



مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

المجلد (25) - العدد (1) (ISSN - 1561 - 0411) (يناير 2023)
دورية محكمة معنية بدراسات السياسات الاقتصادية - نصف سنوية

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية
Journal of Development and Economic Policies



أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي:
دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي.

شريف جلول
صوار يوسف
ادريسي مختار

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر:
مقاربة ARDL غير الخطية.

مدوري عبدالرزاق

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري
وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020): نموذج
الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

رضا البدوي

وقع كوفيد 19 على الميزان التجاري للمغرب:
دراسة تأثير متغيرات الدخل والأسعار.

لبلى زنيبر
أحمد حفناوي
رشيدة اليماني
مونية بطاح

تقدير التأثير السببي لبطالة الأب على احتمال
سحب الأبناء من الدراسة في السودان.

أبي الأمين

عرض تقرير:

تقرير التنمية العربية 2022 "النمو الاقتصادي
العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد - 19 وما
بعدها".

محمد أمين لزعر

المجلد الخامس والعشرون - العدد الأول
يناير 2023



مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

Journal of Economic and Development Policies

التعريف بالمجلة

مجلة علمية فصلية محكمة تصدر عن المعهد العربي للتخطيط. وتعدى بنشر البحوث النظرية والميدانية في مجال علم الاقتصاد وسياسات التنمية الاقتصادية، 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 economic policy development, 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 في الدول العربية على وجه الخصوص في ضوء المتغيرات المحلية والإقليمية والدولية.
- تزويد صانعي القرار والممارسين والباحثين في الدول العربية بأحدث نتائج الدراسات التنموية في المجال الاقتصادي.
- خلق حوار علمي بناء بين الباحثين والمهتمين بالاقتصادات العربية وصناع القرار بالمنطقة.

Goals

- The Journal is specialized with studies related to development issues and economic policies in Arab countries.
- Provide policy makers and researchers in the Arab word with the latest research results and recommendation in development and economic fields.
- Creating a constructive scientific dialogue between all stakeholders interested in the economic policy of the Arab world.

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 Title 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.

قواعد النشر

- تنشر المجلة الأبحاث والدراسات الأصلية (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 والملحق.
- 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 " ---"
 - يكتب العنوان بخط حجم 16 مع Bold ويجب أن يكون العنوان دقيقاً ومعبراً 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 الإلكتروني.
 - 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 التحكم على مرحلتين باستخدام أسلوب التحكم المعمي وذلك على النحو التالي:
 - تحكم داخلي للتأكد من مطابقة قواعد النشر للمجلة (يتم الرد على الباحث خلال أسبوع)
 - تحكم خارجي بحيث يتم عرض البحث على محكمين (يتم الرد على الباحث خلال شهر بعد التحكم 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.

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

تصدر عن المعهد العربي للتخطيط بالكويت

المجلد الخامس والعشرون - العدد الأول - يناير 2023

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

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 القوير

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

عبداللطيف الحمد

رئيس مجلس إدارة الصندوق العربي للإئمان 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 - رئيس معهد التخطيط القومي في جمهورية مصر العربية

بلقاسم العباس

أستاذ الاقتصاد القياسي وكبير مستشاري المعهد العربي للتخطيط - الجزائر

ايهاب مقابله

أستاذ الاقتصاد ورئيس المركز الإقليمي للمشاريع الصغيرة والمتوسطة - الأردن

فيصل المناور

أستاذ السياسات العامة - الكويت

منى الشرقاوي

أستاذ الاقتصاد - جامعة محمد الخامس - المغرب

معز العبيدي

أستاذ الاقتصاد - جامعة المنستير - تونس

رئيس التحرير

د. بدر عثمان مال الله

مدير عام - المعهد العربي للتخطيط

نائب رئيس التحرير

أ.د. وليد عبدمولاه

وكيل - المعهد العربي للتخطيط

سكرتير التحرير

أ. شريفه حماده

باحث في الجهاز الفني

المعهد العربي للتخطيط

توجه المراسلات إلى :

رئيس التحرير - مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

المعهد العربي للتخطيط

ص.ب. 5834 - الصقاة 13059 الكويت

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

البريد الإلكتروني jodep@api.org.kw

قائمة تصنيف بحوث العدد

التصنيف Code	لغة البحث Papers' Language	عنوان البحث Paper Title
اقتصاد Economics	عربي Arabic	أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي؛ دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي The Impact of the Development of Islamic Finance on Economic Growth: Organization of Islamic Cooperation Countries An Econometric Study
اقتصاد Economics	عربي Arabic	العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقاربة ARDL غير الخطية Oil Price and Inflation Nexus in Algeria: A nonlinear ARDL Approach
اقتصاد Economics	عربي Arabic	العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020)؛ نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL) The Reciprocal Relationship Between the Egyptian Trade Balance and the Exchange Rate During the Period (1971- 2020): Autoregressive Distributed Lag Periods Model (ARDL)
اقتصاد Economics	عربي Arabic	عرض تقرير التنمية العربية 2022 ” النمو الاقتصادي العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد - 19 وما بعدها Arab Development Report 2022 “ Arab Economic growth During Crises: Covid - 19 Pandemic and Beyond”
اقتصاد Economics	انجليزي English	The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables وقع كوفيد 19 على الميزان التجاري للمغرب: دراسة تأثير متغيرات الدخل والأسعار
اقتصاد Economics	انجليزي English	Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan تقدير التأثير السببي لبطالة الأب على احتمال سحب الأبناء من الدراسة في السودان

المحتويات العربية

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي.

شريقي جلول

صوار يوسف

ادريسي مختار

11

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية.

41

مدوري عبدالرزاق

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020): نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

81

رضا البدوي

عرض تقرير:

تقرير التنمية العربية 2022 ”النمو الاقتصادي العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد - 19 وما بعدها“

127

محمد أمين لزعر

افتتاحية العدد

يأتي العدد الأول من المجلد الخامس والعشرين لمجلة التنمية والسياسات الاقتصادية التي يصدرها المعهد العربي للتخطيط محتويًا على خمسة بحوث منها ثلاثة بحوث باللغة العربية، وبحثين باللغة الإنجليزية، إضافة إلى تقديم عرض للإصدار السادس من تقرير التنمية العربية -2022 المعنون " النمو الاقتصادي العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد-19 وما بعدها" الصادر عن المعهد العربي للتخطيط في دولة الكويت، ومعهد التخطيط القومي في جمهورية مصر العربية.

تنوعت المجالات والاشكالات التي تعاملت معها البحوث المضمنة في هذا العدد، حيث استهل العدد ببحث من إعداد شريفي جلول، وصوار يوسف، وادريسي مختار، بعنوان "أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي". هدفت الدراسة إلى قياس أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي، وقد شملت العينة المستخدمة في هذا البحث 15 دولة إسلامية أعضاء بمنظمة التعاون الإسلامي، واستخدم الباحثون منهج تحليل بيانات البانل الديناميكي بطريقة الفروق GMM خلال الفترة 2015-2019. وقد توصلت الدراسة إلى أن متغير إجمالي الأصول المالية وكذا متغير إجمالي التمويل الإسلامي لهما أثر إيجابي على النمو الاقتصادي، وهو ما يؤكد وجود علاقة ايجابية بين التمويل الإسلامي والنمو الاقتصادي في الدول محل الدراسة.

وجاء البحث الثاني من إعداد مدوري عبدالرزاق، تحت عنوان "العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية". سعت الدراسة إلى استكشاف العلاقة بين تغيرات أسعار النفط والتضخم في الجزائر خلال الفترة الممتدة ما بين 1970 – 2019، باستخدام نموذج NARDL. وتوصل الباحث إلى وجود تأثيرات غير متماثلة لزيادات أسعار النفط وانخفاضاتها على التضخم في الأجلين القصير والطويل. على وجه التحديد، بيّنت النتائج بأن التضخم كان أكثر استجابة للتغيرات السالبة لأسعار النفط من التغيرات الموجبة، وقد أرجع الباحث ذلك إلى الدعم الكبير الموجه للطاقة. علاوة على ذلك، أكدت النتائج بأن نمو المعروض النقدي بمعناه الواسع، وتغير سعر الصرف، وكذلك إجمالي الإنفاق الوطني كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، هي المسارات الرئيسية التي تنتقل عبرها تغيرات أسعار النفط إلى التضخم في الأجل الطويل.

كما جاء البحث الثالث من إعداد رضا البدوي، وعنوانه "العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة 1971 – 2020: نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)". استهدف الباحث تحليل العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار من خلال دراسة العلاقة بين الصادرات والواردات وسعر الصرف في الأدب الاقتصادي وكذلك تطورها في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة، ومن خلال نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة واختبارات الحدود تم دراسة علاقات التكامل المشترك بين تلك المتغيرات في الأجل الطويل، كما تم دراسة علاقات الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ، ومن خلال ثلاثة نماذج قياسية تربط بين متغيرات الدراسة توصل الباحث إلى وجود علاقات تكامل بين الصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة وسعر الصرف كمتغير تابع إلا أنها علاقة غير منطقية، بينما كانت علاقة سعر الصرف كمتغير مستقل

بالصادرات والواردات علاقة منطقية متدهورة عبر الزمن مع ارتباط سعر الصرف والصادرات بعلاقة طردية في الأجلين، وكانت العلاقة كذلك طردية بين سعر الصرف والواردات وهو ما يخالف النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة.

وفي البحث الرابع من هذا العدد قدم الباحث أبي الأمين، بحثاً بعنوان "تقدير التأثير السببي لبطالة الأب على احتمال سحب الأبناء من الدراسة في السودان". استهدف الباحث تقدير التأثير السببي لبطالة الأب على تسرب الأطفال من المدارس وذلك باستخدام بيانات مقطعية من المسح القومي للبيانات الأساسية للأسر في السودان في عام 2009. استخدم نموذج احتمالي ثنائي المتغير شبه المعلمي للتحكم في تأثير عناصر الارتفاع غير المشاهدة ومشكلة التحيز الأني. وقد أظهرت النتائج أن بطالة الأب تزيد من تسرب الأطفال من المدرسة بنسبة 28 نقطة مئوية في المتوسط، وفي المناطق الريفية يصل احتمال تسرب الأطفال من الدراسة إلى 42 نقطة مئوية.

وجاء البحث الخامس من إعداد ليلي زنيبر، وأحمد حفناوي، ورشيدة اليماني، ومونية بطاح، وعنوانه "وقع كوفيد 19 على الميزان التجاري للمغرب: دراسة تأثير متغيرات الدخل والأسعار". حيث سعى الباحثون إلى تحليل بنية وتطور تجارة السلع والخدمات وكذا تأثير أزمة كوفيد-19 على الميزان التجاري للمغرب. وقد مكن اللجوء إلى نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة من تقييم إلى أي مدى يمكن تفسير تغيرات الميزان التجاري بالتطورات الماكرو-اقتصادية في المغرب وكذلك لدى أهم شركائه. وقد انتهى البحث إلى أن عجز ميزان السلع والخدمات في المغرب يعزى، بالإضافة إلى التطورات الدورية، إلى عوامل هيكلية.

وفي الأخير تضمن هذا العدد عرضاً لتقرير التنمية العربية في إصداره السادس (2022) الذي جاء تحت عنوان: "النمو الاقتصادي العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد-19 وما بعدها"، حيث قام بإعداده محمد أمين لزعر. ويبيّن من خلاله أن هذا التقرير جاء ليسلط الضوء على التحديات والأشكالات التي واجهها النمو الاقتصادي في الدول العربية في ظل الأزمات المتعددة التي واجهت الدول العربية والعالم لاسيما أزمة كوفيد-19، وكذا تحليل حزم السياسات التي تم اتباعها لمواجهة تداعياتها. جاء هذا التقرير ضمن أربعة فصول. ركّز الفصل الأوّل على دراسة وتحليل وضعية ووتيرة النمو الاقتصادي العربي قبل ظهور جائحة كوفيد-19 بالمقارنة مع العالم وبعض الدول النامية والناشئة خلال الفترة 2010-2019، وقام بتحليل لأهم خصائصه ومحدداته وكذلك مصادره. وجاء الفصل الثاني مستهدفاً تحليل تأثير أزمة كوفيد - 19 على النمو في الدول العربية مقارنة بباقي دول العالم خاصة الدول النامية والناشئة. كما استعرض الفصل الثالث أهم السياسات التي قامت بها الدول العربية للتصدّي للتداعيات الاقتصادية والاجتماعية لأزمة كوفيد - 19 وما بعدها. وقام بتحليل الحزم المالية التحفيزية والإجراءات التي اتخذتها هذه الدول مقارنة مع العديد من المناطق على مستوى العالم. وفي الأخير جاء الفصل الرابع من التقرير ليقدم مجموعة من المعالجات لإشكالات النمو الاقتصادي في الدول العربية في فترة ما بعد الجائحة، حيث قدم هذا الفصل إطاراً قائماً على السياسات يعالج التحديات والاختلالات الظرفية، قصيرة الأجل، وكذلك الهيكلية، طويلة الأجل، التي تواجه نسق وجودة النمو الاقتصادي في الدول العربية.

رئيس التحرير

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة

التعاون الإسلامي

شرفي جلول*
صوار يوسف**
ادريسي مختار***

ملخص

هدفت الدراسة إلى محاولة قياس أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي ، هذا البحث شمل عينة مكونة من 15 دولة إسلامية أعضاء بمنظمة التعاون الإسلامي (OIC) ، تم القيام بدراسة قياسية باستخدام منهج تحليل بيانات البائل الديناميكي بطريقة الفروق (GMM) خلال الفترة (2015-2019) ، وقد توصلت الدراسة إلى أن متغير إجمالي الأصول المالية وكذا متغير إجمالي التمويل الإسلامي لهما أثر إيجابي على النمو الاقتصادي ، ويرجع تفسير ذلك إلى وجود علاقة إيجابية بين التمويل الإسلامي والنمو الاقتصادي في الدول محل الدراسة.

The Impact of the Development of Islamic Finance on Economic Growth : Organization of Islamic Cooperation Countries An Econometric Study

Cherifi Djelloul
Souar Youcef
Idrissi Mothtar

Abstract

This study aimed to attempt measuring the impact of the development of Islamic finance on the economic growth. This research included a sample of 15 Islamic countries that are members of the Organization of Islamic Cooperation (OIC). A standard study was carried out using the dynamic data analysis method (GMM) during the period (2015-2019). The study found that the variable of total financial assets and the Islamic finance variable have a positive impact on the economic growth, and this is explained by the existence of a positive relationship between Islamic finance and the economic growth in the countries under study.

*جامعة الدكتور مولاي الطاهر-سعيدة-الجزائر-مخبر MECAS (جامعة تلمسان-الجزائر)، البريد الإلكتروني:

djelloul.cherifi14@gmail.com

**جامعة الدكتور مولاي الطاهر-سعيدة-الجزائر-مخبر MIFMA (جامعة تلمسان-الجزائر)، البريد الإلكتروني:

Syoucef12@yahoo.fr

***جامعة الدكتور مولاي الطاهر-سعيدة-الجزائر، البريد الإلكتروني: idrissimokhtar@gmail.com

مقدمة

يعتبر الاقتصاد الإسلامي ذو أهمية كبيرة في الاقتصاد العالمي فقد أصبح يشكل أحد مكوناته الأساسية وقد عرف على أنه " اقتصاد يركز على قواعد الحق والعدالة سواء كان في اكتساب الثروة أو توزيعها أو إنفاقها وذلك ضمن الحدود الشرعية التي قررها القرآن الكريم والسنة النبوية " فهو مدرسة متميزة عن سائر المدارس الاقتصادية. يعد قطاع الصناعة المالية الإسلامية القطاع الأهم لدى الاقتصاد الإسلامي العالمي بقيمة قدرت بنحو (2.5 تريليون دولار) من إجمالي الأصول في عام 2018 مع توقع نمو في السنوات القادمة حيث أكد الكثيرون أن النمو السريع للمالية الإسلامية كان متوقعا خاصة إذا علمنا أنه من المتوقع أن يزداد عدد المسلمين بنسبة 70% من سكان العالم من 1.8 مليار في عام 2015 إلى ما يقرب من 3 مليارات في عام 2060 (MICHAEL LIPKA AND CONRAD HACKETT, 2017). وأن جوهر الصناعة المالية الإسلامية الذي يشترط أن تكون جميع المنتجات متوافقة مع أحكام الشريعة الإسلامية قد وفر هذه القاعدة الواسعة من العملاء، وهي فرصة فريدة لتنفيذ معاملاتهم المالية وفقا لمعتقداتهم الدينية ، ولا يتوقف الأمر عند هذا الحد، فالواقع يدل على أن التمويل الإسلامي يستقطب اهتمام المسلمين وغيرهم على حد سواء ، وباعتبار أن صناعة الخدمات المالية الإسلامية تأسست على القيم الأخلاقية، فإنها غالبا ما تورد في سياق الحديث عن أخلاقيات التمويل والمسؤولية الاجتماعية للشركات والاستثمارات، ولا غرابة في ذلك، فنموذج التمويل الإسلامي مؤسس على مقاصد الشريعة التي رسخت مبدأ المسؤولية الاجتماعية وأهداف النظام المالي الإسلامي.

انطلقت صناعة الخدمات المالية الإسلامية مع الكتابات النظرية حول التمويل بدون فائدة في الفترة من سنة (1940 إلى 1960) لتثمر في القرن 21 عن مؤسسات مالية إسلامية عالمية سريعة النمو، وقد كانت المبادرات الأولى من قبل الاقتصاديين المسلمين الطامحين لحياة تتسجم مع التعاليم الإسلامية والمثل العليا، وتشمل نظام مالي يتسق مع الشريعة التي يعتقد المسلمون أنها تتضمن المبادئ الموجهة لجميع جوانب الحياة البشرية، وبالتالي يعد التوافق مع الشريعة شرطا مسبقا لسلامة المعاملات الاقتصادية والمالية سواء كانت على مستوى الأفراد أو المؤسسات أو الحكومات ، ويغلب على أهداف النظام المالي الإسلامي طابع مصلحة المجتمع، مثل تحقيق التنمية الاقتصادية المتوازنة

وتخفيف حدة الفقر وتوفير الاحتياجات الأساسية والاستثمار الأمثل للموارد الطبيعية وتعزيز الأخوة الإنسانية والعدالة الاقتصادية والاجتماعية، وتتناغم هذه الأهداف مع مقاصد الشريعة التي توفر إطاراً يرتقي برفاهة الإنسان من خلال حفظ الضروريات الخمس .

ولتحقيق هذه المقاصد، ترشد الشريعة الناس لفعل الأنشطة المشروعة التي تحقق المصالح، والامتناع عن الأنشطة المحرمة دفعا للمفاسد، وفي هذا الصدد تتحمل جميع الأطراف في نموذج الاقتصاد الإسلامي قدر من المسؤولية الاجتماعية، سواء كانوا مستثمرين أو مستهلكين أو منتجين أو مزودين أو تجار، ويتوقع أن تؤثر درجة التقوى في هذا النموذج على حوافز الأفراد، ما يجعلهم يسعون لتحقيق مصالحهم الخاصة ضمن الإطار العام للمصلحة الاجتماعية العامة، وهو أمر يختلف عن سلوك الشخص الاقتصادي في النظرية الاقتصادية التقليدية.

ويشهد العالم اليوم بسبب تطبيق مبادئ الشريعة صناعة متنامية للخدمات المالية الإسلامية تشمل أكثر من 500 مؤسسة مالية إسلامية في 70 دولة أكثرها أعضاء بمنظمة التعاون الإسلامي، كما حققت هذه الصناعة أسرع نمو في النظام المالي العالمي مع إمكانات واعدة لم يتم استثمارها بعد، وعلى الرغم من العديد من التحديات مثل الأزمة المالية العالمية والاضطرابات السياسية وعدم الاستقرار في الشرق الأوسط وشمال إفريقيا، وهي أهم مراكز هذه الصناعة الناشئة، فإن تزايد السكان والثروة النفطية توفر إمكانات نمو كبيرة، وعلى الرغم من عدم الاستقرار في الأسواق العالمية، فإن الأسهم والمنتجات الإسلامية مثل الصكوك لا تزال صامدة وبخاصة لتمويل الطلب المتزايد على الاستثمار في مشاريع البنية التحتية، كما تواصل الخدمات المصرفية للأفراد نموها مع تزايد الطلب في الدول الإسلامية لاستبدال المنتجات المالية التقليدية بمنتجات تتوافق مع الشريعة.

وقد شهدت هذه الصناعة توسعة من مناطقها إلى أجزاء أخرى من العالم بما في ذلك الدول الغربية، فقد شجعت العديد من البلدان مثل: المملكة المتحدة وفرنسا وإسبانيا ولوكسمبورغ وأستراليا تقديم خدمات ومنتجات مالية إسلامية ويبحثون حالياً عن سبل لتوسيع مشاركتها، لما حققته من نشاط في حركة رؤوس الأموال سمح بتحقيق تنمية شاملة استجابت لكل متطلبات المجتمع الاقتصادي والاجتماعية.

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

يتجسد هدف النمو الاقتصادي على رأس أهداف السياسات الاقتصادية التي تسعى خلفها الحكومات وتتطلع إليها الشعوب وذلك لكونه يمثل الخلاصة المادية للجهود الاقتصادية وغير الاقتصادية المبذولة، حيث يشغل النمو الاقتصادي ومحدداته حيز كبير من اهتمام الاقتصاديين وصناع القرار في الدول الإسلامية الأعضاء بمنظمة التعاون الإسلامي، والتي تسعى إلى تحسين المستوى المعيشي لديها من خلال رفع معدلات نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي فيها ، وتحمل هذه المواضيع الصدارة في أبحاثهم بهدف القدرة على تفسير الفروقات في معدلات القطاع الحقيقي ما بين الدول ، ومن بين هذه المحددات موضع الاهتمام نجد التطور المالي، حيث يعتبر التطور في القطاع المالي من العوامل التي يمكن أن تؤثر في النمو الاقتصادي وتتأثر به، ذلك أن القطاع المالي يمثل القنوات التي يتم من خلالها تجميع الفوائض المالية من القطاعات المختلفة وتوزيعها على مجالات الاستثمار المتنوعة في الاقتصاد بما يكفل تحقيق النمو والتنمية، أي أن القطاع المالي يعتبر حلقة وصل بين أصحاب الفوائض والعجز المالي، كما أن وجود قطاع مالي متطور في دولة ما يسمح لها بتعبئة الموارد المالية بالقدر الذي يحتاجه الاقتصاد، كما يحسن من مهمة توجيه هذه الموارد إلى المشاريع والاستثمارات المجدية، لذلك يعتبر أغلب الاقتصاديين أن التطور المالي يحفز النمو الاقتصادي .

إن التحديات التي تواجهها الصناعة المالية الإسلامية اليوم كبيرة خاصة في ظل عالم يعاني من عدم الاستقرار الاقتصادي والمالي والسياسي ما يحمل المالية الإسلامية مرة بعد أخرى مسؤولية إثبات قدرتها على الاستمرار في المنافسة.

إشكالية الدراسة: من خلال ما سبق تم تحديد إشكالية الدراسة في التساؤل الموالي:

ـ " ما مدى تأثير تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي في دول منظمة التعاون الإسلامي؟"

فرضية الدراسة: بهدف الإجابة عن الإشكالية تم وضع الفرضية التالية:

ـ توجد علاقة إيجابية بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي في دول منظمة التعاون الإسلامي.

أهمية الدراسة: تعد هذه الدراسة جد مهمة كونها تسلط الضوء على موضوع في غاية الأهمية بمكان ألا وهو أثر المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي في دول منظمة التعاون الإسلامي، فمن خلال

هذا البحث تبرز أهمية الصناعة المالية الإسلامية في الحرص على تطبيقها من طرف مختلف الدول الإسلامية كون أن النظام الإسلامي هو نظام عادل مبني على أسس الشريعة الإسلامية المتكاملة مما سيؤدي حتما إلى نمو اقتصادي وخلق ثروة هائلة للمجتمعات الإسلامية.

