفقا لنتائج الدراسة.

وفي دراسة (مولود ،2017) والتي يميزها الأخذ بعين الاعتبار الصفة الحركية والديناميكية للإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول العربية وهذا باستخدام بيانات مدمجة (بانيل)، حيث أنها تساير التطور الذي عرفته النمذجة القياسية باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للمعطيات الطولية، وذلك لتوفرها على ميزة البعد المضاعف الزمني والفردي الذي تتمتع به معطياتها، والتي تجعل من السهل دراسة مجموعة من الأفراد في نموذج واحد، وإبراز الفوارق بينها وكذا الآثار الخاصة غير المشاهدة، بالإضافة إلى إدخال متغيرات كلية أخرى مهمة في تفسير النمو الاقتصادي والإنفاق العام، واستخدام النماذج الديناميكية وطرق التقدير الحديثة التي لم تستخدم كثيرا في الدراسات السابقة والمهمة في تفسير العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول العربية، وذلك قصد تقديم بعض الأدلة التجريبية حول الترابط بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول العربية، وتحديد السبل التي يمكن من خلالها توجيه سياسات الإنفاق العام في سبيل تحقيق معدلات نمو اقتصادي طويل الأجل.

دراسة (محمود مصطفى،2011) والتي ركز فيها على الآثار التي تحدثها السياسة المالية في عينة من الدول النامية وخص سياسة الإنفاق العام بالتحليل باستعمال نماذج (VAR) الهيكلية ونموذج الجاذبية لتحليل العلاقة بين الوضعية المالية للدول الناشئة وبين تدفقات الاستثمار نحو الدول النامية، وخلص على أن هناك حالة المزاحمة التي تنشأ بين اقتصاديات الدول الناشئة والدول النامية.

وقد أوضحت الدراسة أن الزيادة في حجم الحكومة تؤدي إلى ارتفاع كبير (انخفاض) في معدل النمو الاقتصادي عندما يكون حجم الحكومة أقل من مستوى العتبة، مما يؤكد توقعات منحنى (آرمي) النتائج التي توصلت إليها الدراسة لها تأثير واضح على السياسة: نظرًا لأن الاستهلاك الحكومي المحقق وإجمالي النفقات أعلى بكثير من مستويات العتبة المقدرة، فإن تخفيض حجم الحكومة من شأنه أن يعزز معدل النمو.

دراسة (عباس و سليمان، 2014) من ضمن دراسات قليلة تناولت أثر الأنفاق العام على النشاط الاقتصادي في السودان، وذلك خلال الفترة (1995–2012)، وقد خلصت الدراسة إلى أن هنالك أثر إيجابي للإنفاق العام على النشاط الاقتصادي وقد أثر العجز المستمر للميزانية على الأنشطة الاقتصادية المختلفة والخدمات الأساسية، وتوصي الدراسة بضرورة زيادة الإنفاق العام وضبطه بطريقة تتناسب فيها مع الإيراد العام حتى لا يكون هنالك عجز كبير يؤثر سلبا على النشاط الاقتصادي ، مع ضرورة انتقاء السياسة المالية الملائمة وتطبيقها خاصة في جانب الإنفاق الحكومي على القطاعات الاقتصادية ذات المردود الاقتصادي العالي والتي تدعم بدورها النشاط الاقتصادي.

أشار "كنون" 1990 في دراسة له حول الاقتصاد السوداني مستخدما سلاسل زمنية لبيانات ممتدة على طول الفترة من 1970 إلى 1995م أن في حجم التدخل الحكومي مشار إليه بانخفاض حجم الإنفاق العام له أثر عكسي على النمو الاقتصادي والرفاهية في السودان.

3. محددات إنفاق الحكومة المركزية في السودان:

مجالات إنفاق الحكومة المركزية واسعة ومتزايدة، بسبب التوسع المستمر في نطاق الاحتياجات التقليدية، وضرورة قيامها بأعباء جديدة اقتصادية واجتماعية يتتبع زيادة الإنفاق العام على جوانب مختلفة تتضافر جميعها لدفع نشاطات التنمية في البلاد، قد جاء إنفاق الحكومة المركزية في السودان مساعدا لهذا الاتجاه العام بصفة مستمرة، حيث تبين الأرقام الواردة في ميزانيات الدولة السنوية ومصروفاتها الفعلية هذا الموقف.

كما تشمل ميزانية الحكم المحلي (الولايات) الصرف على الخدمات الاقتصادية والاجتماعية على المستوي المحلي، فان جزءا مما يصرف على هذا البند على المستوي المحلي من ميزانية الدولة المركزية قد تحول إلى ميزانية الحكم المحلي.

إن الإنفاق العام يظهر في الميزانية العامة للدولة، فتضم الإنفاق الحكومي السنوي على فصوله الأربعة هيكل المصروفات العامة في السودان يتمثل وفق تقسيم الموازنة العامة السنوية للدولة في أربعة فصول؛ الفصل الأول يشمل الأجور والمرتبات والمزايا التأمينية. الفصل الثاني التسيير والبنود الممركزة والدعم الاجتماعي، الفصل الثالث يتعلق بالدعم الجاري للولايات، الفصل الرابع يختص بالصرف على مشروعات التنمية القومية والولائية ويمثل الفصل الأول، الثاني والثالث المصروفات الجارية ببنما يمثل الفصل الرابع الصرف التنموي.

إن الاتجاه العام للإنفاق العام الفعلي في ميزانية الحكومة المركزية ذو ميل تصاعدي مستمر، وعند مقارنة الإيرادات العامة مع الإنفاق العام يوضح أن فائض الموازنة قد تدهور عما كان عليه مما يتطلب العمل على ترشيد ورفع كفاءة الإنفاق العام سواء كان بترشيد الإنفاق العام في فصلي الميزانية الثاني والثالث بصورة تحقق فوائض أكبر في الميزانية العامة.

يواجه الإنفاق العام في السودان تحديات الصرف على بعض الأوجه خارج الميزانية العامة المصدقة تحتمه إعطاء الميزانية نوعا من المرونة للإنفاق على الحاجات الطارئة، إلا أن الصرف خارج الميزانية يجب أن يكون في حدود ضيقة حتى لا تفقد الميزانية العامة هيبتها وحتى لا يؤدي ذلك إلى تبديد فوائض الميزانية، وزيادة العجز، كما يؤدى في معظم الحالات إلى خفض الإنفاق الاستثماري مقابل زيادة الإنفاق الجاري.

وخلال الحقب المختلفة فقد تم تمويل الإنفاق العام في السودان عن طريق مصادر مختلفة تشمل الإيرادات العامة الذاتية، والقروض والمنح الأجنبية، والاستدانة من النظام المصرفي، ومصادر التمويل الأخرى للخزانة مثل شهادات المشاركة الحكومية وعائدات الخصخصة، كما تضمن هدف الحكومة زيادة الإيرادات العامة والوصول بمعدل نمو الإيرادات العامة الذاتية من الناتج المحلي الإجمالي.

وفى هذا الإطار سعت الحكومات السودانية المتعاقبة إلى تمويل الإنفاق العام من مصادر حقيقية وتضيق الاستدانة من النظام المصرفي إلي اقصى حد ممكن ووضع نسبة في الزيادة في الأجور تتناسب مع معدلات التضخم السنوي ورفع الحد الأدنى للأجور وزيادة العلاقات خاصة المرتبطة بالوضع الاجتماعي للعاملين وتحقيق برامج التنمية الاجتماعية مع توجيه دعم مباشر للخدمات الأساسية مثل الأسر الفقيرة من العلاج بالمستشفيات وتبني برامج دعم القدرات.

وقد اعتمدت الحكومات المتعاقبة العديد من سياسات الإنفاق العام في تحقيق الأهداف أعلاه من خلال السعي لإزالة كافة التشوهات في الموازنة عن طريق الحد من الصرف خارج الموازنة، ضبط الإنفاق العام عن طريق توجيهه حسب البرمجة الشهرية وترشيد أولويات الصرف، وانتهاج السياسات الرامية إلى تشجيع العرض الكلي للتركيز علي زيادة اعتمادات الوحدات الإنتاجية وتوفير متطلباتها.

كما سعت الحكومات إلى توطيد أركان السلام من خلال رصد اعتمادات مقدرة الجهات ذات الصلة، والعمل على بناء القدرات الدفاعية، رفع كفاءة أجهزة الإيرادات مثل الإدارة العامة لشرطة الجمارك وديوان الضرائب وذلك من خلال برامج دعم القدرات لهاتين الوحدتين، إدخال نظم التخطيط المالي ربع السنوي مع تحسين التقارير الدورية لموقف تنفيذ الموازنة الاختناقات، والتركيز على الدعم الاجتماعي والتنمية من خلال دعم الصحة والتعليم ومياه الشرب، مع دعم التنمية الاجتماعية بالولايات. ودعم برامج البحث العلمي وبناء القدرات ورفع حصتها بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي.

وقد تبنت العديد من السياسات الحكومة سياسات تركيز على جانب العرض وانتهاج السياسات الداعمة وتنويع قاعدة الإنتاج القومي بالنسبة لمعدل التضخم بانتهاج السياسات والإجراءات الآتية: الاستمرار في سياسة التحكم في نمو الكتلة النقدية، والعمل على إحكام التنسيق بين أدوات السياسات النقدية والمالية في خفض معدلات التضخم، وصياغة نماذج وأدوات مناسبة وقياس وضبط السيولة وفاعلية توزيعها وإحكام علاقتها الصرف وميزان المدفوعات ونمو الناتج الحقيقي والتوازن المالي. أما بالنسبة لسعر الصرف فقد تم استخدام آليه المتوسط الترجيحي المرن في تحديد سعر الصرف وتحسين إدارة سعر الصرف واتساقه مع السياسات الاقتصادية الأخرى والاستمرار في إزالة ما تبقي من تشوهات في سوق النقد الأجنبي وتطويره وتحسين كفاءته، والمحافظة على استدامة خفض عجز الموازنة إلى حدوده الدنيا بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي وذلك بتحديد حجم الاستدامة مع البنك

المركزي إلى الناتج الإجمالي، وزيادة الاعتماد على التمويل من عائد الأوراق المالية دعما للجهد المالي وترشيد الإنفاق العام.

4. البيانات والمنهجية

1.4 البيانات ومصدرها

تستخدم هذه الدراسة البيانات السنوية للسودان خلال الفترة 1960–2018م، ومصدر ها قاعدة بيانات التنمية العالمية، البنك الدولي (WDI) (2020). وتم الاعتماد على تقدير الإنفاق العام باستخدام النفقات النهائية للاستهلاك العام للحكومة (% من إجمالي الناتج المحلي)، وتشمل نفقات الاستهلاك النهائي للحكومة العامة جميع النفقات الحكومية الجارية على مشتريات السلع والخدمات (بما في ذلك تعويضات العاملين). كما تشمل أيضاً معظم نفقات الدفاع والأمن الوطنيين، ولكنه يستبعد الإنفاق العسكري الحكومي الذي يشكل جزءاً من تكوين رأس المال الحكومي.

2.4 تحديد الحجم الأمثل للإنفاق العام

من أجل اختبار العلاقة بين الإنفاق الحكومي العام والنمو الاقتصادي الذي يتميز نظريًا بمنحنى مقلوب على شكل حرف) Uعلى النحو الذي اقترحه (Armey، 1996) ، نستخدم وظيفة مكافئة مقعرة (تربيعية) من الأصل (بدون اعتراض) والذي يفترض العلاقة التي تمتد من مربع الإنفاق الحكومي ، والإنفاق الحكومي ، إلى النمو الاقتصادي. يشير نموذج مقعر مكافئ من الأصل إلى نمو اقتصادي صفري عند مستوى صفر من الإنفاق الحكومي، كما هو موضح في منحنى ارمي من المهم ملاحظة أن الوظائف المكافئة يمكن أن تكون محدبة أو مقعرة.

من الناحية الرياضية، إذا كان معامل أعلى قوة القطع المكافئ موجبًا، فسيكون التمثيل البياني محدبًا والعكس صحيح. بالنظر إلى الطبيعة المقعرة لمنحنى ارمي، فإننا نتوقع أن يكون معامل أعلى قوة للنموذج المكافئ سلبيًا لإظهار وإثبات تقعر نموذج المنحى. الهدف العام هو الاختبار التجريبي لوجود فرضية منحنى ارمي في السودان. لذلك، سيستخدم هذا العمل نموذج القطع المكافئ الفعلي من الأصل كما استخدمه ارمي للتحقق من وجوده تجريبيًا في السودان، وفق النموذج الاتي.

$$GDPt = \beta_1 EXP_t + \beta_2 EXP_t{}^2 + u_t$$

حيث $GDPt$ النمو في الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة، و EXP_t الإنفاق العام مقاسا بأجمالي الاستهلاك الحكومي النهائي، و u_t حد الخطأ العشوائي، ويجب أن تكون إشارة β_2 إشارة سالبة.

يمكن العثور على الحد الأدنى (الحد الأقصى النسبي) أو الحد الأدنى النسبي للدالة التربيعية بطريقتين. ومع ذلك، من المتوقع أن تؤدى إلى نفس النتيجة. هذه الطرق هي:

1. الطريقة الرسومية: يرسم هذا الأسلوب السلسلة في نقطتي بإيجاد نقطة قمة المنحنى ويتبعها في كلا المحورين للعثور على الحجم الأمثل للحكومة وأيضًا نموها الاقتصادي الأمثل.
2. طريقة حساب التفاضل والتكامل: تأخذ هذه المنهجية النقطة الحرجة وتعادلها بالصفر، وذلك للتوصل إلى الحجم الأمثل للحكومة وبالتالي تحقيق النمو الاقتصادي الأمثل (الناتج).
3. سيستخدم هذا العمل منهجية التفاضل والتكامل (التفاضل) للعثور على الحجم الأمثل للحكومة وبالتالي:

$$GDPt = \beta_0 + \beta_1 EXP_t + \beta_2 EXP_t{}^2 \qquad \beta_2 < 0$$

الخطوة 1: فرض بديهية التقعر.

$$GDPt = \beta_0 + \beta_1 EXP_t - \beta_2 EXP_t{}^2 \qquad \beta_2 < 0$$

الخطوة 2: خذ النقطة الحرجة للدالة (المشتق الأول) وقم بتعيينها مساوية للصفر.

$$\frac{\Delta GDP_t}{\Delta EXP_t} = 0$$

$$\frac{\Delta GDP_t}{\Delta EXP_t} = \beta_1 - 2\,\beta_2 EXP_t$$

$$0 = \beta_1 - 2\,\beta_2 EXP_t$$

$$-\frac{\beta_1}{2\,\beta_2} = EXP_t$$

وبما الدراسة تستخدم بيانات سلاسل زمنية، نحتاج إلى التأكد من أن هذه السلسلة هي بيانات مستقرة عن طريق تطبيق اختبار ديكى فولر المعزز والمعروف اختصارا بـ (ADF) لجذر الوحدة.

ولاختبار ما إذا كانت هنالك علاقة طويلة المدى بين المتغيرات سيتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive distributed Lag (ARDL) التي اقترحها بيسرن وآخرون (2001) للتحقق من وجود علاقة تكامل مشترك بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في السودان.

3.4 خطوات تطبيق نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL

الخطوة الأولى يتم اختبار التكامل المشترك وذلك في إطار UECM الذي يأخذ الصيغة التالية بفرض العلاقة بين (Y←GDP_t)المتغير التابع(و X←EXP_t) المتغيرات المستقلة:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} \theta_i \Delta X_{t-1} + \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 X_{t-1} + \eta_t$$

حيث تعبر المقدرات λ_1 و λ_2عن معاملات العلاقة طويلة الأجل (Long run relationship) أما β و θ فتعبر عن معلمات العلاقة قصيرة الأجل (Short run relationship). ويشير الرمز Δ إلى الفروق الأولى للمتغيرات بينما يمثل كل من فترات الإبطاء الزمني Lags للمتغيرات) علما أنه ليس بالضرورة أن تكون عدد فترات الإبطاء الزمني للمتغيرات في المستوى أو العدد نفسه، أما η تمثل حد الخطأ العشوائي الذي له وسط حسابي يساوي الصفر، وتباين ثابت وليس له ارتباطات ذاتية متسلسلة فيما بينها.

الخطوة الثانية: مرحلة التحقق من وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرات باستخدام اختبار الحدود حسب إجراء Pesaran et al (2001) الذي يستند على اختبار F .

ويتم اختبار التكامل المشترك في المعادلة السابقة من خلال الفروض فرضية العدم: عدم وجود تكامل مشترك مقابل الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك ، وبالتالي فإن رفض فرضية العدم يعتمد على مقارنة قيمة F المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة Critical Bounds المقترحة من قبل Pesaran et al (2001) ، فإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من ففي هذه الحالة يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة) وجود تكامل مشترك.

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فإن المرحلة الثانية تتضمن تقدير معادلة الأجل البعيد بالصيغة الآتية:

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} \vartheta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

حيث تمثل كل من ϑ و δ معاملات المتغيرات وتشير p وq إلى فترات الإبطاء لتلك المتغيرات ε تمثل حد الخطأ العشوائي.

المرحلة الثالثة: استخلاص مواصفات نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL لحركيات المدى القصير عن طريق بناء نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model, ECMالتالي:

$$\Delta Y_t = c + \sum_{i=1}^{r} \vartheta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \delta_i \Delta X_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \nu_t$$

حيث أن ECT_{t-1} حد تصحيح الخطأ، وجميع معاملات معادلة المدى القصير معاملات تتعلق بحركيات المدى القصير لتقارب النموذج لحالة التوازن، وتمثل ψ معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التكيف التي يتم بها تعديل الاختلال في التوازن Disequilibrium في الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل البعيد. ويفترض أن تأخذ ψ قيمة سالبة وأن تكون معنوية كشرط لقبول تقديرات النموذج في المدى القصير .

يتم اختيار الحد الأقصى لطول أبطأ واحد في نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) للبيانات السنوية باستخدام معيار Schwarz Bayesian Criterion (SBC) (شوارز) ومعيار (Akaike) (اكياكه) (AIC) ومن خلال اختيار أقل قيمة للمعيارين سيتم استخدام المعايير لتحديد الفترات الزمنية الموزعة الأمثل لنموذج علاقة مستوى ARDL. للتحقق من تناسب نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL، اختبارات التشخيص (التسلسل الذاتي، واختلاف التباين) والاستقرار عن طريق المتبقي التراكمي (CUSUM) والمجموع التراكمي لمربعات البواقي.

5. التحليل القياسي ومناقشة النتائج

1.5 تقدير الحجم الأمثل للحكومة في السودان

تُظهر نتائج معاملات تقدير معادلة منحى ارمي، المعادلة رقم (2)، أن معاملات جميع المتغيرات تتطابق مع النظرية الاقتصادية والفرضيات وذات دلالة إحصائية عند مستوى 5٪، هذه النتائج تدل على تأثير حجم الحكومة على النمو الاقتصادي في السودان وفقا لمنحنى Armey ويؤكد على وجود فرضية U "شكل مقلوب" لحجم الحكومة للتأثير في النمو الاقتصادي ، أوضحت النتائج أن العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في السودان تدعم منحى ارمي، حيث أوضحت أن قيمة معامل سالب وتبلغ 0.037169−، وعلية فأن الحجم الأمثل للأنفاق ينبغي عند المستوى الذي يحقق العلاقة التالية:

$$-\frac{\beta_1}{2\,\beta_2} = EXP_t$$

$$\text{مستوى الانفاق العام الامثل} = -\frac{0.830185}{2\,(-0.037169)} = \mathbf{11.17}\ \%$$

تم تحديد الحجم الحكومي الأمثل على أساس تعظيم النمو الاقتصادي، على أنه نسبة الإنفاق العام التي تشكل نحو 11.17% من الناتج المحلي الإجمالي، وبشكل عام فان حجم الحكومة الكبيرة جدا يؤدى إلى تأثير سلبي على النمو الاقتصادي في حين أن حجم الحكومية المعتدلة يمكن أن يؤدي إلى تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي.

2.5 اختبار العلاقة التكاملية بين المتغيرات

2.5.1 اختبار استقراريه متغيرات الدراسة

يوجد هنالك عدد من الطرق التي تستخدم في اختبار استقراريه السلسلة الزمنية وتتمثل في دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function، واحصاء Q المعروف أيضا بإحصاء Box–Pierce، واحصاء Ljung–Box، وكذلك اختبار جذر الوحدة لديكي فولر Dickey and Fuller، واختبار جذر الوحدة لديكي فولر الموسع Augmented Dickey and Fuller، واختبار فيلبس بيرون Phillips and Perron. واستخدمت الدارسة اختبار جذر الوحدة لديكي فولر الموسع المعزز لجذر الوحدة. ويبين الجدول رقم (1) نتائج إحصاءات اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الناتج المحلي الإجمالي، حجم الحكومة والانفتاح التجاري. نتائج إحصائيات الاختبار تشير إلى أن هذه المتغيرات غير مستقرة في المستوى(0)I، وأصبحت مستقرة عند الفرق الأول (1)I وفقا لنتائج اختبار جذر الوحدة عند مستوى المعنوية قدره 5% .

الجدول رقم (1) نتائج اختبار ديكي فولر

المتغير	القرار	المستوى			الفرق الأول		
		اختبار ADF	القيمة الحرجة	قيمة الاحتمال	اختبار ADF	القيمة الحرجة	قيمة الاحتمال
GDPt	I(1)	1.083055	2.916 –	0.9973	−3.718188	−2.916	*0.0000
Gexp	I(1)	2.775091	−2.913	1.000	5.856539	−2.914	*0.0000

*معنوية عند مستوى 5%

2.5.2 نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة

تم اختبار نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة(ARDL) للتحقق في العلاقة غير الخطية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في السودان. يعرض الجدول رقم (2) معلمات الاجل البعيد للمتغيرين، ومعلمة التصحيح في الأجل البعيد (CointEq(−1 والتي تمثل كما تم الإشارة لها في الجانب النظري، ويفترض في هذه القيمة أن تكون سالبة ومعنوية، كما تشير النتائج فإن قيمتها تساوي 0.612106− وبدرجة احتمال 0.0000 وبالتالي فإنها معنوية عند مستوى دلالة 1%. وهي تدل أن 61% من أخطاء الزمن القصير يتم تصحيحيا بواحدة الزمن (في هذه الحالة سنة واحدة) من أجل العودة إلى التوازن في الأجل البعيد.

كما يوضح الجدول رقم (2) بأن قيمة F−statistic تساوي 12.92658وهي أكبر من الحدود العليا UCB والتي يشار إليها بالحدود I(0) و I(1) وبالتالي يمكن رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة وجود تكامل مشترك بين نمو الناتج المحلي الإجمالي وحصة الإنفاق العام من الناتج المحلي الإجمالي.

2.5.3 التشخيص واختبارات الاستقرار

كما تشير نتيجة اختبار الارتباط الذاتي جدول رقم (3) في حالة وجود ارتباط ذاتي بين البواقي لا يمكن القبول بالنموذج المدروس والمقترح وتنص فرضية العدم في هذا الاختبار، لا يوجد ارتباط ذاتي متسلسل للأخطاء. وتظهر نتيجة قيمة الاختبار بأنه لا يمكن رفض فرضية العدم حيث أن قيمة الاختبار تساوى 0.552821 وهي اقل من 0.5866 وبالتالي لا يعاني النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي المتسلسل للأخطاء.

كما تشير نتيجة اختبار اختلاف التباين جدول رقم (4) في حالة وجود اختلاف تباين بين البواقي لا يمكن القبول بالنموذج المدروس والمقترح وتنص فرضية العدم في هذا الاختبار، لا يوجد ارتباط اختلاف تباين للأخطاء. وتظهر نتيجة قيمة الاختبار بأنه لا يمكن رفض فرضية العدم حيث أن قيمة الاختبار تساوى 0.042226 وهي اقل من القيمة الاحتمالية 0.9588 وبالتالي لا يعاني النموذج من مشكلة اختلاف التباين للأخطاء.

وفقا لبيزاران وشين (1999)، فإن استقرار المعامل المقدر للخطأ يجب أيضا أن يتم التحقيق في نموذج التصحيح بيانيا. تمثيل للمجموع التراكميCusum ولمربع المجموع التراكمي للمربع من المتبقية كما هو موضح في الشكل رقم (2) والشكل رقم (3) حيث تشير تقديرات النتائج للنموذج إلى الاستقرار في المعاملات خلال فترة الدراسة. عليه، تشير نتيجة معالم النموذج مع التشخيص واختبارات الاستقرار إلى سلامة النموذج.

الجدول رقم (2): تقديرات معالم نموذج ARDL

Dependent Variable: GDPt
Method: ARDL
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): (GGFCGDP)
Number of models evaluated: 20
Selected Model: ARDL(1, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GDPt(-1)	0.387894	0.120688	3.214017	0.0022
EXPt	0.181906	0.064557	2.817777	0.0067
CointEq(-1)	-0.612106	0.119305	-5.130616	0.0000

F-Bounds Test			Null Hypothesis: No levels relationship	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	12.92658	10%	2.44	3.28
K	1	5%	3.15	4.11
		2.5%	3.88	4.92
		1%	4.81	6.02

الجدول رقم (3): تشخيص نموذج ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

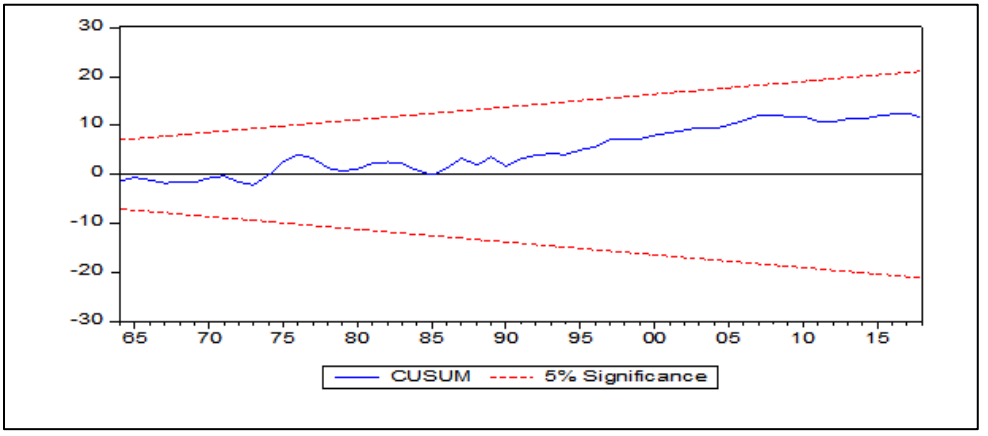
F-statistic	0.552821	Prob. F(2,15)	0.5866
Obs*R-squared	1.304338	Prob. Chi-Square(2)	0.5209

الجدول رقم (4): تشخيص نموذج ARDL

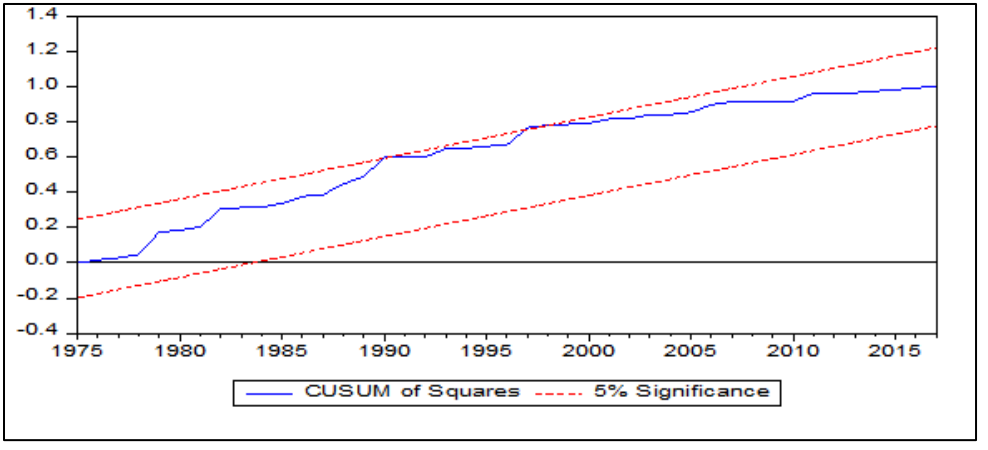
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.042226	Prob. F(2,16)	0.9588
Obs*R-squared	0.099761	Prob. Chi-Square(2)	0.9513
Scaled explained SS	0.072496	Prob. Chi-Square(2)	0.9644

الشكل رقم (2) : اختبار استقرار النموذج



الشكل رقم (3) : اختبار استقرار النموذج



الخاتمة

تناولت الورقة موضوعين الأول تحديد الحجم الأمثل للإنفاق الحكومي الذي يعظم معدل النمو الاقتصادي للسودان، وفي هذا الإطار توصلت الورقة إلى أن بيانات السودان في الفترة من 1960 إلى 2018م تدعم وجود منحنى آرمي غير خطي على شكل جرس مقلوب بين حصة الإنفاق العام من الناتج المحلي الإجمالي، والنمو الاقتصادي في السودان، وان حجم الإنفاق الحكومي الأمثل للسودان في حدود **11.17%** من الناتج المحلي الإجمالي، وهو اقل من الحدود الحالية للإنفاق العام في السودان والمقدرة بنحو 6% من الناتج المحلي الإجمالي، وتوصى الدراسة بضرورة رفع الإنفاق العام إلى الحد الأمثل، والتأكيد على أهمية توجيه الإنفاق العام نحو الإنفاق التنموي وليس الإنفاق الجاري بسبب تأثير الأول الإيجابي على النمو الاقتصادي.

وكما خلصت الورقة في تحليل العلاقة طويلة المدى بين المتغيرين، وفقا لنموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة أن هنالك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين وهنالك علاقة توازنيه قصيرة وطويلة المدى بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي، تؤكد النتائج أن العلاقة التكاملية بين النمو الاقتصادي والإنفاق العام في السودان لديه آلية تلقائية تستجيب للانحرافات عن التوازن بطريقة متوازنة. سرعة تعديل عملية تصحيح الأخطاء نحو 61% على المدى البعيد، وهي تدل أن 61% من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها بوحدة الزمن (في هذه الحالة سنة واحدة) من أجل العودة إلى التوازن في الأجل البعيد.

المراجع العربية

زين العابدين، بري "العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية للفترة 1970/"1998، مجلة جامعة الملك عبد العزيز –الاقتصاد والإدارة، مجلد 15، العدد 2 ،2001م.

ديوب محمد، معن "أثر الإنفاق الحكومي على النمو الاقتصادي في سورية دراسة قياسية للفترة 1990–2010"، مجلة جامعة تشرين للبحوث الاقتصادية والقانونية المجلد (93) العدد (74)، 2015م.

عباس، عمران و سليمان، احمد "أثر الأنفاق العام على النشاط الاقتصادي في السودان، وذلك خلال الفترة (1995–2012)، ورقة منشورة http://wnu.edu.sd/magazine/magazine_issu/6/9.pdf

عقون، آمال "أثر الإنفاق العام على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر دراسة تحليلية قياسية"، مذكرة مكملة ضمن متطلبات نيل شهادة ماستر أكاديمي في العلوم الاقتصادية تخصص: اقتصاد قياسي، 2016م.

السيد، عثمان إبراهيم " الاقتصاد السوداني" دار القران الكريم، الخرطوم، 1998م، ص 101

محمد، الحموري قاسم، "أثر زيادة النفقات العامة على بعض المتغيرات الاقتصادية في الأردن"، مجلة أبحاث اليرموك، سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية،296–277، 1995م.

كبير، مولود "دراسة تحليلية قياسية لأثر الإنفاق العام على النمو الاقتصادي في المدى البعيد في الجزائر –مقارنة مع بعض الدول العربية خلال الفترة 1990–2014–" مجلة دفاتر اقتصادية صفحة 217–199 العدد 8، 2016م.

المراجع الأجنبية

Altunc, O. F., & Aydın, C. (2013). The Relationship between Optimal Size of Government and Economic Growth: Empirical Evidence from Turkey, Romania and Bulgaria. Procedia - Social and Behavioral Sciences, 92.

Armey, D. (1995). The Freedom Revolution. Washington: Regnery Publishing.

Barro, R. J. (1989). A Cross-Country Study of Growth, Saving and Government. NBER Working Paper No. 2855.

Barro, R.J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth", Journal of Political Economy, Vol. 98 No. 5, pp. S103-S125.

Barro, R.J. (1991). Economic growth in a cross-section of countries", Quarterly Journal of Economics, Vol. 106 No. 2, pp. 407-443.

Dar, A. A., A.Khalkhali, S. (2002). Government size, factor accumulation, and economic growth: Evidence from OECD countries. Journal of Policy Modeling, 24, 679–692

Darrat, A.F. (1988). Have large budget deficits caused rising trade deficits?", Southern Economic Journal, Vol. 54, pp. 879-887.

Facchini F. &Melki M. (2011). Optimal Government Size and Economic Growth in France (1871- 2008): En Explanation by the State and Market Failures, CES Working Papers, ISSN: 1955- 611X, Paris, 1-38.

Folster, S. Henrekson, M. (2001). Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries. European Economic Review, 45, 1501-1520.

Florence Huart (2012). économie des finances publiques- manuel- Dunod, Paris, p25.

Karras, G. (1997). On the Optimal Government Size in Europe: Theory and Empirical Evidence. The Manchester School of Economic & Social Studies.Blackwell Publishing, 65(3), 280-94.

Kotosz, B, P. Ajandek. (2014). Economic Growth and Fiscal Expenditures in Hungary – Stylized Facts Based on VAR Modelling. Ter-Gazdasag-Ember. 1: 55-73.

Landau, D. (1986). Government and economic growth in the LDC's: an empirical study for 1960- 1980", Economic Development and Cultural Change, Vol. 35 No. 1, pp. 35-76

Iyidogan, P., Turan, Taner. (2017). Government Size and Economic Growth in Turkey: A Threshold Regression Analysis. Prague Economic Papers. 26. 142-154. 10.18267/j.pep.600.

Mavrov, H. (2007). The Size of Government Expenditure and the Rate of Economic Growth in Bulgaria. Online Access (http://alternativi.unwe.acad.bg/bu18/06.pdf)

Hajamini M., M Ali (2018). Economic growth and government size in developed European countries: A panel threshold approach", Economic Analysis and Policy, Volume 58, Pages 1-13.

Munnell, A.H. (1990). Why has productivity growth declined? Productivity and public investment", New England Economic Review, January/February, pp. 3-22

Minh Quang Dao (2012). Government expenditure and growth in developing countries, Progress in Development Studies, SAGE Publications, 2012 8 –

Eros Adrienn. (2010). The Analysis of Long Run Growth Oriented Fiscal Policy, economic analysis revue, Vol. 43 No. 1-2, SP Print, Novi Sad, Belgrade

Narayan, P.K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Test. Applied Economics, 37, 1979-1990.

Ibrahem Mohamed Al Bataineh (2012). The impact of government expenditure on economic growth in Jordan, interdisciplinary journal of contemporary research in business, vol 4 N 06, Al al-Bayt University, Jordan, - 9 - Mouhamadou

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 653–670.

Pesaran, Mohammad H., Y Shin, and P.Smith.(1999). Pooled Mean Group Estimation and Dynamic Heterogeneous Panel. Journal of the American Statistical Association, 94(446): 621-634

Pesaran M.H, Shin Y. and Smith R.J. (2001). Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationships, Unpublished and revised version, Working Paper Series, Nos. 9622 and 9907, Department of Applied Economics, University of Cambridge. Available at: http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/jae.616/full

Pevcin, P. (2004). Economic Output and the Optimal Size of Government", Economic and Business Review, 6(3), 213-227

Ram, R. (1986). Government size and economic growth: A new framework and some evidence from cross-section and time-series data. American Economic Review, 76, 19

Romer, P. (1989). What determines the rate of growth and technological change", World Bank Working

Shantayanan D. S Zou (1996). The composition of public expenditure and economic growth, Journal of Monetary Economics, Volume 37, Issue 2, Pages 313-344

Xavier x. Sala-i-martin. (1997), I just ran two million regressions, American Economic Review, Vol. 87 No. 2, pp. 178-183

Vaziri, H., Nademi, Paghe A.A. Nademi, A. (2011), Does Armey Curve Exist in Pakistan and Iran Economies Sala-i-Martin? Journal of Applied Sciences

Vijay L.N., H. Gupta (2013). Public Expenditure and Economic Growth A Case Study of India, Global Journal of Management and Business Studies, Volume 3, Number 2, Research India Publications, India.

John TOYE (1981). Public expenditure and Indian development policy, Cambridge university press, New York.

World Bank, WDI database,
https://data.albankaldawli.org/indicator/NE.CON.GOVT.ZS?locations=SD **2020**

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد الثالث والعشرون – العدد الأول – (2021) 33- 61
المعهد العربي للتخطيط

فاعلية سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1980–2019)

أنور النقيب*

ملخص

تهدف الدراسة إلى اختبار مدي قدرة وفاعلية سياسة معدل الفائدة واستخدامه كقناة انتقال Transmission Mechanism للسياسة النقدية على نقل التغييرات من الاقتصاد النقدي إلى الاقتصاد الحقيقي، وتم تقدير نماذج انحدار متعدد بطريقة المربعات الصغرى لمعرفة أثر معدل الفائدة على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية كالإنفاق الاستثماري الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والطلب على النقود الحقيقي في الاقتصاد المصري، خلال الفترة (1980-2019). وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن معدل الفائدة، كآلية انتقال، ذات فاعلية ضعيفة في الاقتصاد المصري، فتأثير معدل الفائدة على الطلب الحقيقي على النقود غير معنوي احصائياً، والإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي غير مرن بالنسبة لمعدل الفائدة، كما أن تأثير معدل الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ضعيف جداً، أي أن معدل الفائدة يُعد آلية انتقال معطله في الاقتصاد المصري، ومن ثم فإن استخدام سياسة معدل الفائدة للتأثير على المستهدفات الوسيطة السياسة النقدية (خاصة الإجماليات النقدية M1, M2, M3) سيكون ضعيف، مما يؤدي إلى ضعف فاعلية السياسة النقدية بشكل عام في الاقتصاد الحقيقي. ومن ثم توجد أهمية كبيرة لتفعيل آلية معدل الفائدة في الاقتصاد.

The Effectiveness of the Interest Rate Policy in the Egyptian Economy (1980-2019)

Anwar El Nakeeb

Abstract

The study aims to test the extent of the ability and effectiveness of interest rate policy and its use as a transmission mechanism for monetary policy to transfer changes from the monetary economy to the real economy. Multiple regression models were estimated using the least squares method to know the effect of the interest rate on some macroeconomic variables such as real investment spending, real GDP, and the real demand for money in the Egyptian economy during the period (1980-2019). The results of the study concluded that the interest rate as a transmission mechanism is of weak effectiveness in the Egyptian economy, so the effect of the interest rate on the real demand for money is statistically insignificant, and the real private investment spending is not flexible to the interest rate, and the effect of the interest rate on the real GDP is very weak.Thus, the interest rate is a disrupted transmission mechanism in the Egyptian economy, and therefore the use of interest rate policy to influence the monetary policy intermediate targets (especially the monetary aggregates M1, M2, and M3) will be weak, which leads generally to the weak effectiveness of monetary policy in the real economy. Hence, there is great importance for activating the interest rate mechanism in the economy.