حدود الدراسة: تركز الدراسة على الجانب الاقتصادي للمالية الإسلامية أكثر منها على الجانب الديني ، حيث لم يتم تقديم وصفا كاملا للنظام المالي الإسلامي لسعته وعدم استيعاب هذه الدراسة له، إلا أنه تم تقديم التعريفات النظرية المهمة لهذا البحث ، وتتحصر حدود هذه الدراسة في الفترة الزمنية الحديثة والتي شهدت فيها الصناعة المالية الإسلامية تطورا ونموا سريعا في النظام المالي العالمي في ظل المعطيات و قواعد البيانات الإحصائية المتوفرة والتي تخص تطور المالية الإسلامية في الدول المشكلة للعينة المختارة ، وهي 15 دولة إسلامية أعضاء بمنظمة التعاون الإسلامي وقد تم تحديد فترة الدراسة من سنة 2015 إلى غاية سنة 2019 .

1. الدراسات السابقة حول العلاقة بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي

1.1 دراسة (RYM AYACHI AMMAR & al, 2013,)

كان الهدف من هذه الدراسة اختبار العلاقة والآثار المترتبة على التمويل الإسلامي كمحرك للنمو الاقتصادي من خلال بيانات البائل لعينة مؤلفة من 15 دولة : (البحرين ، الإمارات ، الأردن ، الكويت ، قطر ، السعودية ، بنغلادش ، أندونيسيا ، ماليزيا ، باكستان ، تركيا ، مصر ، إيران ، السودان ، اليمن) تمت ملاحظتها على مدى خمس فترات فرعية متتالية مدتها أربع سنوات من (1990 م إلى 2009) وهو ما يسلط الضوء على العلاقة طويلة الأجل بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي، اعتمدت الدراسة على ثلاث أنواع من المتغيرات في هذا النموذج ممثلة في متغير النمو الاقتصادي وهو متغير تابع في النموذج وقد استخدم لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد الواحد (PIB reel par habitant)، بالإضافة إلى متغير مؤشرات تطور التمويل الإسلامي ممثلة في عمق التمويل الإسلامي والذي استخدم فيه عرض النقود بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي (M3/PIB)، وكذا مؤشر التمويل الإسلامي إلى الناتج المحلي الإجمالي (Fnis/PIB) وأخيرا مؤشر

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

الاستثمار إلى الناتج الداخلي الخام (Invest/PIB). أما فيما يخص متغيرات النمو الاقتصادي على المدى الطويل تمثلت في الإنفاق العام إلى الناتج المحلي الإجمالي (le ratio des dépenses / PIB)، الانفتاح التجاري، معدل التضخم، التعليم، استخدام اللوغاريتم للتسجيل الأولي في المدرسة الثانوية، تم الاعتماد في هذه الدراسة على منهجية (Beck et leuine 2004) وتم قياس أثر تطور التمويل الإسلامي على النمو باستخدام طريقة (La method des moment generalises) ((GMM)) ، وقد تم تقدير نمو البائل الديناميكي حسب مقارنة (blundell et bond, 1998)، وقد تم التوصل إلى أن المتغيرات التي تقيس تطور المالية الإسلامية لها معنوية إحصائية أي ذات دلالة إحصائية وعمق التمويل الإسلامي المقاس بنسبة (M3/PIB) له علاقة سلبية، والذي يبين أن العمق المالي لا يمكن أن يكون فعالاً في ظل وجود بيئة غير ملائمة و (Fnis/PIB)، (Invest/PIB) لهما علاقة إيجابية وتأثير إيجابي على النمو الاقتصادي، كما أن قيم المعاملات المرتبطة بهذه المتغيرات في جميع الحالات أقل من (0,8) وهي لا تثبت صحة الفرضية القائلة بأن التمويل الإسلامي يلعب دوراً مهماً كمحرك للنمو حسب نظرية Schumpeter، بالإضافة إلى ذلك فإن تأثير هذا القطاع الفرعي على مؤشر النمو في الدول غير مؤكد وذلك بسبب وجود مساهمين آخرين وهم البنوك التقليدية. كما أنه قد يكون هذا التأثير المحدود على النمو نتيجة لعدم نضج النظام المالي الإسلامي.

2.1 دراسة (Mosab I. Tabash & al, 2014)

كان الهدف من هذه الدراسة التحليل التجريبي بين تطور النظام المالي الإسلامي والنمو الاقتصادي في دولة الإمارات حيث تم استخدام بيانات السلاسل الزمنية من سنة (1990 إلى 2010)، وقد استخدم الباحثان في الدراسة تمويل البنوك الإسلامية الممنوحة للقطاع الخاص من خلال صيغ التمويل كبديل لتطور النظام المالي الإسلامي والناتج المحلي الإجمالي (GDP) وتكوين رأس المال الثابت الإجمالي (GFCF) وتدفق الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) وهي تمثل النمو الاقتصادي الحقيقي، و باستخدام تحليل (The unit root test) واختبار التكامل المشترك (countegration) واختبار السببية (Granger causality tests) أظهرت النتائج وجود ارتباط قوي وموجب بين تمويل البنوك الإسلامية والنمو الاقتصادي في دولة الإمارات، كما تعزز هذه النتائج فكرة أن النظام

المصرفى الذى يعمل بشكل جيد يعزز النمو الاقتصادى، ومع ذلك أشارت النتائج إلى أن العلاقة السببية تحدث فقط فى اتجاه واحد أى من التمويل الإسلامى إلى النمو الاقتصادى والتي تتفق مع نظرية شومبيتر الرائدة فى العرض، فى هذه الحالة يعمل التطور المالى الإسلامى كعرض يؤدي إلى نقل الموارد من القطاعات التقليدية منخفضة النمو إلى القطاعات الحديثة ذات النمو المرتفع، وتعزيز وتحفيز استجابة زيادة الأعمال فى هذه القطاعات الحديثة، وقد أظهرت النتائج أيضا أن التمويل الإسلامى ساهم فى زيادة الاستثمار وجذب تدفقات الاستثمار الأجنبى المباشر على المدى الطويل وبطريقة إيجابية فى دولة الإمارات العربية وقد استخلصت الدراسة أن الإمارات يجب أن تولي المزيد من الاهتمام للتمويل الإسلامى.

3.1 دراسة (Imam P & Kpodar, 2015)

تناولت هذه الدراسة تقييم أثر المالية الإسلامى على النمو الاقتصادى من خلال اختبار العلاقة بين تطور المصارف الإسلامى والنمو الاقتصادى فى عينة مكونة من 52 بلدا ناميا، 29 منها أعضاء فى منظمة التعاون الإسلامى للدول ذات الدخل المنخفض والمتوسط للفترة (1990-2010). وقد تم الاعتماد فى هذه الدراسة على متغيرات ممثلة فى متغير النمو الاقتصادى والذى يمثل معدل النمو السنوى لنصيب الفرد من الناتج الداخلى الإجمالى الحقيقى (croissance du PIB réel par habitant)، أما فيما يخص مؤشرات تطور المصارف الإسلامى فتمثلت فى إجمالى الائتمان المقدم من قبل المصارف الإسلامى للقطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالى الإسمى، نسبة أصول المصارف الإسلامى إلى PIB، ودائع المصارف الإسلامى إلى PIB، نسبة رأس مال الأصول، نسبة العائد على حقوق الملكية ونسبة العائد على الموجودات. أيضا تم استخدام مؤشرات التطور المالى الكلى والتي تمثلت فى الائتمان المقدم من المصارف الإسلامى الى القطاع الخاص نسبة إلى PIB، ائتمان المؤسسات المالية المصرفية وغير المصرفية المقدم الى القطاع الخاص نسبة إلى PIB، إجمالى أصول المؤسسات المالية نسبة إلى PIB وكذا إجمالى الودائع من النظام المالى. أما فيما يخص المتغيرات المفسرة للنمو الاقتصادى فتمثلت فى الناتج المحلى الإجمالى الأولى للفرد، التضخم، الإنفاق العام، التعليم، الانفتاح التجارى، معدلات التبادل التجارى وجودة المؤسسات (مؤشر سيادة القانون). وقد توصلت نتائج الدراسة إلى أن المالية الإسلامى ترتبط ارتباطا موجب بالنمو

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

الاقتصادي بالرغم من التحكم في تأثير مختلف محددات النمو الاقتصادي وقد كانت هذه النتيجة رغم صغر حجم التمويل الإسلامي نسبيا مقارنة بجميع الأنشطة الاقتصادية والنظام المالي. كما أعطت النتائج أيضا أن البلدان التي يوجد فيها نشاط للمصارف الإسلامية تشهد نموا اقتصاديا أسرع من غيرها. وقد تم الاعتماد في هذه الدراسة على مؤشرات متعددة لتطور المصارف الإسلامية وبعض الطرق القياسية (pooling, effets fixes et system GMM) بالإضافة إلى إدخال التأثيرات الخاصة بكل بلد وإدخال المتغيرات الصماء (les variables muettes temporelles).

4.1 دراسة (Abdelghani Echchabi & Dhekra Azouzi, 2015.)

كان الهدف من هذه الدراسة تحليل العلاقة بين تطور المصارف الإسلامية والنمو الاقتصادي في دولة الامارات، من الثلاثي الأول من عام (2004) إلى الثلاثي الرابع من عام (2011) وذلك باستخدام التكامل المشترك واختبار السببية لغرانجر. قام الباحثان في هذه الدراسة باستخدام متغيرات متمثلة في التمويل الإجمالي للمصارف الإسلامية كمؤشر للقطاع المالي الإسلامي، ومتغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (real GDP) وكذا مؤشر تكوين رأس المال الثابت الحقيقي (GFCF). وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة بين تطور المصارف الإسلامية والنمو الاقتصادي في دولة الامارات، وترجع هذه النتيجة إلى الحجم الصغير للصيرفة الإسلامية بالنسبة للقطاع المصرفي الإجمالي وإلى تراجع الربحية في فترة الدراسة، كما تم التوصل إلى أنه نظرا لعدم وجود علاقة بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي على المدى القصير والطويل فإنه ينبغي للسلطات في دولة الامارات أن تتخذ التدابير اللازمة لتطوير القطاع المالي الإسلامي والقطاع الاقتصادي الحقيقي على حد سواء.

5.1 دراسة (Tarek Sadraoui & Hanen Hlel, 2015)

تناولت هذه الدراسة التفاعلات الديناميكية بين المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي من خلال استخدام بيانات البانل واختبار التكامل المشترك واختبار جذر الوحدة لمعرفة ما إذا كان النظام المالي الإسلامي يؤثر على النمو، في عينة مكونة من 15 دولة من دول الشرق الأوسط و شمال

افريقيا (MENA) وماليزيا من سنوات (2000-2011)، وقد تم استخدام متغيرات ممثلة في إجمالي التمويل المصرفي الإسلامي من خلال مؤشر المالية الإسلامية، نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (GDP per capita)، الاستثمار الثابت، التضخم، لوغاريتم الإنفاق الاستهلاكي، ائتمان القطاع الخاص في المصارف الإسلامية نسبة إلى GDP. توصلت نتائج التقدير أن ائتمان القطاع الخاص من قبل البنوك الإسلامية مؤثر وأكثر أهمية من ائتمان القطاع الخاص من خلال الخدمات المصرفية التقليدية في دول (MENA) وماليزيا، وتفسر هذه الأهمية من خلال سعر الفائدة الذي يساوي الصفر في البنوك الإسلامية خلافا للبنوك التقليدية.

6.1 دراسة (Elmehdi Majidi, 2016)

اقترحت هذه الدراسة تقديم تقييم تجريبي للعلاقة بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي حيث اعتمدت على مقارنة مبتكرة بطرق متعددة، وتجدر الإشارة هنا إلى أنه للمرة الأولى يتم تناول مسألة العلاقة بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي في حالة بيانات البانل مع آثار العتبة (effects de seuil). تم إجراء ثلاث دراسات قياسية باستخدام بيانات البانل في 15 دولة في منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا (Mina) وجنوب شرق آسيا خلال الفترة (2000 - 2009)، توصلت الدراسة من خلال مختلف المقاربات إلى أن تطور المالية الإسلامية يرتبط ارتباطا إيجابيا بالنمو الاقتصادي، أما فيما يتعلق بتأثير الجودة المؤسسية على العلاقة بين التمويل الإسلامي والنمو الاقتصادي أعطت نتائج البانل الديناميكي وجود تأثير عتبة نسبية على مستوى المتغيرات المؤسسية (الفساد، سيادة القانون، الاستقرار السياسي، فعالية الحكومة والديموقراطية) عند قياس أثر تطور المالية الإسلامية على النمو. كما توصلت الدراسة أيضا أن العلاقة بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي هي علاقة غير خطية.

7.1 دراسة (فيصل شياد & مومني إسماعيل،، 2016)

سعت هذه الدراسة إلى اختبار العلاقة بين تطور المصارف الإسلامية من جهة وانعكاساته على النمو الاقتصادي من جهة أخرى، حيث اعتمدت هذه الدراسة على التطور المالي ممثلا بإجمالي

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

التمويلات المتوافقة مع الشريعة في ماليزيا وعلاقتها بالنمو الاقتصادي وذلك للفترة (2000-2013) من خلال استخدام الناتج المحلي الاجمالي، الاستثمار الأجنبي المباشر وتكوين رأس المال الثابت. وقد تم استخدام أدوات التكامل المشترك واختبار السببية لغرانجر. وقد توصلت الدراسة إلى أن نظرية المالية الإسلامية تعزز من التطور الاقتصادي من خلال العلاقة المباشرة بالاقتصاد الحقيقي والمعاملات المرتبطة بالسلع والخدمات، فهو يمتنع عن النشاطات والمنتجات المحرمة ويدعم النمو الاقتصادي والعدالة الاجتماعية، كما أثبتت نتائج اختبار التكامل المشترك وجود اتجاه نمو مشترك لمتغيرات النمو الاقتصادي والتطور المصرفي الإسلامي في ماليزيا، بمعنى وجود علاقة توازنية بينهما، وفي الأجل الطويل التمويل المصرفي الإسلامي مرتبط طرديا ومعنويا مع النمو الاقتصادي، وفي الأجل القصير نجد أن التمويل المصرفي الإسلامي لا يسبب النمو الاقتصادي في ماليزيا لكن توجد علاقة في اتجاه واحد بين التمويل الإسلامي والاستثمار الثابت في الأجل القصير، إضافة إلى أن البيئة المصرفية الإسلامية تعتبر بيئة مناسبة لجذب الاستثمار الأجنبي إلى ماليزيا.

8.1 دراسة (Melloul Anass & al, 2017)

كان الهدف من هذه الدراسة اختبار العلاقة بين نموذج التمويل الإسلامي الذي تم تقييمه من خلال المصارف الإسلامية والنمو الاقتصادي، أجريت الدراسة على ثمان دول (البحرين ، السعودية ، الإمارات ، الكويت ، ماليزيا، أندونيسيا ، تركيا و باكستان) وهي دول سبق أن أنشأت التمويل المصرفي الإسلامي خلال فترة (2008 – 2014) .تم استخدام نموذج البائل لإيجاد العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي وتم التقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى المعممة (GMM)، وقد أظهرت النتائج أنه بالرغم من صغر حجم المالية الإسلامية مقارنة بجميع الأنشطة الاقتصادية والنظام المالي إلا أنه يوجد ارتباط إيجابي بين تطور المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي ويظهر الأثر المشجع والمهم لحسابات الاستثمار الخاصة بالمصارف الإسلامية في هذه الدراسة .

2. الإطار النظري للمالية الإسلامية والنمو الاقتصادي

1.2 مفهوم المالية الإسلامية

يختلف تعريف المالية الإسلامية بين ما هو ضيق جدا (عمليات التمويل بدون فائدة بنكية) وما هو معمم جدا (العمليات المالية التي يقوم بها المسلمون). وقد يجوز تعريف المالية الإسلامية كخدمات مالية وعمليات للتمويل يتم القيام بها بالأساس من أجل الامتثال لمبادئ الشريعة. فهذا التعريف يتجاوز تمثيل المالية الإسلامية بالتمويلات الإسلامية "دون فوائد" حيث يراد به أن المالية الإسلامية ترمي إلى توزيع متساوي وعادل للموارد وإلى الانصاف في توزيع المخاطر. (مجلس القيم المنقولة، 2011)

وكثيرا ما يثار التساؤل حول علم المالية الإسلامية أهو جزء من علم الاقتصاد الإسلامي أم أنه فرع عن علم المالية (التقليدية). وترى وجهة النظر الأولى أن علم المالية الإسلامية هو أحد فروع علم الاقتصاد الإسلامي، وهي نظرة تماثل رأي الفكر الاقتصادي التقليدي القائل بأن علم المالية استقل حديثا عن علم الاقتصاد ، وعلى ذلك فإنه إذا كان علم الاقتصاد الإسلامي هو ذلك العلم الذي يهتم بدراسة تحليلية لسلوك الفرد في المجتمع الإسلامي والمتعلقة باستعمال الموارد النادرة وتوزيعها واستعمالها في إنتاج السلع والخدمات في إطار سعي المجتمع نحو تحقيق العبودية لله عز وجل ومرضاته، فإن علم التمويل الإسلامي (أو علم المالية الإسلامية) يختص بجانب واحد وهو جانب المال. أما وجهة النظر الثانية، فهي ترى أن علم المالية الإسلامية علم حديث انبثق عن علم المالية التقليدية، كما أن عليه أن يستفيد من النظريات المالية التقليدية وأن يجارها على أن يحتفظ بخصوصياته التي تجعل منه فرعا عن علم المالية أكثر منه علما مستقلا بذاته . والذي نراه ونعتقد أنه علم المالية الإسلامية (أو المعنى الضيق للتمويل الإسلامي) هو فرع من علم الاقتصاد الإسلامي ويستمد منه أسسه ويستند عليها، ولا يمنع ذلك بأي حال من الأحوال الاستفادة من المالية التقليدية ونظرياتها وتطبيقاتها المعاصرة. (عبد الكريم أحمد قندوز، 2019، صفحة 18) وتجدر الإشارة إلى أن الجانب الأكثر أهمية في المالية الإسلامية يكمن في ممارسة تقاسم المخاطر، فالمالية الإسلامية تشجع تقاسم المخاطر والأرباح بين المتعاقدين، وتتغير درجة التقاسم بحسب طبيعة العقد. في هذا السياق، تكون المالية الإسلامية أقرب بكثير من نشاط رأسمال المجازف. إن معظم المؤسسات المالية

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

الإسلامية لديها هيئة رقابية شرعية: فهي لجنة مكونة من مستشارين دينيين تعطي رأياً حول امكانية قبول الأدوات المالية الجديدة وتقوم بعمليات المراجعة مع ضمان كون الأنشطة المزاولة والمنتجات المعروضة مطابقة للمبادئ الدينية. (مجلس القيم المنقولة، 2011)

2.2 أدوات وأساليب الصناعة المالية الإسلامية

إن الأدوات المستخدمة في الصناعة المالية الإسلامية البديل الأمثل والعملي لمختلف التعاملات الربوية وذلك حسب ما تقتضيه الشريعة الإسلامية والذي يسمح بتحقيق التنمية الشاملة وتوجد العديد من الأدوات المستخدمة في العمليات التمويلية ومنها:

1.2.2 أدوات وأساليب التمويل بالبيع

ويتضمن العديد من الأدوات منها المرابحة، السلم، الإستصناع، البيع الإيجاري، البيع الأجل.

أ. **المرابحة:** وهو واحد من أكثر البيوع وأساليب التمويل شيوعاً بين المصارف الإسلامية وأكثرها تطبيقاً وذلك لسهولة تطبيقها وتدني مخاطرها مقارنة بالأدوات التمويلية الأخرى (سعد أولاد العيد، 2016) وهي عقد من عقود الاستثمار التجارية يتم بموجبها التمويل بالبيع (عبد الحليم عمار غربي، 2018، صفحة 119)، وهي تعني تزويد البائع للمشتري بالسلع بهامش ربح محدد يتفقان عليه ويكون الدفع معجلاً أو مؤجلاً.

ب. **السلم:** السلم صيغة من صيغ التمويل يتم بموجبها التمويل بالشراء المسبق لتمكين البائع من الحصول على التمويل اللازم فهو بيع أجل بعاجل، فالأجل هو السلعة المباعة التي يتعهد البائع بتسليمها بعد أجل محدد والعاجل هو الثمن الذي يدفعه المشتري (عبد الحليم عمار غربي، 2018).

ج. **الإستصناع:** في المصارف الإسلامية يتمثل أسلوب الإستصناع في: "قيام المصرف بتمويل مشروع معين تمويلًا كاملاً، عن طريق التعاقد مع المستصنع (طالب الصنعة) على تسليمه المشروع كاملاً بمبلغ محدد، وبمواصفات محددة، وفي تاريخ معين، ومن ثم يقوم المصرف بالتعاقد مع مقاول أو أكثر لتنفيذ المشروع حسب المواصفات المحددة، ويمثل الفرق بين ما يدفعه المصرف وبين ما

يسجله على حساب المستصنع الربح الذي يؤول للمصرف" (عبد الحليم عمار غريبي، 2018، صفحة 459).

د. **البيع الآجل**: يعرف البيع الآجل على أنه: "البيع الذي يكون دفع الثمن فيه مؤجلاً، أي أضيف دفع الثمن إلى أجل، أي إلى مدة مستقبلية، وهو ضد البيع الحال أو البيع نقداً، كما يعرف أيضاً على أنه بيع يتم فيه تسليم السلعة في الحال مقابل ثمن (تكلفة مضاف إليها ربح يغطي التكاليف الإدارية) يسدد من قبل المشتري في تاريخ محدد مستقبلاً. (Ibrahim Warde, 2000)، وعليه يعتبر البيع الآجل نوعاً من البيوع، حيث يكون فيه المصرف الإسلامي بائعاً فيقوم بتسليم السلعة عند التعاقد، والعمل مشترياً يسدد ثمن المبيع كله أو على أقساط في تاريخ لاحق يحدد عند التعاقد. (لعمش آمال، 2011-2012)

2.2.2 أدوات وأساليب التمويل بالمشاركة في الاستثمار: يشمل التمويل بالمضاربة وبالمشاركة:

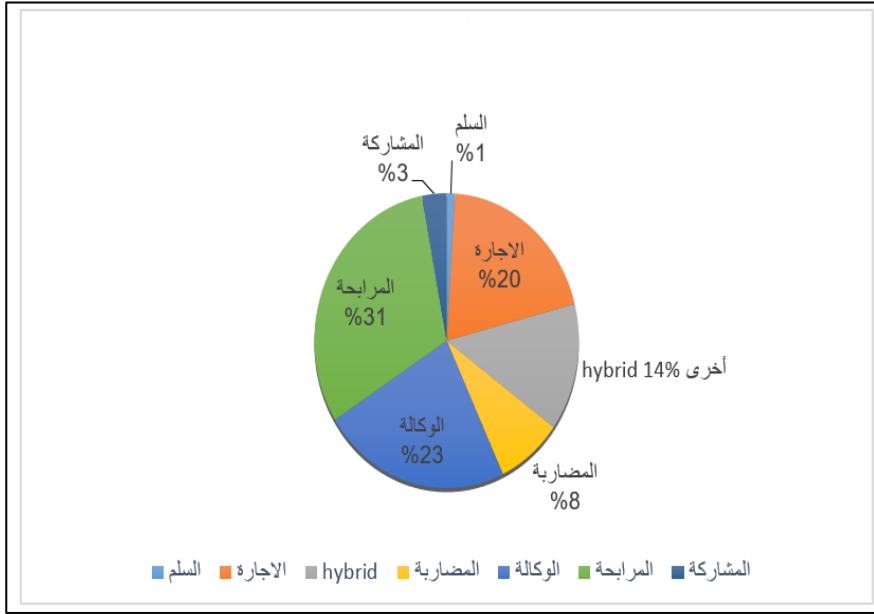
أ. **تمويل المضاربة**: تعرف المضاربة على أنها: عقد بين المتشاركين في الربح، شريك يقدم مالا وشريك يقدم عملاً لذا قلنا هي شركة في الربح فقط (رفيق يونس مصري، 2009)، إن المضاربة عقد بين طرفين، أحدهما رب المال وهو الذي يشارك ماله والآخر يأخذ دور المضارب بهذه الأموال فيشارك بعمله وخبرته، فإذا تحققت الأرباح يتم تقاسمها بناء على ما تم عليه الاتفاق بينهما، أما الخسارة فتقع على رب المال إذا لم يكن هناك تعد أو تقصير من المضارب الذي يخسر جهده وعمله. وبالتالي تقوم هذه الشركة على أساس واحدة من أهم قواعد العمل المالي الإسلامي وهي قاعدة الغنم بالغرم.

ب. **تمويل المشاركة**: تعرف المشاركة على أنها: عقد بين المتشاركين في رأس المال والربح، فكل شريك يقدم مالا ولذلك قلنا هي شركة في رأس المال والربح معاً، ويستحق الربح بالمال أو بالعمل حسب الاتفاق، أما الخسارة فهي على المال وحسب نسبته (رفيق يونس مصري، 2009)، كما تعرف المشاركة كما يلي: هي أن يشترك اثنان أو أكثر بأموال مشتركة بينهم في أعمال زراعية أو تجارية أو صناعية أو خدمية، ويكون توزيع الأرباح بينهم حسب نسبة معلومة من الربح... أما الخسارة فهي فقط ينسب حصص رأس المال (مصطفى كمال السي طابل، 1994)

3.2.2 أدوات وأساليب التمويل بالمشاركة في الإنتاج: هو نوع من التمويل يشمل صيغ التمويل الزراعية وهي المزارعة والمساقاة والمغارسة:
أ. المزارعة: يتم فيها تقديم عنصر الأرض والبذر المحددة لمالك معين إلى عامل (المزارع) ليقوم بالعمل والإنتاج، مقابل نصيب مما يخرج من الأرض (الإنتاج) وفق نسبة لكل منهما.
ب. المساقاة: يتم فيها تقديم الثروة النباتية (الزرع والأشجار المثمرة) المحددة لمالك معين إلى عامل ليقوم باستغلالها وتنميتها (الري أو السقي والرعاية) على أساس أن يوزع الناتج في الثمار بينهما بحصة نسبية متفق عليها.
ج. المغارسة: يتم فيها تقديم الأرض المحددة لمالك معين إلى طرف ثانٍ ليقوم بغرسها بأشجار معينة حسب الاتفاق المبرم بينهما، ويكون الشجر والإنتاج بينهما (عبد الحلیم عمار غربي، 2018، صفحة 160).

أدوات وأساليب التمويل التكافلي: ويتضمن هذا الأسلوب القرض الحسن والزكاة.
أ. التمويل بالقرض الحسن: يعرف القرض الحسن على أنه: عقد بين طرفين أحدهما المقرض والآخر المقترض، يتم بموجبه دفع مال مملوك للمقرض إلى المقترض على أن يقوم الأخير برده أو رد مثله إلى المقرض في الزمان والمكان المتفق عليهما. (العجلوني، 2008)
ب. التمويل بالزكاة: يتم فيه التعبئة الإجبارية للموارد الخاصة بالزكاة التضامنية لتأمين السلع والخدمات الأساسية والرعاية الاجتماعية للفقراء محدودي الدخل، وتنشيط الحركة الاستثمارية. إن هذا التنوع والتعدد في أساليب التمويل يؤدي إلى تغطية الاحتياجات التمويلية لمختلف مؤسسات العجز بما يتناسب مع طبيعتها وحجمها ومجال نشاطها. (عبد الحلیم عمار غربي، 2018، صفحة 161). كما يوضح التمثيل البياني رقم (1) نسبة كل أسلوب من أساليب المالية الإسلامية المقدمة من طرف المصارف الإسلامية، وذلك وفقا للتقرير العالمي لمجلس الخدمات المالية الإسلامية (ISLAMIC FINANCIAL SERVICES BOARD)، (IFSB) للسداسي الأول من سنة 2020:

الشكل رقم (1): أساليب وأدوات المالية المقدمة من طرف المصارف الإسلامية



المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى (Islamic Financial Services Industry)

(Stability Report 2020) صفحة 81.

2.2. مفهوم النمو الاقتصادي

يعرف النمو الاقتصادي بأنه عبارة عن معدل الزيادة في الإنتاج أو الدخل الحقيقي في دولة ما خلال فترة زمنية معينة عادة تكون سنة، ويعكس النمو الاقتصادي التغيرات الكمية في الطاقة الإنتاجية ومدى استغلال هذه الطاقة فكلما ارتفعت نسبة استغلال الطاقة الإنتاجية المتاحة في جميع القطاعات الاقتصادية ازدادت معدلات النمو في الدخل القومي والعكس صحيح كلما انخفضت نسبة استغلال الطاقة الإنتاجية ، كلما انخفضت معدلات النمو في الدخل القومي ، ولا يمكن المحافظة على معدلات الزيادة في الدخل القومي بعد بلوغ نسبة استغلال الطاقة الإنتاجية 100%. (عبد الرحمان إسماعيل عريقات، 1999)، ويعرفه **فيليب بيرو** على أنه الارتفاع المسجل من خلال فترة زمنية عادة ما تكون سنة أو فترات زمنية متلاحقة لمتغير اقتصادي هو الناتج الصافي الحقيقي.

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

(محمد مدحت مصطفى وسهير عبد الظاهر، 1999) أما كوسوف فيفول فيرى أن النمو الاقتصادي هو التغير المسجل في حجم النشاط الاقتصادي، ويؤكد يونيه على أن النمو الاقتصادي هو عبارة عن عملية توسع اقتصادية تلقائية تقاس بتغيرات كمية حادثة، أما سامويلسن ونوردوس فيعتبران أن النمو الاقتصادي هو العامل الأهم في تحديد نجاحات الدول على المدى الطويل بحيث يعتبر النمو الاقتصادي وسيلة للتنمية للقضاء على الفقر والبطالة، أما فرنسوا بيرو فيعرف النمو الاقتصادي بأنه الظاهرة التي من خلالها يزداد متوسط الدخل الفردي مع مرور الوقت ويجب أن نفرق بين النمو والتنمية، فالتنمية لا تتوقف عند التزايد، أما شبيرو فعرف النمو الاقتصادي على أنه الزيادة في الإنتاج الاقتصادي عبر الزمن ويعتبر المقياس الأفضل لهذا الإنتاج هو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وعرفه سيمون كزنتس بأنه الارتفاع في نصيب الفرد أو في نصيب عنصر العمل من حجم الناتج، حيث أن الزيادة في حجم الناتج غالباً ما يصاحبها ارتفاع في حجم السكان، وبالتالي فإن التقدير الحقيقي لمدى تحقق الازدهار الاقتصادي يتطلب الارتكاز في حساب معدلات النمو الاقتصادي على مؤشر نصيب الفرد من حجم الناتج (بوددخ كزيم، 2014-2015).

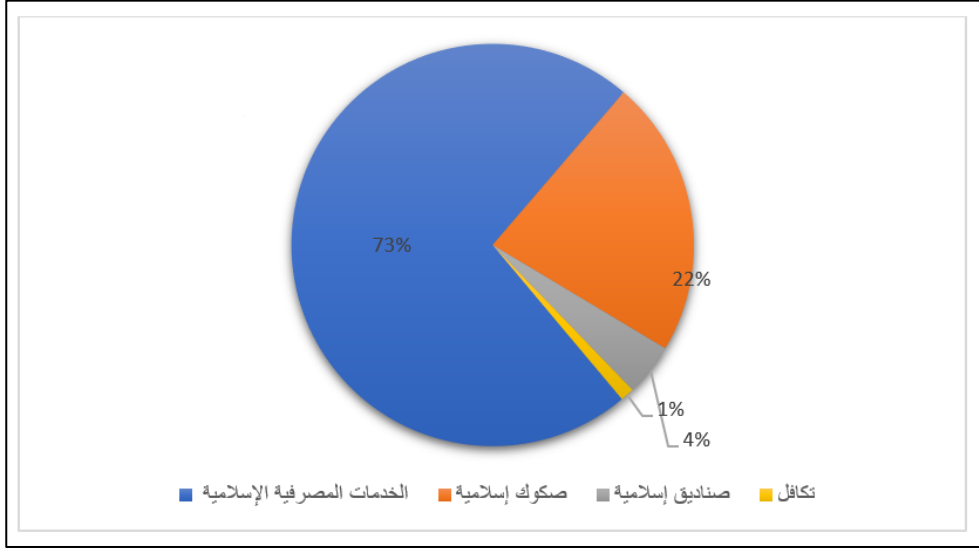
3 . حجم المالية الإسلامية في الاقتصاد الإسلامي

في عام 2019، سجل مؤشر مجلس الخدمات المالية الإسلامية (IFSI) تحسناً مستمراً للعام الثالث على التوالي من حيث القيمة الإجمالية والنمو السنوي، بحيث تقدر القيمة الإجمالية المجمعة للقطاعات العريضة الثلاثة من (IFSI) بـ 2.44 تريليون دولار أمريكي، مقارنة بـ 2.19 تريليون دولار أمريكي المسجلة في عام 2018، بالإضافة إلى ذلك سجلت (IFSI) معدل نمو سنوي قدره 11.4% مقارنة بمعدل نمو 9.6% المسجل بين عامي 2017 و2018، وهذا معدل النمو جدير بالثناء نظراً لأن (IFSI) في عام 2019 واجه عوامل جيوسياسية واقتصادية بالإضافة إلى انخفاض طويل في قيمة العملة المحلية بالدولار الأمريكي في بعض الدول الأعضاء، بعبارة محددة شهد قطاع الخدمات المصرفية الإسلامية في عام 2019 معدل نمو أعلى بنسبة 12.7% مقارنة بالنمو المسجل في عام 2018 بنسبة 0.9%، وارتفعت قيمة أصول القطاع من 1.571.3 تريليون دولار أمريكي في الربع الثاني من سنة 2018 إلى 1.765.8 تريليون دولار أمريكي

فى الربى الثالث من عام 2019، ومع ذلك انخفضت حصة أصول الخدمات المصرفية الإسلامية بمقدار -3.6 نقطة مئوية من (76% فى الربى الثانى من سنة 2018) إلى (72.4% فى الربى الثالث من عام 2019)، وقد ارتفعت بمقدار 3.6 نقطة مئوية من 501.6 مليار دولار أمريكى (22.9% فى سنة 2018) إلى 645.7 مليار دولار أمريكى (26.5% فى سنة 2019)، ويرجع ذلك إلى نمو مزدوج فى الرقم سنوى بنسبة 22.2% من حيث قيمة الصكوك المستحقة البالغة 543.4 مليار دولار أمريكى، ونمو يقدر ب 29.8% على أساس سنوى فى أصول الصناديق الإسلامية بقيمة 102.3 مليار دولار أمريكى على التوالى فى عام 2019، وسجل قطاع التكافل تباطأ بنسبة -1.1 نقطة مئوية فى نهاية عام 2018 إلى 3.2% (4.3% فى سنة 2017) مقاسة بإجمالى المساهمات التكافلية على أساس سنوى. كما انخفضت حصة القطاع من القيمة الإجمالية لمؤشر الخدمات المالية الدولية بشكل هامشى بنسبة -0.2 نقطة مئوية لتصل إلى 27.07 مليار دولار أمريكى فى نهاية عام 2018. (Islamic financial services bioard, 2020) بلقد بلغ عدد المؤسسات المالية الإسلامية فى نهاية 2019 نحو 1396 مؤسسة مالية إسلامية مع تسجيل 93 شركة تكنولوجيا خاصة بالمالية الإسلامية، وتتوزع أصول الصناعة المالية الإسلامية على القطاعات الفرعية التالية: الخدمات المصرفية الإسلامية، التكافل، الصكوك المتداولة، الصناديق الإسلامية، المؤسسات المالية الإسلامية الأخرى وتشكل الخدمات المصرفية الإسلامية الجزء الأهم والأكبر من المالية الإسلامية. (Dinar Standard،2020/2019,p 54) ويوضح الشكل رقم (2) التكوين القطاعى للصناعة المالية الإسلامية العالمية 2019:

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

الشكل رقم (2): التكوين القطاعي للصناعة المالية الإسلامية العالمية 2019



المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مرجع: (Islamic Financial Services Industry Stability Report)
(2020 P13)

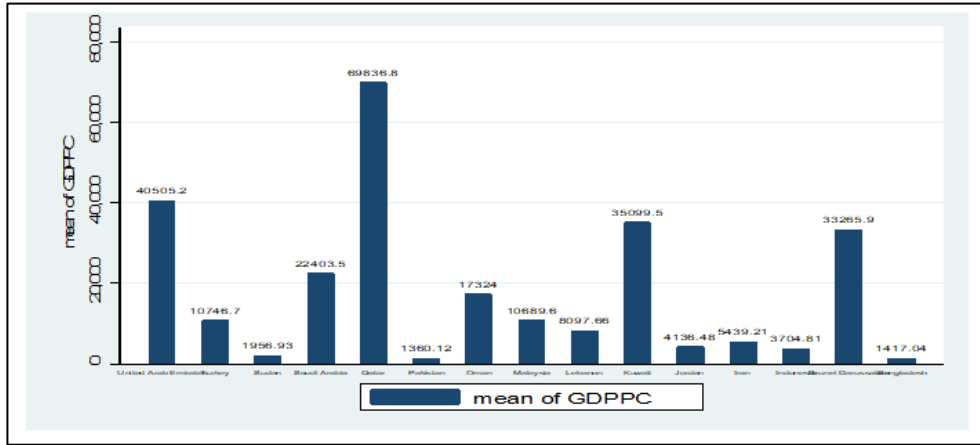
4. النموذج القياسي لتقدير محددات المالية الإسلامية وأثرها على النمو الاقتصادي 1.4 الطريقة والأدوات

عينة الدراسة: تتكون عينة هذه الدراسة من 15 دولة إسلامية تم اختيارها على أساس توافر البيانات المالية لها، وهي: المملكة العربية السعودية، الأردن، الكويت، قطر، دولة الإمارات العربية المتحدة، لبنان، عمان، ماليزيا، إيران، باكستان، السودان، تركيا، بن غلاداش، أندونيسا وأخيرا دولة بروناي (دار السلام). تم القيام بدراسة قياسية باستخدام منهج تحليل بيانات البنابل الديناميكي بطريقة الفروق (GMM) خلال الفترة (2015-2019).

النموذج ومتغيرات الدراسة

- فيما يلي التمثيل البياني لمتوسطات أهم المتغيرات المستخدمة في الدراسة والتي يمكن ايرادها على النحو التالي:

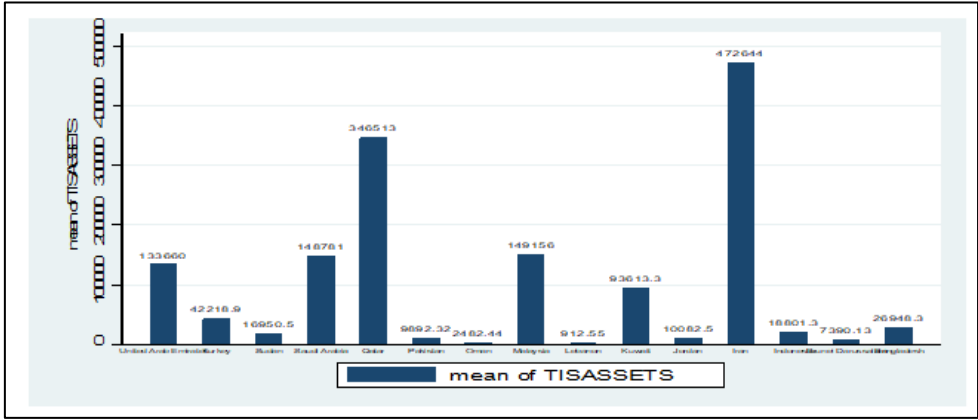
شكل رقم (5): نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (2015-2019)



- نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن هناك تفاوت ملحوظ في متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الدول الإسلامية المشكلة لعينة الدراسة، حيث نلاحظ أن أعلى نسبة تسجلها قطر ثم دولة الإمارات العربية المتحدة ثم الكويت ودولة بروناي (دار السلام) وبعدها تأتي المملكة العربية السعودية وعمان وباقي الدول بنسب مختلفة وهذا ما يؤكد أن الدول المشكلة لعينة الدراسة مختلفة من حيث الخصائص فيما يخص هذا المتغير المتمثل في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي.

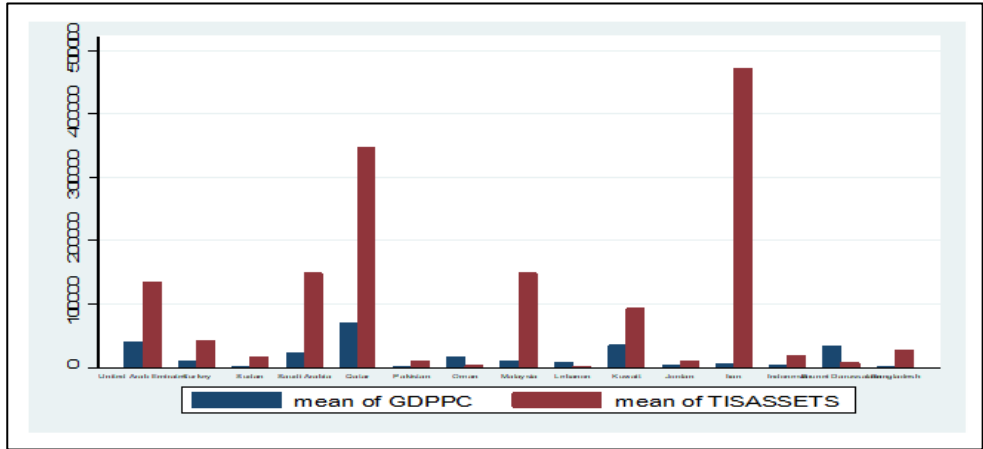
أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

شكل رقم (6): إجمالي الأصول المالية الإسلامية خلال الفترة (2015-2019)



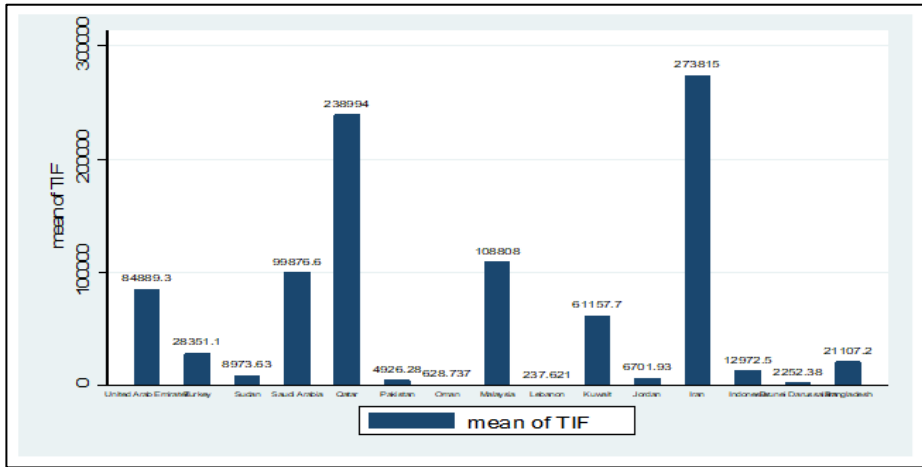
- نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن هناك تفاوت ملحوظ في متوسط إجمالي الأصول المالية الإسلامية في الدول الإسلامية المشكلة لعينة الدراسة، حيث نلاحظ أن أعلى نسبة تسجلها دولة إيران تليها دولة قطر ثم ماليزيا والمملكة العربية السعودية ثم بعد ذلك تأتي دولة الإمارات العربية المتحدة والكويت أما باقي الدول فهي بنسب مختلفة وهذا ما يؤكد أن الدول المشكلة لعينة الدراسة مختلفة من حيث الخصائص فيما يخص هذا المتغير المتمثل في إجمالي الأصول المالية الإسلامية.

شكل رقم (7): العلاقة بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي الأصول المالية الإسلامية خلال الفترة (2015-2019)



- نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن هناك علاقة بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي الأصول المالية الإسلامية في الدول الإسلامية المشكلة لعينة الدراسة، حيث نلاحظ أن هناك علاقة كبيرة بين هذين المتغيرين في دولة قطر في ثم دولة الإمارات العربية المتحدة ثم الكويت، ثم المملكة العربية السعودية وأخيرا دولة بروناي (دار السلام) بنسب مختلفة وهذا ما يؤكد وجود علاقة بين المتغيرين في الدول المشكلة لعينة الدراسة.

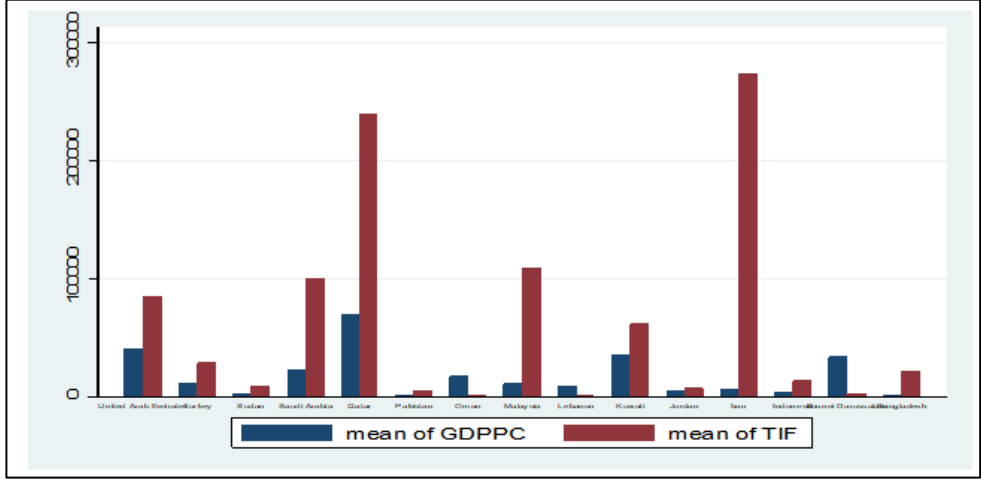
شكل رقم (8): إجمالي التمويل الإسلامي خلال الفترة (2015-2019)



- نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن هناك تفاوت ملحوظ في متوسط إجمالي التمويل الإسلامي في الدول الإسلامية المشكلة لعينة الدراسة، حيث نلاحظ أن أعلى نسبة تسجلها دولة إيران تليها دولة قطر ثم ماليزيا والمملكة العربية السعودية ثم بعد ذلك تأتي دولة الإمارات العربية المتحدة والكويت أما باقي الدول فهي بنسب مختلفة وهذا ما يؤكد أن الدول المشكلة لعينة الدراسة مختلفة من حيث الخصائص فيما يخص هذا المتغير المتمثل في إجمالي التمويل الإسلامي.

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

شكل رقم (9): العلاقة بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي التمويل الإسلامي خلال الفترة (2015-2019)



- نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن هناك علاقة بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي التمويل الإسلامي في الدول الإسلامية المشكلة لعينة الدراسة، حيث نلاحظ أن هناك نسبة كبيرة لهذين المتغيرين في دولة قطر في ثم دولة الإمارات العربية المتحدة ثم الكويت، ثم المملكة العربية السعودية وأخيرا دولة بروناي (دار السلام) بنسب مختلفة.
- ما تجدر الإشارة إليه وبناء على الأشكال السابقة فإن هناك تطابق ما بين المتغيرين (اجمالي التمويل الإسلامي، اجمالي الأصول المالية الإسلامية) في الدول المشكلة لعينة الدراسة.
- ما يمكن استخلاصه من هذه النتائج الوصفية لعينة الدراسة أن الدول الرائدة في مجال المالية الإسلامية تتمثل في: إيران، قطر، ماليزيا، المملكة العربية السعودية، الإمارات العربية المتحدة والكويت.