* استاذ الاقتصاد المساعد، كلية العلوم الادارية، اكاديمية السادات، جمهورية مصر العربية، البريد الالكتروني: anwar0015@gmail.com

المقدمة

يُقصد بالعملية التي تؤثر من خلالها قرارات السياسة النقدية على الاقتصاد آلية انتقال السياسة النقدية The Transmission Mechanism of Monetary Policy (ECB, 2020). ويُستخدم هذا المصطلح للدلالة على الآلية، أو الكيفية، التي تمكّن التغيُّرات التي تقرّرها السياسة النقدية في عرض النقد الإسمي أو في معدل الفائدة الإسمي قصير الأمد من التأثير على المتغيّرات الحقيقية؛ كالإنتاج والتشغيل. وتعمل آلية انتقال من خلال قنوات متنوعة لتؤثر على متغيرات مختلفة في أسواق متعددة بسرعات وتأثيرات مختلفة. ومن هنا يعتبر معدل الفائدة من أهم آليات انتقال السياسة النقدية (Murić, Mehmed , 2010: 5-6). حيث يوفّر معدل الفائدة – كآلية انتقال– حلقة الوصل بين الاقتصاد النقدي والاقتصاد الحقيقيّ؛ أي بين سوق النقود والائتمان من ناحية، وبين سوق السلع والدخل من ناحية أخرى (ECB, 2000: 43).

ضمن هذا السياق، يقوم البنك المركزي بإدارة سياسة معدل الفائدة بطريقة غير مباشرة، وذلك من خلال معدل فائدة السياسة The policy interest rate أو معدل الخصم، وهو معدل الفائدة الذي تحدده السلطة النقدية من أجل التأثير على تطور المتغيرات النقدية الرئيسة في الاقتصاد، وصولاً الي الاقتصاد الحقيقيّ. ومن ثمَّ يحدّد معدل فائدة السياسة مستويات بقية معدلات الفائدة في الاقتصاد، حيث إنه المعدل الذي تحصل به البنوك الخاصة على الأموال من البنك المركزي (Stefan Behrendt, 2013: 1). وبناءً على معدل السياسة يحدّد النظام الماليّ (المصرفيّ) معدلات الفائدة على الإيداع أو الإقراض. كما يحدّد القطاع العائلي Households نسبة النقود التي سيحتفظ بها في شكل نقدية سائلة، ونسبة ما سيتم وضعه في البنوك كودائع. أيضًا تحدّد المؤسّسات الاستثمارية مدى ملائمة معدلات الفائدة للاستثمارات المستهدفة، وإمكانية تحقيقها لعوائد تغطي تكاليف الفائدة، وبناءً عليه يتم اتخاذ قرار الاقتراض من عدمه.

وتشير حالة الاقتصاد المصري إلى أن معدل الفائدة لم يكن ذا أهمية في إدارة السياسة النقدية في مصر؛ إلا بعد تحريره عام 1991، عندما تم تطبيق برنامج الإصلاح والتكييف الهيكلي (ERSAP). فمنذ تأسيس البنك المركزي المصري في ستينيات القرن الماضي، لم يتم استخدام معدل الفائدة في السياسة النقدية إلا في العام 1975، بعد صدور قانون البنك المركزي رقم (120) لسنة 1975، والذي أجاز للبنك المركزي تحديد أسعار الخصْم وأسعار الفائدة الدائنة والمدينة، من دون التقيُّد بالحدود المنصوص عليها في أي قانون آخر؛ خاصة القانون المدنيّ، الذي كان يحظر التعامل بأسعار فائدة تزيد عن 7 % قبل صدور هذا القانون. وقد أدّى تحديد معدل الفائدة بواسطة البنك المركزي، وإلزام البنوك بها، إلى ضعف أهمية معدل الفائدة في ادارة السياسة النقدية.

وفي إطار برنامج الإصلاح الاقتصاديّ عام 1991، تم تحرير معدل الفائدة الدائنة والمدينة، وأصبح من حق كل بنك من البنوك العاملة في مصر أن يحدّد معدلات الفائدة الخاصة به بشكل مستقل، وفى منافسة تامة مع باقي البنوك، على أن يدير البنك المركزي معدل الفائدة في

السوق من خلال آلية غير مباشرة؛ وهي أداة معدل الخصم. كما تمّ التحوُّل من الأدوات المباشرة لإدارة السياسة النقدية إلى الأدوات غير المباشرة. ومنذ العام 1991 اختار البنك المركزيّ المصريّ الهدف التشغيليّ للسياسة النقدية في مصر ليكون فوائض احتياطيات البنوك المقرّرة قانوناً Bank Excess Reserves والمحتفظ بها لدى البنك المركزي. إلا أنه اختار هدف تشغيلي آخر في عام 2005، ألا وهو معدل الفائدة، فتمَّ التحول من الهدف التشغيلي الكمي (فائض الاحتياطيات) إلى الهدف التشغيلي السعري (سعر العائد في سوق الإنتربنك لليلة واحدة) والبدء بنظام الكوريدور (Corridor). كما تم تفعيل استخدام الأدوات التشغيلية لامتصاص أو ضخ السيولة في السوق (CBE, 2020).

وتتمثّل مشكلة الدراسة في أن سياسة معدل الفائدة هي من أكثر السياسات التي يعتمد عليها البنك المركزي المصري في إدارته للسياسة النقدية منذ العام 2005، حيث يقوم البنك المركزي بتغييرها باستمرار استجابة للمتغيرات الاقتصادية النقدية والحقيقية، بهدف التأثير في تلك المتغيرات. وتبعًا لــذلك، تجتمع لجنة السياسة النقدية بالبــنك المركزي Monetary Policy Committee (MPC) كل شهر (CBE.2020)، ويكون من أهم قرارتها، التي ينتظرها الفاعلين في السوق، ما يتعلق بمعدل الخصم/ السياسة The policy interest rate، وبالتبعية معدلات الإيداع والاقراض. وفي ضوء أهمية سياسة معدل الفائدة، يثار تساؤل محوري هو: هل سياسة معدل الفائدة وإستخدامه كقناة انتقال للسياسة النقدية، قادرة على نقل التغييرات من الاقتصاد النقدي إلى الاقتصاد الحقيقي بفاعلية؟ ومن ثم، يمكن القول: إن الدراسة الحالية تجمع بين المتغيرات الحقيقية كالاستثمار والناتج، ومتغيرات السياسة النقدية كالطلب على النقود ومعدل الفائدة. ومن خلال السؤال الرئيس، تتولّد عدة أسئلة فرعية أخرى، هي: هل لمعدل الفائدة تأثير على قرارات القطاع العائلي لتحديد طلبه على النقود في شكل نقدية أو ما يتم ادخاره، وهل لمعدل الفائدة تأثير على قرارات الاستثمار من خلال الاقتراض من البنوك؟ وهل لمعدل الفائدة تأثير على الناتج المحلي الإجمالي؟

وتوجد أهميــة لدراسة وتحديد فاعلية أحد اهم قنوات الانتقال للسياسة النقدية في مصر؛ ألا وهي معدل الفائدة، ومدى تأثير تلك القناة على القرارات النقدية القطاع العائلي وقطاع الاعمال، وانتقال التأثير إلى الاقتصاد الحقيقي ممثلاً في الناتج المحلي الاجمالي. وذلك في ضوء ما توصلت إليه معظم الدراسات من أن القناة الرئيسة لنقل التغيرات في السياسة النقدية في البلدان الصناعية هي أسعار الفائدة، والتي يتم تمريرها إلى الأسر والشركات من خلال قطاع مالي تنافسيّ. في حين أن الدراسات حول الاقتصادات الأقل نموًا أوضخت دورًا محدودًا لقناة أسعار الفائدة، ويرجع ذلك أساسًا إلى ضعف النظام المصرفيّ، والذي سيكون مسؤولًا، من حيث المبدأ على الأقل، عن تمـــرير الفائدة the interest pass-through. (Al-Mashat, R.and Billmeier, A., 2008: 4). ومن ثم؛ إذا كانت تلك السياسة معطّلة أو ذات فاعلية ضعيفة، فإن قدرة البنك المركزي على التأثير في الاقتصاد الحقيقي ستكون ضعيفة، ومن هنا توجد ضرورة لتفعيلها، أو استخدام آليات انتقال أخرى، لضمان فعالية السياسة النقدية في الاقتصاد الحقيقي.

وتبعًا لذلك؛ تقوم الدراسة على فرضية مؤداها "أن سياسة معدل الفائدة كآلية انتقال، ذات تأثير فعال على الطلب على النقود الحقيقي والاستثمار الخاص الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي". وتستهدف الدراسة اختبار مدى صحة الفرضية. وتعتمد الدراسة على المنهج الاستقرائي، وأيضًا على المنهج الوصفي من خلال جمع البيانات الإحصائية وعرضها، وعلى اسلوب قياس وهو نماذج انحدار متعدد بطريقة المربعات الصغرى. باستخدام بيانات للفترة (1980–2019)، لكي يكون هناك تنوع في أنظمة معدل الفائدة، وخاصة في ما يتعلق بتقييد معدل الفائدة خلال الثمانينات، ثم فترة تحرير معدل الفائدة منذ بداية تسعينات القرن الماضي كما أن الفترة منذ عام 1980 توفر سلسلة زمنية أطول، مما يسمح بالحصول على نتائج موثوق بها.

وتنقسم الدراسة إلى خمسة أجزاء رئيسية بالإضافة إلى المقدمة، فالجزء الأول يشرح معدل الفائدة كآلية انتقال للسياسة النقدية، ويغطّي الجزء الثاني الدراسات السابقة التي قامت بدراسة العلاقة التطبيقية بين معدل الفائدة والمتغيرات الاقتصادية. وفي الجزء الثالث سيتم شرح وتحليل تطور سياسة وقيمة معدل الفائدة في مصر خلال فترة الدراسة، أما الجزء الرابع والخامس فسيتم تخصيصهم لتوصيف نموذج ومنهجية الدراسة، ونتائج تقدير النموذج في الاقتصاد المصري المستخدم وتفسير النتائج.

1. معدل الفائدة كآلية انتقال للسياسة النقدية
Interest rate as a Transmission Mechanism

هناك العديد من آليات الانتقال للسياسة النقدية (Mishkin, F.S., 1995: 1-10)، وهي:

(1) قناة معدل الفائدة (المباشرة): وتؤكّد هذه الزاوية الكينزية بشأن السياسة النقدية قدرة البنك المركزي في إحداث التأثير على التكلفة الحقيقية للاقتراض، وذلك عن طريق تغيير أسعار الفائدة الإسمية للسياسة. سيتم نقل التغييرات في هذه الأخيرة، من خلال النظام المصرفي، إلى معدلات الإقراض طويلة الأجل، وبالتالي، ستعدل الطلب النسبي على الائتمان مقابل الودائع من قبل القطاع الخاص.

(2) قناة معدل الصرف: حيث يؤدي ارتفاع أسعار الفائدة المحلية إلى جذب تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية إلى الداخل وترتفع قيمة العملة المحلية بالقيمة الإسمية و/ أو الحقيقية. وبطبيعة الحال يؤثر الارتفاع الإسمي على تكلفة السلع المستوردة في سلة المستهلك، مما قد يؤدي إلى خفض التضخم الكلي. من ناحية أخرى، فإن التقدير الحقيقي المحتمل يقلل من القدرة التنافسية ويمكن أن يؤدي إلى انخفاض في صافي الصادرات.

(3) قناة أسعار الأصول: وترتبط هذه القناة بوجهة النظر النقدية التي تؤكد أهمية أسعار الأصول للسلوك الاستثماري للشركات؛ نظرًا لأن قرارات الاستثمار تُتخذ في ضوء القيمة النسبية لرأس مال الشركة مقارنةً بقيمة الاستبدال. ومن ثم؛ فإن انخفاض أسعار الأصول – بعد تشديد/ تقييد نقدي واستبدال المستثمرين من الأسهم إلى السندات – من شأنه أن يقلل من نفقات الاستثمار.

(4) قناة الإقراض المصرفي: وتركز هذه القناة على التغييرات في البيئة المالية لفئة معينة من الشركات قادرة على الاستفادة من الأسواق المالية بشكل مباشر، أو الاعتماد فقط على الاقتراض المصرفي لتمويل الاستثمار. حيث ستؤثر السياسة النقدية الانكماشية بشكل خاص على هذه الفئة من المقترضين لأنها تتأثر بشكل مباشر بانخفاض احتياطيات البنوك وبالتالي انخفاض الأموال القابلة للإقراض.

(5) قناة الميزانية العمومية: وتفترض هذه القناة أن معدلات الفائدة المرتفعة لها تأثير سلبي في نهاية المطاف على الاقتصاد من خلال تدهور الميزانيات العمومية للشركات مع انخفاض التدفق النقدي المتاح وأصبحت الأرباح المحتجزة المتاحة لتمويل الاستثمار نادرة. علاوة على ذلك، فإن الشركة قادرة على اقتراض أموال أقل لأغراض الاستثمار بسبب انخفاض صافي القيمة التي يمكن استخدامها كضمان.

(6) قناة التوقعات: وتعتمد فاعلية هذه القناة على مصداقية البنك المركزي، وتعمل من خلال توجيه توقعات المشاركين في السوق حول الظروف الاقتصادية المستقبلية. وهذه الآلية مناسبة بشكل خاص في الاقتصادات المتقدمة (Peter N. Ireland , 2005; 3-4)

ويحتل معدل الفائدة مكانة متميزة في إدارة السياسة النقدية كآلية انتقال، حيث يعتبر هدفًا تشغيليًا Operating Target وسيطًا لضمان تحقيق أدوات البنك المركزي للأهداف الوسيطة Intermediate Targets مثل الإجماليات النقدية (M1, M2, M3)، ومعدل التضخم وسعر الصرف (Pollard, Patricia, 2004)، حيث تكون الأهداف التشغيلية أكثر إستجابةً للأدوات من الأغراض الوسيطة. وتتمثل الاهداف التشغيلية في المتغيرات النقدية التي يمكن للسياسة النقدية الوصول إليها من خلال استخدام أدوات في حوزتها، وهذه الأهداف التشغيلية – أو العملية – تسمَّى بالاهداف الأولية، وهي عبارة عن متغيرات تستخدم للتأثير على الاحتياطيات، وتتضمن القاعدة النقدية ومجموع احتياطي البنوك واحتياطي الودائع. أما المجموعة الثانية، فتسمَّى بأحوال سوق النقد، وتتضمن معدل الفائدة على السندات الحكومية، ومعدل الفائدة على الأرصدة المقترضة لمدة قصيرة بين البنوك.

وبتحقيق الأهداف الوسيطة يتم ضمان تحقيق الغايات النهائية للسياسة النقدية؛ خاصة استقرار الأسعار وتحقيق النمو الاقتصادي وتخفيض البطالة، حيث ترتبط الأهداف الوسيطة ارتباطاً وثيقاً بالغايات النهائية للسياسة النقدية (صندوق النقد العربي، 1996: 38). وتمارس السياسة النقدية دورها في الحياة الاقتصادية من خلال تأثيرها على الطلب الكلي في الاقتصاد.

عند إستخدام البنك المركزي لأدوات السياسة النقدية، فإن عملية التأكد من فاعلية وتأثير تلك الأدوات تأتي من متابعة مؤشرات الأداء أو الأهداف التشغيلية. وتلك المؤشرات هي التي تحدد التأثير الأولي للأداة، ثم متابعة تأثير تلك المتغيرات (الأغراض التشغيلية) في متغيرات أخرى وهي الأغراض الوسيطة. وتعد الأهداف الوسيطة آخر مؤشرات الجانب النقدي وذات الصلة بالجانب الحقيقي في عملية انتقال أثر السياسة النقدية، ومدى تأثر تلك الأغراض الوسيطة في الغايات النهائية. وبإستثناء استقرار أسواق المال (وهو هدف ثانوي في العادة)؛ فإن أهداف السياسة النقدية تتعلق بالجوانب غير

المالية للنشاط الاقتصادي (الجانب الحقيقي) Non-Financial. في حين أن عمليات السياسة النقدية تتم في الأسواق المالية Financial Market (Freidman, B. 2000: 3). وتنتقل التغيرات في القطاع المالي إلى القطاع الحقيقي من خلال آلية الإنتقال Transmission Mechanism، وهي الميكانيكية التي تنقل النبض من القطاع النقدي إلى القطاع الحقيقي، وهناك أربع قنوات رئيسية تؤثر بها السياسة النقدية على الإقتصاد الحقيقي، وهي من خلال التأثير على معدل الفائدة. من خلال التأثير على أسعار الأصول الأخرى. من خلال التأثير على سعر الصرف. من خلال التأثير على حجم التمويل المتاح.

ويستخدم معدل الفائدة الحقيقي، كآلية انتقال للسياسة النقدية، للتأثير على الطلب الكلي من الإنفاق الحساس لمعدل الفائدة (Interest sensitive spending). حيث إن تغير معدل الفائدة الحقيقي يدفع جميع مكونات الطلب الكلي المحلي الحقيقي إلى التغير بعكس الاتجاه. وينطلق هذا التحليل من النظر إلى معدل الفائدة الحقيقي كمقياس للتكلفة والعائد، وخاصة تكلفة التضحية في الاستهلاك في الوقت الحاضر مقابل الاستهلاك في المستقبل أو تكلفة تفضيل الاستهلاك المستقبلي على الاستهلاك الحاضر، بالإضافة إلى تكلفة وعائد الاستثمار الداخلي. وعلى هذا الأساس، وبافتراض استقرار المستوى العام للأسعار، فإن تغير معدل الفائدة الاسمي يقود إلى تغير في الإنفاق الاستهلاكي الخاص والإنفاق الاستثماري الحقيقيين بعكس الاتجاه (جورج، حاتم، 2015). فعندما يقوم البنك المركزي بخفض معدلات الفائدة فإن هيكل معدلات الفائدة Term Structure of Interest Rates، أي معدلات الفائدة على الاستحقاقات المختلفة قصيرة ومتوسطة وطويلة الأجل يتغير، إذ غالبا ما يمثل معدل الفائدة لدى البنك المركزي الأساس الذي تبنى عليه معدلات الفائدة للاستحقاقات المختلفة، وعندما ينخفض معدل الفائدة الأساس تنخفض بالتالي كل المعدلات التي تليه، والعكس صحيح. بهذا الشكل تنخفض تكلفة الاقتراض لقطاع الأعمال الخاص وللقطاع العائلي، ومن ثم يتوقع زيادة مستويات الاستثمار والاستهلاك، والطلب الكلي بشكل عام (السقا، محمد ابراهيم، 2015).

كما أن ارتفاع معدل الفائدة يؤدي إلى ارتفاع عائد الادخار، مما يحفز الأفراد إلى تقليص ميولهم الاستهلاكية، كما يدفع المستثمرين إلى التخلي عن الاستثمار في المشاريع ذات العائد الأقل، وحصر مشاريعهم الاستثمارية بتلك التي لا يتوقع لعائدها أن يقل عن معدل الفائدة. إضافة إلى ارتفاع تكلفة الاقتراض لتمويل الإنفاق الإستهلاكي الخاص والإنفاق الاستثماري (جورج، حاتم، 2015). ومن ثم؛ يؤدي ذلك إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي. والعكس في حالة انخفاض معدل الفائدة.

وبناءً على ما سبق، يساهم معدل الفائدة في تحديد مستوى الناتج المحلي من خلال دوره كأحد المحددات المهمة لمكونات الطلب الكلي المحلي، وذلك من خلال التأثير على الطلب على النقود للاستهلاك أو شكل نقدية حاضرة cash او عند الطلب على النقود للاستثمار. كما أن متابعة تأثيرات السياسة النقدية على صعيد الواقع الفعلي يتطلب التمييز بين معدل الفائدة الإسمي ومعدل الفائدة الحقيقي. وعلى خلاف معدل الفائدة الإسمي، فإن معدل الفائدة الحقيقي يقيس التكلفة الحقيقية للمقترض والعائد الحقيقي للمستثمر بعد استبعاد أثر التغير المعدلي على قيمة التدفقات النقدية.

2. الدراسات التطبيقية

حاولت عديد من الدراسات السابقة اختبار أثر معدل الفائدة على الإنفاق الاستثماري، والناتج المحلي الإجمالي، والعرض من النقود. فمن الدراسات التي تناولت أثر معدل الفائدة والاستثمار، دراسة (Wuhan, et al., 2015) والتي حاولت اختبار تأثير معدل الفائدة على الاستثمار في مقاطعة جوانزو Jiangsu الصينية، لا سيما وأن مقاطعة جوانزو تستحوذ على النصيب الأكبر من الاستثمارات في الصين، وقد استخدمت الدراسة بيانات سلاسل زمنية للفترة (2003–2012)، وباستخدام منهجية التكامل المشترك أسلوب جوهانسن، وأنموذج تصحيح الخطأ VECM توصلت إلى أن العلاقة بين معدل الفائدة والاستثمار موجبة في الأجل القصير، اذ إن ارتفاع معدل الفائدة بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع الاستثمار في ولاية جوانزو بنسبة 0.016%، بينما في الأجل الطويل تكون العلاقة سالبة، كما أن انخفاض معدل الفائدة بنسبة 1% سيؤدي إلى ارتفاع الاستثمار بنسبة 0.0014%. ويلاحظ أنه بالرغم من أن معدل الفائدة له تأثير على الاستثمار، فهو تأثير ضعيف نسبياً. وهناك أيضًا عديد من العوامل الأخرى التي تؤثر على الاستثمار؛ مثل حجم السوق، ومستوى التنمية الاقتصادية، وسياسات الاستثمار البيئية والتفضيلية، وقد يختلف كذلك تأثير معدل الفائدة باختلاف الصناعة.

أما دراسة (Mushtaq and Siddiqui, 2016)، والتي حاولت قياس أثر معدل الفائدة على الأداء الاقتصادي باستخدام بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية مثل الادخار والاستثمار، باستخدام بيانات سنوية للفترة (2005–2013)، لنحو 34 دولة منها 17 دولة إسلامية ونحو 17 دولة غير إسلامية، فقد توصلت نتائجها إلى أن العلاقة سالبة بين معدل الفائدة والاستثمار في كل من الدول الإسلامية وغير الإسلامية، كما أوصت الدراسة بأنه يجب على الحكومات وصانعي السياسات في البلدان الإسلامية ألا يقلّدوا السياسات الاقتصادية للدول غير الإسلامية؛ لأن العوامل الدينية تلعب دورًا مهمًا في العلاقة بين معدلات الفائدة وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية، وأنه لا بد من بذل الجهود لخفض معدلات الفائدة والتضخم من أجل زيادة الاستثمار في البلدان الإسلامية، وتحسن النمو الاقتصادي.

من جهة أخرى، تناول مارك تيلور في الدراسة التي أعدها عام 1999 (Taylor, 1999) تحليل عديد من الدراسات التجريبية الخاصة بالعلاقة بين معدل الفائدة الحقيقية والاستثمار، حيث انتهى إلى أنه بينما تميل النظرية الاقتصادية إلى افتراض ارتباط قوي وسالب بين معدل الفائدة الحقيقي ونشاط الاقتصاد الكلي الحقيقي، ففي الواقع تشير الأدلة التجريبية إلى أن الارتباط بين أسعار الفائدة الحقيقية ومجموع الاقتصاد الكلي مثل الاستهلاك والاستثمار ضعيف إلى حد ما. وبناء على ذلك، أوصى تيلور في نهاية دراسته إلى ضرورة أن يكون هناك المزيد من الأبحاث في هذا المجال. وقد تأكدت الفكرة نفسها من خلال الدراسة التي أعدها كل من هامبر ولاكافا (Hambur & La Cava, 2018) وتناولهما للدراسات السابقة في هذا الخصوص إلى أنه على الرغم من أهمية النظرية الاقتصادية التي تؤكد على العلاقة العكسية بين معدل الفائدة والاستثمار فإنه من الصعب إنشاء دليل تجريبي مؤكد

لهذه العلاقة، حيث تشير المسوحات الخاصة بعديد من الأعمال إلى أن قرارات الاستثمار لا تتأثر بالتغيرات في تكلفة الاقتراض. ومع ذلك تناولت الدراسة المشار إليها القوائم المالية لعينة من 100 شركة غير مالية باستراليا مدرجة بسوق المال الاسترالية خلال الفترة من 2004 حتى 2015 (سمحت الدراسة بدخول وخروج عدة شركات من العينة حيث لم تشترط استمرارية الشركات على مدار فترة الدراسة)، وقد انتهت إلى وجود علاقة عكسية ذات أثر معنوي بين تكلفة الاقتراض واستثمار الشركات، إلا أنه تم التأكيد على أن تلك النتيجة لا يمكن تعميمها كدليل على مستوى البيانات الكلية، وأن هذه العلاقة العكسية نتجت على الأرجح بسبب وجود مرونة في معايير الإقراض.

وفي السياق الذى يشير إلى صعوبة تأكيد العلاقة العكسية المشار إليها بين معدل الفائدة والاستثمار على مستوى الدراسات التجريبية في هذا المجال، توصلت إحدى الدراسات المعدة على مستوى الشركات في إستونيا (Tuusis, et al., 2010) من خلال توزيع أحد الاستبيانات على عدد 200 شركة كبرى غير مالية (استجاب عدد 44 شركة فقط للاستبيان) لتحديد محددات الاستثمار، حيث تبين أن المحددات الرئيسة للاستثمار تتعلق بالمخاطر وعدم اليقين يليها مباشرة المحددات المتعلقة بالسيولة والثقة [في ما يتعلق بالمرونة المالية والاستدامة على المدى الطويل والاستقلالية المالية والتحكم في التصويت] في حين تبين أن المحددات الخاصة بمعدل الفائدة وتكلفة رأس المال لها تأثير نسبي ضئيل على قرار الاستثمار وكذلك على قرارات الإدارة بالشركات.

وعلى مستوى النظرة الكلية الاقتصادية قد تتفق بعض الدراسات مع النظرية الاقتصادية في ما يخص العلاقة العكسية بين معدل الفائدة والاستثمار، حيث تبين ذلك في دراسة بدر وملاوي (Bader & Malawi, 2010) على الاقتصاد الأردني، فقد استهدفت الدراسة استقصاء أثر معدل الفائدة الحقيقي على حجم الاستثمار في الأردن خلال الفترة من1990حتى 2005 من خلال تحليل التكامل المشترك بثلاثة متغيرات هي حجم الاستثمار، ومعدل الفائدة الحقيقي، وحجم الدخل. وقد جاءت نتائج الدراسة منسجمة مع النظرية الاقتصادية ومع بعض نتائج الدراسات السابقة، بأن معدل الفائدة الحقيقي يؤثر بشكل سلبي على حجم الاستثمار، فإن زيادة معدل الفائدة بمعدل 1% يقلل حجم الاستثمار بمعدل 44%، بينما كان تأثير مستوى الدخل على الاستثمار إيجابياً.

أما في ما يخص الدراسات التي تناولت أثر معدل الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي، فقد أعد كل من لي وورنر اختبارًا تجريبيًّا للعلاقة بين معدل الفائدة ومعدل النمو الاسمى في كل من الولايات المتحدة وألمانيا واليابان والمملكة المتحدة (Lee & Werner, 2018) حيث قاما باستخدام بيانات النمو الاقتصادي على المستوى الربع سنوي وكذلك معدل الفائدة ثلاثة أشهر و10 سنوات للعوائد الحكومية على مدار 52 عاماً بدءاً من الربع الأول للعام 1957 وحتى الربع الرابع لعام 2008 (بدءاً من الربع الرابع من عام 1961 في ما يخص ألمانيا، وبدءاً من الربع الرابع من عام 1966 في ما يخص عائد العشر سنوات في اليابان)، وتم التوصل إلى أن هناك ارتباطاً موجباً بين النمو الاقتصادي الاسمى ومعدل الفائدة على المدين القصير والطويل، وكذلك عدم صحة فرضية أن مستويات معدل الفائدة تؤدى إلى النمو الاقتصادي (وذلك على مستوى 6 من ال8 حالات المختبرة بالأربع دول المشار إليها)، بينما تأكدت في جميع الحالات تلك الفرضية الخاصة بأن النمو الاقتصادي

يحدد مستويات معدل الفائدة، كما تبين عدم صحة فرضية أن معدل الفائدة مرتبط عكسياً بالنمو الاقتصادي بينما العكس حيث إن معدل الفائدة مرتبط طردياً بالنمو الاقتصادي.

وفى السياق ذاته توصلت دراسة لعدد 19 دولة إسلامية خلال الفترة من 1996 حتى 2009 إلى عدم وجود علاقة سببية بين النمو الاقتصادي ومعدل الفائدة. وأن أسعار الفائدة الحقيقية لا تؤثر في الواقع على نمو الناتج المحلي الإجمالي في البلدان المختارة (Najarzadeh, et al., 2012) . بينما على الصعيد الآخر، تعددت الدراسات التي تشير إلى وجود علاقة عكسية بين معدل الفائدة والنمو الاقتصادي. فعلى سبيل المثال في دراسة لدولة نيجيريا خلال الفترة من 1985 لعام 2014 تبين أن هناك تأثيرًا عكسيًّا لمعدل الفائدة على النمو الاقتصادي (Etale & Ayunku, 2016)، وكذلك في دولة سوازيلاند خلال الفترة من 1980 حتى 2016 حيث أكدت العلاقة العكسية بين معدل الفائدة والنمو الاقتصادي (FK, 2018). وأثبتت دراسة (Hameed and Amen, 2011)، بعنوان "أثر السياسة النقدية على الناتج المحلي الإجمالي" – وهي دراسة تطبيقية على الاقتصاد الباكستاني خلال الفترة (1980–2009) – أن معدل الفائدة له علاقة سالبة طفيفة بالناتج المحلي الإجمالي، ولكن نمو المعروض النقدي يؤثر بشكل كبير وايجابي على الناتج المحلي الإجمالي للاقتصاد الباكستاني، وتؤكد الدراسة أن هناك عوامل مجهولة مختلفة تؤثر أيضاً على الناتج المحلي الإجمالي. كما استهدفت دراسة (Davcev and Hourvouliades, 2015) قياس أثر معدل الفائدة والتضخم على الناتج المحلي الإجمالي في بلغاريا ورومانيا ودولة مقدونيا يوغوسلافية السابقة، وباستخدام بيانات عن الفترة (2000–2014)، وتوصلت الدراسة إلى أن كلًّا من معدلي التضخم والفائدة لهما أثر سلبي على الناتج المحلي الإجمالي في بلغاريا ورومانيا، إلا أن هذا الأثر كان صغيرًا في بلغاريا، بينما كان كبيرًا في رومانيا، وفي مقدونيا كان أثر التضخم على الناتج المحلي الإجمالي ضعيفًا جدًّا، بينما كان أثر الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي سالبًا.

وحاولت دراسة (محمد، هبة السيد، 2017)، اختبار العلاقة بين معدل الفائدة والنمو الاقتصادي كدراسة دولية مقارنة مع التركيز على الاقتصاد المصري، اذ قامت الدراسة بالاعتماد على بيانات الفترة (1981–2012) لمجموعة دول تم تقسيمها إلى ثلاثة مجموعات الأولى تشمل نحو 19 دولة ذات الدخل المرتفع، والمجموعة الثانية اشتملت على نحو 19 للدول ذات الدخل المتوسط والمنخفض، بالإضافة إلى عينة خاصة بالاقتصاد المصري. وقد توصلت نتائج الدراسة إلى أن العلاقة سالبة بين معدل الفائدة الحقيقي والنمو الاقتصادي في مصر، إذ إن معامل تصحيح الخطأ لمعدل الفائدة الحقيقي سالب؛ ممّا يدل على أن الانحرافات في الأجل القصير تصحح بنسبة 0.069 سنوياً. واستهدفت دراسة (فضيلة بوخاري وأمال عمالى، 2018) تحليل العلاقة بين معدل الفائدة والنمو الاقتصادي في الاقتصاد الجزائري باستخدام بيانات سنوية للفترة (2010–2016)، وتوصلت الدراسة إلى أن معدل الفائدة أقل فعالية في التأثير على النمو الاقتصادي بالنسبة لحالة الجزائر، اذ إن الجزائر ما زالت ترتكز على سياسة مدعومة بقطاع المحروقات والذي يعتبر المحفز الرئيس للنمو الاقتصادي لديها.

بالنسبة للدراسات التي تناولت أثر معدل الفائدة والطلب على النقود، فقد أجرت بعض الدراسات الحديثة تحليلًا تجريبيًّا للمحددات الرئيسية للطلب على النقود. فعلى سبيل المثال وتطبيقاً على الصين، استهدفت الدراسة المعدة بواسطة Xiangsheng Dou (Dou, 2018) تحديد عوامل الطلب على النقود في الصين من خلال تحليل البيانات السنوية من عام 1996 إلى عام 2016. وتشير النتائج التجريبية إلى أن عوامل الطلب على النقود تتمثل في الدخل الحقيقي، ومعدل الفائدة ومعدل التضخم المتوقع. إلا أنه من الصعب اعتبار كل من الابتكار المالي والديون الحكومية وحركة رأس المال كعوامل في نموذج الطلب على النقود في الصين.

واتساقاً مع النظرية الاقتصادية بأن معدل الفائدة يعد من المحددات الرئيسة للطلب على النقود، يشير Githinji إلى أثر تقلبات معدل الفائدة على الطلب على النقود في كينيا، وذلك في دراسته التي أعدها في هذا الشأن (Githinji, 2015) حيث يؤكد أن الدراسات السابقة أظهرت أن تقلبات أسعار الفائدة لديها القدرة على التأثير على الأداء الاقتصادي وقرارات السياسة النقدية للدولة من خلال التأثير على الطلب على النقود. فالعامل الذي يزيد من الطلب على النقود قد يؤثر سلبًا على الأداء الاقتصادي من خلال زيادة الدخل الإسمي وسرعة تداول النقود. وقد أجرى Githinji دراسته بهدف تقييم العلاقة القائمة بين الطلب على النقود وتقلب أسعار الفائدة في كينيا. واستندت الدراسة إلى تحليل الاتجاهات لمتغيرات الفائدة، وهي الطلب على النقد وتقلب أسعار الفائدة والناتج المحلي الإجمالي والتضخم وسعر الصرف ومعدل النمو السكاني والابتكار المالي. وتم استخدام البيانات عن الفترة من 1980حتى 2014، كما تم استخدام العرض من النقود بمفهومه الواسع كمتغير تابع يعبر عن الطلب على النقود. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سالبة بين تقلبات الفائدة والطلب على النقود في كينيا، بينما العلاقة بين معدل الفائدة والطلب على النقود غير مهمة؛ أي أن معدل الفائدة ليس له تأثير مهم على دالة الطلب على النقود. وقد انتهت الدراسة إلى أن تقلب أسعار الفائدة المرتفع يمكن أن يتسبب في انخفاض سرعة النقود مما يؤثر بدوره على الطلب على النقود. لذلك فإن هناك حاجة للسيطرة على تقلبات أسعار الفائدة لتحقيق الطلب المرغوب على النقود.

وفي السياق ذاته قامت Ibarra, Raul بدراسة الطلب الحقيقي على النقود الضيقة في المكسيك للفترة 1980–2005، وتم تطبيق ثلاثة متغيرات مقياس مختلفة هي: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ونفقات الاستهلاك الخاص الحقيقي، ومؤشر الإنتاج الصناعي. علاوة على ذلك، تم استخدام معدلي فائدة مختلفين: معدل أذون الخزانة لشهر واحد، ومعدل الإيداع لمدة 60 يومًا. وتم تكميش الأرصدة النقدية ونفقات الاستهلاك بواسطة الرقم القياسي للأسعار الاستهلاك. وتشير نتائج اختبارات التكامل المشترك إلى وجود علاقة طويلة الأمد بين الأرصدة النقدية الحقيقية ونفقات الاستهلاك وأسعار الفائدة (Ibarra, Raul , 2014: 73-77).

أما دراسة Abdulkher, Ahmad فقد سعت إلى التحقق من خاصية التكامل المشترك للطلب على النقود في المملكة العربية السعودية باستخدام البيانات السنوية للفترة 1987–2009 وتطبيق تقنية نموذج تصحيح الخطأ المتجه (VECM). وتشير النتائج بوضوح إلى وجود علاقة تكامل مشترك طويلة المدى بين الطلب على النقود (M2) ومتغيراته التفسيرية، وهي: الناتج المحلي الإجمالي

الحقيقي، ومعدل الفائدة، وسعر الصرف الحقيقي، ومعدل التضخم. وقد توصلت الدراسة إلى أن الطلب على النقود يؤثر على التضخم ومعدل الفائدة في العام التالي، لكن التأثير على معدل الفائدة يتم ترحيله إلى السنة الثالثة، ويترتب على ذلك تأثير مضاد في السنة الرابعة من الفائدة إلى الطلب على النقود (Abdulkher, Ahmad, 2013, 37).

وفي دراسة (عيد الزيود وخالد السواعي، 2010)، التي تستهدف البحث في العوامل المؤثرة على دالة الطلب على النقود في الاقتصاد الاردني باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (1992-منتصف عام 2005)، توصلت نتائج الدراسة إلى أن العلاقة في الأجل القصير سالبة بين معدل الفائدة والطلب على النقود سواء بالمفهوم الواسع أو الضيق، وإن كانت معامل المرونة في الأجل القصير بين الطلب على النقود ومعدل الفائدة غير مرن.

أما دراسة (محمد موساوي وسمية زيرار، 2014)، لتحديد أهم العوامل التي تؤثر في الطلب على النقود في الجزائر، فاستخدمت بيانات سلاسل زمنية للفترة (1970-2011)، وتوصلت إلى وجود علاقة سالبة بين معدل الفائدة والطلب على النقود سواء بالمفهوم الواسع أو المفهوم الضيق. كما حاولت دراسة (Patalinghug, 2017)، قياس أثر معدل الفائدة على النقود في الفلبين باستخدام بيانات ربع سنوية تغطي الفترة من (الربع الاول من العام 1994-الربع الثالث من العام 1995)، وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن أثر معدلات فائدة أذون الخزانة لمدة 91 يوما ولمدة 364 يوما سالبة على الطلب على النقود، إلا أن الأولى غير مهمة، بينما الأخيرة أكثر أهمية.