تحليل علاقة الارتباط: تعتبر دراسة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والتابعة من الخطوات الأولية المهمة في التحليل القياسي، للوقوف على اتجاه العلاقة بين المتغيرات المستخدمة في ذلك التحليل، وعليه قامت هذه الدراسة بتحليل علاقة الارتباط بين محددات المالية الإسلامية (اجمالي التمويل الإسلامي، إجمالي الأصول المالية الإسلامية، الانفتاح التجاري، إجمالي تكوين رأس المال

الثابت، إجمالى الانفاق الحكومى الاستهلاكى العام) والنمو الإقتصادى (نصيب الفرد من الناتج المحلى الإجمالى) وذلك للوقوف على طبيعة العلاقة بين هذه المتغيرات تمهيدا لإجراء تحليل الانحدار.

جدول رقم (1): معاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة

Correlation					
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) GDPPC	1.000				
(2) FIXCFC	-0.079	1.000			
(3) TRADE	-0.057	-0.064	1.000		
(4) TISASSETS	0.046	0.104	0.173	1.000	
(5) TIF	0.061	0.121	0.169	0.996	1.000
Pairwise correlations					
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) IGDPPC	1.000				
(2) ITISASSETS	0.278*	1.000			
(3) ITRADE	0.075	-0.001	1.000		
(4) ITIF	0.206	0.979*	-0.026	1.000	
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$					

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Stata v 16

- من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن هناك علاقة إيجابية معنوية عند مستوى معنوية 1% بين إجمالى الأصول المالية الإسلامية (ITISASSETS) مع إجمالى التمويل الإسلامى (ITIF) تقدر ب 97,9% مما يؤكد نتائج الدراسة الوصفية سالفه الذكر أن هناك تطابق ما بين المتغيرين (إجمالى التمويل الإسلامى، إجمالى الأصول المالية الإسلامية) وهما من أهم محددات المالية الإسلامية فى الدول المشكلة لعينة الدراسة، كما توجد كذلك علاقة إيجابية معنوية عند مستوى معنوية 1% بين متغير النمو الإقتصادى من خلال نصيب الفرد من الناتج المحلى الإجمالى (IGDPPC) مع إجمالى الأصول المالية الإسلامية (ITISASSETS) تقدر ب 27,8% وهذا ما يقودنا إلى إمكانية وجود علاقة إيجابية معنوية بين المالية الإسلامية والنمو الإقتصادى ، أما باقى العلاقات بين المتغيرات فهي غير معنوية من الناحية الإحصائية.

نموذج القياس: يمكن صياغة نموذج الدراسة في معادلة الانحدار التالية:

$$\begin{aligned} \text{Log GDPPC}_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 \text{LogTIF}_{it} + \beta_2 \text{LogTISASSETS}_{it} \\ &+ \beta_3 \text{LogTRADE}_{it} + \beta_4 \text{LogFIXCFC}_{it} \\ &+ \beta_5 \text{LogGENGOV}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

حيث: أ: تشير إلى عدد الدول (15.....1)، وتشير t إلى الزمن (2013.....2019) حيث: $(\beta_1 \dots \beta_5)$: معاملات المتغيرات المستقلة.

$GDPPC_{it}$: المتغير التابع الذي يمثل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي.
 TIF_{it} : إجمالي التمويل الإسلامي.
 $TISASSETS_{it}$: إجمالي الأصول المالية الإسلامية.
 $TRADE_{it}$: الانفتاح التجاري.
 $FIXCFC_{it}$: إجمالي تكوين رأس المال الثابت.
 $GENGOV_{it}$: إجمالي الانفاق الحكومي الاستهلاكي العام.

2.4. تحليل نتائج بيانات البائل الديناميكي بطريقة تقدير الفروق

- تعتبر النتائج التجريبية الناتجة عن النماذج الديناميكية لبائانات البائل بواسطة GMM جيدة، إذا كانت القيم المقدرة لمعاملات انحدار هذه النماذج بواسطة هذه الطريقة متسقة ويتحقق اتساق القيم المقدرة لمعاملات انحدار النماذج المذكورة بواسطة هذه الطريقة إذا كانت المتغيرات المساعدة المؤخرة المستخدمة في التقدير صالحة، وللتعرف على مدى صلاحية هذه المتغيرات سوف يتم استخدام اختبار Sargan.
- ولاختبار الفرضية القائلة بأن حد الخطأ غير مرتبط تسلسلياً سوف يتم استخدام اختبار الارتباط التسلسلي من الدرجة الثانية بين الأخطاء، وتتمثل فرضية العدم لهذا الاختبار في عدم وجود ارتباط تسلسلي من الدرجة الثانية بين البواقي المقدرة الناتجة عن تقدير النموذج الديناميكي

ليانات السلاسل الزمنية المقطعية بواسطة GMM باستخدام الفروق الأولى لمتغيرات هذا النموذج.

- تشير قيمة إحصائية اختبار (1991) Arellano and Bond للارتباط التسلسلي من الدرجة الثانية بين الأخطاء المقدرّة ذات الخطوة الأولى إلى عدم رفض فرضية العدم لهذا الاختبار والتي تتمثل في عدم وجود هذا الارتباط، ويعزى هذا أن حد الخطأ الأصلي غير مرتبط تسلسلياً بحيث أن قيمة الإحصائية هي (0,73) أين كانت الدلالة الإحصائية أكبر من 0,05 ، مما يؤدي بنا إلى عدم رفض الفرضية العدمية (عدم وجود ارتباط ذاتي (تسلسلي) من الدرجة الثانية بين الأخطاء المقدرّة) ، كما اتضح كذلك من خلال اختبار Sargan صلاحية المتغيرات المساعدة المؤخرة وأن الفروق من الدرجة الأولى مقبولة من الناحية الإحصائية بحيث أن قيمة الإحصائية هي (4,44) أين كانت الدلالة الإحصائية أكبر من 0,05 ، مما يؤدي بنا إلى عدم رفض الفرضية العدمية (صلاحية المتغيرات المساعدة المؤخرة) .

جدول رقم (2): نتائج أثر محددات المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي خلال الفترة (2015-2019) باستخدام GMM

Variables	Coefficient	Std.Error
Panel a. Estimation results		
L.IGDPPC	0.243***	0.016
TISASSETS	0.328***	0.03
ITRADE	-0.009***	0.009
ITIF	.124	.016
Panel 2. Identification tests		
Arellano-Bond test for AR(1)	z = -0.62	Pr > z = 0.534
Arellano-Bond test for AR(2)	z = 0.73	Pr > z = 0.463
Sargan test	chi2(7) = 4.44	Prob > chi2 = 0.728
Hansen test	chi2(7) = 4.16	Prob > chi2 = 0.761
Notes: *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$		

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Stata v 16

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

- تشير نتائج الدراسة أن لوغاريتم النمو الاقتصادي للسنة الماضية (نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (L.IGDPPC) له أثر إيجابي معنوي على لوغاريتم النمو الاقتصادي للسنة الحالية (IGDPPC) ، بحيث أن النمو الاقتصادي في السنة الجارية له نسبة استجابة (مرونة) تقدر ب 24,3% من النمو الاقتصادي للسنة الماضية في الدول الإسلامية محل الدراسة، وكذا متغيري لوغاريتم إجمالي الأصول المالية الإسلامية (ITISASSETS) و لوغاريتم إجمالي التمويل الإسلامي (ITIF) لهما نسبة استجابة معنوية (مرونة) على لوغاريتم النمو الاقتصادي (IGDPPC) تقدر ب 32,8% و 12,4% ، مما يؤدي بنا إلى استخلاص أنه كلما زاد حجم الأصول المالية الإسلامية وكذا حجم إجمالي التمويل الإسلامي كلما زاد النمو الاقتصادي في تلك الدول.

- أما فيما يخص لوغاريتم الانفتاح التجاري (ITRADE) فهو ذو تأثير سلبي على لوغاريتم النمو الاقتصادي (IGDPPC) يقدر ب -0,9%، ويرجع تفسير ذلك إلى وجود استجابة عكسية بين النمو الاقتصادي والانفتاح التجاري في الدول محل الدراسة، ويرجع السبب في ذلك إلى طبيعة البنية الاقتصادية للدول محل الدراسة كونها اقتصادات ريعية تعتمد في عائداتها على البترول والغاز الطبيعي كما أنها تستورد الكثير من السلع والخدمات مما يؤثر سلبا على نموها الاقتصادي بحيث أن لهاته البلدان حساسية كبيرة اتجاه تقلبات الأسعار العالمية خصوصا في ظل الأزمات، كما أن الإستراد المفرط للسلع والخدمات له تأثير سلبي على الصناعات الناشئة بهاته الدول وكذا نموها الاقتصادي.

- كما بينت نتائج اختبار Sargan و Hansen صلاحية المتغيرات المساعدة المتمثلة في (نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي للسنتين الماضيتين (IGDPPC) ، إجمالي الأصول المالية الإسلامية لسنتين ماضيتين (L2.ITISASSETS) ، الانفتاح التجاري للسنة الماضية والتي قبلها (L.ITRADE, L2.ITRADE) ، إجمالي التمويل الإسلامي للسنة الماضية والتي قبلها (L.ITIF (L2.ITIF) ، وبالتالي فإن هذه المتغيرات تعتبر من محددات النمو الاقتصادي في الدول محل الدراسة.

5. خاتمة

يعتبر تطور المالية الإسلامية خلال العقدين الماضيين أحد التطورات المثيرة للاهتمام بالنسبة للتاريخ الحديث لقطاع الخدمات المالية العالمية ولم تقتصر على الدول الإسلامية فقط بل بدأت تنتشر على المستوى الدولي، وتعمل حاليا المؤسسات المالية الإسلامية فيما يزيد عن 75 بلدا فقد شهدت ارتفاعا في أصولها ، بحيث أن حجم قطاع الصناعة المالية الإسلامية يأخذ القيمة الأكبر من حجم قطاعات الاقتصاد الإسلامي العالمي بقيمة قدرت بنحو (2.5 تريليون دولار) من إجمالي الأصول في عام 2018، كما بلغ عدد المؤسسات المالية في نهاية سنة 2019 نحو 1369 مؤسسة مالية إسلامية مع تسجيل 93 شركة تكنولوجية خاصة بالمالية الإسلامية. تعد الأدوات المستخدمة في الصناعة المالية الإسلامية البديل الأمثل والعملية لمختلف التعاملات الربوية وذلك حسب ما تقتضيه الشريعة الإسلامية بحيث يسمح بتحقيق التنمية الشاملة، وقد تبين من خلال الأدبيات الاقتصادية أن النمو الاقتصادي مرتبط بعدة عوامل تتمثل أهمها في كل من: رأس المال المادي البشري، الإنفاق الحكومي، الانفتاح التجاري، التطور المالي لذلك يعد النمو الاقتصادي من بين الأهداف الرئيسية التي تسعى الدول لتحقيقه، كما أن طبيعة واتجاه العلاقة السببية بين التطور المالي والنمو الاقتصادي لا يزال موضوع نقاش وجدل فكري متواصل.

توصلت نتائج الدراسة القياسية إلى أن متغير إجمالي الأصول المالية الإسلامية وإجمالي التمويل الإسلامي لهما أثر إيجابي معنوي على النمو الاقتصادي، وهذه النتيجة تتفق مع دراسة (Oujgha, Chaik, Melloul, 2017) ودراسة دراسة (شباد ومومني، 2016) وكذا دراسة (majidi, 2016) ، ويقود ذلك إلى وجود علاقة موجبة بين المالية الإسلامية والنمو الاقتصادي وبالتالي فإن نظام المالية الإسلامية يعزز من التطور الاقتصادي من خلال العلاقة المباشرة بالاقتصاد الحقيقي والمعاملات المرتبطة بالسلع والخدمات، فهو يتمتع عن النشاطات والمنتجات المحرمة ويدعم النمو الاقتصادي والعدالة الاجتماعية.

- كما توصلت نتائج الدراسة أيضا إلى وجود علاقة سلبية بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي ويرجع تفسير ذلك إلى وجود استجابة عكسية بين النمو الاقتصادي والانفتاح التجاري في الدول محل الدراسة، ويرجع السبب في ذلك إلى طبيعة البنية الاقتصادية للدول محل الدراسة كونها

أثر تطور المالية الإسلامية على النمو الاقتصادي: دراسة قياسية لدول منظمة التعاون الإسلامي

اقتصادات ريعية تعتمد في عائداتها على البترول والغاز الطبيعي كما أنها تستورد الكثير من السلع والخدمات مما يؤثر سلبا على نموها الاقتصادي بحيث أن لهاته البلدان حساسية كبيرة اتجاه تقلبات الأسعار العالمية خصوصا في ظل الأزمات، كما أن الإستيراد المفرط للسلع والخدمات له تأثير سلبي على الصناعات الناشئة بتلك الدول وكذا نموها الاقتصادي.

أما فيما يخص اقتراحات الدراسة الحالية فيمكن اجمالها في أنه ينبغي للسلطات والحكومات في الدول محل الدراسة أن تنفذ التدابير اللازمة لتطوير القطاع المالي الإسلامي ووضع تسهيلات لرواج منتجاته مع توفير المطابقة والملائمة القانونية ووضع ضمانات للمخاطر التابعة لهذا النوع من التمويل مع تهيئة المناخ المناسب للصيرفة الإسلامية لممارسة تأثيرات إيجابية على النمو الاقتصادي في الدول الإسلامية، كما ينبغي على متخذي القرار في الدول محل الدراسة وضع السياسات التي تحفز تطوير الإنتاج وزيادة كفاءته لدرجة تمكنها من منافسة السلع القادمة من الأقطار الأخرى، **ومن آفاق الدراسة البحث في تأثير تطور المالية الإسلامية على التنمية الاقتصادية لدول (MENA)** باستخدام مؤشرات تجميعية للمالية الإسلامية، كما يمكن دراسة أثر التأمين الإسلامي على النمو الاقتصادي، وكذا تحديات المالية الإسلامية في ظل التطورات المعاصرة في الجزائر، وأخيرا البحث في محددات التمويل العقاري الإسلامي في البنوك الجزائرية (بنك BNA).

المراجع العربية

- ودخدخ كريم، (2014-2015)، اتجاه السياسة الاقتصادية في تحقيق النمو الاقتصادي بين تحفيز الطلب أو تطوير العرض: دراسة حالة الجزائر، الجزائر: جامعة الجزائر.
- رفيق يونس مصري، (2009)، النظام المصرفي الإسلامي، دمشق- سوريا: (الطبعة 2) دار المكتبة دمشق- سوريا.
- سعد أولاد العيد، (2016)، أسس الصناعة المالية الإسلامية (مقاربة نظرية)، الأغواط، الجزائر، جامعة عمار ثليجي، الأغواط، الجزائر.
- عبد الحليم عمار غربي، (2018)، الوجيز في الاقتصاد النقدي والمصرفي، kie publications.
- عبد الرحمان إسماعيل عريقات، (1999)، مفاهيم أساسية في علم الاقتصاد: الاقتصاد الكلي، عمان- الأردن، دار وائل للطباعة والنشر، عمان- الأردن.
- فيصل شياد & مومني إسماعيل، (ديسمبر، 2016)، هل ساهمت المصارف الإسلامية في النمو الاقتصادي: دلائل تجريبية من ماليزيا، مجلة رؤى اقتصادية(11).
- لعمش آمال، (2011-2012)، دور الهندسة المالية في تطوير الصناعة المصرفية الإسلامية: دراسة لبعض المنتجات المصرفية الإسلامية، سطيف- الجزائر، جامعة سطيف، الجزائر.
- مجلس القيم المنقولة، (2011)، تقرير المالية الإسلامية، مجلس القيم المنقولة، تم الاسترداد من CDVM (www.cdvm.gov.ma)
- محمد محمود العجلوني، (2008)، البنوك الإسلامية أحكامها ومبادئها وتطبيقاتها المصرفية، عمان، دار الميسرة عمان.
- محمد مدحت مصطفى وسهير عبد الظاهر، (1999)، النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية، الإسكندرية- مصر، مكتبة الإشعاع الفنية، الإسكندرية- مصر.
- مصطفى كمال السي طابل، (1994)، القرار الاستثماري في البنوك الإسلامية، مصر، دار النشر مصر.

المراجع الأجنبية

- Abdelghani Echchabi & Dhekra Azouzi. (2015., August). Islamic Finance Development and Economic Growth Nexus: The Case of the United Arab Emirates (UAE). American Journal of Economics and Business Administration., 7(3), 106-111, .
- Elmehdi Majidi. (2016, 01 04). Finance islamique et croissance économique : quelles interactions dans les pays MENA. Université de Pau et des Pays de l'Adour.; École doctorale sciences sociales et humanités (Pau, Pyrénées Atlantiques)., Pau, Pyrénées Atlantiques.
- Ibrahim Warde. (2000). Islamic Finance in the Global Economy. Great Britain: Edinburgh University Press.
- Imam P & Kpodar, K. (2015). Finance islamique et croissance économique : une analyse empirique. Revue d'économie du développement., 59-95. doi:<https://doi.org/10.3917/edd.291.0059>
- Islamic financial services bioard. (2020). Islamic financial services Industry stability report 2020. Islamic financial services bioard.
- Melloul Anass & al, C. S. (2017). Empirical Analysis of Islamic Banking and Economic Growth. Economic Alternatives(1), 89-102.
- Michael Lipka And Conrad Hackett. (2017, April 7). Why Muslims are the world's fastest-growing religious group. Consulté le May 14, 2022, sur Pew Research Centre: <https://web.archive.org/web/20190514123559/https://www.pewresearch.org/fact-tank/2017/04/06/why-muslims-are-the-worlds-fastest-growing-religious-group/>
- Mosab I. Tabash & al, R. S. (2014.). Islamic Financial Development and Economic Growth Empirical Evidence from United Arab Emirates. Journal of Emerging Economies and Islamic Research., 2,(3), 1-16.
- Rym Ayachi Ammar & Al, M. B. (2013., (Novembre 2012 Et Mai 2013)). La Pratique Actuelle Des Banques Islamiques Favorise-T-Elle La Croissance? Etudes En Economie Islamique., 6(1&2), 57-82.
- Tarek Sadraoui & Hanen Hlel. (2015). A Dynamic Panel Data Analysis for Islamic Finance and Economic Growth. International Journal of Economics Finance and Management Sciences Special Issue: Islamic Finance System and Economic Growth: Theory and Empirical Studies., 3,(5), 1-6. doi:10.11648/j.ijefm.s.2015030502.11

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

مدوري عبدالرزاق*

ملخص

تحاول هذه الدراسة استكشاف العلاقة بين تغيرات أسعار النفط والتضخم في الجزائر خلال الفترة الممتدة ما بين 1970-2019، باستخدام نموذج NARDL. وقد أظهرت النتائج وجود تأثيرات غير متماثلة لزيادات أسعار النفط وانخفاضاتها على التضخم في الأجلين القصير والطويل. على وجه التحديد، بينت النتائج بأن التضخم كان أكثر استجابة للتغيرات السالبة لأسعار النفط من التغيرات الموجبة، ويعزى ذلك إلى الدعم الكبير الموجه للطاقة. علاوة على ذلك، أكدت النتائج بأن نمو المعروض النقدي بمعناه الواسع (%) وتغير سعر الصرف، وكذلك إجمالي الإنفاق الوطني (% من GDP)، هي المسارات الرئيسية التي تنتقل عبرها تغيرات أسعار النفط إلى التضخم في الأجل الطويل. في الأخير، ينبغي على صناعات السياسات والقرار في الجزائر إيجاد بدائل وحلول لتنويع الاقتصاد وحمايته من الصدمات الخارجية.

Oil Price and Inflation Nexus in Algeria: A nonlinear ARDL Approach

Madouri Abderazak

Abstract

This study attempts to explore the relationship between oil price changes and inflation in Algeria during the period between 1970-2019, using the NARDL model. The results captured short-run and long-run asymmetric impacts of oil price increases and decreases on inflation. Specifically, the estimated model revealed that inflation was more responsive to negative changes in oil prices than positive changes due to the large subsidies directed at energy. Furthermore, the findings revealed that broad money growth (in percentages) and nominal exchange rate change, as well as gross national expenditure (in percent of GDP), are the main pathways through which oil price fluctuations are passed on to inflation. Finally, Algeria's policymakers and decision-makers must find alternatives and solutions to diversify the economy and protect it from external shocks.

* أستاذ بحث قسم أ بمركز البحث في الاقتصاد المطبق من أجل التنمية CREAD، الجزائر، البريد الإلكتروني: madouri1986@hotmail.fr , a.madouri@cread.dz

1. مقدمة

تمثل الموضوعات المتعلقة بوفرة الموارد الطبيعية وتقلب أسعارها في الأسواق الدولية مجالاً علمياً خصباً للدراسة والبحث، فهي تحظى على الدوام بمناقشات مستفيضة في مختلف الأوساط (الأكاديمية والاقتصادية والسياسية) بسبب عواقبها الوخيمة. ولما كان النفط المصدر الرئيسي للطاقة (مدخلات) في العالم، فإن أي زيادة في أسعار النفط ستصرف فوراً نحو زيادة مستويات الأسعار المحلية عبر أسعار الطاقة (Atil, A., Lahiani, A., & Nguyen, D. K., 2014).

تاريخياً، كشفت البيانات ومختلف التقارير بأن لتغيرات أسعار هذا المورد تأثيرات سيئة على نشاط وأداء الاقتصاد الكلي، وبالأخص لما تصطحب الارتفاعات الشديدة لأسعار النفط بمعدلات تضخم عالية، وهو ما يشكل تهديداً للاستقرار الاقتصادي (Sek, S. K., 2017). فمنذ فترة طويلة إلى وقت قريب، وخبراء الاقتصاد الكلي ينظرون إلى التغيرات في أسعار النفط على أنها مصدر أساسي للتقلبات الاقتصادية (Blanchard, Olivier J., Gali, J., 2007). إذن، كيف تسبب أسعار النفط التضخم؟ نظرياً، لأسعار النفط تأثيرات مباشرة وغير مباشرة على التضخم. أولاً، يمر التأثير المباشر إلى الاقتصاد من خلال جانب الطلب عبر أسعار المستهلك. ثانياً، يمر التأثير غير المباشر إلى الاقتصاد من خلال جانب العرض عبر أسعار المنتج (Zakaria, M., Khiam, S., & Mahmood, H. A., 2021). وفي الشأن ذاته، أثبتت التحقيقات العلمية صحة فرضية التأثير الانتقالي a spillover effect لتغيرات أسعار النفط إلى بعض أساسيات الاقتصاد الكلي مثل: النمو الاقتصادي، التضخم، سعر الفائدة، درجة تطور القطاع المالي (Raheem, I. D., Bello, A., & Agboola, Y. H., 2020). كذلك، تشير أدلة أخرى، بأنه يمكن أن يمتد تأثير صدمات أسعار الطاقة إلى مجاميع اقتصادية مهمة كالاستثمار والاستهلاك الحقيقي قياساً بما وقع في الاقتصاد الأمريكي خلال فترة السبعينيات (Edelstein, P., & Kilian, L., 2007, 2009).