وفي ما يتعلق بحالة الاقتصاد المصري، فقد قام (Hassan, M., 2003) بدراسة مدي فاعلية السياسة النقدية في مصر. وتوصلت إلى أن سعر الفائدة الإسمي ليس له تأثير كبير على الائتمان المحلي الحقيقي للقطاع الخاص. علاوة على ذلك، فإن الأهمية النسبية لأسعار الفائدة في تفسير التحركات في الاحتياطيات الدولية للبنك المركزي ضئيلة مقارنة بالائتمان المحلي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي. كما توصلت دراسة (Al-Mashat, R.and Billmeier, A., 2008: 4) إلى أن قناة معدل الفائدة معطلة وغير فاعلة.

وفي ضوء ما سبق؛ تتضح أهمية معدل الفائدة كآلية انتقال، كما أن فعالية سياسة معدل الفائدة لم تحسم وفقا لنتائج الدراسات السابقة، لذا فإن فعالية سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري جديرة بالاختبار والدراسة، وخاصة في ظل وجود فجوة زمنية (آخر دراسة، Al-Mashat, R.and Billmeier, A., 2008: 4)، وفجوة فنية، حيث ركزت الدراسة على فاعلية كل آليات الانتقال ولم تركز فقط على معدل الفائدة.

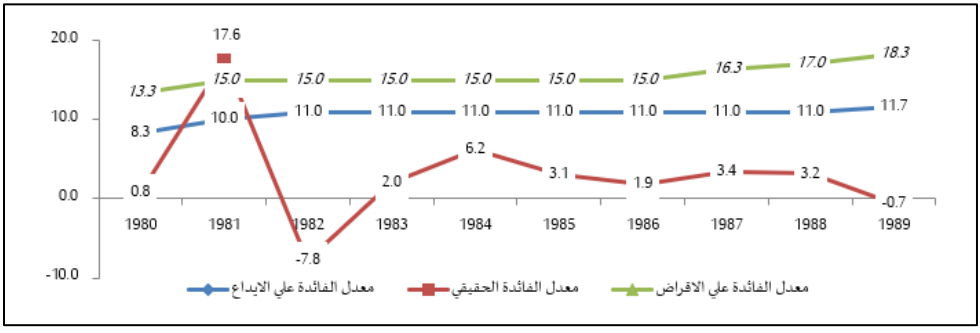
3. تطور استخدام سياسة معدل الفائدة في الاقتصاد المصري

استخدم البنك المركزي المصري مجموعة من الأدوات النقدية للتحكم في الائتمان على المستوى الكلي، وتوجيهه إلى القطاعات المختلفة، باستخدام أدوات الرقابة المباشرة على الائتمان Direct Monetary Control خلال إتباع نظام الاقتصاد الموجه، لتحقيق أهداف السياسة النقدية

والائتمانية، وذلك منذ تأسيسه في عام 1961، وقد بدأ الانتقال إلى أدوات التحكم غير المباشرة Indirect Monetary Control منذ بداية التسعينيات، مع التحول إلى اقتصاديات السوق الحر. وقد استند التطبيق العملي للسياسة النقدية في مصر قبل برنامج الإصلاح الإقتصادي في بداية التسعينات إلى استخدام السياسة النقدية المباشرة واستهداف النقود Monetary Targeting، دون وضوح كامل بين الهدف الوسيط M2 والهدف النهائي وهو تحقيق استقرار الأسعار (أبو العيون، محمود، 2003: 2). واستخدم البنك المركزي أدوات مباشرة في تحقيق هدف السياسة النقدية مثل التحديد الكمي الحكمي والإداري لأسعار الفائدة ووضع سقوف ائتمانية، كما استخدم أيضًا بعض الأدوات غير المباشرة مثل نسبة الاحتياطي ومعدل الخصم.

على أن البنك المركزي المصري لم يستخدم معدل الفائدة كأداة من أدوات السياسة النقدية والائتمانية إلا بعد صدور القانون 120 لسنه 1975، حيث كان القيد الوارد في القانون المدني، الذي يحظر التعامل بأسعار فائدة تزيد عن 7 %، يقف حائلاً دون استخدام تلك الأداة. وقد أجاز القانون 120 لسنه 1975 لمجلس إدارة البنك المركزي تحديد أسعار الخصم وأسعار الفائدة الدائنة والمدينة، دون التقيُّد بالحدود المنصوص عليها في أي قانون آخر، ولم تتجاوز أسعار الفائدة المدينة 4%، والدائنة 6 % حتى صدور هذا القانون. وتشير بيانات معدل الفائدة إلى أن معدلات الفائدة على الإيداع ثابتة تقريباً عند 11% خلال الفترة 1982 إلى 1988، وارتفعت إلى 11.7% حتي عام 1989. في المقابل؛ فإن معدل الفائدة على الإقراض كان 15% خلال الفترة 82 إلى 1986، وارتفع بعد ذلك ليصل إلى 18.3% عام 1989. أما معدل الفائدة الحقيقي فتشير البيانات إلى أنه متغير بشكل كبير حيث ارتفع إلى 17.6% عام 81، ثم انخفض إلى -7.8% في العام التالي، وارتفع بعد ذلك، ولكنه ظلّ موجباً حتى عام 1988، وتحول في العام التالي إلى سالب.

شكل رقم (1): تطور معدل الفائدة (الايداع–الاقراض – الحقيقي) (1980–1989)



المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، يوليو 2020.

في عام 1991 توصلت مصر إلى اتفاقيتين مع صندوق النقد الدولي والبنك الدولي، وقد شكلت هاتان الاتفاقيتان معاً ما أصبح يعرف ببرنامج الإصلاح الاقتصادي والتكييف الهيكلي (ERSAP)، وتركز الاتفاق مع الصندوق والبنك حول حزمة من الإجراءات لتحقيق الاستقرار الاقتصادي (أو التثبيت) والتكييف الهيكلي. وهدفت السياسة النقدية ضمن برنامج الاستقرار إلى خفض الطلب الكلي، وذلك بغرض التأثير على وضع الحساب الجاري في ميزان المدفوعات ومستوى التضخم والطلب على النقد الأجنبي، وكانت السياسة النقدية المناسبة لتحقيق هذه الأهداف هي السياسة النقدية التقييدية (حشاد ، نبيل، 1997: 10-11). وقد كان الهدف النهائي للسياسة النقدية هو العمل علي تحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار، بالإضافة إلى المحافظة على سعر الصرف الاسمي للجنيه مقابل الدولار (El-Refaie, Faika 2001: 16). أما الهدف الوسيط، فقد تم الاستقرار في بداية الإصلاح على أن يكون الهدف الوسيط هو صافي الأصول المحلية في الجهاز المصرفي، حيث أنه مع استقرار المضاعف النقدي ستقوم البنوك بتقييد معدلات نمو ودائعها عند مستوي يتناسب مع حجم احتياطياتها، ثم عدل الهدف الوسيط بعد ذلك ليكون قيمة السيولة المحلية M2 ومعدلات نموها باعتبارها ذات التأثير الأعظم على الهدف النهائي للسياسة النقدية وهو العمل على تحقيق الاستقرار العام للأسعار. بالإضافة إلى استخدام سعر الصرف كنقطة ارتكاز للسياسة النقدية (Howard, Handy, 2001; 1). وقد اختار البنك المركزي المصري الهدف التشغيلي للسياسة النقدية في مصر ليكون فوائض احتياطيات البنوك المقررة قانونا Bank Excess Reserves والمحتفظ بها لدي البنك المركزي، وقد استخدمت أذون الخزانة لامتصاص هذه الفوائض (Howard, Handy, 2001; 13) .

وفي ضوء البرنامج الشامل للاصلاح الاقتصادي، تم تحرير أسعار الفائدة في 1990، حيث أصبح من حق كل بنك من البنوك العاملة في مصر أن يحدد أسعاره التي يستقل بها وفى منافسة تامة مع باقي البنوك. وقد صاحب تحرير معدل الفائدة اللجوء إلى السوق لتمويل عجز الموازنة العامة، وذلك من خلال إصدار أذون الخزانة القصيرة الأجل في مزادات أسبوعية بأسعار فائدة تنافسية. هذا وقد تم الاستناد إلى أسعار الفائدة على ذلك كأساس لتحديد معدل الخصم لدى البنك المركزي وذلك بإضافة نقطتين مئويتين إلى متوسط معدل الفائدة على أذون الخزانة لمدة 91 يومًا، وهو المعدل الذي تسترشد به سائر وحدات الجهاز المصرفي عند تحديدها لأسعار الفائدة الدائنة والمدينة. وتم ربط معدل الخصم الذي يحدده البنك المركزي باتجاهات أسعار الفائدة علي أذون الخزانة العامة لمدة 91 يوماً، وتم تخفيض معدل الخصم من 14% عام 1994 إلي 13% عام 1996 ثم إلي 11% عام 2001 (أبو العيون، محمود، 2003: 15).

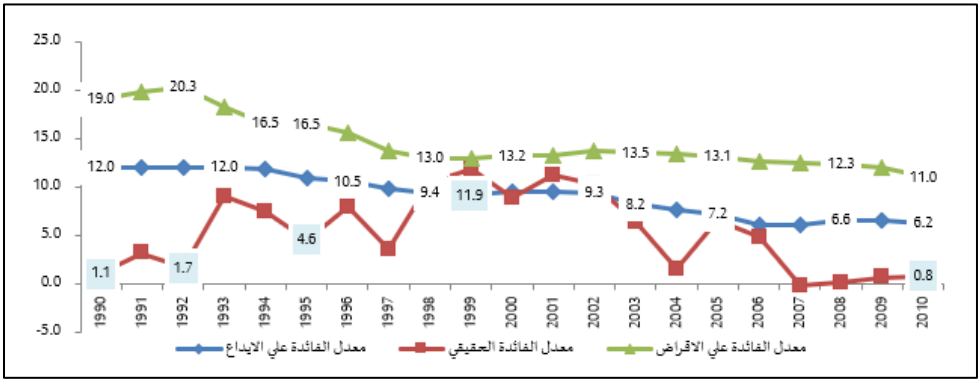
وبعد صدور القانون رقم 88 لسنة 2003 ، الذي يعهد للبنك المركزي المصري بوضع وتنفيذ السياسة النقدية ، وبأن يكون استقرار الأسعار هو الهدف الرئيس لهذه السياسة الذى يتقدم على غيره من الأهداف. وبناءً عليه يلتزم البنك المركزي المصري – في المدى المتوسط – بتحقيق معدلات منخفضة للتضخم تساهم في بناء الثقة والمحافظة على معدلات مرتفعة للاستثمار والنمو الاقتصادي. وعليه قام البنك المركزي المصري باتخاذ العديد من الخطوات المؤسسية والتنفيذية للمساعدة في صياغة وتنفيذ وتقييم السياسة النقدية للإعداد للتطبيق الإسمي لسياسة استهداف التضخم Inflation

Targeting في الأجل المتوسط، وقد حدد القانون أن الهدف الرئيس للسياسة النقدية هو "تحقيق استقرار الأسعار"، وهذا الهدف يتقدم على غيره من الأهداف. ومن ثم كان الهدف النهائي للسياسة النقدية هو العمل على المحافظة على استقرار الأسعار. وتم استهداف التضخم Inflation Targeting –كهدف وسيط– بدلا من إستهداف سعر الصرف كمحور إرتكاز للسياسة النقدية. وهناك إلتزام قوي من البنك المركزي بالتحول الكامل إلى استهداف التضخم عندما تتحقق المتطلبات الأساسية لذلك. وكان الهدف التشغيلي هو توجيه وإدارة معدل العائد لليلة واحدة بين البنوك.

وتم استحداث أداتين جديدتين لمعدل الفائدة (كنقطة ارتكاز السياسة النقدية) وهما: نظام الإقراض لليلة واحدة، وبمعدل فائدة يمثل سقفا لأسعار الفائدة السوقية لليلة واحدة. ونظام الإيداع لليلة واحدة، وبمعدل فائدة يمثل الحد الأدنى لأسعار الفائدة السوقية لليلة واحدة. ويمثل هذا الأسلوب المسمى باسم Corridor system أسلوبا لإدارة إتجاهات معدل الفائدة في الأجل القصير. كما تم تفعيل معدل الإقراض والخصم وربطه بتوجهات أسعار الفائدة بما يعبر للمشاركين في سوق النقد عن توجهات السياسة النقدية. ويُراعى دورية تعديل معدل الخصم وعدم سكونه.

وقد ارتفع معدل الفائدة على الإقراض إلى مستويات قياسية عام 1992، حيث وصل إلى 20.3% مقابل 12% للايداع، وانخفض معدل الإقراض إلى أن وصل إلى 11% عام 2010 مقابل 6.2% للإيداع عام 2010, وكان هناك اتجاه نزولي لمعدل الفائدة على الإيداع أو الإقراض. لكن كانت هناك تقلبات كبيرة في معدل الفائدة الحقيقي خلال نفس الفترة .

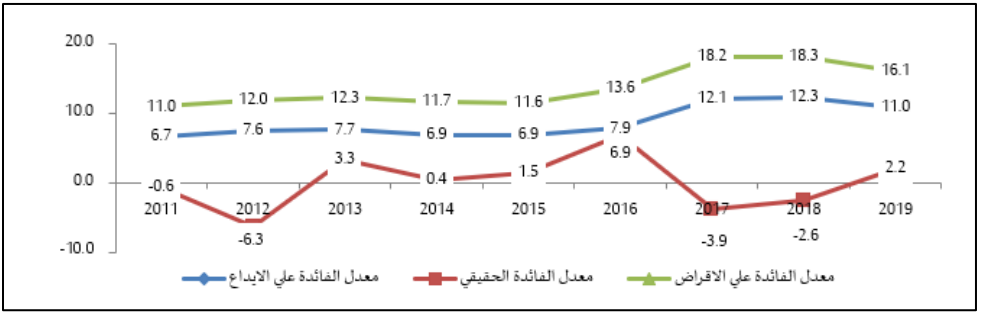
شكل رقم (2): تطور معدل الفائدة (الايداع–الاقراض – الحقيقي) (1990–2010)



المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، يوليو 2020.

وبعد ثورة 2011، ظلت الأهداف النهائية والوسيطة والتشغيلية للسياسة النقدية في مصر كما هي، كما تشير البيانات إلى أن معدل الفائدة على الإقراض ثابت تقريباً عند (11–12%) حتى عام 2015، وارتفع بعد ذلك إلى أن وصل إلى مستويات قياسية عام 2018، حيث بلغ 18.3%. كما ظل معدل الفائدة على الإيداع ثابت عند مستوي 6.7–7.9% حتى عام 2011، وارتفع بعد ذلك إلى أن وصل إلى 12.3% عام 2018. ولكن كان معدل الفائدة الحقيقي متقلب خلال تلك الفترة.

شكل رقم (3): تطور معدل الفائدة (الايداع–الاقراض – الحقيقي) (2011–2019)



المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، يوليو 2020

ومما سبق يتضح ان معدل الفائدة يعتبر نقطة ارتكاز رئيسية للبنك المركزي في إدارته للسياسة النقدية. وبالتالي في حالة ان هذه الآلية فعالة، فسيكون لها تأثير معنوي على المتغيرات النقدية والاقتصادية ذات العلاقة بها.

4. توصيف النموذج

اعتمدت الدراسات السابقة على أسلوب الانحدار المتعدد لاختبار فعالية معدل الفائدة في الاقتصاد المصري من خلال دراسة أثر معدل الفائدة الحقيقي (معدل الفائدة الحقيقي هو معدل فائدة الإقراض المعدل للتضخم كما تم قياسه بواسطة معامل انكماش الناتج المحلي الإجمالي) على الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، والطلب على النقود الحقيقي، ومن هذه الدراسات السابقة، دراسة Hameed and Amen (2011)، محمد موساوي وسمية زيرار (2014)، هبة السيد محمد (2017)، Hambur and La Cava (2018)، Mujahid (2019) وتقترح الدراسة الحالية استخدام نموذج مكون من نحو ثلاثة معادلات، واستناداً إلى المنطق الاقتصادي والنظرية الاقتصادية، والمعايير الاحصائية (R^2t*, F^*,)، ومعايير الاقتصاد القياسي (D.W) تم اختيار الصيغة اللوغاريتمية لمعادلات نموذج الدراسة هي:

$$\log(\text{INV}) = a_0 + a_1 \log(i) + a_2(Y) + a_3 log(CR) + a_4 log(P) \quad \ldots. (1)$$
$$\log(M2) = m_0 + m_1 \log(i) + m_2 \log(Y) + m_3 \log(P) \quad \ldots.(2)$$
$$\log(y) = y_0 + y_1 i + y_2 \log(CR) + y_3 \log(G) + y_4 \log(INV) + y_5 \log(L) + y_6 \log(M2) \quad \ldots(3)$$

حيـث تشير log إلى أن لوغاريتم INV تشيـر إلى الإنفاق الاستثمـاري الخـاص الحقيقي، i معدل الفائدة على الاقراض الحقيقي أي تكلفة الحصول على التمويل، Y تشير إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، P إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلكين كمؤشر لقياس التضخم، CR الائتمان المحلي الممنوح للقطاع الخاص أي مدى اتاحة التمويل، g تشير إلى الإنفاق الحكومي الحقيقي بشقيه الاستثماري والاستهلاكي، وتشير L للعرض من العمل، M2 تشير إلى الطلب على النقود الحقيقي، وتوضح كل من (a_0 ،m_0 ،y_0) لثوابت المعادلات، بينما تشير كل من (a_1 ،a_2،a_3، a_4) إلى معاملات مرونة معادلة الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي، بينما توضح (y_6، y_1، y_2، y_3، y_4، y_5) معاملات مرونة معادلة الإنتاج المحلي الإجمالي الحقيقي، وتشير إلى (m_3، m_1 ،m_2) معاملات مرونة معادلة العرض من النقود الحقيقي.

تفترض المعادلة (1) أن محددات معادلة الإنفاق الاستثماري تتمثل في معدل الفائدة الحقيقي، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والائتمان المحلي الممنوح للقطاع الخاص، ومعدل التضخم، ويتوقع أن تكون العلاقة بين معدل الفائدة والإنفاق الاستثماري الحقيقي سالبة، إذ إن معدل الفائدة الحقيقي يمثل تكلفة الاقتراض للمستثمر، كما يتوقع أن تكون العلاقة موجبة بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والإنفاق الاستثماري الحقيقي الخاص، فحالة الازدهار الاقتصادي تخلق فرص التوظيف، فضلا عن الشعور بالتفاؤل الذي يدفع بدوره المشروعات إلى الاستثمار، بينما تؤدي حالة الركود والبطالة إلى تخفيض الاستثمار. كما يتوقع أن تكون العلاقة موجبة بين الائتمان المحلي الحقيقي للقطاع الخاص والإنفاق الاستثماري، إذ إن زيادة العرض من الأموال المتاحة للاقراض يؤدي إلى تخفيض معدل الفائدة ومن ثم تحفيز الإنفاق الاستثماري الخاص، كما يتوقع أن تكون العلاقة سالبة بين التضخم والإنفاق الاستثماري الخاص، فتدهور القوة الشرائية للنقود يؤدي إلى احتمالات إضعاف الإدخار في المجتمع وتدهور معدلات التراكم الرأسمالي.

أما المعادلة (2) ؛ فتوضح معادلة الطلب على النقود مقاساً بالعرض من النقود بالمفهوم الواسع، وهي دالة في معدل الفائدة الحقيقي، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل التضخم، ويتوقع أن العلاقة سالبة بين معدل الفائدة الحقيقي والطلب على النقود الحقيقي، لافتراض كينز أن الأصول ذات العائد ثابت، بينما يتوقع أن تكون العلاقة موجبة بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والطلب على النقود الحقيقي، فالأفراد يزيدون من ارصدتهم النقدية عند زيادة دخولهم الحقيقية، كما يتوقع أن تكون العلاقة سالبة بين معدل الفائدة الحقيقي والطلب على النقود الحقيقي، اذ يري فريدمان أن ارتفاع المستوي العام للأسعار يؤدي إلى ارتفاع تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود في صورتها السائلة (عز الدين فضل وعصام الدين عبد الوهاب، 2013: 5).

وبالنسبة للمعادلة (3)؛ فإنها تفترض أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي دالّة في كل من معدل الفائدة الحقيقي، والائتمان المحلي الحقيقي الممنوح للقطاع الخاص، والإنفاق الحكومي الحقيقي بشقيه الاستثماري والاستهلاكي، والعرض من النقود وهو متغير حقيقي، والعرض من النقود الحقيقي بمفهومه الواسع، ويتوقع أن يكون أثر الإنفاق الحكومي الحقيقي والإنفاق الاستثماري الخاص والائتمان الممنوح للقطاع الخاص والعرض من العمل والعرض من النقود موجب على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، إذ إن الإنفاق الحكومي الحقيقي والإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي أحد مكونات الطلب الكلي. أما ارتفاع العرض من الائتمان للقطاع الخاص والعرض من النقود؛ فيؤدي إلى تخفيض معدل الفائدة ومن ثم تحفيز الاستثمار فالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، كما أن ارتفاع العرض من العمل يؤدي إلى انخفاض الأجر الحقيقي ومن ثم انخفاض التكاليف الاستثمارية فارتفاع الاستثمار والناتج. كما يتوقع أن تكون العلاقة سالبة بين معدل الفائدة الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، إذ أن ارتفاع معدل الفائدة يؤثر سلباً على الإنفاق الاستثماري والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

وفي ما يتعلق بمصادر بيانات الدراسة، فقد تم جمعها من مصادر دولية "البنك الدولي"، ومصادر محلية "وزارة التخطيط، والبنك المركزي"، سلسلة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، وبيانات معدل الفائدة الحقيقي، والعرض الحقيقي للنقود بمفهومها الواسع، والائتمان الحقيقي الممنوح للقطاع الخاص، والعرض من العمل مأخوذة من قاعدة بيانات البنك الدولي. أما بيانات الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي؛ فمأخوذة من وزارة التخطيط، كما أن بيانات الإنفاق الحكومي الحقيقي مأخوذة من التقرير السنوي للبنك المركزي أعداد متفرقة.

5. منهجية ونتائج الدراسة

طبقاً للمنهجية المستخدمة في الدراسة تتكون الاساليب المستخدمة في الدراسة في اختبارات جذر الوحدة لتحديد مدى استقرار السلاسل الزمنية، ونموذج الانحدار المتعدّد بطريقة المربعات الصغرى.

1.5 اختبارات جذر الوحدة لاستقرار السلاسل الزمنية

يهدف اختبار جذر الوحدة Unit Root Test إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من الائتمان المحلي الممنوح للقطاع الخاص(CR)، الإنفاق الحكومي الحقيقي بشقيه الاستثماري والاستهلاكي(G)، معدل الفائدة الحقيقي(i)، الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي(INV)، العرض من العمل(L)، العرض من النقود الحقيقي (M2)، الرقم القياسي لأسعار المستهلكين كمؤشر لقياس التضخم(P)، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي(Y)، للتعرف على مدى سكونها، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة، ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أن الدراسة الحالية سوف تستخدم اختبارين

هما: اختبار ديكي–فوللر(Dickey and Fuller)، واختبار فيليب– بيرن (Philip- perron)، ويوضح الجدول(1) نتائج اختبار ADF لجذر الوحدة لمتغيرات الدراسة.

جدول رقم (1) نتائج اختبار ديكي فوللر(ADF-test) لجذر الوحدة للمستويات والفروق الأولى : ADF-test

السلسلة الزمنية	المستوي				الفرق الاول			
	بمقطع		بمقطع واتجا عام		بمقطع		بمقطع واتجا عام	
	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*
log(CR)	−2.20	0.21	−1.66	0.75	−6.85	0.00	−6.73	0.00
log(G)	0.09	0.96	−1.44	0.83	−5.41	0.00	−5.89	0.00
i	−5.01	0.00	−5.25	0.00	−8.97	0.00	−8.93	0.00
log(INV)	−1.35	0.60	−2.62	0.28	−6.17	0.00	−6.05	0.00
log(L)	−0.17	0.93	−1.66	0.75	−5.85	0.00	−5.79	0.00
log(M2)	−0.86	0.79	−2.00	0.58	−5.38	0.00	−5.29	0.00
log(P)	−1.08	0.71	−2.39	0.38	−2.80	0.07	−2.84	0.19
log(Y)	1.66	1.00	−2.47	0.34	−7.11	0.00	−7.89	0.00

يوضح الجدول (1) نتائج اختبار ديكي– فوللر للسلاسل الزمنية محل الدراسة، ويتبين من نتائج التقدير عدم استقرار كافة السلاسل الزمنية عند اختبار الاستقرارية بافتراض وجود مستوى سواء بمقطع أو مقطع واتجاه عام، ما عدا سلسلة معدل الفائدة الحقيقي مستقرة عند المستوى بافتراض وجود مقطع فقط وذلك عند مستوى معنوية 1%، كما يتبين استقرار كافة السلاسل الزمنية عند اخذ الفروق الأول سواء بوجود مقطع أو مقطع واتجاه عام، عند مستوى معنوية 1%.

ويرى Hallam and zanoli (1993) أن اختبار فيليب بيرون (PP- test) له قدرة اختبار أفضل وهو أدق من اختبار (ADF test) لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيراً. وفي حالة تضارب وعدم اتفاق نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار(pp test). ويقدم الجدول(2) نتائج اختبار فيليب بيرون (PP-test) لجذر الوحدة على متغيرات الدراسة. (Obben, 1998: 114)

جدول رقم (2): نتائج اختبار فيليب بيرون(PP–test) لجذر الوحدة للمستويات والفروق الأولى للمتغيرات: PP_test

السلسلة الزمنية	السلسلة الزمنية		السلسلة الزمنية		السلسلة الزمنية		السلسلة الزمنية	
	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*
log(CR)	−2.20	0.21	−1.66	0.75	−6.85	0.00	−6.73	0.00
log(CR)	log(CR)	log(CR)	log(CR)	log(CR)	log(CR)	log(CR)	log(CR)	log(CR)
log(G)	log(G)	log(G)	log(G)	log(G)	log(G)	log(G)	log(G)	log(G)
i	i	i	i	i	i	i	i	i
log(INV)	log(INV)	log(INV)	log(INV)	log(INV)	log(INV)	log(INV)	log(INV)	log(INV)
log(L)	log(L)	log(L)	log(L)	log(L)	log(L)	log(L)	log(L)	log(L)
log(M2)	log(M2)	log(M2)	log(M2)	log(M2)	log(M2)	log(M2)	log(M2)	log(M2)
log(P)	log(P)	log(P)	log(P)	log(P)	log(P)	log(P)	log(P)	log(P)

يتضح من جدول(2) اتفاق نتائج اختبار فيليب بيرون مع اختبار ديكي فوللر في عدم استقرار كافة السلاسل الزمنية عند اختبار الاستقرارية بافتراض وجود مستوى سواء بمقطع أو مقطع واتجاه عام، ما عدا سلسلة معدل الفائدة الحقيقي مستقرة عند المستوى بافتراض وجود مقطع فقط وذلك عند مستوى معنوية 1%، كما يتبين استقرار كافة السلاسل الزمنية عند أخذ الفروق الأولى سواء بوجود مقطع أو مقطع واتجاه عام، عند مستوى معنوية 1%.

2.5 نتائج اختبار الانحدار المتعدد

1.2.5 أثر معدل الفائدة على الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي

تم الاعتماد على معادلة الانحدار المتعدد باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) لتقدير معادلة الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي، لمعرفة أثر معدل الفائدة على الإنفاق الاستثماري الحقيقي في الاقتصاد المصري، وباستخدام حزمة EViews10، ويمكن توضيح النتائج من خلال الجدول (3)

جدول رقم (3): أثر معدل الفائدة على الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي

Model1: LOG(INV) = -2.8 - 0.02*I + 0.68*LOG(Y(-1)) + 0.45*LOG(CR) - 0.19*LOG(P(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	المعايير الاحصائية لجودة النموذج	
C	-2.80	2.49	-1.12	0.27	R-squared	0.81
I	-0.021	0.01	-2.65	0.01	Adjusted R-squared	0.79
LOG(Y(-1))	0.675	0.22	3.09	0.00	F-statistic	36.19
LOG(CR)	0.449	0.13	3.58	0.00	Prob(F-statistic)	0.00
LOG(P(-1))	-0.193	0.08	-2.39	0.02	Durbin-Watson stat	1.67

معايير الاقتصاد القياسي

نتائج اختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي.

Jarque Bera	0.29	Prob.	0.86

نتائج اختبار (Breusch- Godfrey(LM-test للارتباط الذاتي للنموذج محل الدراسة

F-statistic	0.69	Prob. F(1,32)	0.41
Obs*R-squared	0.80	Prob. Chi-Square(1)	0.37

نتائج اختبار ARCH لعدم تباين ثبات الاخطاء

F-statistic	0.32	Prob. F(1,35)	0.58
Obs*R-squared	0.33	Prob. Chi-Square(1)	0.57

يتضح من جدول (3) معنوية F المحسوبة، اذ تقدر قيمة F بنحو 36.19 ومعنوية احصائياً بمستوي معنوية 1% أي النموذج جيد التفسير، كما أن قيمة معامل التحديد تقدر بنحو R^{-2}=0.79، وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر ما نسبته 79% من التغيرات في الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي. كما يتبين من جدول (3) أن العلاقة سالبة بين معدل الفائدة والإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي، إذ إن ارتفاع معدل الفائدة الحقيقي بنسبة 1% يترتب عليه انخفاض الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي بنسبة 0.02% عند مستوى معنوية 1%، وهذا يعني أن درجة حساسية الإنفاق الاستثماري الخاص الحقيقي في الاقتصاد المصري بالنسبة لمعدل الفائدة منخفضة للغاية.

وتجدر الإشارة إلى إمكانية استخدام معايير الاقتصاد القياسي للتأكد من خلو النموذج من مشاكل القياس، إذ يتضح من نتائج جدول (3) أن القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي تقدر بنحو0.86 وهي أكبر من مستويات المعنوية 5% أي أن بواقي تقدير الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي، كما أن القيمة الاحتمالية لاختبار Breusch- Godfrey (LM-test) تقدر بنحو 0.37 وهي أكبر من مستوي معنوية 5% لذا يمكن القول عدم وجود ارتباط ذاتي في بواقي معادلة الانحدار، وتوضح القيمة الاحتمالية لاختبارARCH التي تقدر بنحو 0.57 وهي أكبر من مستوى معنوية 5% أنه لا يوجد ارتباط ذاتي Autocorrelation في بواقي معادلة الانحدار، وبالتالي النموذج يخلو من مشكلة عدم ثبات التباين، أي أن النموذج مقبول من حيث مشكلة عدم ثبات التباين.

2.2.5. أثر معدل الفائدة الحقيقي على معادلة الطلب على النقود

تم الاعتماد على معادلة الانحدار المتعدد باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) لتقدير معادلة الطلب من النقود الحقيقي، لمعرفة أثر معدل الفائدة على السياسة النقدية في الاقتصاد المصري، وباستخدام حزمة EViews10، ويمكن توضيح النتائج من خلال الجدول (4)

جدول رقم (4): أثر معدل الفائدة على الطلب النقود الحقيقي

Model3: LOG(M2) = -2.63 + 1.18*LOG(Y(-1)) - 0.001*D(I(-1)) - 0.02*D(P(-3))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	المعايير الاحصائية لجودة النموذج	
C	-2.63	0.75	-3.49	0.00	R-squared	0.97
LOG(Y(-1))	1.179	0.06	20.83	0.00	Adjusted R-squared	0.97
D(I(-1))	-0.001	0.00	-0.17	0.87	F-statistic	336.42
D(P(-3))	-0.023	0.01	-3.83	0.00	Prob(F-statistic)	0.00
معايير الاقتصاد القياسي					Durbin-Watson stat	1.50
نتائج اختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي.						
Jarque Bera		1.39	Prob.		0.5	
نتائج اختبار Breusch- Godfrey(LM-test) للارتباط الذاتي للنموذج محل الدراسة						
F-statistic		2.16	Prob. F(1,30)		0.15	
Obs*R-squared		2.35	Prob. Chi-Square(1)		0.13	
نتائج اختبار ARCH لعدم تباين ثبات الاخطاء						
F-statistic		0.52	Prob. F(1,32)		0.48	
Obs*R-squared		0.54	Prob. Chi-Square(1)		0.46	

يتضح من جدول (4) معنوية F المحسوبة، إذ تقدر قيمة F بنحو 336.42 معنوية احصائياً بمستوى معنوية 1% أي النموذج جيد التفسير، كما أن قيمة معامل التحديد تقدر بنحو R^{-2}=0.97 وهذا يعني أن المتغيرات التفسيرية تفسر ما نسبته 97% من التغيرات في الطلب على النقود الحقيقي. كما يتبين من جدول (4) أن معلمة معدل الفائدة الحقيقي بالنسبة للطلب على النقود الحقيقي، غير معنوي احصائيا أي أن أثر معدل الفائدة على الطلب على النقود في الاقتصاد المصري غير مهم، ومن ثم استخدام سياسة معدل الفائدة للتأثير على مستهدفات السياسة النقدية وخاصة الاجماليات النقدية M1, M2, M3 سيكون ضعيف الفعالية مما يؤدي الي فعالية السياسة النقدية بشكل عام في الاقتصاد. وقد يرجع ضعف تأثير معدل لفائدة علي الطلب علي النقود الي ضعف ضعف انتشار النظام المصرفي في أرجاء مصر، بالإضافة إلى ضعف ثقافة الادخار في البنوك المصرية.

وتجدر الإشارة إلى أن العلاقة موجبة بين الناتج المحلي الإجمالى الحقيقي والطلب على النقود الحقيقي، كما أن العلاقة سالبة بين معدل التضخم والطلب على النقود الحقيقي، وأنه يتفق مع منطق النظرية الاقتصادية. وتشير نتائج اختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي، ونتائج اختبار Breusch- Godfrey(LM-test) للارتباط الذاتي للنموذج محل الدراسة ونتائج اختبار ARCH (جدول 4) لعدم تباين ثبات الأخطاء، تؤكد أن بواقي تقدير الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي، وعدم وجود ارتباط ذاتي Autocorrelation في بواقي معادلة الإنحدار، كما أن النموذج يخلو من مشكلة عدم ثبات التباين، أي أن النموذج مقبول من حيث مشكلة عدم ثبات التباين.

2.2.5 أثر معدل الفائدة الحقيقي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

تم الاعتماد على معادلة الانحدار المتعدد باستخدام طريقة المربعات الصغري (OLS) لتقدير معادلة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، لمعرفة أثر معدل الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الاقتصاد المصري، وباستخدام حزمة EViews10، ويمكن توضيح النتائج من خلال الجدول (5).

جدول رقم (5): أثر معدل الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

Model2: DLOG(Y) = -0.33 - 0.004*D(I(-2)) + 0.16*DLOG(CR) + 0.11*DLOG(G) + 0.06*DLOG(INV) + 0.10*DLOG(L(-5)) + 0.03*LOG(M2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	المعايير الاحصائية لجودة النموذج	
C	-0.33	0.18	-1.83	0.08	R-squared	0.62
D(I(-2))	-0.004	0.00	-2.35	0.03	Adjusted R-squared	0.53
DLOG(CR)	0.163	0.05	3.19	0.00	F-statistic	7.12
DLOG(G)	0.112	0.06	1.79	0.09	Prob(F-statistic)	0.00
DLOG(INV)	0.062	0.03	2.49	0.02	Durbin-Watson stat	2.09
DLOG(L(-5))	0.09	0.18	0.54	0.60		
LOG(M2)	0.027	0.01	1.97	0.06		
معايير الاقتصاد القياسي						
نتائج اختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي.						
Jarque Bera	0.07	Prob.		0.97		
نتائج اختبار Breusch- Godfrey(LM-test) للارتباط الذاتي للنموذج محل الدراسه						
F-statistic	0.15	Prob. F(1,25)		0.70		
Obs*R-squared	0.20	Prob. Chi-Square(1)		0.66		
نتائج اختبار ARCH لعدم تباين ثبات الاخطاء						
F-statistic	0.11	Prob. F(1,30)		0.74		
Obs*R-squared	0.12	Prob. Chi-Square(1)		0.73		

يتضح من جدول (5) معنوية F المحسوبة، اذ تقدر قيمة F بنحو 7.12 ومعنوية احصائياً بمستوي معنوية 1% أي النموذج جيد التفسير، كما أن قيمة معامل التحديد تقدر بنحو R^{-2} 0.62= ، وهذا يعني أن المتغيرات التفسيرية تفسر ما نسبته 62% من التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، فهناك عديد من المتغيرات الاقتصادية التي توثر على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ولم يتضمنها نموذج الدراسة منها، الإنفاق الاستهلاكي العائلي وصافي التعامل مع العالم الخارجي. كما يتبين من جدول (4) أن العلاقة سالبة بين معدل الفائدة والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وهذا يتفق مع منطق النظرية الاقتصادية، إذ إن ارتفاع معدل الفائدة الحقيقي بنسبة 1% يترتب عليه انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 0.004% وهو غير مرن عند مستوى معنوية1%، وهو ما يعني أن أثر معدل الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ضعيف. ويرجع ذلك إلى ضعف تأثيرها على الاستثمار، حيث يرتبط الاستثمار ارتباط مباشر بالنمو الاقتصادي.

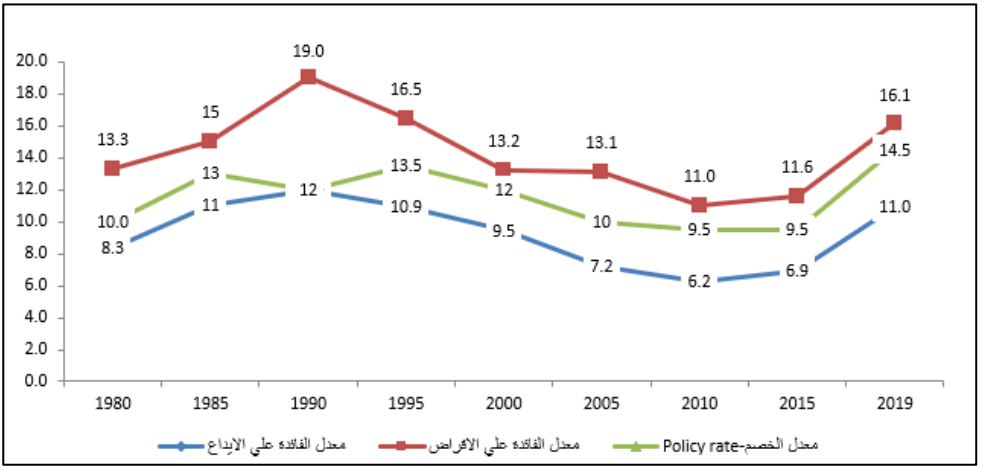
وتجدر الإشارة إلى إمكانية استخدام معايير الاقتصاد القياسي للتأكد من خلو النموذج من مشاكل القياس، إذ يتضح من نتائج جدول (5) أن القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي تقدر بنحو0.86 وهي أكبر من مستويات المعنوية 5% ؛ أي أن بواقي تقدير الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي، كما أن القيمة الاحتمالية لاختبار Breusch- Godfrey(LM-test) تقدر بنحو 0.37، وهي أكبر من مستوي معنوية 5% لذا يمكن القول عدم وجود ارتباط ذاتي في بواقي معادلة الانحدار، وتوضح القيمة الاحتمالية لاختبارARCH التي تقدر بنحو 0.57، وهي أكبر من مستوي معنوية 5% أنه لا يوجد ارتباط ذاتي Autocorrelation في بواقي معادلة الانحدار،

وبالتالي يخلو النموذج من مشكلة عدم ثبات التباين، أي أن النموذج مقبول من حيث مشكلة عدم ثبات التباين.