تطبيقياً، توصل الكثير من الأدبيات (هاملتون: 1983، 1988، 1996، 2000؛ هوكر: 1996، 1999، 2002؛ هنتغتون 1998؛ كان وهامبتون 1990؛ مورك: 1989، 1994؛ تاتوم 1988) إلى أن لصدمات أسعار النفط تأثيرات متباينة على معدلات التضخم بسبب اختلاف كل من: الهياكل القطاعية بين البلدان، الوضعية التجارية النسبية للبلدان - مستوردة أو

مصدرة صافيا للنفط (Lacheheb, M, & Sirag, A, 2019). وبهذا الصدد، وثقت العديد من الأدبيات تلك العلاقة الترابطية بين تغيرات أسعار النفط والدورات الاقتصادية، لا سيما عندما تسببت الصدمات النفطية الموجبة في ركود اقتصادي كبير -في السبعينيات- لدى كل من الولايات الأمريكية المتحدة والبلدان الصناعية، لتتراجع هذه العلاقة مع بداية الثمانينيات. على خلاف ذلك، كان للارتفاع الدراماتيكي لأسعار النفط حتى منتصف سنة 2008 تداعيات خفيفة في الانكماش الكبير الذي ظهر آنذاك، وهو الوضع الذي لم يستدع تشديد السياسة النقدية (Segal, P., 2011). ومن جهة أخرى، كان لتغيرات أسعار النفط تداعيات ثقيلة على اقتصادات البلدان النامية (بخاصة المصدرة الصافية للنفط)، بيد أن ارتفاع أسعار النفط يفضي إلى زيادة الإيرادات الحكومية والثروة والسيولة المحلية، مما يؤدي إلى توسع الطلب وتزايد الضغوط التضخمية من ناحية. ومن ناحية أخرى، إذا كانت هذه البلدان تعتمد اعتمادًا كبيرًا على واردات السلع الاستهلاكية والسلع الوسيطة، فمن المرجح أن يؤدي التضخم لدى الشركاء التجاريين الرئيسيين إلى خلق ضغوط تضخمية إضافية. لكن أيا كانت هذه البلدان سواء مصدرة صافية أو مستوردة صافية للنفط، فإن ديناميكيات التضخم، تبقى متعلقة باستجابة السياسة النقدية التي تختلف باختلاف أنظمة سعر الصرف المعمول بها (Kandil, M., and Morsy, H., 2009, Khalid, A. K., 2011, Moez, S., 2017). إجمالًا، طرحت آراء متنوعة لتفسير الأداء المخيب للبلدان الغنية بالموارد، يذهب أحد هذه الآراء أن قطاع الموارد الطبيعية يخنق القطاعات المصدرة الأخرى برفع الأسعار والإضرار بالقدرة التنافسية. بينما يذهب الرأي الآخر إلى أن تعرض الاقتصاد لمزيد من تقلبات أسعار النفط، سيزيد من صعوبات صنع السياسات الاقتصادية (Geiregat, C., & Yang, S., 2013).

بشكل عام، يتيح فهم كيفية تأثير/ أو انتقال صدمات أسعار النفط إلى معدلات التضخم معلومات مفيدة لوضعي السياسات في البلدان الغنية بالموارد الطبيعية لا سيما عند استهداف التضخم. في نفس الوقت، تساعد المعرفة الأولية للآثار التضخمية على تنفيذ سياسات نقدية مناسبة لاستيعاب الصدمات (Chen, S.-S., 2017).

وفي هذا الإطار، تعتبر الجزائر من البلدان التي تتوفر على ثروات نفطية هائلة (لديها احتياط نفطي كبير يقدر بـ 12.4 مليار متر مكعب وفقا لتقارير منظمة الأوبك، مما أهلها أن تكون

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

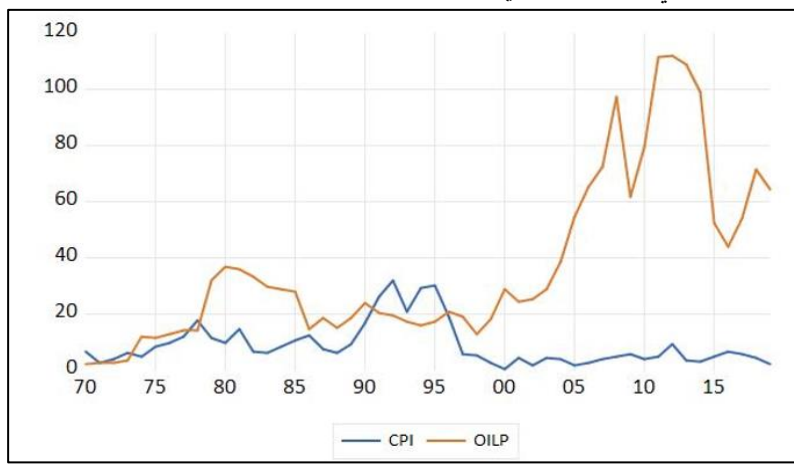
ثالث أكبر بلد إفريقي منتج للنفط فضلا عن احتلالها المرتبة السابعة عشرة على الصعيد العالمي). في سنة 2015، شكلت المحروقات حوالي 25 في المائة من الناتج المحلي الإجمالي، 94 في المائة من عائدات التصدير، و48 في المائة من إيرادات الميزانية العامة للدولة (IMF, 2016). ومنه، يعد الاقتصاد الجزائري اقتصادا نفطيا بامتياز، بيد أنه يظل يحتفظ بنفس الخصائص القائمة على إنتاج وتصدير النفط منذ الاستقلال (سنة 1962) إلى يومنا هذا، فجل إيراداته تكونت خلال فترات الطفرة النفطية التي رافقها توسع مالي كبير (سواء خلال حقبة التخطيط المركزي وتجسيد المخططات: 1965-1984 أو خلال حقبة تَبَيَّن اقتصاد السوق وتنفيذ البرامج الاستثمارية العامة: 2001-2014) بغرض إحداث تحول هيكلي والنهوض بالنمو.

وعلى الرغم من الوفرة الكثيفة والمكاسب غير المتوقعة التي يمكن أن تنتج عن ارتفاع أسعار النفط والغاز إلا أن النمو ظل ضعيفا، حيث لم يتعد معدل 04 في المائة سنويا طيلة العقد الأخير. هذه المفارقة -التي تجمع بين الوفرة وتدني معدلات النمو-، تجعل الاقتصاد الجزائري أكثر عرضة لمتلازمة المرض الاقتصادي الهولندي خصوصا في خضم هيمنة قطاع المحروقات وانحصار القطاعات التبادلية (الزراعة والصناعة التحويلية) وتوسع القطاعات غير التبادلية على مدار فترات الطفرة. وبالتالي، تغدو العلاقة بين تقلب أسعار النفط ومتغيرات الاقتصاد الكلي (النمو، التضخم، سعر الصرف، القدرة على استدامة تحمل الدين، العجز الموازني، التطور المالي...) أن تكون مثيرة للجدل على صعيد النتائج على الرغم من تعدد وتعاقب الإصلاحات الاقتصادية (Chekouri, S., 2019, 2020, M., Chibi, A., & Benbouziane, M., 2017, 2019, 2020)، لتكشف الصدمات النفطية العكسية (1986، 2014) في النهاية عن مدى هشاشة وتشوه قطاعات الاقتصاد الكلي للبلد، ومدى دورية سياساته الاقتصادية التي نتج عنها مجتمعة ارتفاعات محسوسة في معدلات التضخم سواء خلال فترات الطفرة أو النكسة.

ويأتي الشكل رقم (1)، ليكشف عن مسار تطورات أسعار النفط ومعدلات التضخم (الأسعار التي يدفعها المستهلكون (%)) جنبا إلى جنب في الاقتصاد الجزائري، خلال الفترة الممتدة ما بين: 1970-2019م. الظاهر أنه قد رافق تغيرات أسعار النفط ارتفاعات مقلقة في معدلات التضخم (باعتبارها المتغير الرئيسي للاقتصاد الكلي). فتارة، صاحب تحسن أسعار النفط ارتفاعات ملحوظة

لمعدلات التضخم (بأرقام فردية) بالأخص في فترة السبعينيات (ما بين 1975 و1978)، وناثرة أخرى، رافق انخفاض أسعار النفط ارتفاعات قياسية غير مسبوقة لمعدلات التضخم (بأرقام ثنائية) ما بين 1990 و1996. غير أنَّه مع اعتماد برنامج التعديل الهيكلي (1994-1998) المدعوم من قبل صندوق النقد والبنك الدوليين، تراجعت معدلات التضخم بشكل كبير، ابتداء من سنة 1997. (Koranchelian.T, 2004, Chemingui, M. A., & El-Said, M. M., 2006). مبدئياً، يظهر الشكل قدراً من عدم التناسق أو عدم تماثل تأثير تغيرات أسعار النفط على معدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري، مما يحث على البحث وتتبع كيفية انتقال تغيرات أسعار النفط إلى مؤشر أسعار المستهلك، لكن بعد الإجابة على عديد التساؤلات الجوهرية المتعلقة بالقنوات أو المسارات الرئيسية التي ساعدت على ذلك. بطبيعة الحال، هذا يستدعي استخدام نماذج واختبارات قياسية حديثة نسبياً. وعليه، سنحاول من خلال هذه الورقة البحثية دراسة التأثيرات غير الخطية لأسعار النفط على التضخم في الاقتصاد الجزائري على مدار الفترة المشار إليها سلفاً، باستخدام نموذج .NARDL

الشكل رقم (1): تطور أسعار النفط ومعدلات التضخم (الأسعار التي يدفعها المستهلكون (%)) في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة ما بين: 1970-2019



وبناء على ما سبق ذكره، فقد تم تنظيم الورقة كما يلي: بعد التقديم، يتناول القسم التالي المراجعة الأدبية للعلاقة بين تغيرات أسعار النفط والتضخم في البلدان المتقدمة والنامية، بينما يعرض القسم الثالث محتوى الدراسة التطبيقية التي تختبر وتستكشف العلاقة بين تغيرات سعر النفط والتضخم في الجزائر بعد تقدير النموذج القياسي ومناقشة النتائج. في الأخير، يقدم القسم الرابع الخلاصة وأبرز التوصيات المتعلقة بمضامين السياسات (اقتراحات السياسة).

2. المراجعة الأدبية

في إطار استهداف التضخم وتجنب تبعاته، تحاول الكثير من البنوك المركزية حول العالم أن تلتزم بتحقيق الاستقرار السعري كأحد أهم الأهداف النهائية للسياسة النقدية، لكن لا تجد هذا الأمر سهلاً. فعدم استقرار الأسعار يؤدي إلى تشويه عملية صنع القرار وعرقلة النمو الاقتصادي... وفي أغلب الأحيان، يكون انعدام الاستقرار نتيجة للتضخم - أي الارتفاع المطرد في مستوى الأسعار الذي يتم قياسه بمؤشر أسعار المستهلك - وليس الانكماش النادر الظهور. وفي هذا الجانب، قدمت عديد المدارس باختلاف مشاربها شروحات وتفسيرات مهمة للتضخم، يأتي في مقدمتها المدرسة التقليدية التي خلصت بأن السماح بتداول مزيد من النقد يغري الناس بزيادة طلبهم على السلع والخدمات، وإذا لم يقابل هذا الطلب المتزايد بزيادة في الإنتاج، ارتفعت الأسعار. ولعل أفضل ما يوضح هذه العلاقة هي معادلة التبادل التي بلورها الاقتصادي الأمريكي فيشر خلال القرن التاسع عشر، وهي كما يلي: $MV=PQ$. وشرحها أن النقود M مضروبة في V سرعة دوران النقود خلال فترة زمنية معينة لتمويل الإنفاق على السلع والخدمات النهائية يساوي مستوى السعر P مضروباً في كمية الناتج Q . وانطلاقاً من فرضية ثبات الإنتاج وسرعة دوران النقود، فإن أي زيادة في المعروض النقدي في الأجل القصير سوف تؤدي إلى رفع الأسعار. وتشير المعادلة بأن البنوك المركزية تستطيع التأثير على معدلات التضخم عن طريق تغيير معدلات نمو النقد من خلال أدوات السياسة النقدية، لكن السماح باستخدام مثل هذه الأدوات يحدده نوع نظام سعر الصرف المتبع (IMF, 2003). أما المدرسة الكينزية، فترى بأن أسباب التضخم تتصل بعوامل جذب الطلب "demand-pull" (الاستهلاك والاستثمار والإنفاق الحكومي) وعوامل دفع التكلفة "cost-push" (Sidney. W, 1960).

واستنادا إلى النظرية الكلاسيكية المستنبطة من معادلة فيشر الشهيرة، ساق رواد المدرسة النقدية من أمثال فريدمان أفكارهم التي ترى بأن التضخم هو بالأساس ظاهرة نقدية تنجم عن زيادة المعروض النقدي بمستويات تفوق معدلات نمو الناتج الحقيقي بما يؤدي إلى زيادة مستويات الطلب الكلي ووقوع التضخم المدفوع بعوامل جذب الطلب (Abdel Monem. H, 2013). كذلك، فسر التضخم بأسباب تتعلق بعوامل العرض، على وجه التحديد، يرى المنتمون للمدرسة الهيكلية، بأن التضخم في البلدان النامية، يكون في الغالب مدفوعا بالاختناقات التي تصيب الاقتصاد الحقيقي، ومن بينها عدم مرونة عرض الغذاء وأسواق السلع الزراعية فضلا عن قيود أسواق الصرف الأجنبي. وفي حالة وقوع صدمات سلبية في العرض بفعل التغيرات المناخية كالجفاف مثلا، فإنها ستؤدي إلى نقص الغذاء وارتفاع أسعارها (Diouf, M., 2007).

وعلى ضوء ما سبق، تشكل الصدمات الكبيرة في العرض مصدرا أساسيا للتضخم في العالم، كون للغذاء والطاقة أوزانا نسبية مهمة في تركيبة المؤشر العام لأسعار المستهلك بالبلدان المتقدمة والنامية. فأى زيادة ملحوظة في أسعار تلك السلع ستؤدي إلى ارتفاع التضخم في المدى القصير، وفي حالة ما انصرفت نحو رفع التوقعات، فإنه من المحتمل أن ينشأ عنها أيضا زيادات متواصلة في معدلات التضخم.

ومن هذا المنطلق، اتجه عدد كبير من الأدبيات النظرية والتطبيقية نحو تحليل أسباب ونتائج ديناميكية التضخم بالبحث والتقصي في الكيفيات والقنوات والمسارات التي تؤثر من خلالها تقلبات أسعار النفط على الأسعار المحلية. وينبع هذا الاهتمام بصفة أساسية من الآثار الاقتصادية للظاهرة، على سبيل المثال، يتسبب عدم استقرار الأسعار في حالة من عدم اليقين التي تؤثر على قدرة الوكلاء الاقتصاديين في اتخاذ قرارات مستتيرة بشأن الاستهلاك والاستثمار، مما يؤدي إلى تقليل كفاءة تخصيص الموارد وظهور التشوهات (Nusair, S. A., 2019). وعليه، يمكن التمييز بين تيارين: التيار الأول؛ يهتم بدراسة تأثيرات تغيرات أسعار النفط على التضخم في البلدان المتقدمة، أما التيار الثاني؛ فيهتم بدراسة تأثيرات تغيرات أسعار النفط على التضخم في البلدان النامية بما فيها البلدان الغنية بالموارد الطبيعية.

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

بالنسبة للتيار الأول، اتفق عديد الأدبيات على أن ارتفاع أسعار النفط في السبعينيات قد أدى إلى ببطء النمو وهبوط في مستويات الدخل لدى اقتصادات البلدان المتقدمة مما سبب لها ركودا كبيرا. وفي هذا الشأن، قدمت ثلاث دراسات مرجعية أدلة مهمة حول العلاقة بين سعر النفط والركود الاقتصادي. دراسة لـ (Hamilton, J. D., 1983)؛ توصلت إلى وجود علاقة معنوية بين الزيادات الكبيرة في أسعار النفط وحالات الركود التي تعرض إليها الاقتصاد الأمريكي، حيث خلصت بأن جل حالات الركود كانت مسبوقه بارتفاعات حادة في أسعار النفط. دراسة لـ (Mork, K.A., 1989)، لاحظت بأن استجابة المتغيرات الاقتصادية الكلية لتغيرات أسعار النفط الحقيقية كانت غير متماثلة في الاقتصاد الأمريكي. دراسة لـ (Hooker, M. A, 2002)، وجدت بأن أثر تمرير تأثيرات تغيرات أسعار النفط إلى التضخم الأساسي في الولايات الأمريكية المتحدة؛ قد أضحى جَد محدود منذ سنة 1981؛ عقب استخدامها لبيانات فصلية امتدت من 1962 إلى 2000، واستعانته بمنحنى فيليبس لتحديد الانكسار الهيكلي.

انطلاقا من هذه الأعمال، حاولت العديد من الأدبيات توضيح العلاقة بين تغيرات أسعار النفط والمتغيرات الاقتصادية الكلية في سياق البلدان الصناعية الرائدة، بحيث وجدت دراسة لـ (Jimenez-Rodriguez, R., Sanchez, M., 2005) بأن هناك تأثيرا غير خطي لأسعار النفط على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ففي البلدان المستوردة للنفط، لوحظ بأنه كان لارتفاع أسعار النفط تأثير سالب على النشاط الاقتصادي في جميع البلدان باستثناء اليابان. خلاف ذلك، اختلف تأثير صدمات أسعار النفط على نمو الناتج المحلي الإجمالي في البلدان المصدرة للنفط - في العينة؛ عندما تأثرت المملكة المتحدة سلبا بزيادة أسعار النفط واستقادت النروج منها. وبشكل أعمق، حققت ورقة عمل لـ (Blanchard, Olivier J., Gali, J, 2007) في التأثيرات المختلفة لصدمات أسعار النفط على التضخم والأنشطة الاقتصادية لمجموعة من الاقتصادات الصناعية (الولايات المتحدة، فرنسا، المملكة المتحدة، ألمانيا، إيطاليا، واليابان) خلال فترتين زمنيتين مختلفتين: ما قبل 1983، وما بعد 1984. وأظهر تحليل VAR بأن هناك تراجعا كبيرا للتأثيرات الديناميكية لصدمات النفط بمرور الوقت، وذلك بعد فحص أربع فرضيات تصب في شرح التأثيرات المعتدلة The mild effects لصدمات أسعار النفط: (أ) الحظ (عند عدم وجود صدمات عكسية)، (ب) صغر حصة النفط في

الإنتاج، (ج) أسواق عمل أكثر مرونة، (د) تحسينات في السياسة النقدية. في الأخير خلصت، بأن كل الفرضيات لعبت دورا مهما في ذلك.

كذلك، استخدمت دراسة لـ (Chen, S.-S., 2009) بيانات خاصة بـ 19 بلدا صناعيا للتحقيق في أثر انتقال تأثيرات أسعار النفط إلى التضخم عبر البلدان وعبر الزمن، حيث تم تقدير معامل انتقال التأثيرات عبر الزمن مع البحث في أسباب تراجع تأثيرات صدمات النفط على التضخم. وقد توصلت إلى أن: تحسن قيمة العملة المحلية، وجود سياسة نقدية أكثر نشاطا (في الاستجابة للتضخم)، ودرجة أعلى من الانفتاح التجاري؛ كلها أسباب كفيلة بتفسير أسباب تراجع أثر تمرير أو انتقال تأثيرات تغيرات أسعار النفط oil price pass-through. وفي نفس الاتجاه، قدمت دراسة لـ (Segal, P., 2011) عند محاولتها تفسير سبب تراجع تأثير ارتفاعات أسعار النفط في الركود الاقتصادي العالمي لسنة 2008، ثلاث حجج رئيسية. الحجة الأولى، أن أسعار النفط لم تكن قط بنفس الأهمية المعتمدة. الحجة الثانية، أن أهم مسار تؤثر من خلاله أسعار النفط على الإنتاج هو السياسة النقدية؛ فعندما تمر تأثيرات أسعار النفط عبر التضخم الأساسي، فإن السلطات النقدية ترفع أسعار الفائدة، مما يؤدي إلى تباطؤ النمو. الحجة الثالثة، أن أسعار النفط المرتفعة لم تقلل النمو في السنوات الأخيرة لأن تأثيراتها لم تعد تمر عبر التضخم الأساسي. وتشير دراسة قمرها (Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V., 2017) عند تحليلها لخصائص العلاقة الترابطية بين متوسط التضخم وتقلب أسعار النفط باستخدام نماذج التوقعات الرشيدة Rational Expectations Models، بأن التقلب العالي لأسعار النفط يفضي إلى مستويات أعلى في متوسط التضخم، عندما يكون للنفط قابلية منخفضة للإحلال في دالة الإنتاج.

وفي السنوات الأخيرة، وثق عدد من الدراسات الحديثة عدم تماثل تأثيرات أسعار النفط على أبرز متغيرات الاقتصاد الكلي لدى البلدان الآسيوية الصناعية، باستخدام أساليب قياسية خطية وغير خطية. فقد وجدت دراسة لـ (Cunado, J., & Perez de Gracia, F., 2020) باستخدام بيانات فصلية للفترة: Q12002-Q21975 لست دولا آسيوية (اليابان، سنغافورة، كوريا الجنوبية، ماليزيا، تايلند، فيليبين) بأنه كان لأسعار النفط تأثير معنوي على كل من النشاط الاقتصادي ومؤشرات الأسعار في المدى القصير؛ فضلا على عدم تماثل علاقة أسعار النفط بالاقتصاد الكلي في بعض

البلدان الآسيوية. بالإضافة إلى ذلك، توصلت دراسة لـ (Zakaria, M., Khiam, S., & Mahmood, H., 2021) عند محاولتها قياس تأثير أسعار النفط على معدلات التضخم في بلدان جنوب آسيا للفترة الممتدة ما بين: 1980-2018 (بيانات شهرية) إلى ما يلي: أن هناك تكاملا مشتركا بين أسعار النفط والتضخم، أن أسعار النفط تسبب التضخم (وفقا لاختبارات السببية الخطية وغير الخطية)، أن هناك تأثيرا غير متماثل لأسعار النفط على التضخم.

أما التيار الثاني من الأبحاث، فهو يحاول استكشاف وفهم شاكلة تأثير تغيرات أسعار النفط على الاقتصادات الكلية للبلدان النامية. فقد ربطت دراسة رائدة لـ (Lee, K., Ni, S., Ratti, & R.A., 1995): عدم تماثل تغيرات أسعار النفط الحقيقية بقضية حركة الموارد بين القطاعات التي يكون لها تأثيرات مهمة على كل من العمالة والنتاج. وبناء على ذلك، توصلت دراسة لـ (Farzanegan, M. R., & Markwardt, G., 2009) إلى أن صدمات أسعار النفط - سواء الموجبة أو السالبة- قد أدت إلى زيادة معدلات التضخم في إيران خلال الفترة الممتدة ما بين: 1975-2004، كما أدت الصدمات الموجبة إلى نمو الإنتاج الصناعي وتحسن سعر الصرف الفعلي الحقيقي. هذه النتائج كلها دلالات تشير إلى احتمال تعرض الاقتصاد لمتلازمة المرض الاقتصادي الهولندي. وفي سياق البحث في محددات التضخم، وجد (Kandil, M., and Morsy.H, 2009) بأن التضخم في بلدان مجلس التعاون الخليجي، تحدده عدة عوامل منها ما هو داخلي وما هو خارجي، وأن التضخم عند الشركاء التجاريين الرئيسيين كان بمثابة العامل الخارجي الأكثر تأثيرا على الأسعار المحلية، وذلك على غرار التأثيرات التضخمية التي تسببها العائدات النفطية عبر قنواتي الائتمان والإنفاق الحكومي.

وفي دراسة لـ (Klein, N., & Kyei.A, 2009)، وجدا بأن الأسعار المحلية تتأثر بشكل أساسي بسعر الصرف الاسمي في أنغولا. كذلك، وجد (Sultan Z.A, 2011, as cited in Moez S, 2017)، بأن متغيرات التضخم العالمي وعرض النقود وسعر الصرف الاسمي تفسر التضخم في المملكة العربية السعودية على المدى القصير والطويل. تقريبا نفس النتيجة توصل إليها (Basher, S.A. & Elsamadisy, E.M., 2012) عند بحثه عن مصادر انتقال التضخم في بلدان مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة الممتدة ما بين: 1980-2008. وتشير النتائج بأن

المعروض النقدي هو المحدد الأساسي للتضخم على المدى القصير والطويل. بينما تكون الأسعار الأجنبية وسعر الصرف الفعلي الاسمي الأكثر تأثيرا على التضخم في المدى الطويل.