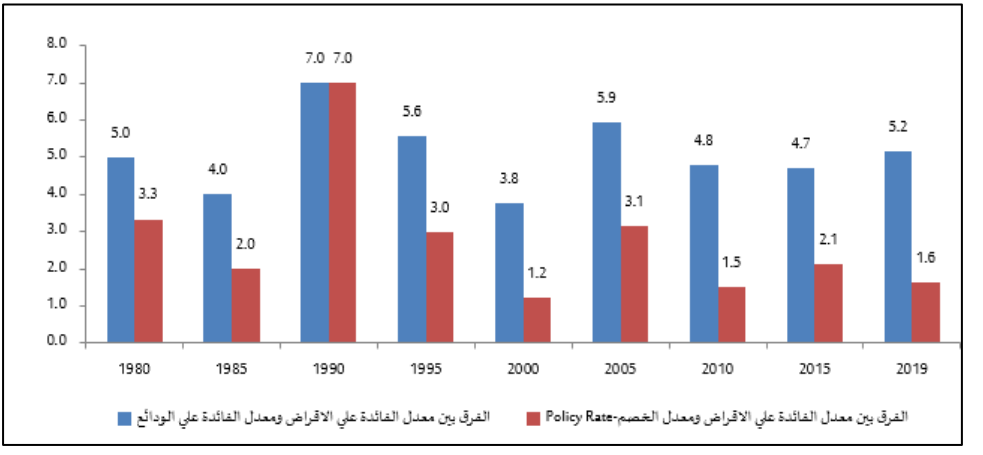
من جهة أخرى؛ يبين الجدول (5) نتائج اختبار Jarque Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي، ونتائج اختبار Breusch- Godfrey(LM-test) للارتباط الذاتي للنموذج محل الدراسة، ونتائج اختبار ARCH لعدم تباين ثبات الأخطاء، تؤكد على أن بواقي تقدير الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي، وعدم وجود ارتباط ذاتي Autocorrelation في بواقي معادلة الانحدار، كما أن النموذج يخلو من مشكلة عدم ثبات التباين؛ أي أن النموذج مقبول من حيث مشكلة عدم ثبات التباين.

ويرجع ضعف فاعلية معدل الفائدة كآلية انتقال إلى أن البنك المركزي يدير معدل الفائدة بشكل غير مباشر، وذلك من خلال أسعار الخصم Policy Rate المقررة من البنك المركزي، وفي ضوء كون معدلات الخصم استرشادية للبنوك، وأنه لا يوجد إلزام للبنوك بضرورة الالتزام بتلك المعدلات؛ سواء للإيداع أو الإقراض، بالإضافة إلى حرية البنوك في تحديد أسعار الفائدة على الودائع والإقراض؛ نلاحظ أن النظام المصرفي المصرفي المصري لا يقوم بتمرير سياسة سعر الفائدة إلى الاقتصاد الحقيقي، حيث إنه يحصل على معدل فائدة على إقراضه أعلي من معدل الخصم واعلي من معدل العائد علي الايداع. كما أن فرق معدل الفائدة بين فائدة الإيداع وفائدة الإقراض يعدُّ مرتفعًا جدًّا، حيث تحصل البنوك على هامش Margin بين الاقراض والايداع مغالى فيه، ففي ما كانت البنوك المصرية تحصل على 7.8% كهامش بين الإيداع والإقراض عام 1991، وبلغ هذا الهامش نحو5.2% عام 2019. ومن الناحية الاخرى نجد انه في معظم الدول يبلغ هذا الهامش من 10-20% من قيمة معدل الايداع، اما في مصر فيصل الهامش الي 40-50%، وهو هامش مرتفع. وإذا قارنا هذا الهامش فقط مع معدلات معدلات الفائدة في الدول الأخرى – والتي تتراوح ما بين 1-3% – سنجد أنه كبير جدًّا. فكيف الحال إذا تمّت مقارنة تكلفة الإقراض في مصر – والتي بلغت 16% عام 2019 – مع أسعار الفائدة العالمية؟. في هذه الحالة سوف نجد أن معدّل الفائدة علي الايداع منخفض بالمقارنة بالفائدة علي الاقراض، ومن ثم غير جاذب للقطاع العائلي للايداع. كما ان معدل فائدة الاقراض المرتفعة بسبب هامش البنوك غير محفّزة للقطاع الخاص الاستثماري للاقتراض؛ خاصة أنه يمثل عنصرًا من عناصر التكلفة. ومن ثم فان آلية انتقال معدل الفائدة معطلة في مصر، وذات تأثير ضعيف على الاقتصاد الحقيقي (الناتج).

شكل رقم (5): معدل الفائدة على الايداع وعلى الإقراض ومعدل الخصم Policy Rate



شكل رقم (6): الفرق بين معدل الفائدة على الاقراض ومعدل الايداع، والفرق بين معدل الاقراض ومعدل الخصم– Policy Rate



Source: World Bank, data set, Egypt, 2020

وقد يرجع ضعف مرونة الاستثمار لمعدل الفائدة إلى ضعف بيئة الاستثمار في مصر، حيث يواجه الاستثمار العديد من الصعوبات الإدارية والمؤسسية والاجرائية طبقاً لتقرير في تقرير ممارسة أنشطة الأعمال "Doing Business" الذي يصدره البنك الدولي، فما زالت مصر تحتل مرتبة متأخرة بين دول العالم في ما يتعلق بمناخ الاستثمار، حيث تحتل مصر المرتبة 114 من بين 190

دولة (World bank, 2020)، أي أن هناك 113 دولة تمثل وجهة مُفضلة للمستثمر عن مصر، لأن مناخ الاستثمار بتلك الدول أفضل من مصر.

الخلاصة وتوصية السياسة Conclusion and Policy Recommendation

تهدف الدراسة إلى اختبار مدى قدرة وفاعلية سياسة معدل الفائدة واستخدامه كقناة انتقال Transmission Mechanism للسياسة النقدية على نقل التغييرات من الاقتصاد النقدي إلى الاقتصاد الحقيقي، حيث تتمثل مشكلة الدراسة في أن سياسة معدل الفائدة هي من أكثر السياسات التي يعتمد عليه البنك المركزي المصري في إدارته للسياسة النقدية منذ العام 2005، وفي ضوء أهمية سياسة معدل الفائدة، يثار تساؤل محوري وهو: هل سياسة معدل الفائدة واستخدامه كقناة انتقال للسياسة النقدية، قادرة على نقل التغييرات من الاقتصاد النقدي إلى الاقتصاد الحقيقي بفاعلية؟ ومن هنا تتضح أهمية دراسة وتحديد فاعلية أحد أهم قنوات الانتقال للسياسة النقدية في مصر؛ ألا وهي: معدل الفائدة، ومدى تأثير تلك القناة على القرارات النقدية القطاع العائلي وقطاع الأعمال، وانتقال التأثير إلى الاقتصاد الحقيقي ممثلاً في الناتج المحلي الإجمالي.

ومن ثم تقوم الدراسة على فرضية مؤداها "أن سياسة معدل الفائدة كآلية انتقال، ذات تأثير فعال على الطلب على النقود الحقيقي والاستثمار الخاص الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي". وتستهدف الدراسة اختبار مدى صحة الفرضية. وللإجابة على السؤال الرئيس للدراسة واختبار الفرضية، تم اختبار جذر الوحدة Unit Root Test لفحص خواص السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة للتعرف على مدى سكونها، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة، ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، واستخدمت الدراسة اختبار ديكي–فوللر (Dickey and Fuller)، واختبار فيليب– بيرن (Philip– perron). وأشارت نتائج التقدير إلى عدم استقرار كافة السلاسل الزمنية عند اختبار الاستقرارية بافتراض وجود مستوي سواء بمقطع أو مقطع واتجاه عام، ما عدا سلسلة معدل الفائدة الحقيقي مستقرة عند المستوى بافتراض وجود مقطع فقط وذلك عند مستوى معنوية1%، كما يتبين استقرار كافة السلاسل الزمنية عند اخذ الفروق الأول سواء بوجود مقطع أو مقطع واتجاه عام، عند مستوى معنوية 1%. كما تم استخدام نموذج قياسي بالاعتماد على معادلة الانحدار المتعدد باستخدام طريقة المربعات الصغرى.

وتوصلت الدراسة إلى أن معدل الفائدة كآلية انتقال ذات فعالية ضعيفة في الاقتصاد المصري، أي أن قدرته على نقل التغييرات في السوق النقدي إلى السوق الحقيقي ضعيفة، حيث أن تأثيرمعدل الفائدة على الطلب الحقيقي، غير معنوي احصائياً، وقد يرجع ضعف تأثير معدل الفائدة على الطلب على النقود إلى ضعف انتشار النظام المصرفي في أرجاء مصر، بالإضافة إلى ضعف ثقافة الادخار في البنوك في مصر. كما توصلت الدراسة إلى أن علاقة الإنفاق الاستثماري الخاص

الحقيقي غير مرنة؛ أي أنها لا تتأثر به. كما أن تأثير معدل الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ضعيف جداً، ويرجع ضعف مرونة الاستثمار لمعدل الفائدة إلى ضعف بيئة الاستثمار في مصر، وتركز الائتمان والتسهيلات البنكية في مصر إلى الحكومة بعيداً عن القطاع الخاص. ومن ثم، فإن نتائج الدراسة تشير إلى معدل الفائدة كآلية انتقال معطله في الاقتصاد المصري، وبالتالي فإن استخدام سياسة معدل الفائدة للتأثير على مستهدفات السياسة النقدية (وخاصة الاجماليات النقدية M1, M2, M3) سيكون ضعيف الفاعلية، مما يؤدي إلى ضعف فاعلية السياسة النقدية بشكل عام في الاقتصاد الحقيقي.

ويرجع ضعف فاعلية معدل الفائدة إلى الكبح المالي خلال الثمانينات، نتيجة حرية تحديد معدلات الفائدة، كما أن البنوك في وضع يمكنها من الحصول على معدل فائدة على القروض أعلى من معدل الخصم Policy Rate ، بالإضافة إلى أن فارق/ هامش معدّل الفائدة مرتفع جدًّا بين فائدة الإيداع وفائدة الإقراض، حيث تحصل البنوك على هامش مغالى فيه. وتخلص الدراسة إلى أن البنوك في مصر في وضع احتكار في ضوء قوتها على تجميع المدخرات، وفي الوقت نفسه ضعف الوسطاء الماليين الآخرين كسوق الأوراق المالية. وتوصي الدراسة بضرورة تشجيع المنافسة بين البنوك لتخفيض الهامش الذي تحصل عليه البنوك، حيث تشير أوضاع معظم دول العالم إلى أن هامش البنوك لا يتعدّى 20%. وسيؤدي تخفيض هذا الهامش إلى رفع معدّل العائد على الادخار من ناحية، كما سيؤدي إلى تخفيض معدّل الإقراض من الناحية الأخرى. كما توجد أهمية لتحسين بيئة الاستثمار في مصر.

المراجع العربية

أبو العيون، محمود، (2003)، تطورات السياسة النقدية في جمهورية مصر العربية والتوجهات المستقبلية، المركز المصري للدراسات الاقتصادية، سلسلة أوراق العمل، ورقة عمل رقم (78)، فبراير.

حشاد، نبيل (1997) الإصلاح النقدي والمصرفي في الدول العربية، مؤتمر تقييم سياسات التثبيت الاقتصادي والتكيف الهيكلي في الأقطار العربية، المؤتمر العلمي الرابع، الجمعية العربية للبحوث الاقتصادية، القاهرة، ديسمبر.

صندوق النقد العربي (1996)، السياسات النقدية في الدول العربية، في ، الصادق، علي توفيق وآخرين (محرر) معهد السياسات الاقتصادية.

عز الدين فضل وعصام عبد الوهاب (2013)، تقدير وتحليل دالة الطلب على النقود في السودان 1980-2013، جامعة النيلين.

عيد الزيود وخالد السواعي (2010)، "الطلب على النقود باستخدام نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، مجلة دراسات"، العلوم الإدارية، المجلد 37، العدد2.

فضيلة بوخاري وأمال عمالى (2018)، "أثر معدل الفائدة على النمو الاقتصادي حالة الجزائر 2010-2016"، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة ماستر أكاديمي في العلوم الاقتصادية، جامعة محمد بوضياف المسيلة، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير.

محمد موساوي وسمية زيرار(2014)، "تقدير دالة الطلب على النقود وتحليها: حالة الجزائر (1970-2011)"، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، المجلد1، العدد1.

هبة السيد محمد سيد (2017)، تحليل علاقة معدل الفائدة بالنمو الاقتصادي دراسة دولية مقارنة بالتركيز على الاقتصاد المصري، رسالة دكتوراه، كلية التجارة جامعة. الزقازيق.

وزارة المالية (2018)، "البيان التحليلي عن مشروع الموازنة العامة للدولة".

المراجع الانجليزية

Abdulkher, Ahmad , 2013, An Analytical Study of the Demand for Money in Saudi Arabia, International Journal of Economics and Finance; Vol. 5, No. 4.

Al-Mashat. R. and Billmeier, A., 2008, The Monetary Transmission Mechanism in Egypt, Economic research Forum, Working Paper 411 June 2008

Bader, M. & Malawi, A. I., 2010. "The Impact of Interest Rate on Investment in Jordan:A Cointegration Analysis". JKAU: Econ. & Adm, 24(1), pp. 199-209.

Behrendt, S., 2013, Monetary Transmission via the Central Bank Balance Sheet, Working Papers on Global Financial Markets, No. 49

Benford, J, Berry, et al , 2009, Quantitative easing. Bank of england quarterly bulletin, Vol. 49, No. 2, pages 90–100

Davcev, L., and Hourvouliades, N., (21 March 2015) "Impact of interest rate and inflation on GDP in Bugaria, Romania and Fyrom", Working Paper, JEL Classification: E31, E43, O40.

Dou, X., 2018. "The determinants of money demand in China". Cogent Economics & Finance.

El-Refaie, Faika (2001), Coordination of monetary and Fiscal Policy in Egypt: past, Present, and the Outlook, The Egyptian Center for Economic Studies, Working Paper No. 54, April.

Etale, L. M. & Ayunku, P. E., 2016. "The Relationship between Interest Rate and Economic Growth in Nigeria: An Error Correction Model (ECM) Approach". International Journal of Economics and Financial Research, 2(6), pp. 127-131.

European Central bank - ECB, 2000, Monetary policy transmission in the euro area, ECB Monthly Bulletin, July

European Central bank- ECB, 2020, Transmission mechanism of monetary policy

FK, S., 2018. "Effect of Interest Rate on Economic Growth: Swaziland As a Case Study". Business & Financial Affairs, 7(3).

Friedman, B. M. (2000), Monetary Policy, NBER Working paper No. 8057, Cambridge.

Githinji, A.N., (November, 2015), " The effect of interest rate volatility on money demand in Kenya" , A Research Project Submitted to the School of Economics of the partial fulfillment for the award of The Degree of Master of Arts In Economics of The University Nairobi.

Hambur J., and La Cava G., (2018), "Do Interest Rates Affect Business Investment? Evidence from Australian Company-level Data", Economic Research Department Reserve Bank of Australia.

Hameed, I., and Amen, U., (Dec 2011), "Impact of monetary policy on gross domestic product (GDP)", Munich Personal RePEc Archive (MPRA), Working Paper No. 35562.

Handy, Howard, (2001). Monetary Policy and Financial Sector Reform in Egypt: The Record and the Challenges Ahead, The Egyptian Center for Economic Studies, Working Paper No. 51, January.

Hassan, M., 2003, Can Monetary Policy Play an Effective Role in Egypt?, Egyptian Center for Economic Studies –ECES, Working Paper No. 84

Ibarra Raul , 2014.The Demand for Money in Mexico, American Journal of Economics, 4(2A)

Lee, K.-S. & Werner, R. A., 2018. "Reconsidering Monetary Policy: An Empirical Examination of the, Relationship Between Interest Rates and Nominal GDP Growth in the U.S.,U.K., Germany and Japan". Ecological Economics, Volume 146, pp. 26-34.

McKinnon, R.I.R., (Dec., 1974), "Money and Capital in Economic Development", The American Political Science Review, Vol., 68, No., 4, pp. 1822-1824.

Mishkin, F.S., 1995, "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism," Journal of Economic Perspectives, Vol. 9(4), pp. 3–10.

Mujahid, N., et al., (June 2019),"The nexus between investment and interest rate: New dimensions for Pakistan", Journal of Social Sciences and Humanities.

Murić, Mehmed , 2010, The Transmission Mechanism of Monetary Policy and Channels of Monetary Transmission in Serbia, Global Network for Socio-economic Research and Development, January 2010

Mushtaq, S., and Siddiqui,D.A., (2016),"Effect of interest rate on economic performance: evidence from Islamic and non-Islamic economies", Mushtaq and Siddiqui Financial Innovation, 2:9, Springer, JEL classification: E21, E22, E43, O11, Z12, Z13.

Najarzadeh, R., Ashena, M. & Jezdani, A. H., 2012. "Economic growth and interest rate relationship in Islamic countries". International Research Journal of Finance and Economics, Issue 91, pp. 57-63.

Obben J. (1998), "The demand for money in Brunei", Asian Economic Journal, Vol: 2, No: 12, pp. 109-121.

Patalinghug, J.C., (2017), "An Investigation into the Sensitivity of Money Demand to Interest Rates in the Philippines", Journal of Applied Business and Economics, Vol. 19(1).

Peter N. Ireland ,2005, The Monetary Transmission Mechanism, Federal Reserve Bank of Boston, Working Paper, 06-1

Pollard, Patricia (2004), Monetary Policy-Making Around the World: Different Approaches from Different Central Banks, Federal Reserve Bank of St, Louis.

Taylor, M. P., 1999. "Real interest rate and macroeconomic activity". Oxford Review of Economic Policy, 15(2), pp. 95-113.

Tuusis, D., Sander, P. & Juhkam, A., 2010. "Does interest rate matters: study of investment management of Estonian companies". university of Tartu, pp. 472-632

World Bank, 2020, Doing Business report.

Wuhan, L.S., Khurshid, A., (2015), "The effect of interest rate on investment; Empirical evidence of Jiangsu Province, China", Journal of International Studies, Vol. 8, No 1, pp. 81-90.

المواقع الالكترونية

- الموقع الالكتروني للبنك المركزي المصري.
- الموقع الالكتروني للبنك الدولي.

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد الثالث والعشرون – العدد الأول – (2021) 63- 92
المعهد العربي للتخطيط

فرضيات كالدور ودور الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية

راضي السيد عبدالجواد*
أحمد أبو اليزيد الرسول**

ملخص

استهدفت الدراسة اختبار فرضيات "كالدور" الثلاث للنمو وتقدير تأثير ناتج قطاع الصناعات التحويلية على النمو الاقتصادي وإنتاجية العمل بالتطبيق على المملكة العربية السعودية باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية للفترة "1990-2018". استند خلالها على عدة أساليب قياسية تمثلت في اختبار جذر الوحدة للتعرف على استقرار السلاسل الزمنية لكل من ناتج الصناعات التحويلية، معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمقياس للنمو الاقتصادي ومتوسط إنتاجية العمل في هذا القطاع والقطاعات غير الصناعية، وإجراء اختبار "جوهانسن" للتكامل المشترك وتقدير نموذج تصحيح الخطأ واختبار "جرانجر" للسببية، وأوضحت النتائج وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التابعة الثلاثة لفرضيات "كالدور" ونمو الناتج في الصناعات التحويلية، واتجاه العلاقة السببية من قطاع الصناعات التحويلية إلى النمو الاقتصادي، وكذلك من قطاع الصناعات التحويلية إلى إنتاجية العمل في هذا القطاع والقطاعات غير الصناعية. وقد تميزت معلمة معامل تصحيح الخطأ للمتغيرات التابعة الثلاثة في المدى القصير بأنها سالبة وذات دلالة إحصائية، بما يعكس وجود اتجاه نحو تصحيح أخطاء الأجل القصير وصولًا إلى توازن الأجل الطويل. وبينت تقديرات معامل مرونة المتغير التابع في الفرضيات الثلاث للأجلين القصير والطويل ارتفاع التأثير النسبي لنمو ناتج الصناعات التحويلية على المتغيرات التابعة في الأجل الطويل مقارنة بالأجل القصير، بما يؤيد تحقق فرضيات "كالدور" الثلاث للنمو بالمملكة العربية السعودية خلال فترة الدراسة.

Kaldor's Hypotheses and The Role of Manufacturing Industries in Economic Growth in the Kingdom of Saudi Arabia

Radi E. Abdulgawad
Ahmed A. El-Rasoul

Abstract

This study aimed to test the applicability of the three Kaldor's Hypotheses, and to estimate the effect of the manufacturing sector on economic growth and labor productivity on KSA using time series annual data for the period (1990-2018). The study based on some of the analytical econometric methods. It used Unit Root tests for stationary of time series for each of the following variable, manufacturing output, GDP growth rate as a proxy of economic growth, labor productivity in manufacturing sector, and finally labor productivity in non-industrial sectors. The study also used "Johansen" test for Cointegration, Error Correction Model, and "Granger" causality test. The results showed a long-run relationship between these three variables and the growth of the manufacturing sector. The direction of causality is being from the manufacturing sector to economic growth, as well as from the manufacturing sector to the labor productivity in this sector and non-industrial sectors. The error correction term for the dependent variables of the three Kaldor's Hypotheses was found to be negative and statically significant for each variable. The coefficients of elasticity of the dependent variables in the long run were found greater than in the short run. This reflected higher relative impact of the growth of manufacturing output on the three dependent variables. This confirmed that three Kaldor's hypotheses were applicable to Saudi Arabia during the study period.

* مدرس الاقتصاد– قسم الاقتصاد– كلية التجارة– جامعة دمنهور. البريد الالكتروني: radi_issa@com.dmu.edu.eg

** أستاذ الاقتصاد– قسم الاقتصاد وإدارة الأعمال– كلية الزراعة– جامعة الإسكندرية. البريد الالكتروني:

aabulyazid@alexu.edu.eg

مقدمة

يُعد النشاط الصناعي في المملكة العربية السعودية حديث العهد إذا قورن بالأعمال التجارية، ويقوم الهيكل الصناعي فيها على دعامتين: الأولى الصناعات الاستخراجية المستندة إلى المواد (الهيدروكربونية)، والثانية الصناعات التحويلية. وقد شهد القطاع الصناعي عامة في المملكة تطورًا وتقدمًا ملحوظًا انعكس في رفع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي وتحقيق تنوع نسبي في مصادر الدخل، وذلك بفضل التوجيه والتشجيع الحكومي، الذي تمثل بتقديم حوافز عديدة للاستثمار في القطاع الصناعي مثل إنشاء صناديق الإقراض الحكومي والمدن الصناعية وإعطاء الأفضلية للمنتجات المحلية في مشتريات الدولة، بالإضافة إلى اشتراك الدولة مع القطاع الخاص في تنفيذ عديد من المشروعات الصناعية.

وتعتبر الصناعات التحويلية إحدى الأقسام الرئيسة للقطاع الصناعي. وترجع أهميتها إلى ما يلي:

أ- أن رفع مساهمة الصناعات التحويلية في الناتج المحلي تخفض من مساهمة قطاع النفط الخام في الناتج المحلي، والتشغيل، والاستثمار، وميزان المدفوعات والموازنة العامة، بما يسهم في تحقيق تغيير جذري في البنيان الاقتصادي.

ب- أن وجود قطاع صناعات تحويلية ينتج الجزء الأكبر من احتياجات الاقتصاد من السلع الاستهلاكية والوسيطة والإنتاجية، سيعمل على تعزيز الاستقلال الاقتصادي وتقليل معدلات استيراد السلع المصنعة بكافة أنواعها، مما يقلل من التبعية الاقتصادية للدول الصناعية المتقدمة.

ج- أن معدل نمو إنتاجية العمل في قطاع الصناعات التحويلية أسرع من القطاعات الأخرى، ويعود ذلك إلى استيعابه الجزء الأكبر من التقدم التقني، فضلًا عن التدريب والتطوير المستمر للكوادر البشرية العاملة في هذا القطاع.

د- أن قطاع الصناعات التحويلية أكثر قطاعات الاقتصاد القومي ديناميكية. لكونه يمتلك القابلية على تحريك وتحفيز قيام الصناعات الأخرى الأمامية والخلفية، وبالتالي تحقيق التنويع الإنتاجي، وخلق قيمة مضافة جديدة.

هـ- أن قطاع الصناعة التحويلية أكثر القطاعات مساهمة في عملية التراكم الرأسمالي، فالإنتاجية المرتفعة لهذا القطاع وقابليته على خلق التشابك الإنتاجي، تؤدي إلى رفع مستوى الفائض الاقتصادي المتحقق في هذا القطاع مقارنة بالقطاعات الأخرى.

و- أن وجود قطاع صناعي متطور ومؤثر سيسمح بحدوث تغيير كبير في البنيان الاجتماعي والثقافي والتشريعي من خلال دوره في تغيير القيم والتقاليد الاجتماعية والأسرية المرتبطة بالزراعة

والأنشطة البدائية، وظهور نظام اجتماعي جديد مرتبط بالمناطق الحضرية وبالصناعة، فضلاً عن دوره في التغيير المستمر في نظام التعليم لمواكبة التطورات العلمية والتقنية المستمرة، ودوره في تغيير الإطار التشريعي والقانوني، وبخاصة قوانين الاستثمار وقوانين العمل والتشريعات المالية لتواكب التوسع المستمر في دور الصناعة في الاقتصاد.

وقد أولت الخطط الخمسية المتعاقبة للتنمية الاقتصادية والاجتماعية بالمملكة اهتمامًا كبيرًا للقطاع الصناعي للعمل على زيادة نصيبه من الاستثمار ومساهمته في التوظف، مما نتج عنه أن شهد الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الصناعي عامة وناتج الصناعات التحويلية خاصة تطوراً ملحوظًا خلال فترة الدراسة(1990 – 2018) انعكس في تحقيق معدل نمو سنوي حقيقي بلغ نحو(3.44%، 3.78%) بأسعار سنة2010 على الترتيب، في حين بلغ معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي للقطاع غير الصناعي نحو(2.56%). كما شهد متوسط القيمة المضافة لكل عامل، الذي يعد من أهم مؤشرات الانتاجية، ارتفاعًا بلغ نحو 18% في قطاع الصناعات غير النفطية ليصل إلى حوالي 329 ألف ريال في عام2018، صاحب ذلك ارتفاع الصادرات الصناعية غير النفطية بنحو18% في نفس العام، وارتفعت مساهمة القطاع غير النفطي في الناتج المحلي الإجمالي لتبلغ نحو56.23% في نهاية عام 2018 (صندوق التنمية الصناعية السعودي، أعداد2018–2019).

1. مشكلة الدراسة

أكدت الأدبيات الاقتصادية على دور التصنيع في التنمية الاقتصادية، واعتبرت أن نجاح خطط التنمية الاقتصادية يستند على تقدم القطاع الصناعي، وذلك لأن الصناعة التحويلية تُعد الأداة الأكثر فاعلية في تحويل الاقتصاد من أنشطة ذات قيمة مضافة منخفضة إلى أخرى تتميز بقيمة مضافة مرتفعة، وبالتالي تسهم في تحقيق معدل نمو اقتصادي أعلى، فهي تشكل مصدرًا للميزة التنافسية وتوفر إمكانية متزايدة للتنمية الاقتصادية في عديد من الدول. وعلى الرغم من النمو الواضح في النصيب النسبي لقطاع الخدمات من الناتج العالمي، خاصة في مجال البرمجيات والخدمات المالية، إلا أنه ما زال يلعب القطاع الصناعي دورًا هامًا في أغلبية اقتصادات العالم، إذ يُعد من أهم القطاعات الانتاجية التي تسهم في نمو الناتج المحلي الإجمالي وتنويع مصادره ، لذا فإن دعم القطاع الصناعي والارتقاء بمستوى الصناعات القائمة يجب أن يكون من الأهداف الأساسية عند صانعي سياسات التنمية الاقتصادية في الدول النامية (Szirmai and Verspagen, 2011, pp7–8).

وفي إطار السياسة الاقتصادية لحكومة المملكة والأهداف المنشودة من القطاع الصناعي عامة وقطاع الصناعات التحويلية خاصة، فإن التعرف على واقع هذه الصناعات ودورها في النمو الاقتصادي وعلاقاتها بالقطاعات الأخرى يعتبر من المؤشرات الاقتصادية الهامة التي يجب أن يُسترشد بها متخذو القرار في المملكة عند وضع السياسات الاقتصادية العامة، التي تستهدف تطوير هذا القطاع ودعم دوره في النمو الاقتصادي.

ومن ثم، تتمثل مشكلة الدراسة في السؤال الآتي: هل يسهم قطاع الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي ورفع إنتاجية العمل بالمملكة العربية السعودية؟؛ وإذا كان ذلك يتحقق فهل يقوم بدوره المرجو؟ وهذا ما ستحاول الدراسة الإجابة عليه من خلال بحث دور الصناعات التحويلية في نمو الاقتصاد السعودي استنادًا إلى فرضيات(1966) Kaldor الثلاث للنمو، وذلك باستخدام اختبار التكامل المشترك وتقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة السببية خلال الفترة"1990–2018".

2. أهداف الدراسة

يتمثل الهدف الرئيسي للدراسة في محاولة الإجابة على السؤال الذي طرحته مشكلة الدراسة، وذلك في ضوء تحقيق الأهداف الفرعية التالية:

أ- تحليل تطور نمو الناتج المحلي الإجمالي ومؤشرات أداء القطاع الصناعي بالمملكة العربية السعودية.

ب- قياس تأثير نمو ناتج الصناعات التحويلية على كل من نمو الناتج المحلي الاجمالي، وإنتاجية العمالة.

ج- اختبار فرضية "كالدور" الأولى للعلاقة بين نمو ناتج الصناعات التحويلية ونمو الناتج المحلي الإجمالي.

د- اختبار فرضية "كالدور" الثانية للعلاقة بين نمو ناتج الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل بهذا القطاع.

هـ- اختبار فرضية "كالدور" الثالثة للعلاقة بين نمو ناتج الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل بالقطاعات الأخرى غير الصناعية.

3. أهمية الدراسة

تظهر أهمية الدراسة الحالية من الدور الذي يقوم به القطاع الصناعي عامة والصناعات التحويلية خاصة في التأثير على جوانب اقتصادية عديدة، منها الناتج المحلي الإجمالي والإنتاجية بالمملكة العربية السعودية، كما تنعكس أهميتها في تناولها لاقتصاد دولة عربية ناشئ يصنف أيضًا كاقتصاد ريعي مثل الاقتصاد المصري، وإن اختلف كل منهما في خصائصه، يعتمد بصفة خاصة على الصناعات الاستخراجية، وذلك للوقوف على ما وصل إليه الاقتصاد السعودي من نمو في القطاع الصناعي وتأثير ذلك على نمو الناتج المحلي الاجمالي في إطار انطلاقة رؤية المملكة2030. كما تتضح أهمية الدراسة فيما يسفر عنه التحليل القياسي من نتائج وما تقدمه من مقترحات في إطار تفعيل دور القطاع الصناعي عامًة والصناعات التحويلية خاصًة في دفع عجلة التنمية الاقتصادية بالمملكة العربية السعودية.

4. فروض الدراسة

تتمثل فروض الدراسة فيما يلي:

أ- توجد علاقة طويلة الأجل بين نمو ناتج قطاع الصناعات التحويلية وكل من نمو الناتج الاجمالي وانتاجية العمل في قطاع الصناعات التحويلية والقطاعات الأخرى غير الصناعية.

ب- توجد علاقة سببية بين نمو ناتج الصناعات التحويلية والنمو الاقتصادي بالمملكة خلال الفترة محل الدراسة.

ج- توجد علاقة سببية بين نمو ناتج الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل بهذا القطاع.

د- توجد علاقة سببية بين نمو ناتج الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل في القطاعات الأخرى غير الصناعية.

5. خطة الدراسة

بخلاف مقدمة الدراسة بجوانبها الأربع السابقة، وفي إطار الإجابة عن سؤال المشكلة، وتحقيق أهدافها واختبار فروضها تم تقسيم الدراسة إلى خمسة أقسام تالية، يتناول القسم الأول منها الإطار النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي ونمو القطاع الصناعي من خلال استعراض فرضيات كالدور الثلاث، بالإضافة إلى عرض مجموعة من الدراسات السابقة حول هذا الموضوع، وتعرض في قسمها الثاني تطور بعض مؤشرات الأداء للقطاع الصناعي بالمملكة العربية السعودية خلال فترة الدراسة، وتتناول في القسم الثالث متغيرات الدراسة والمنهجية المستخدمة، وتقدم في قسمها الرابع نتائج التحليل القياسي، وأخيرًا الخلاصة والتوصيات في القسم الخامس.

أولاً: الإطار النظري

1- فرضيات "كالدور" للنمو

يتمثل الهدف الرئيسي لنماذج النمو الاقتصادي المختلفة في محاولة الإجابة عن التساؤل الآتي: لماذا يختلف معدل النمو الاقتصادي من دولة إلى أخرى؟ ومن أهم النماذج التي حاولت الإجابة عن هذا التساؤل وتحليل أسباب النمو الاقتصادي نموذج "كالدور" للنمو، أو ما يعرف في الأدبيات الاقتصادية "قانون كالدور للنمو". ويختلف نموذج "كالدور" عن النماذج الكلاسيكية الجديدة من حيث تركيزه على جانبي الطلب والعرض معًا، وليس جانب العرض فقط، فقد كانت نقطة البداية عند "كالدور" هي الارتباط الوثيق بين النمو والتراكم الرأسمالي من ناحية، وتوزيع الدخل القومي من جهة أخرى، وبناءً على هذا الإطار التحليلي، قام "كالدور" بتحليل النمو الاقتصادي في الأجلين القصير والطويل، وانطلق في بناء نموذجه من حقيقة اقتصادية هامة وهي أن معدل النمو الاقتصادي

يتوقف على معدل التراكم الرأسمالي، ومعدل التراكم الرأسمالي يتوقف على الادخار، وأن شكل توزيع الدخل يحدد في النهاية معدل النمو الاقتصادي (Kaldor ,1984,pp39-54).

ويعتمد قانون "كالدور" للنمو على اختبار ثلاث فرضيات تتعلق بالعلاقة بين نمو ناتج قطاع الصناعات التحويلية والنمو الاقتصادي. ففي دراسته Kaldor (1966) عن أسباب النمو الاقتصادي في عدد 12 دولة صناعية متقدمة من الدول الأعضاء في منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية، وباستخدام بيانات للفترة(1954/53- 1964/63) تبين وجود ارتباط -عبر الزمن- بين ارتفاع مستوى المعيشة ونسبة الموارد المخصصة للنشاط الصناعي، على الأقل حتى مستوى معين من الدخل، وأن نيوزيلندا وأستراليا وكندا من دول عينة الدراسة فقط أصبحت دول غنية اعتمادًا على الزراعة بصفة أساسية. وبناءً على ذلك قام كالدور بصياغة فرضياته الثلاث على النحو التالي:

الفرضية الأولى: هناك ارتباط إيجابي قوي بين نمو الناتج في القطاع الصناعي، ومعدل النمو الاقتصادي، حيث يكون نمو الناتج المحلي الإجمالي أسرع وأكثر ارتفاعًا كلما زاد نمو الناتج الصناعي، وقد قام باختبار هذه الفرضية من خلال معادلة الانحدار التالية:

$$Q_t = \alpha_1 + \beta_1 M_t + \mu_{1t}, \beta_1 > 0$$

حيث Q_t: تشير إلى معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي.

M_t: تشير إلى معدل نمو الناتج الصناعي.

الفرضية الثانية: استناداً إلى قانون "فيردورن Verdoorn's Law (1949)" عن الأثر الإيجابي لنمو إنتاجية العمل على النمو الاقتصادي، صاغ "كالدور" فرضيته الثانية والتي تشير إلى أن معدل نمو إنتاجية العمل في القطاع الصناعي يرتبط إيجابيًا مع معدل نمو الناتج الصناعي، وقد قام باختبار هذه الفرضية من خلال معادلة الانحدار التالية:

$$PM_t = \alpha_2 + \beta_2 M_t + \mu_{2t}, \beta_2 > 0$$

حيث PM_t: تشير إلى معدل نمو الإنتاجية في القطاع الصناعي.

وقد أرجع ذلك إلى أسباب اقتصاديات الغلة إلى الحجم "Economics of Scale" والتي أهمها التخصص وتقسيم العمل، وانخفاض تكاليف الإنتاج، وهنا يمكن القول بأن هناك زيادة في العائد إلى الحجم في القطاع الصناعي، وهذه قد تكون ثابتة -حيث أنه كلما زاد حجم القطاع انخفض

متوسط التكاليف– أو تكون متغيرة من خلال التأثير الناجم لنمو الناتج على تراكم رأس المال والتقدم التقني.

الفرضية الثالثة: في هذه الفرضية رأى "كالدور" أن نمو الناتج الصناعي يؤثر إيجابيًا على إنتاجية القطاعات الاقتصادية الأخرى غير الصناعية خاصة القطاع الزراعي. وقد قام باختبار هذه الفرضية من خلال معادلة الانحدار التالية:

$$P_t = \alpha_3 + \beta_3 M_t + \mu_{3t}, \beta_3 > 0$$

حيث P_t: تشير إلى إنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية.

وقد فسر "كالدور" تلك العلاقة الطردية بين نمو الناتج الصناعي وإنتاجية القطاعات الاقتصادية الأخرى غير الصناعية بأن الاقتصادات التي تعاني من ازدواجية في قطاعاتها الاقتصادية (Dual Economy) تؤدي فروق الأجور بين القطاع الصناعي المتقدم والقطاعات الأخرى غير الصناعية الأقل تقدمًا إلى انتقال العمالة الزائدة من تلك القطاعات، خاصة القطاع الزراعي، الأقل إنتاجية إلى القطاع الصناعي الأكثر تقدمًا، مما يؤدي إلى زيادة إنتاجية العمالة في القطاعات الأقل تقدمًا، كما أنه تزداد إنتاجية هذه العمالة في القطاع الصناعي، وتكون محصلة ذلك هي نمو الناتج المحلي الإجمالي، وبالتالي تحقيق المزيد من النمو الاقتصادي(Ener and Arica, 2011).

2- الدراسات السابقة

مما لاشك فيه، أن الدراسات السابقة لها دور وإسهام هام في أي دراسة جديدة، وذلك من خلال التعرف على المناهج والأساليب البحثية المستخدمة وأهم النتائج التي توصلت إليها، وهو الأمر الذي يعتبر مرحلة هامة وضرورية لأي دراسة علمية كحلقة اتصال بين الدراسة الحالية والدراسات السابقة، وقد حظيت دراسة العلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي بصفة عامة باهتمام كبير من الباحثين الاقتصاديين، وتعتبر إسهامات(Kaldor (1961; 1966، الفكرية أساسًا نظريًا هامًا لاعتبار القطاع الصناعي هو القطاع الرائد في النمو الاقتصادي، كما استندت إليها عديد من الدراسات الاقتصادية الحديثة. وفيما يلي عرض موجز لبعض تلك الدراسات وفقًا لتسلسلها الزمني.

استهدفت دراسة (Olabisi, 2020) اختبار فرضية "كالدور" الثانية للعلاقة بين نمو إنتاجية الصناعات التحويلية والنمو الاقتصادي في نيجيريا، باستخدام بيانات الفترة(1985–2018) واختبار "جرانجر" للسببية بين نمو الناتج المحلي الإجمالي كمقياس للنمو الاقتصادي وكل من إنتاجية العمل في قطاع الصناعات التحويلية والطلب على الطاقة، وأوضحت النتائج وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين كل من نمو الناتج وإنتاجية الصناعات التحويلية، في حين أنها جاءت أحادية الاتجاه من النمو الاقتصادي وإنتاجية الصناعات التحويلية إلى الطلب على الطاقة. وعن العلاقة بين الإنتاجية القطاعية والنمو الاقتصادي في الاقتصادات الناشئة قام Garidzirai& Muzindutsi

(2020) بدراسة اعتمدا فيها على بيانات مقطعية للفترة(1996–2015) لاختبار تأثير انتاجية ستة قطاعات شملت الصناعات التحويلية، النقل، السياحة، التشييد، التعدين والخدمات المالية على نمو الناتج في جنوب أفريقيا، وباستخدام نموذج "ARDL" تم تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل. وبينت نتائج التقدير وجود تأثير إيجابي لإنتاجية قطاعات النقل، والتشييد والقطاع المالي على النمو الاقتصادي، وكذلك الصناعات التحويلية إلا أن معلمتها جاءت غير معنوية في الاجل الطويل، وهو ما يُعد منافيًا لفرضية كالدور الثانية. كما بينت النتائج التأثير السلبي لإنتاجية قطاعي التعدين والسياحة، وقد أرجع الباحثان ذلك إلى سيطرة الاستثمارات الأجنبية على هذين القطاعين بما أثر سلبيًا علي دورهما في النمو الاقتصادي. وقد يبدو ذلك مختلفاً مع ما قد سبق وتوصلت إليه دراسة (Tsoku et al.,2017) عن اختبار فرضية " كالدور" الأولى من خلال اختبار العلاقة بين نمو ناتج الصناعات التحويلية ونمو الناتج المحلي الإجمالي في جنوب إفريقيا باستخدام بيانات ربع سنوية للسلسلة الزمنية(2001–2014)، إذ أوضحت نتيجة اختبار التكامل المشترك وجود علاقة طويلة الأجل بين النمو الاقتصادي وناتج الصناعات التحويلية، كما أكدت أيضًا نتائج اختبار "جرانجر" للسببية وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تتجه من نمو قطاع الصناعات التحويلية إلى النمو الاقتصادي في الأجل القصير.

واستنادًا إلى فرضية " كالدور" الأولى للعلاقة بين نمو ناتج الصناعات التحويلية والنمو الاقتصادي، قامت دراسة (Loría et al., 2019) بتفسير أسباب انخفاض معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي كمقياس للنمو الاقتصادي في المكسيك، وباستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (1980–2017)، جاءت تقديرات المربعات الصغرى لمعلمات نموذج الانحدار، تبين ضعف التأثير الإيجابي لناتج القطاع الصناعي على النمو الاقتصادي، وتؤكد على أن سياسات الانفتاح الاقتصادي والتحرير المالي التي تم اتباعها، لم تؤت بالنتائج المرجوه في رفع معدل نمو ناتج القطاع الصناعي، بما أدى إلى انخفاض معدل نمو الاقتصاد المكسيكي خلال فترة الدراسة. وفي نفس الاتجاه قام Keho(2018) بدراسة أخرى عن فرضية "كالدور الأولى لكن بالتطبيق على إحدى عشرة دولة من الدول الأعضاء في اتحاد دول غرب إفريقيا وباستخدام بيانات مقطعية خلال الفترة(1970–2014). أوضحت نتائج كل من اختبار "PP" واختبار "KPSS" لجذر الوحدة للبيانات المقطعية اختلاف درجة تكامل استقرار متغيرات الدراسة وتراوحها بين السكون في المستوى(0)I وتكاملها من الدرجة الأولى(1)I، ليتم استخدام نموذج"ARDL" لاختبار فرضية كالدور، وجاءت التقديرات توضح تحقق فرضية " كالدور" الأولى ووجود علاقة طويلة الأجل بين نمو القطاع الصناعي والنمو الاقتصادي باستخدام بيانات مقطعية لدول الدراسة، وإن اختلفت فيما بينها في هذه العلاقة. وعن الاقتصاد السعودي قام كل من(2018) Almosabbah & Almoree بدراسة عن الاقتصاد السعودي استهدفت اختبار تأثير انتاجية قطاع الصناعات التحويلية على النمو الاقتصادي، واستنادًا إلى فرضية " كالدور" فيردورن الثانية، وباستخدام بيانات الفترة(1980–2014) واعتمادًا على نموذج "ARDL"، جاءت نتائج التقدير تؤكد على وجود علاقة طويلة الأجل بين نمو الإنتاجية ونمو الاقتصادي.

وفي دراسة (Marconi et al., 2016) استهدفت بالإضافة إلى اختبار فرضية "كالدور" الأولى التحقق من فرضية "كالدور– فيردورن" الثانية عن تأثير نمو ناتج الصناعات التحويلية على انتاجية القطاع الصناعي، وباستخدام بيانات مقطعية لعينة من ثلاث وستين دولة من الدول ذات الدخل المتوسط والمرتفع خلال الفترة(1990–2011) واعتمادًا على نماذج التأثيرات الديناميكية لبيانات مقطعية، وكل من نمو ناتج الصناعات التحويلية والصادرات الصناعية وسعر الصرف كمتغيرات تفسيرية، أكدت نتائج التقدير على تحقق كل من فرضية "كالدور" الأولى من خلال التأثير الإيجابي لنمو ناتج الصناعات التحويلية على النمو الاقتصادي وكذلك فرضية "كالدور– فيردورن" الثانية للتأثير الإيجابي لنمو ناتج الصناعات التحويلية على انتاجية العمل في القطاع الصناعي. كما اختبرت دراسة(Onakoya, 2015) فرضية "كالدور– فيردورن" في الاقتصاد النيجيري، باستخدام بيانات السلسلة الزمنية للفترة (1970–2012)، وبعد التأكد من عدم استقرار بيانات كل من الإنتاجية وناتج الصناعات التحويلية في المستوى، واعتمادًا على اختبار "جوهانسن" للتكامل المشترك، أوضحت النتائج وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين، بما يؤكد تحقق الفرضية الثانية، كما أظهر تقدير معلمات الأجل القصير معنوية التأثير الإيجابي لنمو ناتج الصناعات التحويلية على انتاجية العمل في القطاع الصناعي. وجاءت معلمة تصحيح الخطأ سالبة وذات دلالة احصائية عند مستوى المعنوية10%. وفي دراسة (López & Thirlwall,2013) لاختبار فرضية "كالدور" الأولى بالتطبيق على تسع وثمانين دولة منها مصر، وباستخدام بيانات مقطعية للفترة(1990–2011)، واعتمادًا على طريقة المربعات الصغرى التجميعية، بينت نتائج التقدير وجود تأثير قوي بين النمو الاقتصادي ونمو ناتج الصناعات التحويلية، من خلال تأثير الأخير على نمو الصادرات، وأوضحت الدراسة أن الاقتصادات تنمو بمعدل مرتفع عندما يكون لديها القدرة على توجيه صادراتها ذات القيمة المضافة المرتفعة، وهو ما يمكن تحقيقه من خلال العمل على تنمية قطاع الصناعات التحويلية من خلال زيادة حجم الاستثمارات الصناعية.

وقامت دراسة (Kilavuz and Topcu, 2012) باختبار تأثير تصنيفات مختلفة لمجموعات سلعية من الصادرات والواردات على النمو الاقتصادي في اثنتي وعشرين دولة نامية في الفترة (1998–2006)، وذلك على أساس نموذجين، وعن طريق تحليل بيانات قطاعية. ووفقاً لنتائج تحليل المتغيرات التي يتضمنها النموذج الأول مثل صادرات الصناعة التحويلية عالية ومنخفضة التكنولوجيا، والاستثمار والسكان، وجد أن متغيرين فقط هما صادرات الصناعة التحويلية عالية التكنولوجيا والاستثمار لهما تأثير إيجابي معنوي على النمو الاقتصادي. بينما ركز النموذج الثاني على التحقق من أثر واردات الصناعة التحويلية عالية ومنخفضة التكنولوجيا على النمو، وكشفت النتائج أن واردات الصناعة التحويلية منخفضة التكنولوجيا لها تأثير إيجابي معنوي على النمو.

وكان الهدف من دراسة (Khan and Siddiqi, 2011) اختبار مدى تحقق فرضيات "كالدور" الثلاث للنمو في باكستان باستخدام بيانات سلسلة زمنية خلال الفترة (1964–2008)، واستخدمت الدراسة طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير معلمات نموذج الانحدار واختبار

العلاقة بين نمو قطاع الصناعات التحويلية والنمو الاقتصادي. وقد توصلت الدراسة إلى معنوية فرضية "كالدور" الأولى والثالثة، كما بينت تحقق الفرضية الثانية، وخلصت إلى أهمية القطاع الصناعي في التنمية الاقتصادية لباكستان. وتناولت دراسة (Grullón, 2011) اختبار فرضية "كالدور" للصناعة كمحرك للنمو الاقتصادي في جمهورية الدومينيك خلال الفترتين (60-1984)، (1985-2005)، حيث تميزت الفترة الأولى بالتركيز على استراتيجية الاحلال محل الواردات، وعلى النقيض من ذلك، استندت الفترة الثانية على استراتيجية التصنيع للتصدير. واستخدمت الدراسة منهجية "ARDL"، وبينت النتائج وجود علاقة توازن طويلة المدى بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي خلال الفترة (60-1984)، وبتقدير معامل المدى الطويل تبين أن زيادة معدل نمو الناتج الصناعي بنحو1% يؤدي إلى زيادة نمو الصناعات غير التحويلية بنحو0.86%. وأظهرت نتائج اختبارات "جرانجر" للسببية وجود علاقة سببية تمتد من نمو الصناعة التحويلية إلى الناتج الإجمالي. بينما كانت نتائج التحليل للفترة (1985-2005) على العكس من ذلك، حيث لم يتأكد وجود التكامل المشترك أو علاقة سببية بين التوسع في الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي. واستندت دراسة(Castiglione, 2011) إلى فرضية "كالدور- فيردورن" الثانية لاختبار وجود علاقة إحصائية في المدى الطويل بين معدل نمو إنتاجية العمل ومعدل نمو الناتج ، اعتمدت خلالها على اختبارات التكامل المشترك و"جراجر" للسببية بين ناتج القطاع الصناعي وإنتاجية العمل، وذلك باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة(1987-2007) عن الاقتصاد الأمريكي. وأظهرت نتائج اختبار جذر الوحدة عدم استقرار البيانات في المستوى لكل من متغيري الإنتاج الصناعي وإنتاجية العمل، وجاءت متكاملة من الدرجة الأولى، ويوجد بينها أيضاً علاقة تكامل مشترك، كما أظهرت دالة استجابة النبضة أن صدمة متغير واحد يكون لها تأثيرًا إيجابيًا على المتغيرات الأخرى.

وقامت دراسة (Mahmood et al., 2007) بتقدير الكفاءة للقطاع الصناعي في باكستان باستخدام نموذج التأثيرات العشوائية، وذلك لعدد 101 صناعة خلال فترتين طول كل منها عامين هما(95-1996)، و(2000-2001)، وأظهرت النتائج أن هناك بعض التحسن في كفاءة القطاع الصناعي بشكل عام، وإن كان حجم هذا التحسن صغيرًا، وعلى مستوى كل صناعة كانت النتائج مختلفة، حيث تبين أن الغالبية العظمى من المجموعات الصناعية حققت مكاسب من حيث تحسن الكفاءة الفنية، وبعض الصناعات أظهرت تدهور في مستويات كفاءتها. وقد قام كل من(2006) Dasgupta and Singh بدراسة عن دور القطاع الصناعي وقطاع الخدمات في الدول النامية بالتطبيق على الاقتصاد الهندي، وباستخدام بيانات سنوية واستنادًا إلى فرضيات "كالدور"، أوضحت نتائج الدراسة أن القطاع الصناعي يعد قطاع بالغ الأهمية في التنمية الاقتصادية ويؤدي إلى تحسن ميزان المدفوعات، كما بينت أن معدل النمو في قطاع الخدمات، خاصَة المرتبطة بتكنولوجيا المعلومات والاتصالات والبرمجيات يكون أسرع من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ونمو القطاع الصناعي، كما أنه يؤدي أيضًا إلى تحسين حالة ميزان المدفوعات.

واستهدف القدير (2004) اختبار فرضية "كالدور" الأولى للعلاقة بين نمو الإنتاج الصناعي والناتج المحلي الإجمالي في المملكة العربية السعودية باستخدام بيانات سنوية للفترة (1968-2001)، وأوضحت نتائج الدراسة وجود علاقة بين الناتج المحلي الإجمالي والإنتاج الصناعي، كما أشارت إلى وجود علاقة سببية تتجه من الناتج الصناعي إلى الناتج المحلي الإجمالي، وتتفق تلك النتيجة مع فرضية "كالدور" الأولى، وهو ما يعكس أهمية دور الإنتاج الصناعي مستقبلًا في تحديد معدل النمو الاقتصادي بالمملكة. وقد أشارت دراسة (Wells and Thirlwall, 2003) إلى أن انخفاض مستوى التنمية الصناعية هو أحد العوامل الرئيسة التي تؤدي إلى التخلف الاقتصادي في إفريقيا، لذا فقد سعت تلك الدراسة إلى الإجابة على سؤالين أولهما هو: إلى أي مدى يرتبط أداء النمو الاقتصادي بالدول الإفريقية بهذه الخصائص الهيكلية؟، وثانيهما هو: هل هناك دليل على أن نمو الناتج المحلي الإجمالي ونمو الإنتاجية الكلية للعمل بالدول الأفريقية يرتبط إيجابياً مع سرعة نمو قطاعات الصناعات التحويلية بها؟ وقد قامت الدراسة باختبار فرضيات "كالدور" الثلاث للنمو، وتوصلت إلى أن نمو الناتج المحلي الإجمالي أكثر ارتباطًا مع نمو قطاع الصناعات التحويلية من القطاعات الزراعية أو الخدمية، وأن التغيير الهيكلي في الأنشطة الصناعية يساعد على تسريع نمو الناتج المحلي الإجمالي ومستويات المعيشة في إفريقيا.

بعد هذا العرض للدراسات السابقة عن العلاقة بين القطاع الصناعي والنمو الاقتصادي، يمكن استنتاج ما يلي:

أ- تناولت الدراسات السابقة موضوع الدراسة من جوانب عديدة في دول ومناطق مختلفة وفترات زمنية طويلة استخدمت أساليب قياسية متنوعة، لكن لا توجد دراسات عن المملكة العربية السعودية أهتمت باختبار فرضيات "كالدور" الثلاث في آن واحد، وإنما ركزت على اختبار فرضية واحدة فقط من فرضيات "كالدور" الثلاث.

ب- مازال يشهد اختبار فرضيات "كالدور" للعلاقة بين نمو القطاع الصناعي والنمو الاقتصادي، وتحليل هذه العلاقة اهتمامًا من قبل الاقتصاديين.

ج- أكدت نتائج معظم الدراسات السابقة على دعم فرضيات "كالدور" للنمو، وأشارت غالبيتها إلى أن نمو الناتج الصناعي له تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي.

د- تحقق العلاقة بين معدل نمو إنتاجية العمل ومعدل نمو الناتج على المدى الطويل في القطاع الصناعي منذ بداية السبعينيات في القرن العشرين، حيث تم فحص هذه العلاقة في عدد من الدراسات باستخدام بيانات لفترات مختلفة وباستخدام أساليب قياسية مختلفة.

هـ- أشارت نتائج بعض الدراسات إلى تنامي حصة قطاعات الخدمات المالية وتكنولوجيا المعلومات والاتصالات في الناتج المحلي الإجمالي وتزايد دوره في النمو الاقتصادي.

ثانياً: أهم ملامح التحول الهيكلي بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة "1990-2018"

حددت السياسة الاقتصادية لحكومة المملكة أهداف القطاع الصناعي فيما يلي (وزارة الاقتصاد والتخطيط السعودية، خطط التنمية):

أ- دعم الاقتصاد القائم على المعرفة، من خلال توسيع وتعميق تطبيق التكنولوجيا الحديثة.

ب- رفع طاقة الاقتصاد الوطني الإنتاجية بحيث يتمكن من إنتاج مجموعة متنوعة من السلع، وبتكاليف تساعده على المنافسة في الأسواق المحلية والخارجية.

ج- الاستفادة من المزايا التي توفرها الأسعار المنخفضة للطاقة والكميات الوفيرة من المواد الوسيطة الناتجة عن البترول ومشتقاته الصناعية والثروات الزراعية والمعدنية والسمكية واستغلال هذه المزايا والموارد لتنويع القاعدة الصناعية.

د- تشجيع الاستفادة من كامل طاقات القطاع الخاص في الصناعات التحويلية.

هـ- تحقيق تنمية صناعية إقليمية متوازنة.

و- رفع إنتاجية القطاع الصناعي بتشجيع اقتصاديات الحجم الكبير، والاستفادة من الوفورات.

ز- تقليل اعتماد الصناعة على العمالة غير السعودية، وذلك من خلال تطوير مهارات العمالة الوطنية بتنمية إمكانيات التعليم الفني والعام وتوفير البرامج التدريبية للعمالة.

ح- زيادة نسبة التعاون والتكامل بين مختلف الصناعات الوطنية القائمة.

وقد مر الاقتصاد السعودي خلال العقود الثلاثة الأخيرة بتغيرات ملموسة، شملت القطاعات الاقتصادية المختلفة، وأحدثت تحولات في كل من الأهمية النسبية لهذه القطاعات ودرجة تركزها والأساليب التكنولوجية المستخدمة. وتدفع هذه التغيرات الباحثين الاقتصاديين إلى دراسة الارتباط بين ما يتحقق من نمو اقتصادي تشهده الدولة وما يحدث في القطاعات الاقتصادية المختلفة من توسع، وذلك للوقوف على مدى التوجه نحو التنوع الإنتاجي وتحديد الأسباب الحقيقية للنمو الاقتصادي، وهل ذلك انعكاسًا لتغيرات هيكلية في البنيان الاقتصادي، أم إلى تغيرات طارئة؟، بما يساعد صانعو السياسة الاقتصادية على رسم خطط التنمية الاقتصادية.

وذلك ما تحاول الدراسة الحالية تحقيقه في هذا القسم، من خلال "التحليل الوصفي" لأهم ملامح التطور القطاعي بالمملكة خلال الفترة محل الدراسة، من خلال تناول بعض المؤشرات الرئيسة لنمو الاقتصاد السعودي والتحول الهيكلي في الفترة (1990- 2018) وذلك كما هو مبين على النحو التالي.

المؤشرات الرئيسة للنمو الاقتصادي والتحول الهيكلي بالاقتصاد السعودي في الفترة "1990- 2018"

الصناعة بمعناها الواسع هي: مجموعة الأنشطة التي تقوم بتحويل الموارد الطبيعية الخام النباتية، الحيوانية والمعدنية إلى منتجات صناعية قابلة للاستهلاك النهائي أو الاستخدام الوسيط في صناعات أخرى، وبهذا فإن النشاط الصناعي مفهوم واسع يشير إلى عدد من العمليات التي يتم عن طريقها استخراج أو تحويل في مواد أولية موجودة أو إنتاج مواد جديدة بهدف إشباع الحاجات الإنسانية باستخدام طرقاً ووسائل متنوعة. ووفقاً للتصنيف الدولي الموحد الصادر عن الأمم المتحدة يشمل النشاط الصناعي عامة القطاعات الثلاثة الآتية (الأمم المتحدة، 2009):

أ- التعدين واستغلال المحاجر: وتشمل استخراج الخامات من باطن الأرض أو سطحها، وتعرف بالصناعة الاستخراجية.

ب- الصناعة التحويلية: وتضم كافة الصناعات التي يتم من خلالها تحويل في شكل أو طبيعة المادة الأولية إلى منتجات جديدة.

ج- الخدمات الصناعية: وتضم إمدادات الطاقة بمصادرها المختلفة والمياه وأنشطة الصرف الصحي وإدارة النفايات ومعالجتها.

وتوضح البيانات الواردة بالجدول رقم(1) التالي بعض مؤشرات أداء القطاع الصناعي بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة(1990-2018)

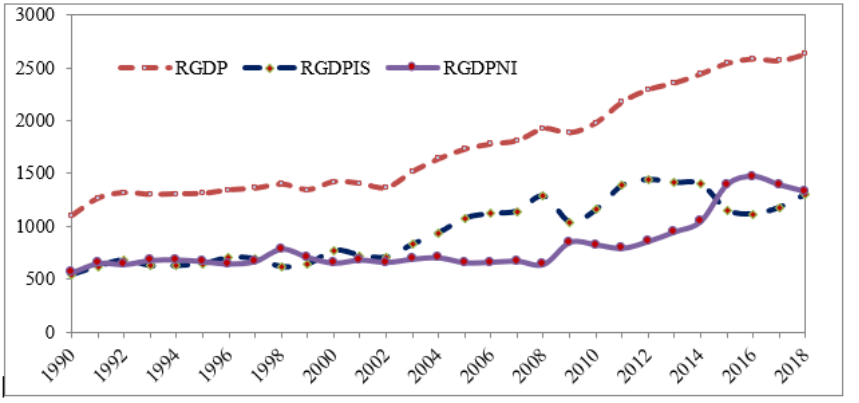
جدول رقم (1): مؤشرات أداء القطاع الصناعي بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة (1990-2018)

المتغيرات	المتوسط السنوي	الانحراف المعياري	معدل النمو السنوي (%)
الناتج المحلي الإجمالي (بليون ريال-قيم جارية)	1390.06	911.76	7.84
الناتج المحلي الإجمالي (بليون ريال-اسعار ثابتة 100%=2010)	1763.19	488.89	3.07
إجمالي الناتج المحلي للقطاع الصناعي (بليون ريال - قيم جارية)	763.37	525.29	8.21
إجمالي الناتج المحلي للقطاع الصناعي (بليون ريال - اسعار ثابتة)	950.07	297.82	3.44
الناتج المحلي للقطاعات غير الصناعية (بليون ريال - قيم جاريه)	626.68	420.76	7.33
الناتج المحلي للقطاعات غير الصناعيه (بليون ريال - اسعار ثابته)	813.11	258.99	2.56
الناتج المحلي لإجمالي الصناعات التحويلية (بليون ريال - قيم جاريه)	141.57	104.60	8.55
الناتج المحلي لإجمالي الصناعات التحويليه (بليون ريال - اسعار ثابته)	176.90	67.235	3.78
إجمالي عدد العماله (بالالف)	7932.28	2836.31	4.02
إجمالي عدد العماله بالقطاع الصناعي (بالالف)	536.35	100.72	2.16
إجمالي عدد العماله بقطاع الصناعات التحويليه	451.86	101.80	2.63
إجمالي عدد العماله بالقطاعات غير الصناعية	7395.93	2738.73	4.16
إنتاجية العامل بالقطاع الصناعي (ألف ريال)	1319.56	754.35	6.05
إنتاجية العامل بقطاع الصناعات التحويلية (ألف ريال)	283.141	155.48	5.92
إنتاجية العامل بالقطاعات غير الصناعيه (الف ريال)	76.62	23.04	3.17

المصدر: جُمعت وحُسبت بيانات الجدول من التحليل الإحصائي لبيانات المتغيرات موضع الدراسة.

ويبين الشكل رقم(1) التالي تطور الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة "RGDP" وناتج كل من القطاع الصناعي "RGDPIS" والقطاعات الأخرى غير الصناعية "RGDPNI" خلال الفترة(1990-2018).

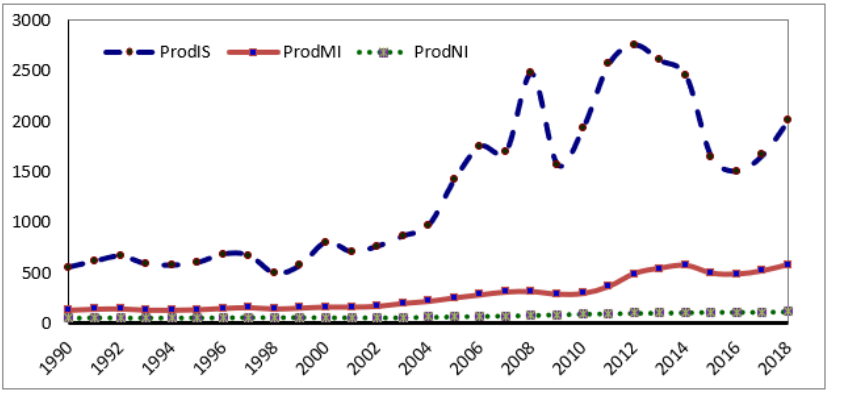
شكل رقم(1): "تطور الناتج المحلي الاجمالي وكل من ناتج القطاع الصناعي وغير الصناعي بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة(1990-2018)"



المصدر: تم إعداده باستخدام بيانات متغيرات الدراسة.

ويوضح الشكل رقم(2) التالي اتجاهات متوسط إنتاجية العامل في كل من القطاع الصناعي (ProdIS) وغير الصناعي (ProdNI) والصناعات التحويلية (ProdMI) بالمملكة العربية السعودية خلال فترة الدراسة.

شكل رقم(2): "تطور متوسط انتاجية القطاع الصناعي وغير الصناعي والصناعات التحويلية بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة(1990-2018)"



المصدر: تم إعداده باستخدام بيانات متغيرات الدراسة.

يمكن تقسيم البيانات الواردة بالجدول رقم (1) السابق، والشكلين(1، 2) السابقين إلى ثلاثة مؤشرات رئيسة تعكس تطور النمو الاقتصادي والتحول الهيكلي بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة"1990– 2018"، وهي على النحو التالي:

(1) مؤشر الناتج: فيما يتعلق بالناتج المحلي الإجمالي وإجمالي الناتج للقطاع الصناعي والقطاعات غير الصناعية وناتج الصناعات التحويلية، يتضح من البيانات الواردة بالجدول رقم (1) أن معدل النمو السنوي للناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة بلغ نحو 7.84%، 3.07% بالأسعار الجارية والأسعار الثابتة على الترتيب، وكان لقطاع الصناعات التحويلية النصيب الأكبر في المساهمة في هذا النمو، فقد بلغ نحو8.55%، 3.78% بالأسعار الجارية والأسعار الثابتة على الترتيب. وينعكس ذلك ايضًا على نمو القطاع الصناعي، حيث بلغ معدل نمو ناتج القطاع الصناعي بكل من الأسعار الجارية والأسعار الثابتة نحو 8.21%، 3.44% على الترتيب، في حين بلغ معدل النمو السنوي للناتج في القطاعات غير الصناعية نحو 7.33%، 2.56% بالأسعار الجارية والأسعار الثابتة على الترتيب، وتميز كل منها بدلالته الاحصائية عند مستوى معنوية5%. ويعكس الشكل رقم(1) وجود اقتران بين اتجاهات الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة وناتج القطاع الصناعي خلال فترة الدراسة، حيث يتضح وجود اتجاه عام للارتفاع في كل منهما، باستثناء عام2009 الذي أعقب الأزمة المالية العالمية، حيث شهد ذلك العام انخفاضًا ملحوظًا في الناتج المحلي الإجمالي وأيضًا في ناتج القطاع الصناعي، ليشهد بعدها ارتفاعًا تدريجيًا ليصل إلى 2631.09 مليار ريال في نهاية عام2018.

(2) مؤشر العمالة: يتضح من الجدول رقم(1) السابق أن معدل النمو السنوي للعمالة في المملكة بلغ خلال فترة الدراسة حوالي 4.02%، في حين بلغ معدل النمو السنوي للعمالة بالقطاع الصناعي والقطاعات غير الصناعية نحو 2.16%، 4.16% على الترتيب، وبلغ معدل نمو العمالة في الصناعات التحويلية نحو 2.63%. بما يعكس أنه مازال القطاع غير الصناعي بالمملكة يستوعب العدد الأكبر من العمالة السعودية.

(3) مؤشر الإنتاجية: فيما يتعلق بمتوسط معدل النمو السنوي لإنتاجية العامل بالقطاع الصناعي والصناعات التحويلية والقطاعات غير الصناعية، فقد تبين أن هناك اختلاف واضح بين إنتاجية العامل بالقطاع الصناعي والقطاعات غير الصناعية، حيث بلغ معدل النمو السنوي لإنتاجية العامل بالقطاع الصناعي والصناعات التحويلية نحو 6.05%، 5.92% على الترتيب، في حين بلغ نحو 3.17% بالقطاعات غير الصناعية خلال فترة الدراسة. وهذا ما يتبين من الشكل رقم(2) السابق من الانخفاض الملحوظ في متوسط انتاجية العمل بالقطاع غير الصناعي، إذا ما قورنت بمتوسط انتاجيته في كل من القطاع الصناعي والصناعات التحويلية، كما يعكس ذلك الشكل وجود حالة من الاقتران بين اتجاهات متوسط الانتاجية في الصناعات التحويلية والقطاع الصناعي عامة.

ولكن يبقى التأكيد هنا، أن وجود حالة من الاقتران بين اتجاهات متغيرات الدراسة لا يعني بالضرورة وجود علاقة تأثير بينهما، وهذا لا يتحقق إلا من خلال استخدام الأساليب القياسية لتقدير معلمات التأثير واختبار معنويتها وكذلك تحديد اتجاه السببية فيما بينها.

ثالثاً: متغيرات ومنهجية الدراسة

في ضوء الإطار النظري للدراسة، تم اختبار فرضيات "كالدور" الثلاث وتقدير دور الصناعات التحويلية في النمو الاقتصادي بالتطبيق على المملكة العربية السعودية خلال الفترة (1990– 2018) ، وذلك استناداً إلى المعادلات الثلاث التالية:

معادلة الفرضية الأولى:

$$LnGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnGDPMI_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

معادلة الفرضية الثانية:

$$LnProdMI_t = \beta_0 + \beta_1 LnGDPMI_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

معادلة الفرضية الثالثة:

$$LnProdNI_t = \omega_0 + \omega_1 LnGDPMI_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

حيث:

GDP: الناتج المحلي الإجمالي.

GDPMI: ناتج الصناعات التحويلية.

ProdMI: متوسط إنتاجية العامل في الصناعات التحويلية.

ProdNI: متوسط إنتاجية العامل في القطاعات غير الصناعية.

t: الفترة الزمنية محل الدراسة (1990– 2018).

ε_t : حد الخطأ العشوائي.

وتحقيقًا لأهداف الدراسة واختبار فروضها، استندت الدراسة إلى منهجين رئيسين للتحليل، الأول: منهج التحليل الوصفي؛ لتحليل الدور الاقتصادي للقطاع الصناعي عامة والصناعات التحويلية خاصة في المملكة العربية السعودية، حيث تم استخدم الأسلوب البياني لعرض تطور المتغيرات ذات الصلة بموضوع البحث مثل: الناتج الصناعي، ناتج الصناعات التحويلية، العمالة ونمو الناتج المحلي الإجمالي، وذلك لما يتميز به هذا الأسلوب من سهولة الوصف وعرض للتطور

خلال الفترة محل الدراسة، بما يساعد على إعطاء مؤشرات مبدئية لطبيعة واتجاه تطور المتغيرات، ويسهم في تحقيق بعض أهداف الدراسة. والثاني: منهج التحليل الاقتصادي القياسي؛ حيث اعتمدت الدراسة على أساليب قياسية مختلفة لاختبار العلاقة بين المتغيرات موضع الدراسة في الأجلين القصير والطويل، حيث تم تقدير معدلات النمو لجميع المتغيرات موضع الدراسة باستخدام صيغة الدالة الآسية Exponential Function، كما تم اختبار استقرار البيانات للسلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل البحث، وذلك من خلال اختبار "ديكي– فولر الموسع ADF"، واختبار "فيليبس– بيرون PP"، وبناءً على نتائج هذين الاختبارين، تم إجراء اختبار "جوهانسن" للتكامل المشترك، وذلك للتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك واحدة على الأقل طويلة الأجل بين المتغيرات، فضلاً عن اختبار العلاقة السببية بين المتغيرات التي تتضمنها الفرضيات الثلاث باستخدام اختبار "جرانجر" للعلاقة السببية وأيضًا تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، ويعتمد نموذج تصحيح الخطأ على تقدير المعادلات الست التالية:

$$\Delta \mathrm{Ln}GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_{1,i}\, \Delta \mathrm{LnGDP}_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \beta_{2,j}\, \Delta \mathrm{LnGDPMI}_{t-j} + \gamma_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta \mathrm{Ln}GDPMI_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{m} \alpha_{1,i}\, \Delta \mathrm{LnGDP}_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \alpha_{2,j}\, \Delta \mathrm{LnGDPMI}_{t-j} + \gamma_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

$$\Delta \mathrm{Ln}ProdMI_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^{m} \rho_{1,i}\, \Delta \mathrm{LnProdMI}_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \rho_{2,j}\, \Delta \mathrm{LnGDPMI}_{t-j} + \gamma_3 ECT_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (6)$$

$$\Delta \mathrm{Ln}GDPMI_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^{m} \delta_{1,i}\, \Delta \mathrm{LnProdMI}_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_{2,j}\, \Delta \mathrm{LnGDPMI}_{t-j} + \gamma_4 ECT_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (7)$$

$$\Delta \mathrm{Ln}ProdNI_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{m} \mu_{1,i}\, \Delta \mathrm{LnProdNI}_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \mu_{2,j}\, \Delta \mathrm{LnGDPMI}_{t-j} + \gamma_5 ECT_{t-1} + \varepsilon_{5t} \quad (8)$$

$$\Delta \mathrm{Ln}GDPMI_t = C_0 + \sum_{i=0}^{m} C_{1,i}\, \Delta \mathrm{LnGDPNI}_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} C_{2,i}\, \Delta \mathrm{LnGDPMI}_{t-j} + \gamma_6 ECT_{t-1} + \varepsilon_{6t} \quad (9)$$

ويقوم نموذج تصحيح الخطأ بتقدير وقياس العلاقة قصيرة الأجل بين متغيرات النموذج، كما أنه يقيس سرعة التعديل أو التصحيح لإعادة التوازن في الأجل الطويل، وتوضح معلمات المعادلات الست السابقة(4−9) اتجاه العلاقة قصيرة الأجل وطويلة الأجل بين المتغيرات موضع الدراسة، حيث تشير المعلمات$(\mu_{2,j}, \rho_{2,j}, \beta_{2,j})$ إلى تأثير التغيرات قصيرة الأجل في ناتج الصناعات التحويلية (GDPMI) على كل من الناتج المحلي الإجمالي (GDP)، إنتاجية العامل في الصناعات التحويلية (ProdMI) وإنتاجية العامل في القطاعات غير الصناعية (ProdNI) على الترتيب، ويمثل (EC_{t-1}) حد تصحيح الخطأ، والذي تعكس قيمة معلمته سرعة تكيف أو تعديل الاختلال في قيمة هذه المتغيرات في الأجل القصير عن قيمها التوازنية في الأجل الطويل. وللتأكيد على العلاقة السببية بين هذه المتغيرات واتجاهها، والتي تم التوصل إليها في إطار نموذج تصحيح الخطأ تم إجراء اختبار "جرانجر" للسببية، وذلك لدراسة العلاقة التبادلية بين المتغيرات التي تتضمنها فرضيات "كالدور" الثلاث.

واعتمدت الدراسة بصفة أساسية علي بيانات سلسلة زمنية سنوية للفترة (1990−2018)، وتم تجميع هذه البيانات من عدة مصادر تمثلت في أعداد مختلفة للتقارير السنوية الصادرة عن مؤسسة النقد العربي السعودي ونشرات خطط التنمية الصادرة عن وزارة الاقتصاد والتخطيط السعودية. بالإضافة إلى احصاءات المؤشرات الاقتصادية الكلية الصادرة عن البنك الدولي في عام2020. وتم حساب القيم الثابتة للمتغيرات باستخدام الرقم القياسي للناتج المحلي الإجمالي لعام2010، كما تم التعامل مع جميع متغيرات الدراسة في صورة اللوغاريتم الطبيعي، بما يسمح بتحقيق فرضية خطية العلاقة بين متغيرات الدراسة وتقليل الفروق بين قيم ووحدات القياس.

رابعًا: نتائج التحليل القياسي

1- اختبار جذر الوحدة لاستقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة

يتضح من النتائج الواردة بالجدول رقم (2) التالي، أن اختبار جذر الوحدة Unit Root للمتغيرات موضع الدراسة يشير إلى أن قيم السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات غير مستقرة في مستواها، حيث أن القيم المطلقة المحسوبة لكل من اختبار ADF واختبار PP تقل عن القيم الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، وعلى ذلك فإنه لا يمكن رفض فرضية وجود جذر الوحدة، وبالتالي يمكن قبول فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة أي بعدم استقرار تلك السلاسل، لذلك تم إعادة الاختبار للمتغيرات عند الفروق الأولى لها وتبين أنها مستقرة، وعلى ذلك فإن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة غير ساكنة في مستواها ولكنها مستقرة عند الفروق الأولى لها، وهو ما يعني أنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) I خلال فترة الدراسة.