وضمن الدراسات الحديثة المنتمية لهذا التيار، وجد (Mansor.I.H, 2015) عند دراسته للعلاقة بين أسعار النفط والغذاء في ماليزيا، باستخدام نموذج (NARDL)، بأن هناك علاقة معنوية موجبة بين ارتفاع أسعار النفط وأسعار الغذاء على المدى القصير والطويل، في الوقت نفسه، سجل غياب أية علاقة معنوية بين انخفاض أسعار النفط وأسعار الغذاء. على الأرجح، كان لقوى السوق دور مهم في تشكيل سلوك أسعار المواد الغذائية في ماليزيا. وفي نفس الاتجاه، قامت دراسة لـ (Sek, S. K, 2017)، بفحص تماثل وعدم تماثل أثر التميرير pass-through لتغيرات أسعار النفط على أربعة مؤشرات أساسية تتعلق بالأسعار المحلية (النااتج / المخرجات، سعر الاستيراد، سعر المنتج، مؤشر أسعار المستهلك) في ماليزيا. بحيث خلصت بأن تغيرات أسعار النفط قد ساهمت في نمو الناتج، في حين كان لها تأثير مباشر ومحدود على أسعار المستهلك في المدى الطويل فضلا عن تأثيرها غير المباشر عبر قنوات التكلفة (عبر انتقال التأثير من أسعار الاستيراد وتكاليف الإنتاج).

أيضا، وجدت دراسة لـ (Nusair, S. A. Choi, S., Furceri, D., Loungani, P.,) (Mishra, S., & Poplawski-Ribeiro, M., 2018) باستخدام نموذج البيانات الطولية غير المتوازن لعينة مكونة من 72 اقتصادا متقدما وناميا خلال الفترة الممتدة من 1970 إلى 2015، بأن زيادة سعر النفط بنسبة 10٪، في المتوسط، تزيد من التضخم المحلي بحوالي 0.4 نقطة مئوية، حيث لاحظت بأن هناك تأثيرا غير متماثل لصددمات أسعار النفط. وبهذا الصدد، كان للصددمات الموجبة تأثير أكبر من الصدمات السالبة، غير أن هذا التأثير قد تراجع مع مرور الوقت؛ ويعزى ذلك إلى مصداقية السياسات النقدية. وفي نفس المنحى، توصلت دراسة لـ (Nusair, S. A., 2019) عند فحصها لتأثير تغيرات أسعار النفط على التضخم في بلدان مجلس التعاون الخليجي، باستخدام مقاربات قياسية متنوعة (نموذج الانحدار الذاتي للتأخيرات الموزعة (ARDL)، نموذج ARDL غير الخطي، وطريقة (PMG) إلى وجود تأثير غير متماثل على المدى الطويل. بشكل خاص، سجلت تأثيرا موجبا ومعنويا لارتفاعات أسعار النفط على التضخم -في جميع الحالات-، وقد كان

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

هذا التأثير أكبر من تأثير التغيرات السالبة في المدى الطويل مقارنة بالمدى القصير-. وفي دراسة مشابهة، قدمت دراسة لـ (Raheem, I. D., Bello, A. K., & Agboola, Y. H, 2020) نظرة ثاقبة حول العلاقة بين أسعار النفط والتضخم لعينة شملت 20 اقتصادا متاجرا بالنفط (منها 10 اقتصادات مصدرة صافية للنفط والأخرى مستوردة صافية للنفط)، باستخدام بيانات سنوية غطت الفترة الممتدة ما بين: 1986-2017، لما وجدت بأن عدم تماثل تأثير تغيرات أسعار النفط على التضخم؛ يظهر بشكل جلي في البلدان المصدرة الصافية للنفط.

وأما فيما يتعلق بالأدبيات التي اهتمت بدراسة تأثيرات تغيرات أسعار النفط على التضخم في الجزائر، فهي قليلة جدا، باستثناء الأبحاث التي تصدر ضمن التقارير السنوية لصندوق النقد الدولي وبعض الأعمال الأخرى. على وجه الحصر، تؤكد النتائج التطبيقية لـ (Koranchelian, T., 2004) حول محددات التضخم في الجزائر، بأنه في المدى القصير، يمارس المعروض النقدي ضغطا قويا على تحركات الأسعار في الجزائر، في حين يكون لتغيرات الناتج (المعبر عنها بحجم الواردات) والظروف المناخية تأثيرا أقل أهمية على الأسعار، علاوة على ذلك، سجل عدم وجود أية علاقة معنوية قصيرة الأجل بين سعر الصرف والتضخم. ومن جانب آخر، تتأثر معدلات التضخم على المدى الطويل بتغيرات الناتج وسعر الصرف بالإضافة إلى المعروض النقدي.

كذلك وجد (Ben Naceur.S, 2013) عند تطرقه لمحددات التضخم في الجزائر ما بين: 2002-2011 باستخدام نموذج VECM، بأن هناك علاقة معنوية طويلة الأجل بين الأسعار المحلية وعرض النقود، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (خارج المحروقات)، أسعار السلع المستوردة، سعر الصرف الفعلي الاسمي، أسعار النفط. وتشير النتائج إلى حدَّ بعيد بأن عرض النقود والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وأسعار السلع المستوردة هم من أهم العوامل المحددة لتغيرات الأسعار على المدى الطويل، بحيث تؤدي زيادتهم بنسبة 1% إلى زيادة مستوى الأسعار بنسبة 0.30% و0.20% و0.20% على التوالي. أيضا ينصرف تدهور سعر الصرف بنسبة 1% إلى زيادة الأسعار بنسبة 0.10%، بينما تؤدي زيادة أسعار النفط بنسبة 1% إلى زيادة الأسعار بـ 0.04%. وتعكس هذه النسبة حقيقة مفادها أن أسعار الطاقة مدعومة بشكل كبير في الجزائر. كما كشف تحليل مكونات التباين للتضخم بأن صدمة عرض النقود وصدمة أسعار السلع المستوردة هما المحددان

الرئيسيان للأسعار المحلية على المدى القصير في الجزائر. وباستخدام نفس النموذج، وجد (Moez S, 2017) بأن تقلبات أسعار الصرف تنتقل بالكامل إلى التضخم على المدى الطويل، حيث إن زيادتها بنسبة 01% تترجم بارتفاع التضخم بـ 1.20%، وأن زيادة أسعار الواردات والمعروض النقدي بنسبة 1% تترجم بزيادة قدرها 0.6% و 0.4% في الأسعار المحلية. كما أظهرت نتائج أن الإنفاق العام يرتبط بشكل سالب ومعنوي بالأسعار المحلية على المدى الطويل، فزيادة الإنفاق العام بنسبة 1% يقابلها انخفاض بـ 0.5% في الأسعار، مما يشير إلى حجم مكاسب الإنتاجية المحتملة من الإنفاق العام التي تدعم استقرار الأسعار على المدى الطويل. ومن جانب آخر، أظهرت النتائج بأن متغيرات سياسات الاقتصاد الكلي قد كان لها تأثير هامشي على معدلات التضخم في المدى القصير، باستثناء المعروض النقدي.

في الأخير، وباستخدام نموذج (NARDL)، وجدنا (Lacheheb, M, & Sirag, A., 2019) بأن لتغيرات أسعار النفط تأثيرا غير خطي لسعر النفط على التضخم في الجزائر خلال الفترة الممتدة ما بين: 1970-2014. على وجه خاص، سجلا وجود علاقة معنوية بين ارتفاع أسعار النفط ومعدلات التضخم؛ في حين لم تكن هناك أية علاقة معنوية بين أسعار النفط السالبة ومعدلات التضخم.

3. الدراسة التطبيقية

3.1 البيانات وتوصيف النموذج

في دراستنا هذه، سنستعمل سلاسل زمنية سنوية لدراسة عدم تماثل تأثيرات أسعار النفط على التضخم في الجزائر خلال الفترة الممتدة ما بين: 1970-2019، إذ سيتم استخدام أساليب قياسية كمية لدراسة العلاقة، وذلك اعتمادا على تقنيات برنامج EVIEWS 12.

ويأتي الجدول رقم (1) ليعرف المتغيرات المستقلة والمتغير التابع فضلا عن ذكر مصادر استقاء البيانات الإحصائية، بينما يقدم الجدول رقم (2) مصفوفة الارتباط بين المتغيرات. والجدول رقم (3)؛ يعرض الخصائص الإحصائية للمتغيرات.

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

الجدول رقم (1): تعريف المتغيرات ومصادرها

المتغير	التعريف	المصدر
CPI: المتغير التابع	معدلات التضخم، الأسعار التي يدفعها المستهلكون (%)	بيانات البنك الدولي
<u>المتغيرات المستقلة:</u>		
M2	معدل نمو المعروض النقدي بمعناه الواسع (%)	بيانات البنك الدولي
GOVEXP	إجمالي الإنفاق الوطني (% من إجمالي الناتج المحلي)	بيانات البنك الدولي
OILP	سعر النفط	المراجعة الإحصائية للطاقة العالمية
GRO	معدل نمو إجمالي الناتج المحلي (% سنويا)	بيانات البنك الدولي
DEXC	معدل تغير سعر الصرف الاسمي للدينار مقابل الدولار الأمريكي، متوسط الفترة (% سنويا)	بيانات البنك الدولي

ويسمح فحص مصفوفة الارتباط بتحديد أزواج الارتباط الممكنة بين المتغيرات للتأكد من خلو النموذج من بعض المشاكل القياسية عند التقدير، هذا ما تؤكدته نتائج الجدول رقم 02.

الجدول رقم (2): مصفوفة الارتباط بين المتغيرات

Correlation	CPI	M2	GOVEXP	OILP	GRO	DEXC
CPI	1.000000					
M2	0.085890	1.000000				
GOVEXP	0.255442	-0.267195	1.000000			
OILP	-0.329675	-0.224120	-0.368843	1.000000		
GRO	-0.153107	0.375342	0.004435	-0.123022	1.000000	
DEXC	0.585196	-0.073603	0.065724	-0.155219	-0.267938	1.000000

وفي سياق الخصائص الإحصائية لمتغيرات الدراسة، تشير نتائج الجدول رقم (3) بأن متوسط معدلات التضخم في الجزائر قد قدر بـ 8.73% خلال فترة الدراسة؛ بحيث سجل أعلى قيمة له في سنة 1992 (31.66%)، بينما بلغ أدنى قيمة له في سنة 2000 (0.33%).

الجدول رقم (3): الخصائص الإحصائية لمتغيرات الدراسة

	CPI	M2	GOVEXP	OILP	GRO	DEXC
Mean	8.736965	15.99931	98.58529	36.76209	3.618739	7.731800
Median	5.939354	14.80575	100.9680	26.29163	3.500000	2.866565
Maximum	31.66966	54.05141	114.6329	111.6697	27.42397	106.2278
Minimum	0.339163	-0.757531	73.10863	1.800000	-11.33172	-11.56161
Std. Dev.	7.601659	9.655094	10.28583	30.17905	4.802064	18.29700
Skewness	1.637515	1.183103	-0.658564	1.175288	1.873932	3.499199
Kurtosis	4.956332	6.304374	2.786306	3.386413	14.77900	18.36375
Jarque-Bera	30.31885	34.41212	3.709356	11.82192	318.3155	593.7967
Probability	0.000000	0.000000	0.156503	0.002710	0.000000	0.000000
Sum	436.8482	799.9656	4929.264	1838.104	180.9370	386.5900
Sum Sq. Dev.	2831.476	4567.821	5184.115	44627.98	1129.931	16404.22
Observations	50	50	50	50	50	50

إن، من خلال الاعتبارات النظرية والتطبيقية المذكورة، فإنه يمكن صياغة معادلة النموذج المراد تقديره وفقاً للنحو التالي:

$$CPI_t = a_0 + a_1 M2_t + a_2 GOVEXP_t + a_3 OILP_t + a_4 GRO_t + a_5 DEXC_t + \epsilon_t$$

المعادلة رقم 01.

أين: تمثل ϵ_t ، كل من الثابت وحد الخطأ، بينما a_1 ، a_2 ، a_3 ، a_4 ، a_5 تمثل معاملات المتغيرات المستقلة.

3.2 اجراء اختبارات الاستقرارية

كخطوة أولية، نقوم بفحص خصائص استقرارية جميع المتغيرات من أجل تحديد النموذج القياسي الأنسب، وذلك باستخدام اختبارات جذر الوحدة الشائعة مثل: ADF و PP. تظهر نتائج هذا الاختبار في الجدول التالي:

الجدول رقم (4): نتائج اختبار جذر الوحدة: ADF و PP

مستوى التكامل	عند الفرق الأول			عند المستوى			الاختبارات	المتغيرات *
	النموذج الثالث	النموذج الثاني	النموذج الأول	النموذج الثالث	النموذج الثاني	النموذج الأول		
I(1)	*6.596- *6.597-	*6.514- *6.514-	*6.525- *6.527-	1.457- 1.475-	2.291- 2.371-	2.107- 2.205-	ADF PP	CPI
I(0)	*6.630- *22.90-	*6.564- *34.89-	*6.551- *22.89-	0.586- 1.371-	*6.000- *6.00-	*6.078- *6.078-	ADF PP	*TM2
I(1)	*7.524- *7.964-	*7.448- *8.297-	*7.444- *7.860-	0.248- 0.182-	2.283- 2.302-	2.380- 2.335-	ADF PP	GOVEXP
I(1)	*6.323- *6.297-	*6.250- *6.215-	*6.318- *6.288-	0.407- 0.429-	2.177- 2.313-	1.533- 1.597-	ADF PP	OILP
I(0)	*12.95- *26.10-	*12.79- *24.03-	*12.97- *25.49-	*5.796- *6.202-	*9.373- *9.066-	*8.913- *8.639-	ADF PP	GRO
I(0)	*9.639- *13.49-	*9.471- *13.22-	*9.534- *13.32-	**1.75- *4.634-	*4.788- *5.001-	*4.842- *5.046-	ADF PP	DEXC

النموذج الأول يتضمن: القاطع مع القيم الحرجة التالية: -3.57%، -2.92%، -2.59%
النموذج الثاني يتضمن: القاطع والاتجاه مع القيم الحرجة التالية: -4.15%، -3.50%، -3.18%
النموذج الثالث يتضمن: بدون قاطع واتجاه مع القيم الحرجة التالية: -2.61%، -1.94%، -1.61%
*، **، ***: تدل على رفض الفرضية الصفرية لجذر الوحدة عند مستويات: 1 و 5 و 10% على التوالي.
تم اختيار فترة التأخيرات المثلى (بطريقة آية) باستخدام معيار معلومات شوارتز SIC.
*: تم حذف الاتجاه العام للسلسلة الزمنية M2 (بعدها تم تبين معنويته) واعتماد السلسلة TM2 للحصول على نتائج غير متحيزة أو غير زائفة.

نتائج الاختبارات التي تؤخذ بعين الاعتبار عند المستوى:
النموذج الأول (القاطع معنوي): TM2، GRO، GOVEXP، DEXC، النموذج الثاني (القاطع معنوي والاتجاه غير معنوي):
TM2، GOVEXP، GRO. النموذج الثالث: كل المتغيرات.
بينما يؤخذ بعين الاعتبار عند الفرق الأول فقط بنتائج اختبارات النموذج الثالث بسبب عدم معنوية القاطع في النموذج الأول والثاني.

يتضح من خلال نتائج اختبارات ADF و PP لجذر الوحدة بأن كل من السلاسل الزمنية: TM2 و GRO و DEXC قد استقرت في المستوى I(0) (ما يعني رفض الفرضية الصفرية). بالمقابل، استقرت سلاسل كل من CPI و GOVEXP و OILP عند الفرق الأول I(1). إجمالاً، تؤيد هذه النتائج تطبيق منهجية ARDL، بعد التأكد من استيفاء شروطها الأساسية المتمثلة في: استقرار المتغير التابع عند الفرق الأول، وعدم استقرار أي من المتغيرات المستقلة عند الفرق الثاني، وذلك بغض النظر عما إذا كانت مستقرة عند المستوى أو عند الفرق الأول أو عند المستوى والفرق الأول معاً (Sek, S. K, 2017).

3.3 منهجية الدراسة

بناء على ما سبق، نقوم بصياغة معادلة النموذج باستخدام نموذج ARDL وفقاً للنحو التالي:

$$\Delta CPI_t = a_0 + \sum_{i=1}^k \beta \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta \Delta GOVEXP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta \Delta OILP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi \Delta GRO_{t-1} + \sum_{i=1}^q \omega \Delta DEXC_{t-1} + \rho_1 CPI_{t-1} + a_1 M2_{t-1} + a_2 GOVEXP_{t-1} + a_3 OILP_{t-1} + a_4 GRO_{t-1} + a_5 DEXC_{t-1} + \epsilon_t$$

حيث تعبر Δ عن الفروق الأولى، k, l, m, n, p, q تمثل درجات التأخير المثلى، $\beta, \gamma, \delta, \vartheta, \omega, \varphi$ تمثل معاملات الأجل القصير، $\rho_1, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5$ تمثل معاملات الأجل الطويل. وفي نفس السياق، يتم التحقق من وجود علاقة طويلة المدى عبر إجراء اختبار الحدود الذي يختبر كل من الفرضية الصفرية التي تنفي وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة ($H_0: \rho_1 = a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = 0$) والفرضية البديلة التي تؤكد وجود تكامل مشترك ($H_1: \rho_1 \neq a_1 \neq a_2 \neq a_3 \neq a_4 \neq a_5 \neq 0$). ومنه، سيتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة في حالة ما إذا كانت إحصائية F أكبر من القيم الحرجة للحد الأعلى. والعكس، في حالة ما إذا كانت إحصائية F أقل من القيم الحرجة للحد الأدنى، غير أنه إذا كانت إحصائية F بين الحدين (الأعلى والأدنى)، فإن العلاقة بين المتغيرات ستكون غير حاسمة.

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

وبعد التحقق من وجود علاقة خطية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، يتم تقدير نموذج

تصحيح الخطأ وفقا للنحو التالي:

$$\Delta CPI_t = a_0 + \sum_{i=1}^k \beta \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta \Delta GOVEXP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta \Delta OILP_{t-1} + \sum_{i=1}^o \varphi \Delta GRO_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega \Delta DEXC_{t-1} + \emptyset ECT_{t-1} + \epsilon_t$$

حيث تمثل \emptyset معامل تصحيح الخطأ المبطئ بفترة واحدة، والذي يعكس معدل سرعة استرجاع التوازن على المدى الطويل بعد حدوث أي صدمة على المدى القصير.

وفي حالة عدم وجود علاقة خطية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية (وهو الاحتمال الأكثر ترجيحاً)، فإن نموذج ARDL يكون غير قادر على التمييز بين التأثيرات غير المتماثلة وذلك بغض النظر عن المزايا التي يتيحها. وفي هذا الإطار، قام كل من (Shin, Y., & Greenwood-Nimmo, M., 2014) بتطوير نموذج غير خطي لـ ARDL لفحص التكامل المشترك بين المتغيرات بإدخال اللاخطية قصيرة وطويلة المدى من خلال تحليل التغيرات الموجبة والسالبة للمتغيرات التفسيرية. وبهذا الصدد، يشتق هذا النموذج رياضياً المضاعفات الديناميكية التي تبين كيفية انتقال التأثيرات غير المتماثلة بين المدى القصير وال المدى الطويل مع توضيحها بيانياً.

وفي سياق الدراسات الحديثة، استخدم كل من (Lacheheb, M., & Sirag, A., 2019.) و (Raheem, I. D., Bello, A. K., & Agboola, Y. H., 2020. Mohamed Ali, I., 2020) نموذج (NARDL) في دراسة التأثيرات غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم. واعتماداً على ذلك، قمنا بكتابة معادلة النموذج وفقاً للنحو التالي:

$$CPI_t = a_0 + a_1 M2_t + a_2 GOVEXP_t + a_3 OILP_t^+ + a_4 OILP_t^- + a_5 GRO_t + a_6 DEXC_t + \epsilon_t$$

أين: تمثل $a_0 \dots a_4$ معاملات المعادلة، بينما يتم حساب مقدار التأثير غير المتماثل لأسعار النفط بواسطة التغيرات الموجبة والسالبة لأسعار النفط $OILP_t^+$ و $OILP_t^-$ كما يلي:

$$05. \dots \dots \dots OILP_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta OILP_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \max(oilp, 0)$$

$$06. \dots \dots \dots OILP_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta OILP_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta \min(oilp, 0)$$

وبتعويض كل من $OILP_t^+$ و $OILP_t^-$ محل $OILP_t$ في المعادلة رقم 02، نحصل على المعادلة رقم 08 لنموذج NARDL التي سندرس من خلالها التأثيرات غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة من: 1970 إلى غاية 2019م.

$$\begin{aligned} \Delta CPI_t = & a_0 + \sum_{i=1}^k \beta \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma \Delta M2_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^m \delta \Delta GOVEXP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta_i^+ \Delta OILP_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^o \vartheta_i^- \Delta OILP_{t-i}^- + \\ & \sum_{i=1}^p \varphi \Delta GRO_{t-1} + \sum_{i=1}^q \omega \Delta DEXC_{t-1} + \theta_0 CPI_{t-1} + \theta_1 M2_{t-1} + \\ & \theta_2 GOVEXP_{t-1} + \theta_3^+ OILP_{t-1}^+ + \theta_3^- OILP_{t-1}^- + \theta_4 GRO_{t-1} + \theta_5 DEXC_{t-1} + \\ & \epsilon_t \dots \dots \dots \text{المعادلة رقم 07.} \end{aligned}$$

حيث تعبر Δ عن الفروق الأولى، k, l, m, n, o, p, q تمثل درجات التأخير المثلى، $\beta, \gamma, \delta, \vartheta_i^+, \vartheta_i^-, \varphi, \omega, \theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3^+, \theta_3^-, \theta_4, \theta_5$ تمثل معاملات الأجل القصير، و $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3^+, \theta_3^-, \theta_4, \theta_5$ تمثل معاملات الأجل الطويل. مثلما هو الحال في نموذج ARDL، يتم إجراء اختبار الحدود (باستخدام احصائية F) من خلال اختبار كل من الفرضية الصفرية التي تنفي وجود تكامل مشترك ($H_0: \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3^+ = \theta_3^- = \theta_4 = \theta_5 = 0$) والفرضية البديلة التي تؤكد وجود تكامل مشترك ($H_1: \theta_0 \neq \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3^+ \neq \theta_3^- \neq \theta_4 \neq \theta_5 \neq 0$). وفي سياق مكمل، يتم استخدام اختبار والد Wald Test لاختبار الفرضية الصفرية التي تنفي عدم تماثل معاملات التغيرات الموجبة والسالبة لأسعار النفط في الأجل الطويل ($H_0: a_3 = a_4$) مقابل الفرضية البديلة التي تؤكد عدم تماثل معاملات ($H_1: a_3 \neq a_4$). وفي حالة عدم تماثل المعاملات، نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة. كذلك، يتم استخدام اختبار والد Wald Test لاختبار الفرضية الصفرية التي تنفي عدم تماثل معاملات التغيرات الموجبة والسالبة لأسعار النفط في الأجل القصير ($H_0: \sum_{i=1}^n \vartheta_i^+ = \sum_{i=1}^o \vartheta_i^-$) مقابل الفرضية البديلة التي تؤكد عدم تماثل المعاملات ($H_1: \sum_{i=1}^n \vartheta_i^+ \neq \sum_{i=1}^o \vartheta_i^-$).