جدول رقم (2): نتائج اختبارات "جذر الوحدة" لاستقرار متغيرات الدراسة خلال فترة الدراسة

المتغير	الاختبار	قاطع ومتجه زمني With Trend and Intercept			بدون قاطع ومتجه زمني Without Trend and Intercept		
		المستوى	الفروق الأولى	الفروق الثانية	المستوى	الفروق الأولى	الفروق الثانية
LnGDP	ADF	-1.550^{ns}	-4.910**	-4.910**	3.033^{ns}	-3.260**	-5.825**
	PP	-1.195^{ns}	-4.498**	-17.094**	3.884^{ns}	-3.260**	-12.493**
LnGDPMI	ADF	-0.518^{ns}	-4.165*	-4.762**	5.664^{ns}	-2.130*	-4.985**
	PP	0.313^{ns}	-3.692*	-9.674**	5.892^{ns}	-2.478*	-6.078**
LnProdNI	ADF	-1.222^{ns}	-7.515**	-10.432**	1.976^{ns}	-5.318**	-11.051**
	PP	-1.209^{ns}	-6.517**	-12.239**	2.279^{ns}	-5.201**	-12.679**
LnProdMI	ADF	-1.520^{ns}	-3.786**	-4.770*	2.893^{ns}	-2.037*	-4.790**
	PP	-1.443^{ns}	-3.979*	-3.979*	2.701^{ns}	-2.020*	-4.317**

المصدر: حُسبت من البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة باستخدام برنامج (E-Views).

ADF: اختبار "ديكي – فولر" الموسع Augmented Dickey-Fuller Test

PP: اختبار "فيليبس – بيرون" Phillips-Perron Test

** **معنوي عند مستوى المعنوية 1%** * **معنوي عند مستوى المعنوية 5%** ^{ns} **غير معنوي**

2- اختبار التكامل المشترك

استندت الدراسة على اختبار "Johansen" للتكامل المشترك، والذي يعتمد على اختبار نسبة الإمكانية العظمى أو"Trace Statistic" الذي يتم مقارنته "Max-Eigen. Statistic" لتأكيد نتائج التقدير.

ويبين الجدول رقم (**3**) التالي نتائج اختبارات التكامل المشترك لفرضيات "كالدور" الثلاث بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة (1990-2018)

جدول رقم (3): نتائج اختبارات التكامل المشترك لفرضيات "كالدور" الثلاث بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة (1990-2018)

Null Hypothesis(*) / Kaldor's Hypothesis	H_0: Rank = r	Trace (λtrace)	Max Eigenvalue (λmax)
First Hypothesis	0	14.26^{*}	8.79^{ns}
	1	5.46^{*}	5.46^{*}
Second Hypothesis	0	23.48^{*}	17.46^{*}
	1	6.03^{*}	6.03^{*}
Third Hypothesis	0	23.23^{*}	19.19^{*}
	1	4.03^{*}	4.03^{*}

المصدر: حُسبت من البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة باستخدام برنامج (E-Views)

(*) معنوي **عند مستوى المعنوية 5%**

-First Hypothesis: Trace test denoted 2 cointegrating equations, while Max-eigen value test indicated 1 cointegrating equations.

-Second and Third Hypotheses: Both Trace and Max-eigenvalue tests denoted 2 cointegrating equations.

ويتضح من الجدول رقم(3) السابق أن المتغيرات موضع الدراسة بعد أخذ الفروق الأولى لها، تتميز بوجود علاقة تكامل مشترك واحدة على الأقل بينها، بما يعني أنه يمكن رفض فرض العدم القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات موضع الدراسة، سواءً وفقاً لقيمة Trace Statistic أو لقيمة Max-Eigen. Statistic، حيث أعطت الطريقتان نتائج متقاربة، وهو الأمر الذي يعني وجود تكامل مشترك بين هذه المتغيرات، وبالتالي فإنه لا يمكن رفض الفرض البديل القائل بوجود تكامل مشترك بين مجموعة المتغيرات موضع الدراسة لكل فرضية، بما يدل أيضًا على وجود توليفة خطية ساكنة بين تلك المتغيرات، وإلى إمكانية وجود تفاعل حركي وعلاقة توازنية بينها على المدى الطويل، مما يعني عدم إمكانية ابتعاد هذه المتغيرات عن بعضها البعض في الأجل الطويل.

3- نموذج تصحيح الخطأ

بعد أن تبين من نتائج التكامل المشترك بين المتغيرات موضع الدراسة وجود علاقة طويلة الأجل بينها، تم تقدير معلمات نموذج تصحيح الخطأ "ECM" من أجل الكشف عن التعديل أو التصحيح التدريجي للمتغير التابع في المدى القصير تجاه قيمته في المدى الطويل، حيث يقوم نموذج تصحيح الخطأ على ديناميكية العلاقات قصيرة المدى، من خلال ارتباط حركة المتغيرات في أي فترة بالفجوة في الفترة السابقة وصولًا إلى القيم التوازنية في الأجل الطويل. ولتقدير نموذج تصحيح الخطأ "ECM" يجب بدايةً اختيار طول فترة التأخير أو الإبطاء المناسبة للمتغيرات الداخلة في كل فرضية

من فرضيات "كالدور" الثلاث، وبصفة عامة يمكن استخدام عدة معايير بديلة لتحديد طول فترة الإبطاء المناسبة هي: "LR، FPE، AIC، SIC، HQ". ووفقًا لهذه المعايير يُعد النموذج الذي يحقق أفضل توافق للبيانات هو النموذج الذي يكون له أقل مجموع مربعات الخطأ، أو يزيد من قيمة الاحتمالية العظمى Likelihood Ratio.

والجدول رقم (4) التالي يوضح نتائج اختبار طول فترات الإبطاء لمتغيرات فرضيات "كالدور" الثلاث.

جدول رقم (4): اختبار طول فترات الإبطاء لمتغيرات فرضيات "كالدور" الثلاث

Kaldor's Hypothesis	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
First Hypothesis	0	13.54	NA	0.001	−1.15	−1.05	−1.13
	1	58.05	75.67*	1.001*	−5.21*	−4.91*	−5.15*
	2	59.34	1.93	2.001	−4.93	−4.44	−4.84
Second Hypothesis	0	15.17	NA	0.001	−1.32	−1.22	−1.30
	1	69.61	92.54*	5.001*	−6.36*	−6.06*	−6.30*
	2	80.62	16.52	3.001	−7.06	−6.56	−6.96
Third Hypothesis	0	17.02	NA	0.001	−1.50	−1.40	−1.48
	1	62.91	78.02*	1.001*	−5.69*	−5.39*	−5.63*
	2	65.65	4.11	1.003	−5.56	−5.07	−5.47

المصدر: حُسبت من البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة باستخدام برنامج (E−Views).

(*) Indicates lag order selected by the criterion.

−**LR**: Sequential modified Likelihood Ratio (LR) test statistic (each test at 5% level).
−**FPE**: Final prediction error. − **AIC**: Akaike information criterion.
−**SC**: Schwarz information criterion. −**HQ**: Hannan−Quinn information criterion.

وفقًا للمعايير الخمسة الموضحة بالجدول رقم (4) السابق. يتضح أن فترة إبطاء متغيرات الدراسة تبلغ سنة لكل متغير من متغيرات فرضيات "كالدور" الثلاث.

وبعد التأكد من تحقق استقرار متغيرات الدراسة عند الفروق الأولى لها، تم تقدير نموذج "ECM" الذي يتضمن متغيرات الدراسة بفترة إبطاء مقدارها سنة لكل متغير.

ويبين الجدول رقم(5) التالي نتائج تقدير معلمات نموذج تصحيح الخطأ لفرضيات "كالدور" الثلاث واختبارات فحص ملائمة تقديرات نموذج تصحيح الخطأ بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة(1990 – 2018).

جدول رقم (5): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لفرضيات كالدور الثلاث واختبارات فحص ملائمة تقديرات النموذج بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة(1990 – 2018)

Kaldor's Hypothesis	First Hypothesis		Second Hypothesis		Third Hypothesis	
Error Correction Term (EC_{t-1})	-0.3525^{*}		-0.2981^{*}		-0.1818^{*}	
Short Run Elasticity	0.281^{*}		0.329^{*}		0.241^{*}	
Long Run Elasticity	0.854^{**}		0.671^{**}		0.440^{**}	
Normality Test (Jarque–Bera)	1.719 (0.4233)		3.2857 (0.1934)		1.742 (0.4186)	
LM Test for Serial Correlation	1	0.599 (0.963)	1	1.317 (0.859)	1	5.435 (0.246)
	2	1.436 (0.838)	2	4.006 (0.405)	2	3.686 (0.450)
	3	1.185 (0.881)	3	2.124 (0.713)	3	0.918 (0.922)
White Test for Heteroscedasticity	$\chi^2 = 31.632$ (0.3848)		$\chi^2 = 33.181$ (0.3148)		$\chi^2 = 27.979$ (0.5716)	
R^2	0.748		0.776		0.709	
F –Stat	5.157^{*}		5.766^{*}		4.806^{*}	

المصدر: حُسبت من البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة باستخدام برنامج (E–Views).

– الأرقام بين الأقواس تشير إلى المستوى الاحتمالي.

(**) معنوي عند مستوى المعنوية 1% (*) معنوي عند مستوى المعنوية 5%

يتضح من الجدول رقم(5) السابق، أن معلمة حد تصحيح الخطأ لفرضية "كالدور" الأولى بلغت (0.3525–) وذات دلالة احصائية عند مستوى المعنوية 5%، أي أن معامل تصحيح انحراف معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي عن مستواه التوازني في الأجل الطويل يبلغ 0.3525، بما يعني أن اختلال التوازن في القيمة الفعلية للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا يتم تعديلها أو تصحيحها تمامًا خلال عام، وإنما يتم تصحيح نحو25.35% فقط من تلك الاختلالات خلال العام، وبالتالي فإن فترة التكيف أو التعديل تجاه المستوى التوازني لمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي في الأجل

الطويل تقدر بحوالي ثلاث سنوات تقريبًا. وقُدرت معلمة حد تصحيح الخطأ لفرضية "كالدور" الثانية والثالثة بنحو (0.2981−)، (0.1818−) وتميزت بدلالتها الاحصائية عند مستوى المعنوية 5%على الترتيب، بما يعني أن سرعة تصحيح أخطاء الأجل القصير لكل من معدل نمو إنتاجية العمل في الصناعات التحويلية ومعدل نمو إنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية عن مستواهما التوازني في الأجل الطويل تبلغ نحو(29.81%، 18.18%) خلال عام لكل منهما على الترتيب، وبالتالي فإن فترة التكيف أو التعديل تجاه قيمتهما التوازنية في الأجل الطويل تقدر بحوالي ثلاث سنوات ونصف تقريبًا للفرضية الثانية، وحوالي خمس سنوات ونصف للفرضية الثالثة.

ويتضح أيضًا من الجدول رقم(5) السابق، أن استجابة كل من الناتج المحلي الإجمالي وإنتاجية العمل في الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية للتغيرات النسبية في ناتج قطاع الصناعات التحويلية، بلغت في المدى القصير حوالي(0.281، 0.329، 0.241) لكل منها على الترتيب، وهو الأمر الذي يعني أن تغيرًا قدره 10% في ناتج الصناعات التحويلية يؤدي إلى تغير كل من الناتج المحلي الإجمالي وإنتاجية العمل في الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية في نفس الاتجاه بنحو(2.81%، 3.29%، 2.41%) على الترتيب خلال فترة الدراسة، في حين بلغ معامل المرونة على المدى الطويل حوالي(0.854، 0.671، 0.440) على الترتيب، ويتضح من ذلك ارتفاع تأثير النمو في ناتج الصناعات التحويلية على المتغيرات التابعة في الأجل الطويل مقارنة بالأجل القصير، حيث أن تغيراً قدره 10% في ناتج الصناعات التحويلية يؤدي إلى تغير كل من الناتج المحلي الإجمالي وإنتاجية العمل في الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية في نفس الاتجاه بنحو (8.54%، 6.71%، 4.40%) على الترتيب في المدى الطويل. وتؤكُد النتائج السابقة على التأثير الايجابي لنمو ناتج الصناعات التحويلية على النمو الاقتصادي بالمملكة، بما يكشف تحقق فرضيات كالدور الثلاث في المملكة العربية السعودية استنادًا إلى بيانات الفترة محل الدراسة. وإن كانت معاملات المرونة تعكس الضعف النسبي لذلك التأثير الإيجابي، حيث جاءت أقل من الواحد للثلاثة فرضيات في الأجلين القصير والطويل.

كما يوضح الجدول رقم(5) السابق نتائج اختبارات فحص تقديرات نموذج تصحيح الخطأ وجودة التوفيق للنموذج، إذ تبين الاختبارات أن المعادلات المقدرة تخلو من المشاكل القياسية، حيث يلاحظ تحقق التوزيع الطبيعي للبواقي من خلال اختبار(Jarque−Bera)، كما يشير اختبار (LM) إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، كما يشير اختبار (White) إلى قبول فرض العدم بثبات تباين البواقي، كما يُلاحظ معنوية العلاقات الثلاث المقدرة ككل من خلال الدلالة الاحصائية لقيمة (F) المحسوبة عند مستوى المعنوية1%.

4- نتائج اختبار العلاقة السببية لجرانجر

لاختبار وجود علاقة سببية أو تبادلية بين المتغير التابع والمتغير التفسيري في كل فرضية من فرضيات "كالدور" الثلاث، تم استخدام اختبار "جرانجر" للسببية، ويوضح الجدول رقم (6) التالي نتائج اختبارات "جرانجر" للسببية بين متغيرات فرضيات "كالدور" الثلاث التي تم التوصل إليها خلال فترة الدراسة باستخدام فترة إبطاء طولها سنتين.

جدول رقم (6): نتائج اختبارات جرانجر للسببية بين متغيرات فرضيات "كالدور" الثلاث

Pairwise Granger Causality Tests		Sample: 1990 - 2018		
Lags: 2				
Kaldor's Hypothesis	Null Hypothesis	Obs.	F-Statistic	Probability
First Hypothesis	LnGDPMI does not Granger Cause LnGDP	27	5.652	0.014
	LnGDP does not Granger Cause LnGDPMI		1.840	0.193
Second Hypothesis	LnGDPMI does not Granger Cause LnProdMI	27	3.932	0.0482
	LnProdMI does not Granger Cause LnGDPMI		1.460	0.264
Third Hypothesis	LnGDPMI does not Granger Cause LnProdNI	27	3.764	0.050
	LnProdNI does not Granger Cause LnGDPMI		0.157	0.349

اتجاه العلاقة السببية

ناتج الصناعات التحويلية	←	الناتج المحلي الإجمالي
ناتج الصناعات التحويلية	←	انتاجية العمل في الصناعات التحويلية
ناتج الصناعات التحويلية	←	انتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية

المصدر: حُسبت من البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة باستخدام برنامج (E-Views).

ويتضح من الجدول رقم(6) السابق، وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه Unidirectional Causality عند فترة ابطاء طولها سنتين؛ تتجه من إجمالي ناتج الصناعات التحويلية للناتج المحلي الإجمالي (فرضية كالدور الأولى)، ومن إجمالي ناتج الصناعات التحويلية إلى متوسط إنتاجية العمل في الصناعات التحويلية (فرضية كالدور الثانية)، وأيضًا من إجمالي ناتج الصناعات التحويلية لمتوسط إنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية (فرضية كالدور الثالثة). وهي نتائج تتفق مع فرضيات "كالدور" الثلاث وأيضاً مع النتائج السابق التوصل إليها من تقديرات نموذج تصحيح الخطأ. ومن هذا يتضح أن التغيرات في إجمالي ناتج الصناعات التحويلية تتقدم على التغيرات في كل من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، متوسط إنتاجية العمل في الصناعات التحويلية ومتوسط إنتاجية العمل في القطاعات غير الصناعية، ولها تأثير معنوي على تفسير التغيرات في هذه المتغيرات خلال فترة الدراسة بالمملكة العربية السعودية.

خامسا: الخلاصة والتوصيات

استهدفت الدراسة الحالية اختبار فرضيات "كالدور" الثلاث من خلال تقدير تأثير قطاع الصناعات التحويلية على النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية خلال الفترة(1990–2018). واعتمدت في بناء فروضها وصياغة العلاقات بين قطاع الصناعات التحويلية والنمو الاقتصادي على فرضيات "كالدور" الثلاث للنمو، وبعد التحليل الوصفي لهذه العلاقات وإجراء الاختبارات القياسية اللازمة لتحقيق أهداف للدراسة واختبار فروضها، توصلت الدراسة إلى عدة نتائج، يمكن تلخيصها على النحو التالي:

1- شهدت المملكة العربية السعودية نموًا اقتصاديًا ملحوظًا، حيث بلغ معدل النمو السنوي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال الفترة (1990–2018) نحو (3.07%)، حقق خلالها القطاع الصناعي معدل نمو قُدر بنحو (3.44%) سنويًا. وكان لقطاع الصناعات التحويلية النصيب الأكبر في النمو وقُدر بنحو (3.78%) سنويًا. في حين بلغ معدل النمو في الناتج الحقيقي للقطاعات غير الصناعية نحو (2.56%) سنويًا خلال تلك الفترة.

2- بينت نتائج اختبارات التكامل المشترك، وجود علاقة طويلة الأجل بين قطاع الصناعات التحويلية وكل من النمو الاقتصادي وإنتاجية العمل.

3- بلغت معلمة تصحيح الخطأ لفرضية "كالدور" الأولى نحو (0.3525–)، أي أن معامل انحراف المتغير معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي عن مستواه التوازني في الأجل الطويل يبلغ (0.3525) ، وهو ما يعني أن فترة التكيف أو التعديل تجاه المستوى التوازني تبلغ حوالي 3 سنوات. بينما بلغت معلمة حد تصحيح الخطأ لفرضية "كالدور" الثانية والثالثة نحو (0.2981–)، (0.1818–) على الترتيب، وبالتالي فإن فترة التعديل تجاه المستوى التوازني لكل من معدل نمو كل من إنتاجية العمل في الصناعات التحويلية وإنتاجية العمل في القطاعات

غير الصناعية على المدى الطويل تبلغ حوالي 3.5 سنة للفرضية الثانية، وحوالي 5.5 سنة للفرضية الثالثة.

4- أوضحت نتائج تقدير المرونات في الأجلين القصير والطويل وجود تأثير إيجابي في درجة استجابة كل من النمو الاقتصادي وإنتاجية العمل في قطاع الصناعات التحويلية والقطاعات الأخرى غير الصناعية للتغيرات النسبية في ناتج قطاع الصناعات التحويلية، حيث بلغت نحو(0.281، 0.329، 0.241) لفرضيات كالدور الثلاث للنمو على الترتيب في الأجل القصير، بينما قدرت في الأجل الطويل بنحو(0.854، 0.671، 0.440) على الترتيب في الأجل الطويل، وإن كانت قيم معاملات المرونة تعكس الضعف النسبي لذلك التأثير الإيجابي، حيث جاءت أقل من الواحد للثلاثة فرضيات في الأجلين القصير والطويل.

5- أظهرت النتائج وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من قطاع الصناعات التحويلية إلى النمو الاقتصادي، أي أن نمو قطاع الصناعات التحويلية يؤدي إلى النمو الاقتصادي، وهو ما يؤيد فرضية الأولى "كالدور" الأولى. وأتفق ذلك مع نتائج عدد من الدراسات السابقة، منها(القدير، 2004 ;Grullón,2011 ;Keho, 2018 ;Tsoku et al., 2017).

6- أكدت نتائج اختبار السببية على وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من نمو ناتج قطاع الصناعات التحويلية إلى إنتاجية العمل في هذا القطاع، بما يتفق مع فرضية "كالدور" الثانية، ونتائج عدد من الدراسات السابقة، منها (Almosabbah & Almoree,2018 ;Onakoya,2015 ;Castiglione,2011 ;Marconi et al.,2016). كما بينت وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من نمو ناتج قطاع الصناعات التحويلية إلى إنتاجية العمل في القطاعات الأخرى غير الصناعية، بما يؤيد تحقق فرضية "كالدور" الثالثة للنمو. ليتفق مع نتائج عدد من الدراسات السابقة، منها(Khan and Siddiqi, 2011 ;Wells and Thirlwall. 2003).

7- أشارت نتائج اختبارات السببية إلى نمو ناتج الصناعات التحويلية يؤثر ايجابيًا على النمو الاقتصادي بطريقتين، الأولى تأثير مباشر من خلال معنوية اتجاه العلاقة من نمو ناتج الصناعات التحويلية إلى نمو الناتج المحلي الاجمالي وذلك باعتباره أحد مصادر الناتج من السلع والخدمات وإحدى صور الاستثمار الذي يُعد أحد المكونات الرئيسة في معادلة الناتج المحلي الإجمالي بطريقة الإنفاق، والثانية تأثير غير مباشر وذلك من خلال معنوية اتجاه العلاقة من نمو ناتج الصناعات التحويلية إلى إنتاجية العمل في القطاعات الأخرى، بما يسهم في نمو الناتج المحلي الإجمالي.

وفي ضوء النتائج السابقة توصي الدراسة بما يلي:

1- **تبني سياسات اقتصادية تحفز على الاستثمار في قطاع الصناعات التحويلية:** على الرغم من أن النتائج أظهرت التأثير الإيجابي لقطاع الصناعات التحويلية على نمو الناتج، ولكن هذا

التأثير ما زال ضعيفًا نسبيًا، حيث جاءت معاملات المرونة أقل من الواحد في الأجلين القصير والطويل، مما يتطلب تنمية هذا القطاع ليحقق دوره المرجو، خاصة في المجالات التي يمكن أن تتمتع فيها المملكة بميزة تنافسية، ويؤدي إلى زيادة الصادرات غير النفطية وتنوع مصادر الدخل.

2- **تشجيع الاهتمام بالبحث والتطوير في القطاع الصناعي:** بما يسهم في رفع الإنتاجية، ويؤدي لزيادة الناتج الصناعي، ويرفع من معدل النمو الاقتصادي.

3- **اعداد دراسات مستقبلية مقطعية:** يمكن من خلالها تحديد أكثر الصناعات التحويلية إنتاجية ومساهمة في رفع إنتاجية القطاعات الأخرى في المملكة العربية السعودية، بما يساعد في رسم خطط وسياسات التنمية الاقتصادية.

المراجع العربية

الأمم المتحدة.(2009). "**التصنيف الصناعي الدولي الموحد لجميع الأنشطة الصناعية**"، التنقيح الرابع، إدارة الشؤون الاقتصادية والاجتماعية، نيويورك.

القدير، خالد بن حمد بن عبدالله. (1425هـ). "اختبار فرضية "كالدور" للعلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية". مجلة العلوم الإدارية، كلية ادارة الأعمال، جامعة الملك سعود، 17(2)، 187-208.

صندوق التنمية الصناعية السعودي، **التقرير السنوي**

https://www.sidf.gov.sa/ar/AboutSIDF/Pages/AnnualReport.aspx

مؤسسة النقد العربي السعودي، **التقارير السنوية**، أعداد مختلفة.

https://www.sama.gov.sa/ar-sa/EconomicReports/Pages/AnnualReport.aspx

وزارة الاقتصاد والتخطيط السعودية، خطط التنمية

https://www.mep.gov.sa/ar/development-plans

المراجع الانجليزية

Almosabbah, A.I. & Almoree, A. M. (2018). "The Relationship between Manufacturing Production and Economic Growth in the Kingdom of Saudi Arabia". **Journal of Economic Studies,** 45 (4), 674-690. https://doi.org/10.1108/JES-02-2017-0029

Castiglione, C. (2011). "Verdoorn-Kaldor's Law: An Empirical Analysis with Time Series Data in the United States", **Advances in Management & Applied Economics**, 1 (3), 135-151.

Dasgupta, S. and Singh, A. (2006). "Manufacturing, Services and Premature De-Industrialization in Developing Countries: A Kaldorian Empirical Analysis". **Centre for Business Research**, University of Cambridge, Working Paper No. 327, 1-26.

Ener, M. and Arica, F. (2011). "Is the Kaldor's Growth Law Valid for High Income Economies: A Panel Study". **Research Journal of Economics**, Business and ICT: RJEBI, 1, 60-64.

Garidzirai, R. & Muzindutsi, Paul-Francois.(2020). "A Panel ARDL Analysis of the Productivity of Key Economic Sectors Contributing to Local Economic Growth in an Emerging Country". **Journal of Sciendo**, 65(1), 39-53.

Grullón, S. (2011). "Manufacturing and Economic Growth: Co-integration and Causality Results for the Dominican Republic". **Research Journal of International Studies**, Issue 22, 32-40 https://www.boeckler.de/pdf/v_2013_07_31_mccombie.pdf

Kaldor, N. (1961). "Capital Accumulation and Economic Growth", **The International Economic Association**,177–222. http://www.gesd.free.fr/kaldor61.pdf

---------. (1966). "**Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom**", Cambridge University Press: UK. https://www.cambridge.org/core/journals/recherches-

---------. (1984). "**Causes of Growth and Stagnation in the World Economy**". Cambridge University Press: UK. http://www.digamo.free.fr/kaldor84.pdf

Keho, Y. (2018). "Manufacturing and Economic Growth in ECOWAS Countries: A Test of Kaldor's First Law". **Scientific Research Publishing**, 9, 897-906. http://www.scirp.org/journal/me

Khan, K. S. and Siddiqi, M.W. (2011). "Impact of Manufacturing Industry on Economic Growth in case of Pakistan: A Kaldorian Approach". **Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business**, 3(1), 1021-1037.

Kilavuz, E. and Topcu, B.A.. (2012). "Export and Economic Growth in the Case of the Manufacturing Industry: Panel Data Analysis of Developing Countries". **International Journal of Economics and Financial Issues**, 2(2), 201-215.

López, A.A.& Thirlwall, A. P.(2013). "A New Interpretation of Kaldor's First Growth Law for Open Developing Economies". **School of Economics Discussion Papers**, No 1312,1-16 http://www.hdl.handle.net/10419/105584

Loría,E., Brid, J., Salas,E. & Juárez,S.I.(2019). "Kaldorian Explanation of low Economic Growth in Mexico". **Revista Latinoamericana de Economía**, 50(196),1-13.

https://www.boeckler. de/pdf/v _2013_07_31_mccombie.pdf

Mahmood, T., Ghani, E. and Musleh, D. (2007). "Efficiency of Large Scale Manufacturing in Pakistan: A Production Frontier Approach". **Pakistan Institute of Development Economics**, PIDE Working Papers No. 27, 1–15.

Marconi, N., Borja Reis F. C., & Araúj, C. E. (2016). "Manufacturing and economic development: The actuality of Kaldor's first and second laws". **Structural Change and Economic Dynamics**, 37 (2016), 75–89. https://www. researchgate.net/publication/288857770

Olabisi, E.O.(2020). "Causality between Manufacturing Efficiency, Energy Use and Economic Growth in Nigeria". **International Journal of Research and Innovation in Social Science**. IV(VIII), 671-675. https://www.rsisinternational.org

Onakoya, B.A.(2015). "The Kaldor -Verdoorn's Law on Manufacturing: Test of the Nigerian Experience". **Journal of Management and Social Sciences**, 2 (1), 37-49.

Szirmai, A. and Verspagen, B. (2011). "Manufacturing and Economic Growth in Developing Countries 1950-2005", **Unu-Merit Working Papers**, 069, 1-36.

https://www.ideas.repec.org/p/ unm/ unumer/ 2011069.html.

Tsoku, T. J., Mosikari, J. T., Xaba,,D., & Modise, T.(2017). "An Analysis of the Relationship between Manufacturing Growth and Economic Growth in South Africa: A Cointegration Approach". **International Journal of Economics and Management Engineering**, 11(2), 428-433. https://www.waset.org/Publication/10006522

Wells, H. and Thirlwall, A.P. (2003). "Testing Kaldor's Growth Laws Across the Countries of Africa". **African Development Review**, 15 (2-3). 89-105.

Datasets:https://www.theglobaleconomy.com

Journal of Development and Economic Policies

Vol. 23. No. 1 (ISSN - 1561 - 0411) January 2021
(Bi-annual refereed Journal concerned with Economic Policies)

Research:

Hisham Mohamed Hassan — Optimum Government Size and Economic Growth in Sudan: Using the (ARDL) Approach.

Anwar El Nakeeb — Economic Characteristics of Bitcoin "An Analytical Study".The Effectiveness of the Interest Rate Policy in the Egyptian Economy (1980-2019).

Radi E. Abdulgawad
Ahmed A. El-Rasoul — Kaldor's Hypotheses and The Role of Manufacturing Industries in Economic Growth in the Kingdom of Saudi Arabia.

Ibrahim Mohamed Ali — Asymmetric Impacts of Oil prices on Inflation in Egypt: A nonlinear ARDL Approach.

Omer Eltayeb Omer
Nour Eldin Maglad — Income Inequality and Middle Class in Sudan: Some Statistical Facts 1996-2011.

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

Journal of Economic and Development Policies

التعريف بالمجلة

مجلة علمية فصلية محكمة تصدر عن المعهد العربي للتخطيط. وتعنى بنشر البحوث النظرية والميدانية في علم الاقتصاد، بالإضافة إلى عروض الكتب والتقارير، ومتابعة الندوات والمؤتمرات وفعاليات العلمية المرتبطة بعلم الاقتصاد.

About the Journal

A scientific journal published bi-annually by the Arab Planning Institute. The journal publishes theoretical and field research in economics, in addition to book reports, seminar and conferences proceedings and events related to the field of economics.

الأهداف

- تختص المجلة بالدراسات المرتبطة بقضايا التنمية والسياسات الاقتصادية عموماً وفي الأقطار العربية على وجه الخصوص في ضوء المتغيرات المحلية والإقليمية والدولية.
- زيادة مساحة الرؤية التوسعية دائرة المعرفة لدى صانعي القرار والممارسين والباحثين في الأقطار العربية.
- خلق حوار علمي بناء بين الباحثين والمهتمين بالاقتصادات العربية وصانعي القرار بالمنطقة.

Goals

- The Journal is specialized with studies related to development issues and economic policies in Arab countries.
- Increasing knowledge content within policy makers and researchers.
- Creating a constructive scientific dialogue between all stakeholders interested in the economic policy of the Arab world.

قواعد النشر

- تنشر المجلة الأبحاث والدراسات الأصيلة (باللغتين العربية والإنجليزية) والتي لم يتم نشرها سابقاً ولم تكن مقدمة للنشر في مجلات أو دوريات أخرى.
- تكون الأوراق العلمية والدراسات المقدمة بحجم لا يتجاوز الـ 30 صفحة وألا يتجاوز عدد الكلمات 10000 كلمة، بما فيها الأشكال والرسوم والملاحق.
- مراجعة الكتب والتقارير لا تزيد على الـ 10 صفحات على أن تتناول كتب من ضمن مواضيع المجلة وصدرت حديثاً عن دور نشر معروفة.
- تقدم البحوث والدراسات ومراجعات الكتب والتقارير إلى رئيس التحرير، على البريد الإلكتروني للمجلة jodep@api.org.kw بالمواصفات التالية:
  - تكون الهوامش من كافة الاتجاهات 2.5 سم.
  - يكتب عنوان البحث بين علامتين تنصيص هكذا " ـــ ـــ ".
  - يكتب العنوان بخط حجم 16 مع Bold ويجب أن يكون العنوان دقيقاً ومعبّراً عن محتوى البحث.
  - حجم الخط (12 \ Simplified Arabic) للنصوص العربية و (10\ Time New Roman) للنصوص الانجليزية.
  - يرفق مع البحث ملخصان، باللغتين العربية والإنجليزية، بما لا يزيد على 300 كلمة لكل منهما.
  - أن يحتوي البحث على اسم الباحث (الباحثين) وعنوان جهة العمل والمسمى الوظيفي للباحث وعنوان البريد الالكتروني.
  - التوثيق: تعتمد المجلة نظام (American Psychological Association APA) للنشر العلمي.
  - يرفق مع البحث ما لا يزيد عن 6 كلمات مفتاحية، وتكون باللغتين العربية والإنجليزية.
  - يرفق مع البحث ما لا يزيد عن 3 رموز حسب تصنيف الكلمات المفتاحية للجمعية الأمريكية للاقتصاد JEL Classification.
- تتم عملية التحكيم على مرحلتين باستخدام أسلوب التحكيم المعمى وذلك على النحو التالي:
  - تحكيم داخلي للتأكد من مطابقة قواعد النشر للمجلة (يتم الرد على الباحث خلال أسبوع)
  - تحكيم خارجي بحيث يتم عرض البحث على محكمين (يتم الرد على الباحث خلال شهر بعد التحكيم الأولي وفي حال تم قبول البحث من قبل محكم ورفضه من قبل المحكم الآخر يعرض على محكم ثالث للفصل بمدى صلاحية البحث).
- جميع الآراء الواردة في المجلة تعبر عن كتابها، ولا تعبر بالضرورة عن وجهة نظر المجلة أو المعهد العربي للتخطيط.

Publication Guidelines

- The journal publishes original research and studies (Arabic and English) that have not been previously published and were not submitted publication in other journals or periodicals.
- Studies submitted to the journal may not exceed 30 pages or 10000 words, including figures, illustrations, tables, references, and appendices.
- Book and Report reviews must not exceed 10 pages and review recent books/reports that were published through certified publishers.
- Submissions to the journal should be addressed to the Editor on the following email address: jodep@api.org.kw taking in account the following points:
  - Margins in all directions should be 2.5 cm
  - Research Tittle should be written between quotation marks (i.e "Title")
  - Title should be in font size 16 Bold and the title must be accurate and expressive of the content of the search.
  - Font size (12 \ Simplified Arabic) for Arabic texts and (10 \ Time New Roman) for English texts.
  - The research shall be accompanied by two abstracts, in Arabic and English, of no more than 300 words each. And the. The research should contain the name of the researcher (researchers), e-mail address and current position.
  - The journal uses the (American Psychological Association APA) reference system.
  - Six key words relative to the research must be added under the abstracts in both Arabic and English.
  - At least 3 classifications in accordance with the American Economic Classifications must be added to the paper
- The peer review process is conducted in two stages using the blind review method, as follows:
  - Internal blind review to ensure that the research paper is in line with the journal's requirements (the researcher will be notified within a week)
  - External blind peer review in which the research is reviewed to two referees (the researcher is answered within a month after the initial review, and in case the research is accepted by a reviewer and is rejected by the other. A third reviewer determines the validity of the research)
- All opinions expressed in the research papers are those of the authors and do not express the opinion of the journal or the Arab Planning Institute.

Journal of Development and Economic Policies

Published by the Arab Planning Institute

Volume 23 - No. 1 – January 2021

Bi-annual refereed Journal concerned with issues of Development and Economic Policies in the Arab countries

Editor

Dr. Bader Othman Malallah
Director General
Arab Planning Institute

Co- Editor

Dr. Hussain Altalafha
Deputy Director General
Arab Planning Institute

Managing Editor

Mr. Omar Malaab
Researcher
Arab Planning Institute

Advisory Board

Hazem El-Beblawi
Professor of Economics- Former Prime Minister of Egypt- Former IMF Executive Director

Sulayman Al-Qudsi
Professor of Economics- Lebanon

Samir Al-Makdisi
Professor of Economics at the American University of Beirut- Lebanon

Abdulla Al-Quwaiz
Economic Expert- Former Assistant Secretary General for Economic Affairs GCC- Saudi Arabia

Abdellateef Al-Hamad
Former Chairman of Arab Fund for Economic and Social Development - Kuwait

Mustapha Nabli
Professor of Economics- Former Chief Economist at the World Bank MENA region- Tunisia

Riad Almomani
Professor of Economics- Vide President of Yarmouk University – Jordan

Editorial Board

Ashraf Elaraby
Professor of Economics -Former Minister of Planning (Egypt)

Belkacem Laabas
Professor of Econometrics- Chief Economist at the Arab Planning Institute- Algeria

Walid Abdmoulah
Professor of Finance – Tunisia

Ihab Magableh
Professor of Economics- Head of the regional SMEs center- Jordan

Faisal Al-Monawer
Professor of Public Policy- Kuwait

Correspondence should be addressed to :
The Editor - Journal of Development and Economic Policies
The Arab Planning Institute, P.O.Box 5834 Safat 13059, Kuwait
Tel (965) 24843130 - 24844061 Fax (965) 24842935
E-mail: jodep@api.org.kw

English Content

Asymmetric impacts of oil prices on inflation in Egypt: A nonlinear ARDL approach.

Ibrahim Mohamed Ali 5

Income inequality and Middle Class in Sudan: Some Statistical Facts 1996–2011.

Omer Eltayeb Omer
Nour Eldin Maglad 29

Journal of Development and Economic Policies, Vol. 23, No. 1 (2020) 5 - 28
Arab Planning Institute

Asymmetric impacts of oil prices on inflation in Egypt: A nonlinear ARDL approach

Ibrahim Mohamed Ali

Abstract

Unlike many studies that have adopted a linear approach to determine the effects of oil price changes on inflation, the present study applies a nonlinear approach to explore the asymmetric inflationary effects of positive and negative changes in oil prices. Although the results of linear autoregressive distributive lag model (ARDL) was inconclusive in detection the existence of co-integration, the results of the nonlinear ARDL model, which considers the asymmetric relationship between variables, confirmed the existence of co-integration which means that there is a long-run equilibrium relationship between inflation, oil prices, GDP, and money supply, in the Egyptian economy during the period 1960-2017. Results also captured short-run and long-run asymmetric impacts of oil price increases and decreases on inflation. These results impose challenges that minimize the ability of the Central Bank of Egypt in controlling inflation rates in the short-run because changes in oil prices, which positively affecting inflation, are determined globally and outside the effective area of domestic monetary policy.

الآثار غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم في مصر: تطبيق منهجية ARDL غير الخطية

إبراهيم محمد علي

ملخص

على خلاف العديد من الدراسات التي استخدمت المنهج الخطي في تحديد تأثير التغيرات في أسعار النفط على التضخم، تطبق هذه الدراسة نموذجاً غير خطي لاستكشاف الآثار التضخمية غير المتماثلة لارتفاع وانخفاض أسعار النفط في مصر. وعلى الرغم من أن نتائج تطبيق نموذج الانحدار الذاتي الخطي لفترات الابطاء الموزعة جاءت غير حاسمة في تأكيد أو نفي وجود تكامل مشترك فيما بين المتغيرات، إلا أن نتائج تطبيق النموذج غير الخطي أكدت على وجود تكامل مشترك فيما بين المتغيرات، بما يعني علاقة توازنية طويلة الأجل بين التضخم وأسعار النفط والناتج المحلي الاجمالي وعرض النقود في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1960-2017)، وأن أثر التغير في أسعار النفط على التضخم هو أثر غير متماثل في الأجلين القصير والطويل. وتفرض هذه النتائج تحديات على البنك المركزي المصري تقلل من قدرته على التحكم في معدلات التضخم في الأجل القصير لأن تغيرات أسعار النفط التي تؤثر على معدلات التضخم في الأجل القصير بشكل غير متماثل تتحدد عالمياً وبعيدة عن نطاق تأثير السياسة النقدية المحلية.

*** Department of Economics, Sadat Academy for Management Sciences (SAMS), Egypt. College of Business Administration, Shaqra University, Kingdom of Saudi Arabia. Email: ibrahimaliali2006@hotmail.com**

1. Introduction

Oil plays an important role in the global economy, in both importing and exporting economies alike. It is a necessary input in production, as it represents a significant component in the export revenues for many countries or in imports bill for others, which means that any changes in its prices will be reflected, in some way, in economic growth as well as inflation rates in those economies (Chen et. al., 2020; Nasir et al., 2018). In this context, an important question arises about the nature of the impact of changes in oil prices on many of the macroeconomic indicators, especially the inflation rate, as many studies have assumed symmetric or linear effect of both the rise and the fall in oil prices on inflation rates, and therefore, despite the marked fluctuations in oil prices during the previous decades, the relationship between these two variables has been studied by many researchers in a linear rather than nonlinear framework (e.g. Álvarez et al., 2011; Cavalcanti & Jalles, 2013; Wu & Ni, 2011).

The symmetrical hypothesis of the inflationary effects of both positive and negative changes in oil prices in many studies has made the reliability of the results of these studies under question by many scholars (e.g. Lacheheb & Sirag, 2019; Salisu et al., 2017), especially after the advanced developments in econometric methods by the works of (Schorderet, 2003; Shin et al., 2014), which allow separation and distinguishing between the effect of positive and negative changes in one or all of the independent variables in the estimation models. These developments stimulated many empirical studies to analyze the relationships between the various economic variables in a non-linear framework that takes into account the potential asymmetric effects of the independent variable(s) when formulating the estimation models, especially when the independent variables include variables characterized by the fluctuation of their values over time like oil prices (e.g. Baz et al., 2019; Liang et al., 2019; Salisu et al., 2017; Ullah et al., 2020).

Despite a large number of studies that deal with the asymmetric relationship of the impact of oil price fluctuations on inflation in many developed and emerging economies employing both the time-series and panel data techniques, however, this relationship in the Egyptian economy is almost unexplored in an asymmetric framework in the empirical literature. This research gap in the Egyptian context may lead to the inability of monetary policy to capture the various inflationary effects of oil price changes in the short and long-runs, since assuming that the relationship between these two variables is linear, may deprive the monetary policy from important information, if the actual relationship between these two variables

is asymmetric or nonlinear. This means that monetary policy will receive misleading signals that may affect its ability to control inflation rates in the Egyptian economy if the potential asymmetric inflationary effects of oil price fluctuations are neglected in the econometric techniques employed in estimating the relationship between these two variables. So, this study contributes to bridging the empirical research gap of the relationship between inflation and oil prices in the Egyptian economy by analyzing the asymmetric effects of oil price fluctuations on inflation rates in Egypt during a relatively long period of time (1960-2017).

There are many reasons why a re-examination of the relationship between changes in oil prices and inflation in Egypt is an important issue. First, Inflation has become a major problem in the Egyptian economy in recent years. After long years of low and moderate inflation rates ranging from 3% to less than 9% during the 1990s and the first half of 2000s, Egypt had suffered heavily from high inflation rates, influenced by a sharp rise in the world commodity prices; food and energy (oil prices), during the second half of 2000s (De Gregorio, 2012). Inflation in Egypt had been responded to these shocks and reached double-digit numbers, moreover, the consumer price index began to rise as a result of the political instability after 2011. These developments impose more analysis to estimate the inflationary impacts of oil price changes.

Second, in late 2016 Egypt reached an agreement with the International Monetary Fund (IMF) to implement economic reform policies which have reflected in more inflation. According to the data published by the Central Agency for Public Mobilization and Statistics, the annual headline consumer price index picked up by 29.8 percent in fiscal year 2016/2017, compared with only 14 percent a year earlier. This sharp rise in inflation rate was attributed to the strictly procedures undertaken by the government under the economic reform program policies approved by the IMF, particularly liberalizing the exchange rate of the Egyptian Pound, enforcing the Value Added Tax (VAT) Law, and rising fuel and electricity prices within the framework of reforming and restructuring the subsidy system, CBE (2018). These developments also have an impact on domestic energy prices including oil prices, and therefore it is necessary to estimate the inflationary impacts oil price changes in Egypt.

Third, in light of the Egyptian government's policy of gradually reducing the volume of fuel subsidies as a seriously steps to completely eliminate subsidies and leaving oil prices automatically determined according to market forces, it is important to know how this policy affects inflation rates in Egypt, especially, the trade account data reveal that Egypt has become a net importer country of petroleum

in the recent years, its total imports of fuel, mineral oils and products amounted 8.78 billion U.S. dollars during the fiscal year 2016/2017 compared with only 4.82 billion dollars for oil exports during the same year, CBE (2018). This means that Egypt is suffering from a deficit in its oil transactions with the outside world of about 4 billion dollars. This deficit, which compared with 3.6 billion dollars in the previous year have inflationary effects in the Egyptian economy.

This study attempts to estimate the relationship between inflation and oil price changes in an asymmetric framework, which was not previously employed in empirical studies related to the Egyptian economy. The study applies the nonlinear autoregressive distributed lags approach (NARDL) developed by (Shin et al., 2014) as an extension of the well-known and widely used linear ARDL model of Pesaran et al., (2001). The NARDL model enables us to distinguish between the impact of the rise and the impact of the fall in oil prices on inflation in Egypt during the period (1960-2017).

Our findings indicate that the results extracted from the linear ARDL failed to confirm or reject co-integration among inflation and the independent variables in the estimated model, which, on the contrary, has been confirmed in the results of the NARDL model. The NARDL results confirmed also the asymmetrical relationship between inflation and oil prices in both short and long-runs. So, the main finding of this study is that it is not accurate to estimate the effect of oil price changes on inflation in Egypt in a symmetrical (linear) framework assumption, but it is necessary to do so in an asymmetric framework as a general approach in formulating the econometric model to analyze the relationship between these two variables.

The study is organized as follows: section 2 is devoted to a brief survey of the empirical studies on the relationship between inflation and oil prices, while section 3 focuses on explaining the methodology and data description of the variables used in the NARDL model. Section 4 curries out the empirical analysis of both ARDL and NARDL models and discusses the results, while section 5 concludes.

2. Related Literature

The relationship between inflation and changes in oil prices, for both importers and exporters economies, has witnessed a considerable concern in economic literature (e.g. Ahmadov et al., 2018; H. Berument & Taşçı, 2002; Bhattacharya & Bhattacharyya, 2001; Cerra, 2019; Chen, 2009; Cheng & Cao, 2019; Choi et al., 2018; Cologni & Manera, 2008; Cunado & De Gracia, 2005;

Cuñado & de Gracia, 2003; Darby, 1982; Hamilton, 1996; Istiak & Alam, 2019; Lacheheb & Sirag, 2019; Lardic & Mignon, 2008; Lin & Wu, 2012; López-Villavicencio & Pourroy, 2019; Mirdala, 2014; Nazlioglu et al., 2019; O'Neill et al., 2008; Roeger, 2005; Wu & Ni, 2011). Oil prices increases have a direct effect on output and then will influence the inflation rate indirectly (Barsky & Kilian, 2004). When oil price increases, the production costs also increase, and so the general price level.

López-Villavicencio & Pourroy (2019) applied state-space models to investigate the pass-through of oil price changes to consumer prices. Their large sample which contained 49 advanced and emerging economies and covering the period from 1970 to 2017, included two main groups, inflation targeting countries (IT) and non-inflation targeting countries (non-IT). They used a dynamic GMM in formulating the pass-through relationship that allows for different and asymmetric responses to positive and negative oil price changes. Moreover, the study employed time-varying pass-through coefficients within the framework of state-space models. The results showed asymmetric impacts between positive and negative oil prices changes on inflation, and the positive oil price shocks had a larger effect than negative ones, moreover employing inflation targeting policy increases the pass-through for oil price decreases and therefore reduces the asymmetry.

When a country is a large importer of oil, studying the impacts of global oil price changes on inflation owns a great concern. In this context, Long & Liang (2018) studied the pass-through impacts of crude oil price fluctuations on inflation measured by consumer and producer price indices in China. The study employed a linear and non-linear autoregressive distributed lag models. Results confirmed the asymmetric impacts of global oil price changes on inflation. This non-linear relationship which has been analyzed and confirmed in an augmented Phillips curve framework showed that, in the long- run, the impacts of the rise in global oil prices were greater than the impacts of oil prices decline on both indices of inflation. The same result compatible with other studies like Ibrahim & Chancharoenchai (2014) for Thailand, and Chou & Lin (2013) for Taiwan. This result implies that an asymmetric and nonlinear approach is necessary to explore the impacts of oil price changes on inflation.

For Malaysia, Ibrahim (2015) studied the effects of oil prices on food prices using a nonlinear autoregressive lag model to test the asymmetry in the long and short run. His findings supported asymmetric co-integration among oil prices and food price, the impacts of the oil price increase and food prices was significant in both, long and short runs, but was absent when oil prices fall in both time terms.

Also, Choi et al. (2018) studied the effects of oil prices on inflation in a large unbalanced sample of 72 advanced and developing economies spanning the period from 1970 to 2015. Results indicated that a 10% increase in global oil prices pushed domestic inflation by about 0.4%. Moreover, the asymmetry of oil prices pass-through has been proved, the positive oil price shocks have affected inflation more than the negative ones.

The impacts of oil price shocks on macroeconomic performance and on inflation were investigated by Cunado & De Gracia (2005) for six Asian countries. The study analyzed quarterly data covering the period (1975-2002) and applied an asymmetric model to examine the nonlinear effects of both the rise and decline of oil prices on inflation. Results suggested a significant effect of oil prices on both economic activity and price indexes, although the impact of oil prices was limited in the short run and more significant when oil price shocks are defined in local currencies. Moreover, there was evidence of asymmetries in the oil prices–macroeconomy relationship for some of the Asian countries.

While there are many studies focusing on analyzing the main determinants of inflation in Egypt, e.g., (Ahmed & Abdelsalam, 2017; El-Sakka & Ghali, 2005; Giugale & Dinh, 1990; Helmy, Fayed, & Hussien, 2018; Hosny, 2013), there is no pure study investigated the asymmetric impacts of oil prices fluctuations on inflation. For example, Iwayemi & Fowowe (2011) estimated vector auto-regression for Egypt and three exporting countries in Africa over the period 1970 to 2006. The results for Egypt indicated that oil price shocks did not Granger-cause consumer price index inflation during this period, where Egypt was still a net exporting country, and only in the short run, the decrease of oil prices, had a significant impact on GDP deflator. While M. H. Berument, Ceylan, & Dogan (2010) applied a Structural VAR to estimate the effects of oil prices on some macroeconomic indicators for the Middle East and North African countries (MENA). For Egypt, results showed no significant effects of oil price shocks on economic growth during the period 1952-2005 Belke & Dreger (2015).

3. Data Description and Methodology

3.1 Data

This study uses annual time series data during the period (1960-2017) and covering the variables of the following function:

$$P_t = F(OIL_t,\ GDPPC_t, M_t) \qquad (1)$$

where P_t denotes the logarithm of the consumer price index, *OIL* represents the logarithm of oil price in $US dollars, $GDPPC$ refers to the logarithm of real gross domestic product per capita, and M is the logarithm of real broad money. The definitions and sources of the variables are reported in Table 1, and t refers to the time unit (year).

Table (1): Definitions and sources of variables

Variable*	Definition	Source
P	The inflation rate, consumer price index (2010=100)	World Development Indicators (WB, 2019)
OIL	Oil price in $US per crude barrel of Arabian light for the period (1972-1986) and Dubai spot price for the period (1987-2017)	Statistical review of world energy of British Petroleum (BP, 2019).
GDPPC	Real gross domestic product per capita (2010=100) in local currency.	World Development Indicators (WB, 2019)
M	Real broad money (M2) (2010=100) in local currency.	World Development Indicators (WB, 2019)

**All variables are expressed in natural logarithm.*

Table 2 reports the data statistical characteristics such as mean, median, standard deviation, skewness, kurtosis, and Jarque-Bera statistics for consumer price index, oil prices, GDP and money supply for the period (1960-2017). It shows that the differences between the minimum and maximum values of all these variables are considered big enough, especially for both inflation and oil prices. Moreover, the standard deviations for these variables, comparing with their means, indicate considerable variability in each variable as shown in Fig. 1. The skewness

values are negative and different from zero for all variables except oil prices and kurtosis is less than 3 for all variables which supports a high probability of potential asymmetry for these variables during the selected period.

Table (2): Descriptive statistics (1960-2017)[a]

Var.	**Mean**	**Median**	**Max.**	**Min.**	**Std. Dev.**	**Skewness**	**Kurtosis**	**Jarque-Bera**
P	9.69	9.96	29.50	-3.00	6.85	0.46	2.93	2.06
OIL	2.75	2.96	4.72	0.59	1.32	-0.52	2.13	4.38
GDPPC	9.76	9.86	10.49	8.91	0.50	-0.19	1.69	4.49
M	24.34	24.80	28.80	20.00	2.78	-0.16	1.62	4.86*

[a] All variables are expressed in natural logarithm. * denotes to significant at 10% level.

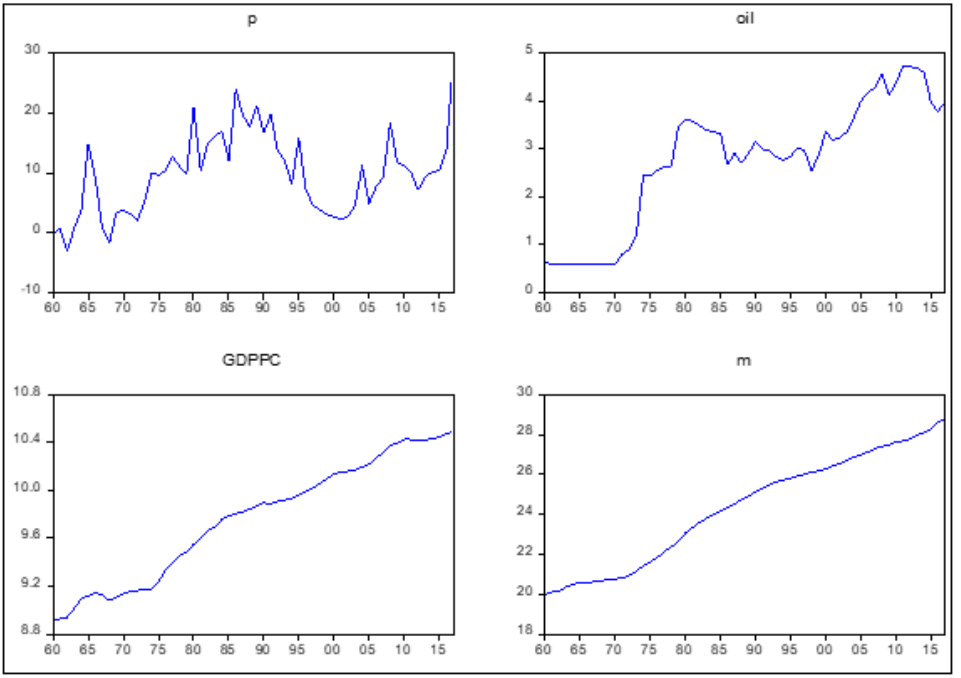
It is also necessary to explore the multicollinearity among the independent variables of the model. The results of Table 2 indicate that the value of the variance inflation factor (VIF) is less than 5 in all variables, which means that the model does not suffer from the problem of multicollinearity.

Table (3): Variance inflation factor test for multicollinearity

Var.	VIF	1/VIF
GDPPC	2.34	0.43
M	1.25	0.80
OIL	3.50	0.29
Mean VIF	2.36	

Note: VIF is computed by the author using STATA 15.

Fig. 1: Time path of variables in natural logarithm (1960-2017)



3.1 Linear ARDL

Contemporary studies apply several models in estimating the inflationary impacts of oil price changes, including the augmented Phillips curve model, where oil price change is adding as an independent variable with the output gap, for example, Long & Liang (2018). But in formulating the on hand model, the present study adds oil prices to the main factors that theoretically have a considerable effect on the inflation rate, such as money supply and gross domestic product. The impacts of these two factors have been investigated empirically in many studies, for example, Cukierman (2017), Eggoh & Khan (2014) and El-Shagi & Giesen (2013). Then the main equation can be formulated as follows:

$$P_t = a_0 + a_1 OIL_t + a_2 GDPPC_t + a_3 M_t + \epsilon_t \qquad (2)$$

where a_0 and $\in_t$ refer to the constant and error term respectively, all variables are defined according to Table (1) and are expressed in natural logarithms. The coefficients a_1, a_2 and a_3 represent the elasticities of the dependent variable,

inflation, with respect to the explanatory variables, oil prices, gross domestic product per capita, and broad money, respectively.

A popular method in testing the long-and short-run relationships between variables is the autoregressive distributed lag model (ARDL) of Pesaran, Shin, & Smith (2001) which has many advantages in comparison with the traditional models for testing co-integration, like Engle & Granger (1987) or Johansen & Juselius (1990). The most important advantage of the ARDL model is its ability to test the existence of co-integration between time series that have different degrees of integration As long as the degree of integration of any variable does not exceed I(1). More advantages of the ARDL approach for testing co-integration are mentioned in: (Akalpler & Hove, 2019; Ali, Abdullah, & Azam, 2017). Eq. 2 can be reformulated in an ARDL model to know the behavior and relationships amongst variables in both long- and short-run as follows:

$$\begin{aligned}\Delta P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \gamma_i \Delta Oil_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{n} \delta_{\mathrm{i}} \Delta GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \varphi_i \Delta M_{t-i} + \rho_1 P_{t-1} + a_1 OIL_{t-1} \\ + a_2 GDPPC_{t-1} + a_3 M_{t-1} \\ + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

where Δ refers to the first difference and $k, l, n, and\ q$ are the optimal lag lengths selected according to appropriate information criteria. The coefficients: β_i,γ_i, δ_{i} and φ_i represent the short-run relationships, whereas the coefficients: ρ_1, a_1, a_2 and a_3 represent the behavior of the model in the long run. The existence of a long-run relationship is checked via the joint F-statistic or Wald statistic by testing the null hypothesis of no co-integration (H_0: $\rho_1 = a_1 = a_2 = a_3 = 0$) against the alternative hypothesis of co-integration (H_1: $\rho_1 \neq a_1 \neq a_2 \neq a_3 \neq 0$). The co-integration will be confirmed if the F-statistic is greater than the upper bound critical value tabulated in (Pesaran et al., 2001) and will be denied if it is less than the lower bound critical value. If the F- statistic is between the upper and lower bounds, then the relationship between variables will be inconclusive.

Eq. (3) will be estimated after determining the optimal lag length for every variable of the model, using the Akaike Information Criterion (AIC) and Schwartz Bayesian Criterion (SBC). If there exists a long-run relationship between the variables, then the error correction model is estimated according to Eq. (4).

$$\Delta lP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \gamma_i \Delta Oil_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \delta_i \Delta GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \varphi_i \Delta M_{t-i} + \emptyset ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

where $\emptyset$ refers to the coefficient of one lagged error correction term ECT which represents the adjustment speed of the model to return the long-run equilibrium path after a shock in the short-run.

3.2 Non-linear ARDL

Although the ARDL model offers many advantages when examining co-integration between variables, it is still a linear model that does not have the ability to distinguish the asymmetric effects of increasing or decreasing values of any independent variable. In this context, Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo (2014) extended ARDL model of Pesaran et al. (2001) to capture the potential nonlinear or asymmetric short-and long-run relationships among variables. This nonlinear autoregressive distributed lag model (NARDL) has been utilized in many recent studies (Cheng & Cao, 2019; Choi et al., 2018; Lacheheb & Sirag, 2019), and can be formulated as follows:

$$P_t = a_0 + a_1^+ OIL_t^+ + a_1^- OIL_t^- + a_2 GDPPC_t + a_3 M_t + \epsilon_t \quad (5)$$

where OIL_t^+ and OIL_t^- are partial sums of positive and negative changes in oil prices OIL_t and computed as follows:

$$OIL_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \Delta OIL_i^+ = \sum_{i=1}^{t} max\,(\Delta OIL_i, 0) \quad (6)$$

$$OIL_t^- = \sum_{i=1}^{t} \Delta OIL_i^- = \sum_{i=1}^{t} min\,(\Delta OIL_i, 0) \quad (7)$$

By replacing both OIL_t^+ and OIL_t^- instead of Oil in Eq. (3), the NARDL to estimate the asymmetric effects of oil prices on inflation can be formulated according to Eq. (8)

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} r_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \vartheta_i^+ \Delta OIL_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{m} \omega_i^- \Delta OIL_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{n} \tau_i \Delta GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{o} \psi_i \Delta M_{t-i} + \theta_0 P_{t-1} + \theta_1^+ OIL_{t-1}^+ + \theta_1^- OIL_{t-1}^- + \theta_2 GDP_{t-1} + \theta_3 M_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

where Δ refers to the first difference, $r_i, \vartheta_i^+, \omega_i^-$, τ_i and ψ_i are the short-run coefficients, and θ_0, θ_1^+, θ_1^-, θ_2 and θ_3 are the long-run coefficients and ϵ_t is the error term. As in the linear ARDL model, F-statistic is employed to test for asymmetric co-integration in Eq. (5) by testing the null hypothesis of no asymmetric co-integration ($H_0: \theta_0 = \theta_1^+ = \theta_1^- = \theta_2 = \theta_3 = 0$) against the alternative hypothesis of asymmetric co-integration ($H_1: \theta_0 \neq \theta_1^+ \neq \theta_1^- \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq 0$). Wald test is used to test the null hypothesis of long-run asymmetries of positive and negative oil prices. If we failed to accept the null hypothesis of symmetry ($H_0: a_1^+ = a_1^-$), where ($a_1^+ = -\frac{\theta_1^+}{\theta_0}$) and ($a_1^- = -\frac{\theta_1^-}{\theta_0}$), then the long-run asymmetry of the effects of positive and negative oil prices on inflation will be confirmed, otherwise, we will accept the long-run symmetry hypothesis.

Asymmetric effects in short-run of positive and negative oil prices on inflation can also be tested by the Wald test of the null hypothesis of symmetry ($H_0: \sum_{i=0}^{l} \vartheta_i^+ = \sum_{i=0}^{m} \omega_i^-$) against the alternative ($H_0: \sum_{i=0}^{l} \vartheta_i^+ \neq \sum_{i=0}^{m} \omega_i^-$). Finally, the positive and negative dynamic multipliers associated with a unit change of a_1^+ and a_1^- can be captured as follows:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial p_{t+j}}{\partial OIL_t^+}, \quad m_h^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial p_{t+j}}{\partial OIL_t^-}, \qquad h = 0,1,2,3 \ldots \quad (9)$$

In Eq. (9), when $h \to \infty$, then $m_h^+ \to a_1^+$, and $m_h^- \to a_1^-$, where both a_1^+ and a_1^- are the long-run coefficients that capture the asymmetric effects of oil price changes on inflation.

4. Results and discussion

4.1 Unit root tests

The first step in the empirical analysis is focusing on stationarity testing of all the time series used to determine the integration order of every variable of the model. This step is necessary to investigate whether the essential precondition of integration degree is met or not. According to Pesaran et al. (2001), the ARDL model is not valid if the degree of integration of any variable is greater than one. The results of traditional unit root tests are tabulated in Table 3, where ADF, PP tests confirm that the degree of integration is I(1) for all the variables, then we can generate the ARDL model.

Table (3): Unit root tests

Variables	ADF		PP	
	Level	1st. Diff.	Level	1st. Diff.
P	-1.911684	-9.198993***	-2.282730	-9.384544***
OIL	-1.337490	-6.587149***	-1.350700	-6.612079***
GDP	-1.999990	-4.528548***	-1.065330	-4.539560***
M	-1.998784	-3.071332**	-0.047302	-3.090902**

Notes: ADF and PP denote Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron respectively. ***; ** and * denote to significance at the 1, 5 and 10% levels respectively. Optimal lags have chosen using the Schwarz information criterion (SIC).

4.2 Linear ARDL results

Table 3 presents the estimation results of equations (4) and (5), which assume the linearity of the relationship between variables of the model. Results of linear ARDL(2, 0, 0, 1) show that it is difficult to confirm or reject the existence of a co-integration among the variables, as the F-statistic value (2.98) is confined between the critical values of the upper and lower bounds of Pesaran et al. (2001), therefore, the decision is inconclusive at 10% level of significance. This result also reveals that all model's coefficients except the coefficient of money supply are insignificant in the long-run, which considered not realistic. These results contradict with many

empirical studies that analyzed the oil changes pass-through and confirmed a positive and significant effect of oil price changes on the inflation rate in many developed, developing and emerging economies (e.g. Hammoudeh & Reboredo, 2018; Nusair, 2019; Tiwari et al., 2019). So, this contradiction of the linear ARDL raises more doubts about the reliability of its results and paves the way to explore the relationship between the variables in a non-linear framework using the nonlinear ARDL model.

Table (4): Linear ARDL(2, 0, 0, 1)[a] results

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value
Long-run estimates				
OIL	-0.27	0.182550	-1.519032	0.1352
GDPPC	0.60	1.305816	0.466988	0.6426
M	0.39***	0.103828	3.822281	0.0004
C	-11.66	10.26978	-1.136322	0.2613
Sort-run estimates				
ΔP_{-1}	0.29***	0.074709	4.007941	0.0002
ΔM	0.34***	0.033020	10.32847	0.0000
ECT_{-1}	-0.10***	0.024868	-4.372047	0.0001
Bound test				
F-Statistics	2.98			
Diagnostic tests				
Adj.R2	0.80			
LM test	1.17 [0.5568]			
Norm. test	5.16* [0.0755]			
Hetero. test	9.84[0.1314]			

Notes: [a] Model selection method: Akaike information criterion (AIC). ***; ** and * denote statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. Numbers in square brackets are P-values.

Table (5): Bounds test for linear ARDL(2, 0, 0, 1)

F_{pss}-Statistic	Significant level	Lower Bound I(1)	Upper Bound I(0)
	1%	4.66	3.65
2.98	5%	3.67	3.79
	10%	3.2	2.37

Note: The bounds critical values are taken from Pesaran et al. (2001) with unrestricted intercept and no trend.

4.3 NARDL results

Results of estimating the Nonlinear ARDL (5, 2, 2, 2, 5) model expressed in Eq. 8 are reported in Tables 6&7. The results show that there is a co-integration amongst inflation, oil prices, GDPPC, and money supply in the Egyptian economy over the period 1960-2017. The value of F-statistic is 4.41 which is greater than the critical value of the upper bound tabulated in Peseran et al. (2001). The error correction term ECT is negative and highly significant which implies the existence of a long-run equilibrium relationship between variables and the system can be returned to the equilibrium path by 73.2% per year. Moreover, the model doesn't suffer from heteroskedasticity or autocorrelation and has a normal distribution. The stability of the model is confirmed by CUSUM and CUSUM of Squares tests depicted in Fig. 2. The results of the study are consistent with the results of many studies, such as Long & Liang (2018), Ibrahim & Chancharoenchai (2014), and Chou & Lin (2013). Detailed results can be discussed as follows:

- In the short-run, the positive and negative changes in oil prices have a significant impact on inflation, but the positive effect is greater than and more significant in comparison with the negative effect of oil prices. Results show that a 1% increase in oil price will push inflation rate up by 0.6%, while a 1% decrease in oil prices will reduce inflation by just 0.04% in the short run. Agin these results confirm that, in the short-run, the inflation response to oil prices decrease is inelastic, while its response to oil prices increase is highly significant, positive, and more elastic.
- The Wald test of asymmetry confirms the asymmetric impacts of oil price changes on the inflation rate in Egypt in both the short and long-runs, which consistent with other studies such as (Chen, Zhu, & Li, 2020; Lacheheb & Sirag, 2019; Salisu et al., 2017)

Table (6): Nonlinear ARDL (5, 2, 2, 2, 5)[a] results

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P- value
Long-run estimates				
OIL^+	0.03	0.027090	1.178119	0.2477
OIL^-	-0.19***	0.047636	-4.121737	0.0003
$GDPPC$	-1.07***	0.244227	-4.413068	0.0001
M	0.43***	0.025666	16.94033	0.0000
C	3.08	1.869624	1.651821	0.1087
Sort-run estimates				
ΔP_{-1}	0.63***	0.157811	4.043123	0.0003
ΔP_{-2}	0.51***	0.179207	2.895267	0.0069
ΔP_{-3}	0.16	0.173674	0.970890	0.3391
ΔP_{-4}	0.56***	0.165768	3.388171	0.0019
ΔOIL^+	0.60***	0.189854	3.202724	0.0020
ΔOIL^+_{-1}	0.03*	0.020074	1.982499	0.0563
ΔOIL^-	-0.05**	0.027344	-2.055107	0.0484
ΔOIL^-_{-1}	0.08***	0.030514	2.869927	0.0073
$\Delta GDPPC$	-0.21	0.232531	-0.913547	0.3680
$\Delta GDPPC_{-1}$	0.37	0.231483	1.617165	0.1160
ΔM	0.24***	0.061138	3.935243	0.0004
ΔM_{-1}	0.18*	0.105187	1.796713	0.0821
ΔM_{-2}	0.34***	0.111623	3.063316	0.0045
ΔM_{-3}	0.07	0.100016	0.771254	0.4464
ΔM_{-4}	0.20**	0.097901	2.137398	0.0406
ECT_{-1}	-0.73***	0.132161	-5.540330	0.0000
Bound test				
F-Statistics	4.41***			
Asymmetry test				
W_{LR}	16.34***[0.0003]			
W_{SR}	8.38***[0.0002]			
Diagnostic tests				
Adj.R^2	0.96			
LM test	2.46[0.2910]			
Norm test	1.01 [0.604]			
Hetero test	28.66[0.1222]			

Notes: [a] Model selection method: Akaike information criterion (AIC). ***; ** and * denote statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. W_{LR} and W_{SR} are Wald test for asymmetry in the long-run and short-run respectively. Numbers in square brackets are P-values.

Table (7): Bounds test for nonlinear ARDL (5, 2, 2, 2, 5)

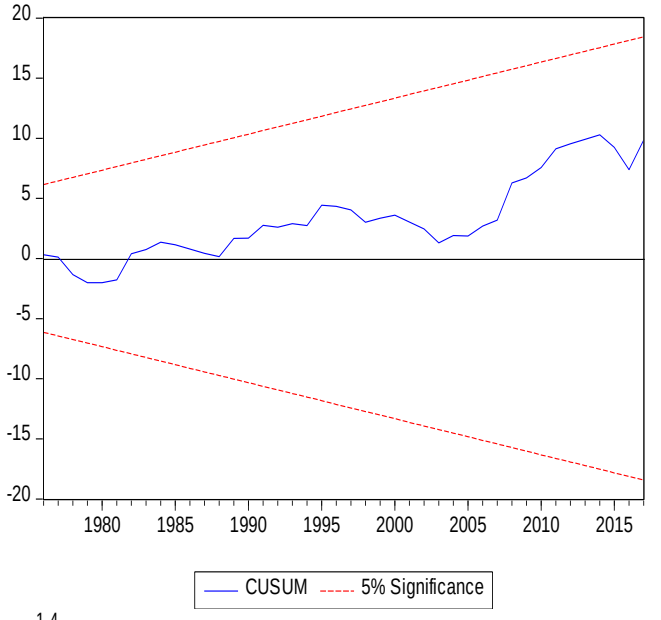
F_{pss}-Statistic	Significant level	Upper Bound I(1)
4.41* **	1%	4.37
	5%	3.49
	10%	3.09

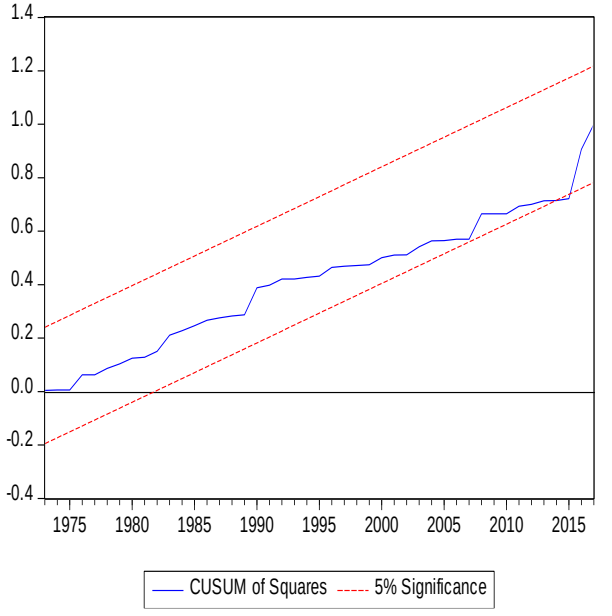
Note: The bounds critical values are taken from Pesaran et al. (2001) with unrestricted

- Economic growth proxied by the logarithm of gross domestic product per capita was highly significant in effecting the inflation rate in the long-run. A 1% increase in GDPPC leads to reduce the inflation rate by 1.07% in the long run. This result reveals that real economic growth is the key factor in reducing the inflation rate in the Egyptian economy in the long run. However, the results indicate that the effect of economic growth on the inflation rate was not significant within the short-run. This corresponds to the nature of the markets in the Egyptian economy, as prices do not respond quickly to increasing economic growth due to the proliferation of monopolistic practices in the Egyptian market, which hinder market mechanisms from right and quick adjustments.

- The effect of the money supply on inflation is positive and highly significant in the long term. An increase in the broad money supply (M2) by 1% will result in an increase of 0.43% per year in the consumer price index. Although most of the elasticities of the money supply were positive and significant in the short-run, they were less than the unity, which means that the rate of money growth is not fully reflected in rising inflation rates in the Egyptian economy in the short term. This limited effect of money supply growth on inflation in Egypt in the short-run means that the increase in money supply will not have a considerable effect on long-term inflation, because the increase in money supply does not go directly to increase the aggregate demand to purchase goods and services, instead, this increase goes to take advantage of investment in high-interest deposits that enable depositors to have a relatively stable income to compensate for their low real incomes. This may be compatible with the nature of the Egyptian economy, when money supply is increasing, this increase is mainly directed towards investment certificates with interest rates reached to 20% in 2018, CBE (2018).

Fig. (2): CUSUM and CUSUMQ tests for stability of the model





5. Conclusion and policy implications

This study applies the NARDL methodology to test the nonlinear relationship between inflation and the change in oil prices in the Egyptian economy during the period 1960-2017. The study is conducted in a comparative framework to identify the deficiencies that may result from the application of the linear ARDL methodology. Results of the co-integration test among the model variables were quite different in the case of ARDL compared to the NARDL model. While the linear model was unable to confirm or reject the existence of co-integration among variables as the F-statistic is less than the critical value of the higher bound and greater than the critical value of the lower bound, however, results of the NARDL model confirmed a long-run equilibrium relationship between inflation, oil prices, GDP, and money supply as the F-statistic is higher than the critical value of the higher bound at 1% level of significance. This means that analyzing the relationship between variables in a linear framework may lead to misleading results for the economic policymakers, then it is necessary to test the co-integration among variables in a non-linear framework. In other words, the nonlinear relationship between the variables should be considered as a general case that must be initiated at the first stage of model formulation, and that the linear relationship is a special case that is realized only if the asymmetric effect is not proven. Testing asymmetry confirms the asymmetric impacts of oil price changes on the inflation rate in Egypt in both the short-run and long-run. While the effect of oil price increase is not significant in the long run in comparison with the negative effect of oil prices, in the short-run, the positive and negative changes in oil prices have a significant impact on inflation, but the positive effect is greater than and more significant in comparison with the negative effect of oil prices. These results pose challenges that minimize the ability of the Central Bank of Egypt in controlling inflation rates in Egypt in the short-run because changes in oil prices are determined globally and outside the scope of its monetary policy. Even if these prices fall, according to the NARDL results of this study, these reductions are not reflected in reducing inflation rates in Egypt.

References

Ahmadov, V., Huseynov, S., & Pedroni, P. (2018). *Oil Prices and Inflation: Identifying Channels for Oil Exporters* (No. 1801).

Ahmed, D. A., & Abdelsalam, M. A. M. (2017). Modelling and forecasting inflation in Egypt: univariate and multivariate approaches. *Middle East Development Journal*, *9*(1), 127-159.

Akalpler, E., & Hove, S. (2019). Carbon emissions, energy use, real GDP per capita and trade matrix in the Indian economy-an ARDL approach. *Energy, 168*, 1081-1093.

Ali, W., Abdullah, A., & Azam, M. (2017). Re-visiting the environmental Kuznets curve hypothesis for Malaysia: Fresh evidence from ARDL bounds testing approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *77*, 990-1000.

Álvarez, L. J., Hurtado, S., Sánchez, I., & Thomas, C. (2011). The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation. *Economic Modelling*, 28(1), 422–431.

Barsky, R. B., & Kilian, L. (2004). Oil and the Macroeconomy Since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives, 18*(4), 115-134.

Baz, K., Xu, D., Ampofo, G. M. K., Ali, I., Khan, I., Cheng, J., & Ali, H. (2019). Energy consumption and economic growth nexus: New evidence from Pakistan using asymmetric analysis. Energy, 189, 116254.

Belke, A., & Dreger, C. (2015). The transmission of oil and food prices to consumer prices. *International Economics and Economic Policy, 12*(1), 143-161.

Berument, H., & Taşçı, H. (2002). Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 316*(1-4), 568-580.

Berument, M. H., Ceylan, N. B., & Dogan, N. (2010). The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries. *The Energy Journal*, *31*(1), 149-176.

Bhattacharya, K., & Bhattacharyya, I. (2001). Impact of increase in oil prices on inflation and output in India. *Economic and Political weekly*, 4735-4741.

BP. (2019). Statistical review of world energy. Retrieved from https://www.bp.com/en/global/ corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html

Cavalcanti, T., & Jalles, J. T. (2013). Macroeconomic effects of oil price shocks in Brazil and in the United States. *Applied Energy*, 104, 475–486.

Cerra, V. (2019). How can a strong currency or drop in oil prices raise inflation and the black-market premium? *Economic Modelling, 76*, 1-13.

Chen, S.-S. (2009). Oil price pass-through into inflation. *Energy Economics, 31*(1), 126-133.

Cheng, S., & Cao, Y. (2019). On the relation between global food and crude oil prices: An empirical investigation in a nonlinear framework. *Energy Economics, 81*, 422-432.

Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S., & Poplawski-Ribeiro, M. (2018). Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. *Journal of International Money and Finance, 82*, 71-96.

Chou, K.-W., & Lin, P.-C. (2013). Oil price shocks and producer prices in Taiwan: an application of non-linear error-correction models. *Journal of Chinese Economic and Business Studies, 11*(1), 59-72.

Cologni, A., & Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics, 30*(3), 856-888.

Cukierman, A. (2017). Money growth and inflation: Policy lessons from a comparison of the US since 2008 with hyperinflation Germany in the 1920s. *Economics Letters, 154*, 109-112.

Cunado, J., & De Gracia, F. P. (2005). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 45*(1), 65-83.