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

في الأخير، يتم تقدير التأثير غير المتماثل لتغيرات أسعار النفط على معدلات التضخم في المدى القصير والطويل- عبر اشتقاق المضاعفات الديناميكية التراكمية لتغير 01% في كل من dm_t^+ و dm_t^- ، وذلك تبعا للنحو التالي:

$$dm_t^+ = \sum_{i=0}^l \frac{\partial CPI^{t+i}}{\partial OILP_{t-1}^+} \quad dm_t^- = \sum_{i=0}^l \frac{\partial CPI^{t+i}}{\partial OILP_{t-1}^-}$$

$$l = 0, 1, 2, 3 \dots \dots \dots$$

$$a_4 \leftarrow dm_t^-, \quad dm_t^+ \leftarrow 3 \quad \text{عندما } \infty$$

3.4 النتائج والمناقشة

3.4.1 إجراء اختبار الحدود ARDL

بعد التأكد من شروط تطبيق منهج الحدود وتحديد درجة التأخير المثلى للنموذج، نقوم بإجراء اختبار الحدود مباشرة، بحيث تظهر نتائجه في الجدول التالي:

الجدول رقم (5): نتائج اختبار الحدود لنموذج ARDL(6, 6, 6, 6, 6)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	1.674737	10%	2.08	3
k	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

من خلال نتائج الجدول رقم (5)، يبدو أن قيمة إحصائية فيشر لاختبار الحدود (المقدرة بـ: 1.674737) هي أقل من قيمة الحد الأعلى عند كافة مستويات المعنوية: 1%، 2.5%، 5%، 10%، ومنه نقبل الفرضية العدمية التي تنص على: عدم وجود علاقة خطية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية.

3.4.2 تقدير نموذج NARDL

1.3.4.2 اختبار الحدود لنموذج NARDL

بعد التأكد من فرضية عدم وجود علاقة خطية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، وتحديد درجة التأخير المثلى للنموذج، نذهب الآن لاختبار فرضية وجود علاقة غير خطية لاحتمال وجود تأثير غير متماثل لصدمات النفط على معدلات التضخم. كخطوة أساسية، نجري اختبار الحدود باستخدام نموذج NARDL.

الجدول رقم (6): نتائج اختبار الحدود لنموذج NARDL (1, 4, 4, 4, 2, 2, 2)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	4.656987	10%	1.99	2.94
k	6	5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61
		1%	2.88	3.99

من خلال نتائج الجدول رقم 06، يظهر جليا أن قيمة إحصائية فيشر لاختبار الحدود (المقدرة بـ: 4.656987) هي أكبر من قيمة الحد الأعلى عند كافة مستويات المعنوية: 1%، 2.5%، 5%، 10%، ومنه نقبل الفرضية البديلة التي تنص على: وجود علاقة غير خطية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية.

2.3.4.2 تقدير معالم نموذج NARDL وتحديد العلاقة في الأجلين القصير والطويل

في سياق استكمال خطوات التقدير القياسي، يأتي الجدول التالي ليكشف عن نتائج تقدير العلاقة في المدى القصير والطويل.

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

الجدول رقم (7): نتائج تقدير العلاقة في الأجلين القصير والطويل وفق نموذج NARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-48.57334	13.63616	-3.562099	0.0021
CPI(-1)	-0.740983*	0.140367	-5.278883	0.0000
TM2(-1)	0.560182*	0.207279	2.702548	0.0141
GOVEXP(-1)	0.396818*	0.109695	3.617470	0.0018
OILP_POS(-1)	0.159014*	0.059320	2.680617	0.0148
OILP_NEG(-1)	0.233362*	0.078560	2.970476	0.0079
GRO(-1)	-0.220857	0.432257	-0.510939	0.6153
DEXC(-1)	0.459109*	0.079775	5.755081	0.0000
D(TM2)	0.136337**	0.068053	2.003387	0.0596
D(TM2(-1))	-0.464784*	0.156353	-2.972654	0.0078
D(TM2(-2))	-0.295013**	0.129008	-2.286780	0.0339
D(TM2(-3))	-0.081945	0.081726	-1.002677	0.3286
D(GOVEXP)	0.531192*	0.114960	4.620681	0.0002
D(GOVEXP(-1))	0.173812	0.132818	1.308650	0.2063
D(GOVEXP(-2))	-0.114438	0.118015	-0.969685	0.3444
D(GOVEXP(-3))	-0.299509**	0.151285	-1.979769	0.0624
D(OILP_POS)	0.282686*	0.094918	2.978201	0.0077
D(OILP_POS(-1))	0.184001***	0.104368	1.763003	0.0940
D(OILP_POS(-2))	-0.202518***	0.109042	-1.857244	0.0788
D(OILP_POS(-3))	-0.449789*	0.152220	-2.954865	0.0081
D(OILP_NEG)	0.343719*	0.100048	3.435526	0.0028
D(OILP_NEG(-1))	0.108020	0.079553	1.357838	0.1904
D(GRO)	-0.331673	0.313691	-1.057324	0.3036
D(GRO(-1))	-0.508745***	0.270644	-1.879753	0.0756
D(DEXC)	0.166741*	0.030550	5.457902	0.0000
D(DEXC(-1))	-0.063333	0.044867	-1.411547	0.1743
CointEq(-1)	-0.740983*	0.103777	-7.140151	0.0000
EC = CPI - (0.7560*TM2 + 0.5355*GOVEXP + 0.2146*OILP_POS + 0.3149 *OILP_NEG -0.2981*GRO + 0.6196*DEXC - 65.5526)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TM2	0.755999*	0.240924	3.137918	0.0054
GOVEXP	0.535530*	0.111782	4.790823	0.0001
OILP_POS	0.214599*	0.078753	2.724968	0.0134
OILP_NEG	0.314936*	0.100296	3.140054	0.0054
GRO	-0.298060	0.564256	-0.528234	0.6035
DEXC	0.619595*	0.076824	8.065068	0.0000
C	-65.55260*	14.91797	-4.394205	0.0003

*, **, ***: تدل على المعنوية عند مستويات: 1 و 5 و 10% على التوالي.

وتشير نتائج تقدير العلاقة على المدى القصير إلى وجود علاقات معنوية طردية بين التضخم والمتغيرات التفسيرية غير المبطنة باستثناء متغير نمو إجمالي الناتج المحلي (السنوي) الذي كان تأثيره سالبا وغير معنوي. وعلى غرار ذلك، توضح النتائج بأن إجمالي الإنفاق الوطني (كنسبة من GDP) هو المتغير الأكثر تحديدا وتغذية للتضخم، فزيادة هذا المتغير بنسبة 01% تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم بـ 0.53%. يليه تأثير كل من التغيرات السالبة والموجبة لأسعار النفط بـ 0.34% و 0.28% على التوالي. وبتأثير أقل، تؤدي الزيادة في تغير سعر الصرف الاسمي والمعروض النقدي بمعناه الواسع بنسبة 01% إلى زيادة التضخم بـ 0.16% و 0.13% على التوالي. في حين جاءت نتائج العلاقة على المدى الطويل كما يلي:

- تكون العلاقة بين متغير معدل نمو المعروض النقدي ومعدلات التضخم موجبة ومعنوية، حيث إن زيادة معدل نمو المعروض النقدي بمعناه الواسع بنسبة 01% تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم بـ 0.75%.
- تكون العلاقة بين متغير إجمالي الإنفاق الوطني كنسبة من GDP ومعدلات التضخم موجبة ومعنوية على المدى الطويل، حيث إن زيادة متغير إجمالي الإنفاق الوطني (كنسبة من GDP) بنسبة 01% تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم بـ 0.53%.
- تكون العلاقة بين تغيرات أسعار النفط الموجبة ومعدلات التضخم موجبة ومعنوية، حيث إن زيادة أسعار النفط بنسبة 01% تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم بـ 0.21%.
- تكون العلاقة بين تغيرات أسعار النفط السالبة ومعدلات التضخم موجبة ومعنوية، حيث إن انخفاض أسعار النفط بنسبة 01% يؤدي إلى زيادة معدلات التضخم بـ 0.31%.
- تكون العلاقة بين معدل نمو إجمالي الناتج المحلي (السنوي) ومعدلات التضخم سالبة وغير معنوية، حيث إن زيادة معدل نمو إجمالي الناتج المحلي (السنوي) بنسبة 01% من شأنها أن تؤدي إلى انخفاض معدلات التضخم بـ 0.29%.
- تكون العلاقة بين معدل تغير سعر الصرف (السنوي) ومعدلات التضخم موجبة ومعنوية، حيث إن زيادة نسبة تغير سعر الصرف (السنوي) بنسبة 01% تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم بـ 0.61%.

▪ وفيما يتعلق بسرعة التعديل، فإن معامل تصحيح الخطأ له قيمة سالبة ومعنوية قدرت - 0.7560 أي حوالي 75% من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً للوصول إلى التوازن في الأجل الطويل، حيث تستغرق فترة استرجاع التوازن أكثر من سنة (أي 1.33 سنة بما يعادل 16 شهراً)، وبالتالي، تتسم معدلات التضخم بنوع من الاستمرارية لما كان تجاوز آثار أي صدمة نفطية تضخمية يتطلب وقتاً يفوق السنة.

بناء على ما تم استعراضه، فإن نتائج دراستنا تتوافق نسبياً مع نتائج الأدبيات السابقة من حيث إشارة التأثير، ومن ثمة، يمكن تفسيرها على أساس ما خلص إليه (Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V., 2017). وفي هذا الإطار، تتشابه نتائجنا نوعاً ما مع نتائج دراسة (Farzanegan, M. R., & Markwardt, G., 2009)، عندما وجدت بأن صدمات أسعار النفط -سواء كانت موجبة أو سالبة- قد أدت إلى زيادة معدلات التضخم في إيران. على وجه خاص، تجلت التأثيرات التضخمية Inflationary effects أكثر في الاقتصاد الإيراني في غضون فترات الصدمات السالبة لأسعار النفط بفعل الآليات المستخدمة في تمويل عجوزات الموازنة العامة. كذلك تتقارب نتائجنا كثيراً مع نتائج الدراسات التي قدمها كل من (Kandil, M., and Morsy.H, 2009, Klein, N., & Kyei.A, 2009, Sultan Z.A, 2011, Basher, S.A. & (Elsamadis, E.M., 2012).

مرة أخرى، تناسقت نتائجنا مع الاستنتاجات التي سجلها (Koranchelian.T, 2004) لما وجد أن العوامل النقدية والحقيقية كلاهما يؤثر على التضخم في الجزائر على المدى الطويل. أيضاً، توافقت نتائجنا مع ما وثقه (Moez .S, 2017) بخصوص انتقال تقلبات أسعار الصرف بالكامل إلى التضخم في الجزائر على المدى الطويل.

كذلك، أبدت نتائجنا بعض الاختلافات الجوهرية مع نتائج الدراسات الأخرى، مثلاً مع ما توصل إليه (Nusair, S. A., 2019) عند فحصه للتأثيرات المتماثلة وغير المتماثلة لتغيرات أسعار النفط على التضخم في بلدان مجلس التعاون الخليجي. وبشكل خاص عندما لاحظ بأن تأثير التغيرات الموجبة لأسعار النفط (معنوي موجب) كان أكبر من تأثير التغيرات السالبة لأسعار النفط (معنوي سالب بالنسبة لبلدان العينة باستثناء عمان) في المدى الطويل منه في المدى القصير. ونعزي

ذلك إلى طبيعة نظام سعر الصرف المتبع في هذه البلدان والمتمثل في الربط مقابل الدولار. كما لم تتوافق نتائجنا مع ما خلص إليه (Sek, S. K, 2017) لما تبيّن بأن لتغيرات أسعار النفط تأثيرا مباشرا ومحدودا على أسعار المستهلك في ماليزيا على المدى الطويل، بحسبه كان للسياسة النقدية الفعالة ونظم الدعم دورا مهما في تخفيف الأثر السلبي لتغيرات أسعار النفط على الاقتصاد. علاوة على ذلك، اختلفت نتائجنا مع ما توصل إليه (Mansor.I.H, 2015 , Lacheheb. M,) (&Sirag.A, 2019) عند عدم تسجيلهم لأية علاقة معنوية بين أسعار النفط السالبة ومعدلات التضخم بالنسبة لماليزيا والجزائر كل على حدة.

أكثر تفصيلا، تشير نتائجنا إلى أن تأثير التغيرات السالبة لأسعار النفط كان أكبر من تأثير التغيرات الموجبة لأسعار النفط على معدلات التضخم في الجزائر (في الأجلين القصير والطويل). ومن بين القنوات أو المسارات الرئيسية التي ساعدت على تسريع انتقال تأثير التغيرات السالبة لأسعار النفط إلى الأسعار المحلية في الأجل الطويل هما قناتا سعر الصرف والنقد.

ففي إطار تطبيق تدابير التحرير الاقتصادي Economic Liberalization Measures

المنصوص عليها ضمن بنود اتفاقية ستاند باي الأولى، الموقعة مع صندوق النقد الدولي بتاريخ 31 ماي 1989 بهدف امتصاص تبعات تدهور معدلات التبادل التجاري (الصدمة النفطية السالبة لسنة 1986) والتمهيد للانتقال نحو اقتصاد السوق، قد سمح البنك المركزي بانزلاق سعر صرف الدينار بنسبة فاقت 200% من قيمته الاسمية ما بين: 1989-1994 في خضم ربط الدينار بسلة العملات. وبالموازاة مع ذلك، سجلت معدلات التضخم أرقاما ثنائية قياسية خلال هذه الفترة لا سيما عندما بلغت نسبة 31.66% (في سنة 1992). هذا الوضع، كشف عن عدم توافق سعر الصرف الاسمي مع أساسيات الاقتصاد، مما دفع بالسلطات النقدية في الجزائر إلى التخلي عن ترتيب الرُّبُط بسلة العملات (الذي تبنته ابتداء من 1974)، لتعلن رسميا في أكتوبر 1994 عن تَبْيِيْهَا لنظام التعويم المدار على ضوء إصلاح نظام سعر الصرف الذي يندرج ضمن الخطوط العريضة لبرنامج التعديل الهيكلي Structural adjustment program. ومن ثمة، أصبح الهدف الجديد لسياسة سعر الصرف هو استهداف سعر الصرف الفعلي الحقيقي من خلال الإدارة النَّشِطَة لسعر الصرف بهدف إبقائه بالقرب من مستوياته التوازنية التي تتحدد وفقا لآفاق أساسيات الاقتصاد (Bank of Algeria Report,

(2012)، هذا الترتيب ساعد كثيرا على تمهيد تداعيات تقلب أسعار النفط على معدلات التضخم إلى جانب التعديلات التي طرأت على السياسة النقدية باعتمادها النقد كهدف وسيط (ما بين 1994-1998) واستقرار الأسعار كهدف نهائي وصريح (ابتداء من سنة 2010) والرفع من معدل الاحتياط الإجمالي لامتناس فائض السيولة واحتواء التضخم لسنة 2012 (Moez 2012, Laksasi M.2004, Ben Naceur.S, 2013) ..S,

بالأحرى، كشفت النتائج عن الأثر الكبير لانتقال تغيرات سعر الصرف إلى الأسعار المحلية على المدى الطويل أو بما يعرف بـ The long-term pass-through، حيث ترجمتها النتائج القياسية بنسبة تأثير عالية قدرت بـ 0.61. والجدير بالذكر، أن تمويل عجوزات الموازنة العامة عبر عمليات الإصدار النقدي في الجزائر أو بما يسمى بتتقييد العجز، قد ساهم في تعزيز الضغوط التضخمية خلال فترات التغيرات السالبة لأسعار النفط (لاسيما في سنوات التسعينيات). وتطلبت تغطية تلك العجوزات زيادة معدلات نمو المعروض النقدي السنوي بأرقام ثنائية، بحيث قدرت بـ 31,27% في سنة 1992. وبذلك، تكون قناة النقد هي الأخرى قد ساهمت في تمرير تلك التغيرات السالبة إلى الأسعار المحلية. بشكل أو آخر، كان لتحرير الأسعار عبر رفع الرقابة والدعم والتمويل النقدي لعجوزات الموازنة العامة أثر ملحوظ في استمرارية ارتفاع معدلات التضخم في الجزائر نظير شركائها التجاريين (National Economic and Social Council, 1998,) (Koranchelian.T, 2004, Koranchelian.T, 2005).

بالمقابل، ساهمت التغيرات الموجبة لأسعار النفط في زيادة معدلات التضخم على المدى الطويل، عبر قنواتي النقد والإنفاق. بحيث يؤدي تحسن أسعار النفط دوما إلى زيادة تراكمات احتياطات النقد الأجنبي التي يتم تحويلها إلى العملة الوطنية، مما يترتب عنها توسيع للقاعدة النقدية وزيادة في حجم السيولة، وهو الأمر الذي ينصرف إلى زيادة مستويات الأسعار. وفي هذا الشأن، تشير النتائج إلى أن زيادة المعروض النقدي بمعناه الواسع لها آثار تضخمية واسعة النطاق على المدى الطويل في الجزائر. زيادة على ذلك، تكشف النتائج بأن الإنفاق الوطني أحد العوامل المغذية للتضخم في الجزائر، ويفسر ذلك على أساس تدني مردود الإنفاق الاستثماري المحلي (بما فيه تمويل مختلف البرامج الاستثمارية العامة) في حفز نمو الناتج غير النفطي لا سيما في ظلّ انحصار القطاعات

التبادلية وتوسع القطاعات غير التبادلية كالخدمات والبناء. ومنه، يمكن تفسير هذه النتائج على أساس التنظير الاقتصادي والنقدي لظاهرة المرض الاقتصادي الهولندي (Corden, W. M., 1984, Edwards, S., 1985). باختصار، يشير مقدار معلمة التأثير إلى مدى هشاشة الموقف المالي للجزائر على الرغم من استحداث السلطات الجزائرية لصندوق الاستقرار أو بما يعرف بـ صندوق ضبط الإيرادات في سنة 2000 بغية ضبط النفقات وتوازن الميزانية وتسديد الدين العام. وبصورة عامة، تكشف نتائجنا للأجل الطويل، بأن الجزء الأكبر من تأثير تغيرات أسعار النفط قد انتقل إلى مؤشر أسعار المستهلك عبر قنوات النقد وسعر الصرف والإنفاق، لكن ما هو ملاحظ أن تأثير زيادة المعروض النقدي على التضخم كان الأعلى (0.75)، فقناة النقد لعبت دورا غير قليل في نقل التغيرات السالبة لأسعار النفط عبر تنقيد العجز، كما لعبت دورا أساسيا في نقل التغيرات الموجبة لأسعار النفط عبر توسيع القاعدة النقدية. مرة أخرى، أبدت التغيرات الموجبة لأسعار النفط تأثيرا أقل على الأسعار المحلية نظير التغيرات السالبة، ومرد ذلك إلى نظم دعم الطاقة (الوقود وتسعيرة الكهرباء والماء) التي ساعدت كثيرا على تمهيد تلك التأثيرات على معدلات التضخم في الجزائر. وقدّر هذا الدعم بنسبة 13.1% من GDP في سنة 2012 (منها 4.7% للوقود و8.4% للكهرباء والغاز الطبيعي والماء)، ليتراجع إلى 7.9% من GDP في سنة 2015 عقب انخفاض أسعار النفط وزيادة معدلات الضرائب على الوقود، ومع ذلك لا يزال الدعم كبيرا (Andrew. J., 2014, 2016). لكن هناك شكوكا كبيرة تُخيم حول استمرارية هذه السياسة في ظل التحديات الراهنة التي تفرض إجراء إصلاحات هيكلية بما فيها الرفع التدريجي للدعم، الأمر الذي من شأنه أن يؤدي إلى زيادة قيمة مؤشر أسعار المستهلك بشكل مباشر وكذلك بشكل غير مباشر من خلال التأثير على تكلفة الإنتاج، بالنظر إلى أوزان سلع الطاقة ونسب مساهمتها المُهمّة في تشكيل سلّة السلع والخدمات. استنادا إلى النتائج المتوصل إليها، فإنّه ما لم تبذل جهودا حثيثة نحو تنويع الاقتصاد الجزائري، فإنّه سيظل معرض بشدة لتقلبات أسعار النفط التي تعد مصدرا أساسيا لعدم الاستقرار السعري. وتتسق هذه الحجة مع النتيجة الخاصة بعدم معنوية معدل نمو إجمالي الناتج المحلي (السنوي) في تأثيره على معدلات التضخم. وتوضح النتيجة أنه على الرغم من أن ارتفاع معدل نمو إجمالي الناتج المحلي (السنوي) يؤدي إلى تراجع معدلات التضخم، إلا أن معلمته غير معنوية، وذلك بسبب تشوه التركيبة الهيكلية للاقتصاد التي تعتمد بدرجة كبيرة على النفط.

3.3.4.2 اختبار عدم التماثل

كخطوة أولى، يستدعي هذا الاختبار تقدير انحدار Stepwise Regression الذي يفصل بين نتائج التقدير للفترة طويلة الأجل (الجزء العلوي من التقدير) ونتائج التقدير للفترة قصيرة الأجل المعبر عنها بالفروق (الجزء السفلي من التقدير). تظهر نتائج التقدير في الجدول التالي:

الجدول رقم (8): نتائج تقدير انحدار Stepwise Regression

Dependent Variable: D(CPI) Method: Variable Selection Sample (adjusted): 1975 2019 Included observations: 45 after adjustments Number of always included regressors: 8 Number of search regressors: 18 Selection method: Stepwise backwards Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.05/0.05				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
C	-22.99643	6.953506	-3.307170	0.0025
CPI(-1)	-0.554236	0.082205	-6.742150	0.0000
TM2(-1)	0.303301	0.110254	2.750915	0.0101
GOVEXP(-1)	0.202114	0.058587	3.449776	0.0017
OILP_POS(-1)	0.120482	0.038623	3.119409	0.0041
OILP_NEG(-1)	0.189043	0.052730	3.585116	0.0012
GRO(-1)	-0.254615	0.259464	-0.981313	0.3346
DEXC(-1)	0.309766	0.043038	7.197548	0.0000
D(DEXC)	0.165291	0.030688	5.386260	0.0000
D(GOVEXP)	0.423613	0.105012	4.033945	0.0004
D(OILP_NEG)	0.293470	0.079619	3.685934	0.0009
D(TM2(-2))	-0.102463	0.054784	-1.870301	0.0716
D(OILP_POS)	0.219847	0.082277	2.672049	0.0122
D(TM2(-1))	-0.296128	0.078154	-3.789015	0.0007
D(OILP_POS(-3))	-0.307035	0.088489	-3.469752	0.0017
D(OILP_POS(-2))	-0.159775	0.090867	-1.758339	0.0892
R-squared	0.780264	Mean dependent var	-0.061063	
Adjusted R-squared	0.666608	S.D. dependent var	4.814060	
S.E. of regression	2.779643	Akaike info criterion	5.154267	
Sum squared resid	224.0661	Schwarz criterion	5.796636	
Log likelihood	-99.97100	Hannan-Quinn criter.	5.393735	
F-statistic	6.865118	Durbin-Watson stat	2.030398	
Prob(F-statistic)	0.000005			

في الخطوة الثانية، نقوم بإجراء اختبار Wald Test لمعرفة ما إذا كانت معاملات التغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط متساوية (أو متماثلة) أم لا في الأجلين القصير والطويل. تظهر نتائج الاختبار في الجدولين التاليين:

الجدول رقم (9): اختبار Wald Test للتناظر على المدى القصير

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.573804	29	0.0154
F-statistic	6.624467	(1, 29)	0.0154
Chi-square	6.624467	1	0.0101

Null Hypothesis: $C(11)=C(13)+C(15)+C(16)$

الجدول رقم (10): اختبار Wald Test للتناظر على المدى الطويل

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-3.762875	29	0.0008
F-statistic	14.15923	(1, 29)	0.0008
Chi-square	14.15923	1	0.0002

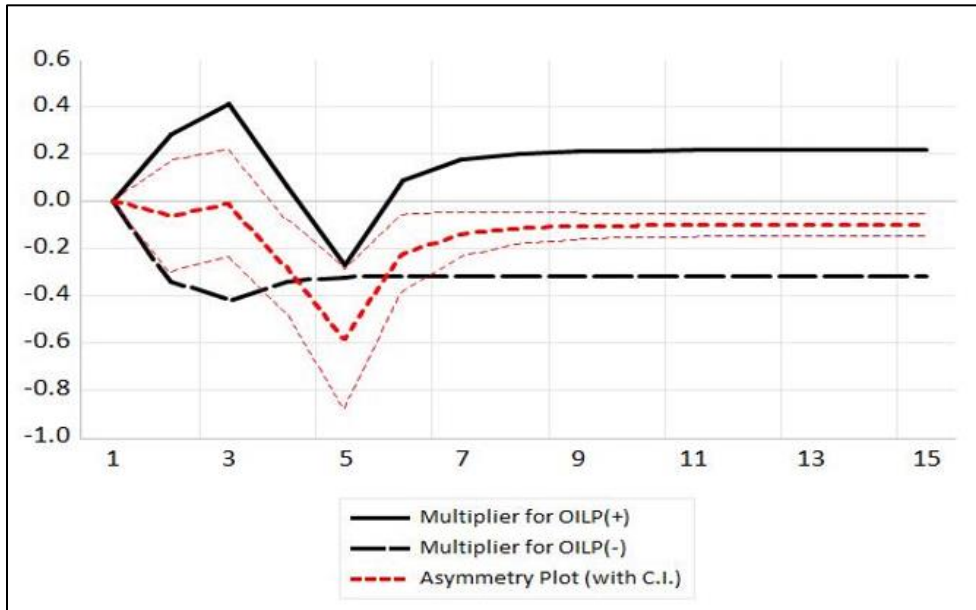
Null Hypothesis: $C(05)=C(06)$

من خلال الجدولين، نلاحظ أن احتمالية فيشر F للتغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط في الأجلين القصير والطويل (0.0154، 0.0008) هي أقل من مستوى المعنوية (5%). وبالتالي، نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على وجود مساواة أو تأثير متماثل، ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على أن التغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط ليس لهما تأثير متماثل على معدلات التضخم، هذا ما يؤكد صحة النتائج المتوصل إليها في عملية التقدير.