Cuñado, J., & de Gracia, F. P. (2003). Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. *Energy Economics, 25*(2), 137-154.

Darby, M. R. (1982). The price of oil and world inflation and recession. *The American Economic Review, 72*(4), 738-751.

Eggoh, J. C., & Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics, 68*(2), 133-143.

El-Sakka, M. I. T., & Ghali, K. H. (2005). The Sources of Inflation in Egypt A Multivariate Co-integration Analysis. *Review of Middle East Economics and Finance, 3*(3), 257-269.

El-Shagi, M., & Giesen, S. (2013). Money and inflation: Consequences of the recent monetary policy. *Journal of Policy Modeling, 35*(4), 520-537.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.

Giugale, M., & Dinh, H. T. (1990). *Money, inflation, and deficit in Egypt* (Vol. 553): World Bank Publications.

Hamilton, J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics, 38*(2), 215-220.

Hammoudeh, S., & Reboredo, J. C. (2018). Oil price dynamics and market-based inflation expectations. Energy Economics, 75, 484–491.

Helmy, O., Fayed, M., & Hussien, K. (2018). Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: a structural VAR approach. *Review of Economics and Political Science, 3*(2), 2-19.

Hosny, A. (2013). Inflation in Egypt: Internal or External Driven? *Middle East Development Journal, 5*(3), 1350019-1-1350019-15.

Ibrahim, M. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Agricultural and Food Economics, 3*(1), 2.

Ibrahim, M. H., & Chancharoenchai, K. (2014). How inflationary are oil price hikes? A disaggregated look at Thailand using symmetric and asymmetric cointegration models. *Journal of the Asia Pacific Economy, 19*(3), 409-422.

Istiak, K., & Alam, M. R. (2019). Oil prices, policy uncertainty and asymmetries in inflation expectations. *Journal of Economic Studies, 46*(2), 324-334.

Iwayemi, A., & Fowowe, B. (2011). Oil and the macroeconomy: empirical evidence from oil-exporting African countries. *OPEC Energy Review, 35*(3), 227-269.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52*(2), 169-210.

Lacheheb, M., & Sirag, A. (2019). Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*.

Lardic, S., & Mignon, V. (2008). Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach. *Energy Economics, 30*(3), 847-855.

Liang, C. C., Troy, C., & Rouyer, E. (2019). U.S. uncertainty and Asian stock prices: Evidence from the asymmetric NARDL model. The North American Journal of Economics and Finance, 101046.

Lin, P.-C., & Wu, C.-S. (2012). Exchange rate pass-through in deflation: The case of Taiwan. *International Review of Economics & Finance, 22*(1), 101-111.

Long, S., & Liang, J. (2018). Asymmetric and nonlinear pass-through of global crude oil price to China's PPI and CPI inflation. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 31*(1), 240-251.

López-Villavicencio, A., & Pourroy, M. (2019). Inflation target and (a)symmetries in the oil price pass-through to inflation. *Energy Economics, 80*, 860-875.

Mirdala, R. (2014). Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices in the European Transition Economies. *Procedia Economics and Finance, 12*, 428-436.

Nusair, S. A. (2019). Oil price and inflation dynamics in the Gulf Cooperation Council countries. *Energy, 181*, 997–1011.

Nazlioglu, S., Gormus, A., & Soytas, U. (2019). Oil Prices and Monetary Policy in Emerging Markets: Structural Shifts in Causal Linkages. *Emerging Markets Finance and Trade, 55*(1), 105-117.

O'Neill, T., Penm, J., & Terrell, R. (2008). The role of higher oil prices: A case of major developed countries. In *Research in Finance* (pp. 287-299): Emerald Group Publishing Limited.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289-326.

Roeger, W. (2005). International oil price changes: impact of oil prices on growth and inflation in the EU/OECD. *International Economics and Economic Policy, 2*(1), 15-32.

Salisu, A. A., Isah, K. O., Oyewole, O. J., & Akanni, L. O. (2017). Modelling oil price-inflation nexus: The role of asymmetries. Energy, 125, 97–106.

Schorderet, Y. (2003). *Asymmetric cointegration*. Université de Genève/Faculté des sciences économiques et sociales Genève.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314): Springer.

Tiwari, A. K., Cunado, J., Hatemi-J, A., & Gupta, R. (2019). Oil price-inflation pass-through in the United States over 1871 to 2018: A wavelet coherency analysis. Structural Change and Economic Dynamics, 50, 51–55.

Ullah, A., Xinshun, Z., Kamal, M. A., & JiaJia, Z. (2020). Modeling the relationship between military spending and stock market development (a) symmetrically in China: An empirical analysis via the NARDL approach. Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 124106.

WB, (2019) World Development Indicators. The World Bank Group, Washington, DC, USA. http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators (Accessed January 2019)

Wu, M.-H., & Ni, Y.-S. (2011). The effects of oil prices on inflation, interest rates and money. *Energy, 36*(7), 4158-4164.

Journal of Development and Economic Policies, Vol. 23, No. 1 (2020) 29 - 49
Arab Planning Institute

Income inequality and Middle Class in Sudan: Some Statistical Facts 1996-2011

Omer Eltayeb Omer*
Nour Eldin Maglad**

Abstract

The aim of this paper is to measure the level and extent of inequality in Sudan during the period 1990-2011 , and to explore the size and the income share of middle class .Various measures of inequality such as Gini Coefficient , Palma ratio, median of household's incomes are used , as well as, poverty head account measures such as the bottom 20% (Rawals poorest class) or alternatively as bottom 40%, to configure the size and the share of the middle class; the analysis used household data collected by Ministry of Labor Force. It is found that Sudan falls among high Gini and Palma ratio Countries, and middle class was shrinking in terms of size and share. Using the bottom 40% as cut-off point for poverty its size is found to be 10%, 14.5% and 12% for 1990, 1996 and 2011, respectively .It is suggested that the political and economic measures that were undertaken during the period of study played a major role in arriving at the observed evolution of income distribution and its level of inequality.

عدم المساواة في الدخل والطبقة الوسطى في السودان: بعض الحقائق الإحصائية 1990-2011

عمر الطيب عمر
نورالدين مقلد

ملخص

تهدف هذه الورقة إلى قياس مستوى ومدى عدم المساواة في السودان خلال الفترة 1990-2011 ، واستكشاف حجم ونصيب الدخل للطبقة الوسطى. تم استخدام مقاييس مختلفة لعدم المساواة مثل معامل جيني، معدل بالما، والوسيط لمداخيل الأسرة، بالإضافة إلى مقاييس حساب رأس الفقر مثل أدنى طبقة الـ20% (ما تسمى فئة رولز الفقيرة) أو بدلاً من ذلك تم استخدام فئة أدنى طبقة الـ 40% ، وذلك لمعرفة حجم ونصيب الطبقة الوسطى؛ استخدم التحليل بيانات الأسرة التي جمعتها وزارة القوى العاملة. ووجدت الدراسة أن السودان يقع بين الدول التي ترتفع فيها نسبة جيني ومعدل بالما، وأن الطبقة الوسطى تتقلص من حيث الحجم والنصيب في الدخل. باستخدام الفئة الأدنى 40% كنقطة فاصلة للفقر وجد أن حجم الطبقة الوسطى هو 10% و 14.5% و 12% للأعوام 1990 و 1996 و 2011 على التوالي، وتقترح هذه الورقة أن الإجراءات السياسية والاقتصادية التي تم اتخاذها خلال فترة الدراسة لعبت دورًا رئيسيًا في الوصول إلى هذا التطور الملحوظ في توزيع الدخل ومستوى عدم المساواة.

*** University of Bakht el Ruda. Email: mustafatayeb56@gmail.com.**
**** University of Khartoum.**

1. Introduction

Sudan has been considered as one of the highest growing countries in the period of 1999 to 2011 where its GDP grew to US$ 57.9 billion in 2010, compared with GDP in 1980's estimated at US$9.9 billion , a period during which GDP per capita grew from0.005% to only 0.03% ; and GDP grew further to reached 10.5% in 2007, but to decline to 5% 2009, as result of international economic crisis; but the serious decline occurred after the secession of the South of Sudan in 2011, where more than 70% of oil export revenues went with this secession. The considerable economic growth after 1999 was due to the oil exploration, not to robust investment, investment in infrastructure, or the development of social and governance institutions; even the composition of the economy at the heyday of independence stagnated further.

The high economic growth was accompanied with serious negative effects; the growth following the oil boom came with its ailments of an overvalued exchange rate and the Dutch Disease phenomenon. Growth in the manufacturing and agriculture sectors lagged and their contribution to GDP was very limited. Also, the governmental policies adopted during the oil era increased the cost of production and transaction in non-oil sectors (Ali and Elbadawi , 2004 page 4-6). With neoliberal stance in economic policy, the Government implemented the structural adjustment programs emphasizing the role of the private sector as the driving force of the economy's growth; hence a considerable number of public entities were privatized. But far from achieving economic efficiency and enhancing productivity, which was used as an argument for such policy, it has led to creation of crony capitalism, due to political favoritism, and resulted in well documented rise of corruption in the privatized corporation and the wielding of their financial resources and assets in the hands of the political protégées who were appointed as managers (the case of the Cotton Corporation is an example).

Also privatization exacerbated inequality, and led to increases in size of unemployment; for instance in 15 privatized companies work force cuts ranged between 20% and 60% (Mustafa, 2018). And since the public sector employees, historically constituted important segments of the middle class, this cut-off in employment either as consequence of privatization, or as direct outcome of severance in public entities and the civil service, had a direct impact on the middle class size and stability.

The period of the oil boom growth spell depicted bad financial performance indicators: inflation rate exceeded two digits, oscillated between 11.5% and 33.5% and substantial budget deficit, due to the high military expenditure, and the country is classified as highly indebted poor country with foreign debts exceeding 50 billion dollars. Other social indicators were showing bad signs as well; head account poverty reached 47%. The picture becomes so bleak if the public expenditure for the social sector (education, health and water) is considered; since in the successive government budgets it has not exceeded 10% and lagged far behind neighboring and other similar African countries ((Mustafa, 2018, pages 63, 68).

The highly intensive capital nature of oil and mineral investment meant that only 'enclaves' of the economy can benefit and, in particular, not much in terms of job creation in the productive sectors of the economy can be realized. Sudan population reached about 35 million with growth rate of 2.8%, and with an unemployment rate of 20.7%. With a population structure having high percentage of young people the toll of the high unemployment rate falls on young segment of the population. According to the international labor organization (2007), the unemployment among Sudanese youth is 41.25%, the highest in the world, for females it is 43.25%, and 36.64% for males (Nour, 2011, page 28).

The problem this paper attempts to deal with is the change in shape of income distribution, the decrease of middle income groups and how the share of middle class, has been redistributed between lower and upper classes. The underlying hypothesis is that the share of income and the size of middle class have shrunk over the period of study in Sudan during the previous government regime.

The importance of the study arises from the fact studies analyzing inequality in Sudan using national household survey data are meagre, and the few available were based in limited surveys and their scope has not dealt specifically with the middle class and the impact of economic policies and inequality in their formation and development. For example, Nur (2009) carried out an analysis of household income inequality decomposition of a limited household survey in four selected states in the North Sudan. Eissa (2009) carried out macro study and sectoral assessment and simulation of poverty, economic growth and income inequality in

Sudan, based on primary, stratified and multistage data collected from 2714 heads of households, as well as secondary data obtained from national and international institutions. None of these studies had attempted a quantification of middle class size and changes therein. Moreover using Palma ratio as a measure of inequality provides an opportunity to compare between the heterogeneous tails of distribution, as well as to verify the stability of middle income group by analyzing individual earnings using the available household income surveys.

The rest of the paper runs as fallows; section II deals with definition and identification of middle class, Section III gives account of methodology and data; and section IV confined to results and discussion and finally the conclusion wraps up.

Middle class definition and identification: Theoretical underpinnings

Middle class consensus or concept is subject of interest to the philosophers, social scientists, economists, historians and politicians, who believe that middle class has an important role to play in economic development, and democratic transformation, in different countries, all over the world. Country with large middle class can grow more faster, because the existence of middle class will facilitates the creation of employment and productivity growth; middle class values are central to human capital, saving and capital accumulation. Last not least the demand of middle class for high quality and durable goods will stimulate production and marketing, and then the income levels of most of society members will increase **(**Banerjee and Duflo, pages 3-4).

Despite the fact that the concept of class is ambiguous and that of middle class in particular, two important economic thinkers, Karl Marx and Thorstein Veblen attempted to discriminate between different classes within societies. Veblen invented the term “Leisure class” to those earned their income being government leaders, priests, athletes or soldiers, and accumulate wealth only for power and reputation. Marx’s two main classes are proletariat who gaining their living from their labor force, and the bourgeoisie due to the ownership of means of production obtaining income by exploiting the proletariat (Eisenhauer, 2008, page107).

Moreover, the existence of middle class in society as crucial for development differences, middle class is essential to minimize society polarization and social conflict, and hence reduce inequality , and democracy will flourishing in such less polarized countries. On the contrary polarized country with unstable government will enable elite to hinder democratic transformation, and human capital accumulation; hence poor will be politically discriminated against, and will be at risk of economic hazards (Easterly, 2001, Pages 318 and 330).

Before defining and identifying middle class, some differences between poor (who live one or less two dollars) and middle class. The main differences are as following: the poor devotes all their income to food; poor as wage earners may work with no specific working skills, also without health, social insurance and benefits after retirement, in contrast to middle class who are relatively highly skilled , secured and hold well-paying job; middle class has substantial better access to formal sources of credit and much bank loans; also middle class spend much of their income on durable goods , live in large houses with better amenities, and most likely have saving account, and spend much of it on health and education , being healthy and better educated, the middle class's children will be able to realize their most talent potentiality and get better jobs in the future(Banerjee and Duflo, 2008, pages 10-18).

In spite of different definitions that invariably include various socio-economic characteristics in the definition of middle class , such as standard of living , level of education , family size , ownership of property and pattern of occupation . to give a complete classification of middle class economic definition , a good economic criterion is required that allows us to estimate the size of middle class in one country in single year , to figure out the change of its size over time ; which will enable us to compare middle class between different nations.

Middle class definitions proliferates in economic literature such as what Solow refer to "middle 60%" which falls between two brackets , the bottom 20% , which includes those vulnerable to poverty , and top 20% (Atkinson and Brandolini 2011, page 8).

Palma ratio as simple measure of inequality , which defined as the share of top 10% divided by the share bottom 40%, emphasized the stylized fact that

reflecting the stability share middle class50 % of population (decile 5-decile 9) by the forces of centripetal capture the half of gross national income(Cobham, and Summer 2013, page 6).

Based on a number of household surveys conducted recently, different income range employed to estimated middle class, for instance the range 2-4 dollars is used to gauge middle class in poor countries, while 6-10 dollars is used as measure of middle class in developed countries (Banerjee and Duflo, 2008, page 5).

World bank in 2007 defined middle class using certain per capita thresholds ranging between 4000$ -17000$. European Union used other cut-of points to determine the middle class size, determined lower bound as 75% of the median , and 125% of the median as upper bound, another method and that used in this paper is median and head count poverty measure(A Atkinson and Brandolini 2011, page 8, Rashdan 2014, page 46).

To wrap up, middle class and the increase of its size is important for demanding government policies that are conducive for growth based on wealth creation , with enhancement of inclusive economic participation of most of society members , and hence promotes self-sustaining and transformative –politically and economically growth pattern (Birdsall, 2007, page3).

2. Methodology and Data

This study employs descriptive analytical statistics such as averages (μ) standard deviation (σ) and median, to measure inequality. However, relative inequality measures, like Gini Coefficient (G) and Palma ratio (P) satisfy the properties required of a good measure, and therefore are going to be used to detect the levels of inequality in household income. These are then used, in conjunction with relative poverty measures, such as poorest 20%or 40% I population to identify the size of middle class and its stability.

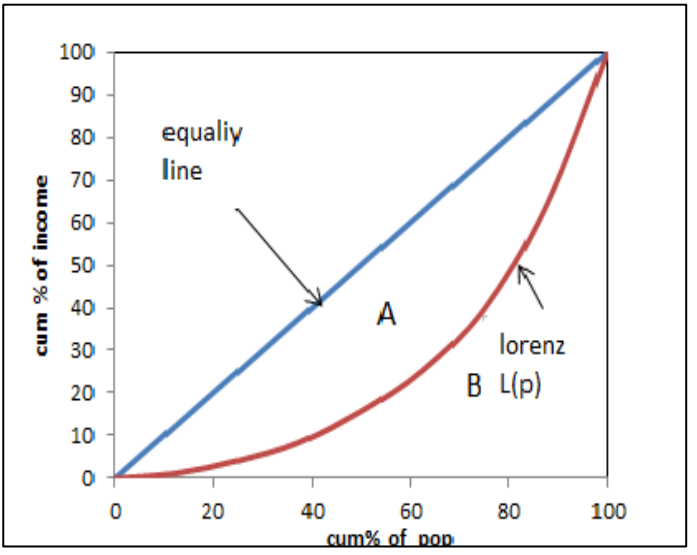
Inequality measures:

1. Gini coefficient:

Gini coefficient is measure of dispersion, a Gini coefficient of zero value expresses perfect equality while that which equal 1 represents perfect inequality; here only one individual acquired the whole income. Gini index defined mathematically based on Lorenz curve(figure1), is the relation of area that lies between the 45º line and the Lorenz curve marked as A of figure1 with the total area marked as A+B ,that is Gini index can be expressed as:-

$$G = \frac{A}{A+B}$$

Figure (1) Lorenz curve:



Though different measures of inequality such as Theil's entropy index T, Theil's second measure L, the coefficient of variation(C.V), Palma, and the Gini coefficient satisfy these properties (1) Pigou Dalton transfer sensitivity ;.(2) Symmetry: (3) Mean independence (4) Population homogeneity. (5) Decomposability. Gini is widely used than other measures. Gini coefficient can be expressed as (Admas and Alderman, 1992pages6-7).

$$G = \frac{2}{n\mu} \text{ cov}(y, r) \qquad (1.1)$$

Where

n: is number of observations

y: total income

μ: is mean

r: ranks for the source of income

2. The Palma ratio

Palma(2006) is a measure of income concentration based on the observation of Gabriel Palma that the middle 50% (deciles 4 to 9) incline to acquire 50% of gross national income (GNI) so the remaining half of the GNI may be more flexibly distributed between the richest 10% and the extremely poorest 40%. Palma claimed that there are two conflicting forces at work in income distributions: one centrifugal leading to an increased heterogeneity in the shares of the richest 10% and the poorest 40%, and the second is centripetal leading to homogeneity in the income share appropriated by the middle 50%. Generally speaking Palma ratio is an easy understood measure to common people than the Gini and other measures of inequality; it is a single number which gives considerable information about comparative income inequality (Cobham & Sumner 2013, page 6).

The Palma ratio can be rewritten as following:

Bottom 40 % share + top 10% share +middle 50% share = 1 (2.1)

Palma claimed centripetal force that leads the middle 50% to capture 50% of GNI so the above identity can be reduced to:

Bottom 40%share +top 10% share $\cong \frac{1}{2}$ (2.2)

We can substitute the above equation in the Palma identity

$$P = \frac{\text{Top 10\% share}}{\text{Bottom 40\%share}} \cong \frac{\text{½ - Bottom 40 \%share}}{\text{Bottom 40\% share}} = \frac{\text{1-2 Bottom 40\% share}}{\text{2 Bottom 40\% share}} \qquad (2.3)$$

Or equally:

$$P = \frac{\text{Top 10\% share}}{\text{Bottom 40\% share}} \cong \frac{\text{Top 10\% share}}{\text{½ - Top 10\% share}} = \frac{\text{2 Top 10\% share}}{\text{1-2 Top 10\% share}} \quad (2.4)$$

This provides two formulas for the derivation of Palma ratio from either bottom 40 percent share, or the top 10 percent share (Cobham and Sumner, 2013 page 6-28).

3. Measurements of the middle class

Middle class is the most dynamic class and increase of its size is an indicator of social welfare and prosperity of society. In Middle East and North Africa (MENA) in six countries between 1990 and 2005 particularly, Egypt and Tunisia, who have achieved substantial economic growth, the size of middle class increased from 75.5 % to 78.7 %(Rashdan,2014).

Apparently for the Sudan the picture is seemingly totally opposed to the situation in the aforementioned two countries. To measure the size of the middle class there are various thresholds as indicated before. One such threshold which can be chosen is the population position between the national poverty line and the median. But, because of problem of identifying standardized national poverty line for the period of study it is proposed that the bottom 20% or bottom 40% can be selected as threshold instead of poverty line, though this may underestimate the incidence of poverty which according to the official rate in 2009, is calculated as 47%.Thus, middle class size (MCS) can be expressed in a two ways:

$$\text{MCS \%} = \frac{\text{N of median observations- N of Bottom 20\%}}{\text{Total size observations}} \quad (3.1)$$

Or

$$\text{MCS \%} = \frac{\text{N of median observations- N of Bottom 40\%}}{\text{Total size observations}} \quad (3.2)$$

Data

The data source of this study is three Labor Force Household Surveys, collected by the Ministry of Manpower for the years 1990, 1996 and 2011. The coverage of the three surveys is limited to Northern 16 states which in this study are regrouped into six regions. The South was excluded due to the long persistence civil war. To eliminate the effects of money value changes during the period of the study income is expressed in the prices of 1990 taken as baseline year, and the corresponding Consumer Price Index (CPI) is used in adjusting money values in 1996 and 2011.

Table (1) shows descriptive statistics of the data series such as minimum and maximum values, , the mean, the median, the standard deviation and the coefficient of variation (CV=σ/μ), of total household income, for the total samples of 1990, 1996 and 2011 ,and also for Khartoum and mode of living. The least minimum is (=9SDG) in 1990, the highest maximum is (=22001050 SDG) in 2011 measured in 1990 prices. The upshot in mean income in 2011 can be attributed to spell of growth aftermath of oil exploration in the end of nineties. Paradoxically the higher range in 2011 attentively implies the concentration of income in the upper income percentile. This conclusion can be confirmed by CV: 2.5, 3.8 and 2.2 for the three successive years. Also CV is higher in rural areas compared to urban areas for the years1996 and 2011. For Khartoum a lower value of C.V of 0.44 shown in2011, and even lower compared to the value for urban areas of 1.62; perhaps reflecting the increased urbanization of the centre and the last decade's movements of people from rural areas towards Khartoum.

Table (1): Descriptive Statistics of Household Real Income (SDG, 1990=100)

	N	Minimum	Maximum	Mean	Median	Standard Deviation	Coefficient of variation
Sudan							
1990	7276	9	1295999	2695	12000	6849.8	2.54
1996	3288	34	7165401	8841	30709	33859.7	3.83
2011	11182	42	22001050	10754	7494	23939.3	2.23
Urban							
1996	1040	512	7165041.4	181083.2	61418	545968	3.02
2011	3043	167	555108	11051	9992	17883.1	1.62
Rural							
1996	2248	40	6323680	53396.4	20473	181867	3.4
2011	8139	58.3	30532391.2	14941	6661	389179.4	26.1
Khartoum							
1996	539	682	7165401.4	281052	86667	753248	2.7
2011	748	278	183186	15632	113380	6923	0.44

Source: Own calculation based on labor household surveys for1990, 1996 and 2011 see Mustafa (2018, pages 7,140,141).

3. Results and Discussion

Table (2) presents the share of the bottom 40%, middle 50% and the top 10%, for the three years of the study; the bottom is not exceeding 9% for each year. For the

top 10%, share is not less than52% for the period of the study. Contrary to Palma emphasis that the middle income share is 50% of national income, the table shows that the percentage share of middle 50% does not reach 40%.

Table (2) the Income Share of Bottom 40%, Middle 50% and Top 10%

	Bottom 40%	C.V	Middle 50%	C.V	Top 10%	C.V
Sudan						
1990	8.4	0.44	39.2	0.44	52.4	1.35
1996	4.6	0.61	31	0.55	64.4	1.65
2011	8.94	0.42	36.42	0.33	54.6	13
Urban						
1996	5.17	0.55	30.13	0.52	64.7	1.17
2011	6.06	0.39	32.67	0.32	61.27	0.99
Rural						
1996	6.17	0.60	40.03	0.48	53.8	1.8
2011	10.78	0.43	53.12	0.33	36.1	3.74
Khartoum						
1996	5.67	0.51	47.22	10.5	47.09	0.51
2011	14.59	0.44	54.92	0.38	30.49	0.56

Source: Own calculation based on labor household surveys for1990, 1996 and 2011
See Mustafa (2018, pages 7,140,141).

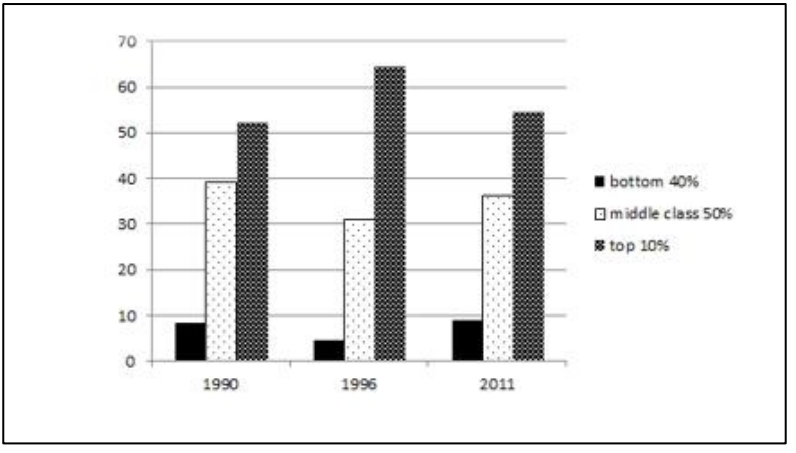
Figure (2) visualizes the income shares of bottom 40%, middle 50% and the top 10% .The share of the middle class for the three years is even less than 40% and not equal to 50% as Palma postulated. Its share is stable in the three years the coefficient of variation (CV=σ /μ) is calculated 0.44, 0.55 and 0.33, respectively. Though the share of this class increased in 2011 by 5 points from its 1996 level but it did not reach its share level of 1990.

For the two top 10% and bottom 40%, the income share of the latter is increased and then decreased by 10 points from 1990 level and it is stable (CV not more than 0.61) for the three years in that order. It is observed that the share of the bottom 40% and the middle 50% was oscillating within the range, with the exception of rural sector and Khartoum where an evident increase is calculated between 2011-1996. But their shares were stable (C.V s less than one).

The share of the top 10%, for the total income was increased in 1996 and decreased nearly to its share of 1990, where for the mode of living and Khartoum has obviously decreased. Notably the share of top 10% during the period of the study was not stable, particularly for total income and for rural sector in 2011; where C.V was not less 13, and this confirming the position by Stiglitz that "normally or usually" quarter of the top 10% or 1% capturing the larger portion of income (Stiglitz, 2013). The only exception for this proposition is share of 10% in Khartoum which was stable since its C.V is not more than 0.56 for 2011-1996.

Figure (2): The Income Share of the Bottom 40%, Middle Class50%and Top 10%

(a) For the country in the three years 1990, 1996 and 2011



(b) Rural –urban for 1996-2011

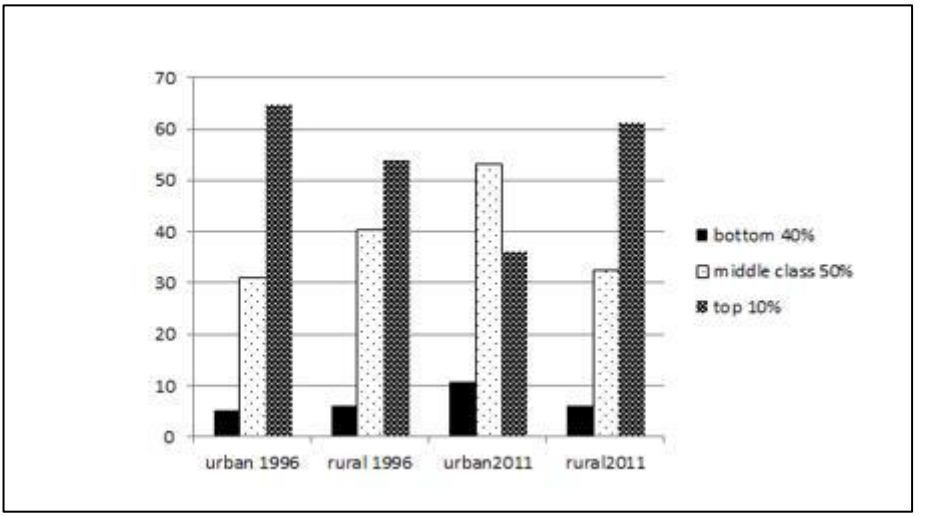


Table (3) shows Palma and Gini measures for Sudan.

The highest Palma ratio, and as expected a highest Gini is demonstrated for year 1996 equal to 14.1 and a 70 for G and P, respectively. For comparison by mode of living the findings revealed that the highest Palma ratio is (=12.51) in urban sector in 1996 followed by ratio (=10.11) in rural sector in 2011. Equally the Gini indexes are highest 0.72 and 0.67 in the same sequence. Largely a Palma ratio results are consistent with Gini coefficients as presented in the table; the highest Palma ratio means a highest Gini and more unequal distribution. The quartiles developed by Palma (2006&2011) as lower and high bounds in 1990 were (Palma<1.33) and (Palma>3.39), respectively; for 2010 Palma lower quartile bound is (Palma<1. 39) and high bound is (Palma>2.95). Obviously the findings for Khartoum and by mode of living (urban and rural) are excessively exceeding the Palma quartiles and equally indicating high Gini coefficients.

Table (3): Palma and Gini for Sudan, Khartoum and by Mode of living

		Palma Ratio	Gini index
Sudan	1990	6.21	0.61
	1996	14.1	0.7
	2011	6.12	0.61
Urban	1996	12.51	0.72
	2011	3.34	0.64
Rural	1996	8.72	0.46
	2011	10.11	0.67
Khartoum	1996	8.28	0.69
	2011	2.09	0.41

Source: Own calculation based on labor household surveys for1990, 1996 and 2011

See Mustafa (2018, pages 7,140,141).

Generally, Sudan in terms of Gini coefficient and Palma ratio is amongst more unequal countries as illustrated in table (4).

Table (4) comparison of Gini and Palma for different countries

Country and periods	Gini	Palma	The grade of the country
Jamaica (2002)	0.66	14.67	first Gini/ first Palma
South Africa(2008)	0.63	7.05	Third Gini/ second Palma
Namibia (2003)	0.64	6.67	Second Gini/ third Palma
Honduras (2009)	0.54	5.21	Fifth Gini/ fifth Palma
Bolivia(2008)	0.54	4.85	Fifth Gini /Sixth Palma
Sudan (2011)	0.61	6.12	Fourth Gini / fourth Palma

Source: Sudan is own calculation; other countries quoted from Cobham and Sumner, 2013, also see Mustafa (2018, pages 7 140,141).

Table (5) presents the estimation of middle class size by using the median and poverty line defined as poorest bottom of population (Rashdan, 2014 page 44).

Due to problems surrounding the determination of proper national poverty line during the period of study due to change of the currency from Pound to Dinar 1n 1990s and reversal to the pound by 2011, and high inflation rates, the bottom 20 is employed as cut -off (Rawals poorest class), equivalent to poverty line. The size of middle class is equal to the difference between corresponding observations of the median and headcount of poor (bottom 20%) divided by the total observations. The table shows that the middle class size for the country as whole in the period of study , by mode of living, is not exceeding 35% .(Mustafa 2018).

If we go further and attempt to approximate the reality, which showed as official poverty incidence in 2009 of 47%, the bottom 40% as head count of poverty may be a candidate, which implies a middle class size of 10%, 14.5% and 12% for the 1990, 1996 and 2011, respectively. For the rural sector the size of the middle class is 7% and 12.33% for 1996 and 2011, while for the urban sector the size of the middle class is estimated as 10.3% and 11%, for 1996 and 2011, respectively.

Table (5) Estimation of the Middle Class Size

years	Total observations	Bottom20% observations	Bottom40% observations	Median Observations	Middle class size 1	2
1990	7276	1571	2910	3640	28%	10%
1996	3288	665	1315	1793	34%	14.5%
2011	11182	2342	4473	5770	31%	12%
Urban						
1996	1040	235	416	531	28.5%	11.1%
2011	3043	616	1217	1592	32.1%	12.3%
Rural						
1996	2248	450	899	1157	32.5%	11.5%
2011	8139	1834	3256	4296	30.3%	13%
Khartoum						
1996	539	109	216	253	27%	7%
2011	748	151	299	369	29%	9.4%

Note:

1- Middle class size according to bottom 20%
2- Middle class size according to bottom 40%

Source: Own calculation based on labor household surveys for1990, 1996 and 2011
See Mustafa (2018, pages 7,140,141).

Conclusion

This study employed measures of inequality such as Gini coefficient, Palma ratio, median and relative poverty measures. The data used is the ones collected by Ministry of labor force for three years in1990, 1996and 2011, to detect inequality levels and to configure the middle class size. The findings of this study firstly indicated that Sudan household income highly unequal, with Gini ratio 0.61 .Secondly the shares of middle class in the three years 1990, 1996 and 2011 are less than 40%, and the Palma ratio for the Sudan is higher compared with some other countries, implying that the top 10% appropriated more income at expense of both bottom 40% and middle50%. When bottom 20% (the Rawls poorest class) is used as cut-off poverty measure the study found that middle class did not exceed 31% for each of the three years of the study. When the poverty head account moved to bottom 40% the middle class size deteriorated furthermore, and did not exceed 12% for the three years.

To ponder the reasons for such results: Firstly, it is suggested that privatization of public companies and the drastic reduction of the employed labor force, mostly arising from political motives to consolidate of the ruling regime (Tamkin) in the public entities, whether in the production or services sectors, such as the employees in the education and health sectors, is one factor contributing to the shrinking size of middle class, since employees of public sector ((civil servants , teachers , doctors , engineers, lawyers , judges , employees in railways and air transport , the military staff. Etc., who came under the axe of Tamkin)), have historically been an important constituent of the middle class in Sudan. Secondly, unemployment was particularly high for new entrants to the labor market who graduated from institutions of high education. On the other hand, rural areas witnessed a deteriorating state of living standards in conflict war ridden areas which lost large areas in production, and livelihood and led to out migration and displacement of thousands to urban areas. As a result incomes are reduced and absolute poverty levels increased, and more of those who were ranked as part of the middle class joined the ranks of the poor.

As policies implication it is suggested that: government have to reform the markets, in particular labor market, through better laws and incentives that enables it to function flexibly, creating amble equal employment opportunities in public sector improves efficiency by increasing productivity and rooting out corruption and self-interest practices and curbing patronage allowances and bonuses bestowed on the civil service . The private sector has to be encouraged by the proper fiscal and monetary policies that encourage the private sector investment in productive (agriculture and manufacturing) enterprises and which create opportunities for job seekers.

Social protection programs must be designed and government has to increase the minimum wage, and to draft laws and regulations to guarantee the minimum wage in private sector for the unskilled. Here one have to consider some trade –off s, For example, to give high wages and social protection to the working people, will be in conflict with creating more employment opportunities, or by creating more jobs in the urban sector will increase unemployment of the urban populace as a result of the influx of rural people into the towns. Here rural development programs including full package of inputs, technology transfer , credit , extensions services are pertinent though initially will contribute to increase income inequality in agricultural and livestock income source, probably will lead to reduction of urban unemployment. To solve the trade-offs, social costs benefits

analysis must be conducted, since an approximate answer of right question is better than an elegant answer to wrong questions. Moreover, if the poorest people have been properly identified then they have to be targeted with social security interventions.

References

Adams, H. R& Alderman, H., (1992), Sources of Income Inequality in Rural Pakistan, Decomposition Analysis; World Bank Working Paper.

Ali. A, A, and Elbadawi, A. I. (2004), Explaining Sudan's Economic Growth Performance, paper Prepared for African Economic Research Consortium, Working paper No. 9, Nairobi, Kenya.

Atkinson, Anthony B., and Andrea Brandolini, (2011), On the Identification of the "Middle Class," ECINEQ Working Paper 2011-217. Verona, Italy

Banerjee, V. A and Duflo, E, (2008), what is the Middle Class about the Middle Classes around the World? , The Journal of Economic Perspective, vol. 22. No2.

Birdsall, N. (2007), Reflections on the Macro Foundations of the Middle class In the Developing World, Center for Global Development, Working Paper 130.

Cobham, A, and Sumner, A (2013), Is It All About the Tails? The Palma Measure of Income Inequality, Center for Global Development, Working Paper 343.

Easterly, W., (2001)., The middle Class Consensus, and Economic development, Journal of Economic Growth, Vol. 6.

Eisenhauer, G. J. (2008**),** An Economic Definition of the Middle class, For Soc. Econ vol. 37.

Eissa, A.M. A (2009), Macro and Sectoral Assessment and Simulation of Poverty, Economic Growth and Income Inequality in Sudan, PhD, In Agriculture Economics, Faculty of Agriculture, University of Khartoum

Mustafa, O.E.O (2018), Decomposition of Household's Income Sources and Factors Determining Inequality In Sudan1990-2011, Ph.D. University of Khartoum.

Nour, M. O. S. S. (2011), Labor Market and Unemployment in Sudan, United Nations University, UNU –MERIT Working Paper No.7.

Nur, M. T. (2009), The Individual Contribution of Household Components to Poverty Reduction, Income Inequality, and Social Welfare in Sudan: The Case of the River Nile State, study Presented to ICARRDA.

Rashdan, A. (2014), Middle Class and Pro-Poor Growth in Egypt: The Missing Connection, Topics in Middle E astern and African Economies Vol. 16, No.1.

Stiglitz, E. J. (20013), The Price of Inequality, How today's Divided Society endangers Our Future, W.W.W NORTON & COMPANY, New York London.

Appendix (1)

Table (6): for the Mean and Standard Deviation for Bottom 40%, Middle 50% and Top 10%

	Bottom 40%	μ	б	Middle 50%	μ	б	Top 10%	μ	б
Sudan									
1990	8.4	5788	2521	39.2	20521	9098	52.4	134371	181567
1996	4.6	9525	5824	31	55295	30224	64.4	569265	939065
2011	8.94	3575	1516	36.42	10811	3567	4.64	80903	1048699
Urban									
1996	5.17	23840	12785	30.13	109027	57117	64.7	1171773	1368296
2011	6.06	5374	2094	32.67	14552	4626	1.27	54591	52894
Rural									
1996	6.17	7106	4289	40.03	36347	17505	53.8	24109	439838
2011	10.78	3199	1378	53.12	9455	3131	36.1	89464	1229488
Khartoum									
1996	5.69	37278	19061	47.22	242829	255952	47.09	3417619	1752120
2011	14.59	5591	2450	54.92	16984	6474	30.49	56499	31763

Note: μ & σ as defined in the text
Source: Own calculation based on labor household surveys for1990, 1996 and 2011 See Mustafa (2018, pages 7 140,141).