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

4.3.4.2 الآثار التراكمية للتغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط على معدلات التضخم في الجزائر يوضح الشكل رقم (2)، المضاعفات الديناميكية لمدة 15 سنة، حيث يشير الخط الأحمر السميك المتقطع إلى محور التناظر، بينما ترمز الخطوط الحمراء الرفيعة المتقطعة إلى مجال الثقة لاختلاف تأثير كلا التغيرين أو الصدمتين. فيما يشير الخط الأسود المستمر إلى التغيرات الموجبة لأسعار النفط، والخط الأسود المتقطع إلى التغيرات السالبة لأسعار النفط. وقد أظهرت النتائج بأن هناك استجابة أكبر للتغيرات السالبة لأسعار النفط نظير التغيرات الموجبة في المدى القصير، بحيث تستغرق التغيرات السالبة حوالي 4-5 سنوات لتنتقل بالكامل إلى الأسعار المحلية وتتقارب مع معامل المدى الطويل المقدر بـ 0.314، بينما تستغرق التغيرات الموجبة حوالي 7-8 سنوات لتنتقل بالكامل إلى الأسعار المحلية وتتقارب مع معامل المدى الطويل المقدر بـ 0.214.

الشكل البياني رقم (2): الآثار التراكمية للتغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط على معدلات التضخم في الجزائر



5.3.4.2 الاختبارات التشخيصية

للتأكد من جودة النموذج المستخدم -في دراسة أثر عدم تماثل تغيرات سعر النفط على معدلات التضخم- ومدى خلوه من المشاكل القياسية، فإِنَّه يجب إجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

الجدول رقم (11): نتائج الاختبارات التشخيصية

الاختبارات	المؤشر	معامل المؤشر	معنوية المؤشر
اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء	Jarque Bera	1.4220	0.4911
اختبار الارتباط التسلسلي	LM Test	0.0066	0.9359
اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي	ARCH	0.5990	0.4433
اختبار مدى ملائمة تحديد النموذج من حيث الشكل الدالي	Ramsey RESET Test	1.5763	0.1324

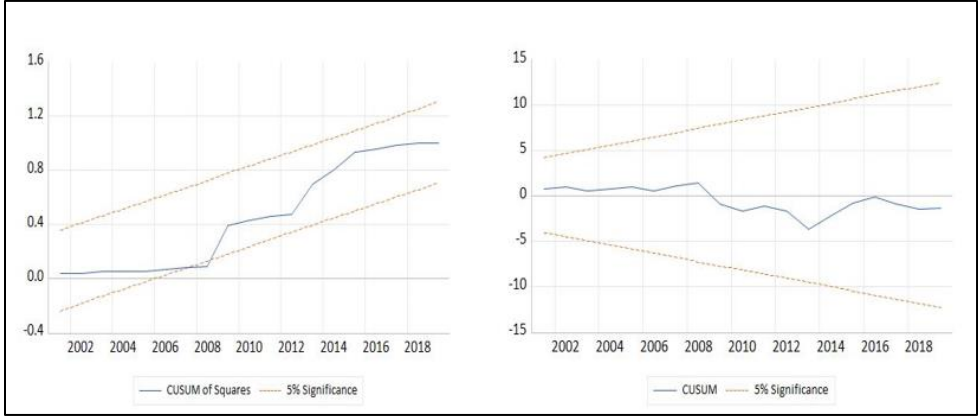
وفقا للنتائج المذكورة في الجدول أعلاه، نلاحظ أن جميع الاحتمالات تفوق مستوى المعنوية: 0.05، ومنه نقبل بكل الفرضيات الصفرية لجميع الاختبارات، بحيث تشير نتائج اختبار JB إلى أن الأخطاء العشوائية تتبع توزيعا طبيعيا، كما تكشف نتائج اختبار LM test بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي تسلسلي بين الأخطاء (بمعنى هناك استقلالية تامة بين بواقي التقدير). أيضا، تقرر نتائج اختبار ARCH بعدم وجود مشكلة اختلاف التباين. ومنه، نستنتج أن النموذج المقدر يخلو من أي مشاكل قياسية في سلسلة البواقي. علاوة على ذلك، تشير نتائج اختبار Ramsey RESET إلى صحة الشكل الدالي للنموذج المختار.

وفي نفس السياق، تأتي نتائج اختبارات المجموع التراكمي للبواقي واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي لتعزيز مرة أخرى من قوة نتائج الاختبارات السابقة؛ فهي تشير بأن هناك استقرارا وانسجاما هيكليا في النموذج بين نتائج الأجل القصير ونتائج الأمد البعيد، كون منحنيات الاختبارين

العلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر: مقارنة ARDL غير الخطية

تقع داخل حدود المنطقة الحرجة عند مستوى المعنوية 05% (وفقا لما يوضحه الشكل البياني رقم (3)).

الشكل البياني رقم (3): نتائج اختبار المجموع التراكمي للبقايا واختبار المجموع التراكمي لمربعات البقايا



4. خلاصة واقتراحات السياسة

منذ فترة طويلة، وتبعات وفرة الموارد الطبيعية، تلتفت انتباه صانعي السياسات وخبراء الاقتصاد الكلي على حدّ السواء، لما لم تجلب الرخاء المنتظر للعديد من البلدان النامية، مما جعلها تحظى بالكثير من البحث والتأصيل والنقاش. فقد طرحت في حقها آراء متنوعة لتفسيرها وفهم أسبابها، فالبعض منها يفسرها على أساس اقتصادي قائم على فرضية المرض الاقتصادي الهولندي عندما يلحق قطاع الموارد ضررا بليغا بالقدرة التنافسية، والبعض الآخر، يفسرها على أساس مؤسسي قائم على فرضية نقمة الموارد، باعتبار أن توزيع الربح ينتج عنه في أغلب الأحيان تحديات في مجالي الحوكمة والمؤسسات. وبهذا الصدد، يمثل تقلب أسعار الموارد الطبيعية (النفط والغاز الطبيعي وغيرها) مصدر قلق دائم للبلدان المصدرة الصافية لها. فمثل هذه القضايا، تؤثر بشكل حاسم على تصميم ووضع سياسات مالية ونقدية مناسبة. ويرجح أن يتمحور التحدي الرئيسي لهذه البلدان حول

كيفية تحييد تأثير تقلبات سعر المورد على أجزاء الاقتصاد الكلي التي تنتهي بارتفاع معدلات التضخم.

ففي الآونة الأخيرة، شكل انخفاض أسعار النفط (ابتداء من سنة 2014) الجزء الأكبر من تحديات تلك البلدان بما فيها الجزائر. ومن ثمة، يعد فهم الروابط التجريبية بين تقلب أسعار النفط ومعدلات التضخم أمرا بالغ الأهمية بالنسبة للسلطات النقدية خلال سعيها لاعتماد سياسات مناسبة لاستيعاب صدمات التقلب فضلا عن ضمانها تحقيق هدف التضخم. ومع ذلك، فإن تدخل البنوك المركزية بسياسات نقدية انكماشية لخفض التضخم قد يضر بمستويات الناتج والتشغيل.

وتأتي هذه الورقة لتحلل تأثير تقلبات أسعار النفط على مؤشر أسعار المستهلك في الجزائر باستخدام نموذج ARDL غير الخطي خلال الفترة الممتدة ما بين: 1970-2019، وذلك في إطار التقاط العلاقات غير المتماثلة بين أسعار النفط وأسعار المستهلك. وتشير نتائجنا بأن التغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط ليس لهما تأثير متماثل على معدلات التضخم في المديين القصير والطويل بحسب مخرجات اختبار Wald Test. وفي نفس السياق، تكشف الآثار التراكمية للتغيرات الموجبة والسالبة لسعر النفط على معدلات التضخم في الجزائر، بأن هناك استجابة أقل للتغيرات الموجبة لأسعار النفط نظير التغيرات السالبة، بسبب الدعم الكبير الموجه للطاقة وهو ما ساعد على تطفيف تأثير التغيرات الموجبة على التضخم، بحيث تستغرق التغيرات الموجبة حوالي 7-8 سنوات لتنتقل بالكامل إلى الأسعار المحلية وتتقارب مع معامل المدى الطويل المقدر بـ 0.214، بينما تستغرق التغيرات السالبة حوالي 4-5 سنوات لتنتقل بالكامل إلى الأسعار المحلية وتتقارب مع معامل المدى الطويل المقدر بـ 0.314. ومن بين القنوات أو المسارات الرئيسية التي ساعدت على تسريع عملية انتقال تأثير تغيرات أسعار النفط إلى الأسعار المحلية في الأجل الطويل؛ هي كل من قناة النقد وقناة سعر الصرف وقناة الإنفاق. لكن ما هو ملاحظ أن تأثير زيادة المعروض النقدي على التضخم كان الأعلى (0.75)، فقناة النقد لعبت دورا غير قليل في نقل التغيرات السالبة لأسعار النفط عبر تنقيد العجز، كما لعبت دورا أساسيا في نقل التغيرات الموجبة لأسعار النفط عبر توسيع القاعدة النقدية. ومن جهة أخرى، كشفت النتائج بأن الإنفاق كان أكثر المتغيرات تحديدا للتضخم في الأجل القصير.

إجمالاً، تتوافق نتائجنا مع ما توصل إليه كل من (Koranchelian.T, 2004, Moez S, 2017) عند دراستهم للتضخم في الجزائر. كما تتقارب كثيرا مع نتائج الدراسات الأخرى (Farzanegan, M. R., & Markwardt, G., 2009, Kandil, M., and Morsy.H,) 2009, Klein, N., & Kyei.A, 2009, Sultan Z.A, 2011, Basher, S.A. & (Elsamadisy, E.M., 2012) للبلدان الغنية بالموارد الطبيعية على غرار إيران وماليزيا وأنغولا وبلدان مجلس التعاون الخليجي. كذلك، أبدت نتائجنا بعض الاختلافات الجوهرية مع ما توصل إليه (Lacheheb. M, &Sirag.A, 2019) عند عدم تسجيله لأية علاقة معنوية بين أسعار النفط السالبة ومعدلات التضخم في الجزائر. علاوة على ذلك، اختلفت نتائجنا مع نتائج الدراسات الأخرى، مثلا مع ما توصل إليه (Mansor.I.H, 2015, Sek, S. K, 2017, Nusair,) (S. A., 2019).

استنادا إلى هذه الاستنتاجات، تورد الدراسة بعض التوصيات التي من شأنها أن تسهم في زيادة فاعلية السياسة النقدية في تحقيق الاستقرار السعري، وذلك وفقا للنحو التالي:

- ينبغي تقليص هيمنة مقتضيات المالية العامة على السياسة النقدية بمنحها قدرا أكبر من الاستقلالية في استهداف التضخم، عبر تشجيع السياسات المالية المعاكسة للاتجاهات الدورية. فدون هذا الأمر لن تتمكن البنوك المركزية من تحقيق الاستقرار السعري نتيجة استمرارية تأثر مستويات المعروض النقدي بأوضاع الموازنة العامة، وهو ما لا يساعد على خفض الضغوط التضخمية. بالفعل، هذا ما حصل في الجزائر عقب تدهور أسعار النفط في سنة 2014، مما أدى إلى بزوغ اختلالات عميقة خلال سنتي 2015 و2016 على وقع استفاد احتياطات صندوق ضبط الإيرادات واللجوء إلى التمويل غير التقليدي (بمقتضى القانون رقم 17-10).
- ينبغي عدم الاعتماد على متغير سعر الصرف كمتغير تعديلي وحيد في الاقتصاد، وذلك من خلال زيادة مستويات مرونة الدينار الجزائري للتكيف مع الصدمات الحقيقية بشكل أفضل وبأقل تكلفة.

- ينبغي خفض مستويات جمود الأسواق المحلية وتحرير الأسعار بشكل تدريجي وحكيم.
- الاهتمام بتحليل ديناميكية التضخم بما يساعد على اتخاذ قرارات صائبة على صعيد تحقيق الاستقرار السعري من خلال: تطوير مؤشرات دقيقة لرصد الضغوط التضخمية بالتأكد من سلامة المنهجيات المطبقة لقياس التضخم ومدى تمثيل سلة الأسعار المرجعية المتضمنة بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين وضرورة تعديل هذه السلة بشكل دوري بما يعكس التغيرات الديناميكية في أنماط الاستهلاك. وأيضاً، من خلال تطوير آليات لرصد توقعات التضخم.
- في الأخير، يقتضي تحقيق الاستقرار الاقتصادي في الجزائر؛ تنوع الاقتصاد بالاستثمار والتوسع في الأنشطة غير النفطية لتقليل درجة الاعتماد الكبيرة على النفط، بيد أن تقلبات أسعار هذا المورد في السوق الدولية تشكل مصدراً أساسياً وحاسماً لعدم الاستقرار السعري في البلد.

المراجع الأجنبية

- Abdel Monem. H (2013), Inflation dynamics in the Arab countries (1980 - 2011), Arab Monetary Fund. (In Arabic)
- Andrew. J (2014).“ Meeting Algeria’s Fiscal Challenges”, Selected Issue Paper, IMF Country Report No. 14/342.
- Andrew. J (2016).“ Subsidy Reform in Algeria”, Selected Issue Paper, IMF Country Report No. 16/128.
- Atil, A., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2014). Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices. *Energy Policy*, 65.
- Bank of Algeria Report (2012), Algeria's economic and monetary development (in Arabic).
- Basher, S.A., & Elsamadisy E.M (2012), “Country Heterogeneity and Long-run Determinants of Inflation in the Gulf Arab States,” *OPEC Energy Review*, 2012, Vol. 36(2).
- Ben Naceur, S. (2013), “Undersanding Inflation in Algeria”, Selected Issue Paper, IMF Country Report No. 13/48.
- Blanchard, Olivier J., Gali, J.,(2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s? Working Paper NBER, 13368.
- Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V. (2020). Inflation, Oil Price Volatility and Monetary Policy. *Journal of Macroeconomics*.
- Chekouri, S. M., Chibi, A., & Benbouziane, M. (2017). Algeria and the natural resource curse: oil abundance and economic growth. *Middle East Development Journal*, 9(2).
- Chekouri, S. M., Chibi, A., & Benbouziane, M. (2020). Resource Abundance and Financial Development: Evidence from Algeria. *Asian Journal of Economics, Finance and Management* 2(4).
- Chemingui, M. A., & El-Said, M. M. (2006). Chapter 11 Algeria’s Macroeconomic Performances from 1962 to 2000. [Contributions to Economic Analysis] *Explaining Growth in the Middle East*, Volume 278, ELSEVIER B.V.
- Chen, S.-S. (2009). Oil price pass-through into inflation. *Energy Economics*, 31(1).

Chibi, A., Chekouri, S. M., & Benbouziane, M. (2019). Debt sustainability, structural breaks and nonlinear fiscal adjustment: empirical evidence from Algeria. *International Review of Economics*.

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.

Corden, W. M. (1984). Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation. *Oxford Economic Papers*, 36(3).

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

Diouf, M., (2007), "Modeling Inflation for Mali", IMF Working Paper 07/295.

Edelstein, P., & Kilian, L. (2007). The Response of Business Fixed Investment to Changes in Energy Prices: A Test of Some Hypotheses about the Transmission of Energy Price Shocks. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 7(1).

Edelstein, P., Kilian, L.,(2009). How sensitive are consumer expenditures to retail energy prices? *J. Monetary Econ.* 56 (6).

Edwards, S. (1985). *Commodity Export Boom and the Real Exchange Rate: The Money-Inflation Link*, National Bureau of Economic Research , Cambridge, 1985.

Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, 31(1).

Geiregat,C., & Yang, S. (2013). Too Much of a Good Thing, *FINANCE & DEVELOPMENT*, September, Vol. 50, No. 3.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2).

Hooker, Mark A., 2002. Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit, and Banking* 34 (2).

IMF (2003), Inflation—Too high, too low, or just right?, *Back to Basics FINANCE & DEVELOPMENT*, June, Volume 40, Number 2.

IMF(2016), Algeria, Report No. 16/128.

- Jimenez-Rodriguez, R., Sanchez, M., 2005. Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Appl. Econ.* 37 (2).
- Kandil, M., and. Morsy.H, (2009). "Determinants of Inflation in GCC," IMF Working Paper 09/82.
- Khalid, A. K. (2011). Inflation in the Kingdom of Saudi Arabia: The bound test analysis. *African Journal of Business Management*, 5(24).
- Klein, N., and A. Kyei, (2009), "Understanding Inflation Inertia in Angola," IMF Working Paper 09/98.
- Koranchelian, T., (2004), "Determinants of Inflation in Algeria," Selected issues and Statistical Appendix, IMF Country Report 04/31.
- Koranchelian.T (2005), The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria's Experience, IMF Working Paper, WP/05/135.
- Lacheheb. M, &Sirag.A (2019), Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 73.
- Laksasi M. (2004), The monetary situation and the conduct of monetary policy in Algeria - A study presented to the twenty-seventh annual meeting of the Council of Governors of the Arab Central Banks and Monetary Authorities, which was held in Doha, Qatar in September 2003-, Arab Monetary Fund. (in Arabic).
- Lee, K., Ni, S., Ratti, R.A., (1995). Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability. *Energy J.* 16 (4).
- Mansor, I. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Agricultural and Food Economics*, 3(1).
- Moez .S, (2017), " A Structural Model for Algeria", Selected Issue Paper, IMF Country Report No. 17/142.
- Mohamed Ali. I (2020), Asymmetric impacts of oil prices on inflation in Egypt: A nonlinear ARDL approach, *Journal of Development and Economic Policies*, Vol. 23, No. 1 PP 5 - 28 Arab Planning Institute.
- Mork, K.A., 1989. Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3.

National Economic and Social Council (1998), Report - The Economic and Social Effects of the Structural Adjustment Program, 12 th Plenary Session.(in French)

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

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

of Hamilton's results. *J. Polit. Econ.* 97 (3).

Raheem, I. D., Bello, A. K., & Agboola, Y. H. (2020). A new insight into oil price-inflation nexus. *Resources Policy*, 68.

Segal, P. (2011). Oil price shocks and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 27(1), 169–185.

Sek, S. K. (2017). Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling. *Energy*, 130.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*.

Sidney. W (1960). The Keynesian Theory of Inflation: The Two Faces of Janus?. *International Economic Review*, 1(2).

Sultan Z. A., (2011), "Inflation in the Kingdom of Saudi Arabia: A Bound Test Analysis," *European Journal of Social Sciences*, 24 (2).

Zakaria, M., Khiam, S., & Mahmood, H. (2021). Influence of oil prices on inflation in South Asia: Some new evidence. *Resources Policy*, 71, 102014.

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020): نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

رضا البدوي*

ملخص

تهدف الدراسة إلى تحليل العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار من خلال دراسة العلاقة بين الصادرات والواردات وسعر الصرف في الأدب الاقتصادي وكذلك تطورها في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة، ومن خلال نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة واختبارات الحدود تتم دراسة علاقات التكامل المشترك بين تلك المتغيرات في الأجل الطويل، كما تتم دراسة علاقات الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ، واستخدمت الدراسة بيانات عن الفترة (1971-2020) في التحليل الوصفي تم اختصارها إلى الفترة (1991-2020) في التحليل القياسي، ومن خلال ثلاثة نماذج قياسية تربط بين متغيرات الدراسة ظهرت وجود علاقات تكامل بين الصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة وسعر الصرف كمتغير تابع إلا أنها علاقة غير منطقية، بينما كانت علاقة سعر الصرف كمتغير مستقل بالصادرات والواردات علاقة منطقية متدهورة عبر الزمن مع ارتباط سعر الصرف والصادرات بعلاقة طردية في الأجلين، وكانت العلاقة كذلك طردية بين سعر الصرف والواردات وهو ما يخالف النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة.

The Reciprocal Relationship Between the Egyptian Trade Balance and the Exchange Rate During the Period (1971-2020): Autoregressive Distributed Lag Periods Model (ARDL)

Reda Elbadawy

Abstract

The study aims to analyze the reciprocal relationship between the Egyptian trade balance and the dollar exchange rate by studying the relationship between exports, imports and the exchange rate in the economic theory as well as its development in the Egyptian economy during the study period. Through an Autoregressive Distributed Lag model (ARDL) and Bounds Testing Approach as well as an Error-Correction Model, it aims to study the Co-Integration Relationships between those variables in the long and short term. The study used data for the period (1971-2020) in the descriptive analysis which has been limited for the period (1991-2020) in the standard analysis. There appeared to be, through three standard models linking between the study variables, integration relationships between imports and exports as being independent variables and the exchange rate as a dependent variable. It is an illogic relationship while the relationship of the exchange rate as an independent variable with exports and imports was a logical relationship that deteriorated over time with the exchange rate and exports being linked in a positive relationship in both terms. The relationship was also positive between the exchange rate and imports, which contradicts the economic theory and what was predicted in this study.

* المعهد العالي للعلوم الإدارية المتقدمة والحاسبات بالبحيرة - مصر، البريد الإلكتروني:

1. مقدمة الدراسة

تمثل التجارة الخارجية أداة رئيسية لتحقيق التنمية الاقتصادية لما تحققه من توازن في الاقتصاد من خلال تصدير فائض إنتاج الطلب المحلي واستيراد السلع والخدمات التي لا تنتج محلياً، بذلك تعد التجارة الخارجية انعكاساً للمتغيرات الاقتصادية الكلية كالإنتاج والاستثمار (التخطيط القومي، 2020)، وقد نمت التجارة الدولية بشكل كبير خلال القرنين الماضيين مما أدى إلى تحول كبير في الاقتصاد العالمي، كما أدى النمو الكبير والمستدام للاقتصاد العالمي خلال نفس الفترة إلى الإسراع بوتيرة نمو التجارة العالمية (Ortiz-Ospina & Beltekian, 2018) مما يعكس الترابط القوي بين النمو والتجارة الدولية والتي أنشأت بدورها عاملاً اقتصادياً جديداً يتم التعامل من خلاله بين الدول وهو سعر الصرف، وتهتم الدول عامة بالتوازن الخارجي من خلال تفعيل سياسات الاقتصاد الكلي المختلفة والتي من أهمها سياسة سعر الصرف لتحقيق من خلالها نمواً للصادرات وتقليل الواردات ما أمكن.

2. مشكلة الدراسة

يعد الاقتصاد المصري من الاقتصادات التي تعتمد على التجارة الخارجية بشكل كبير؛ حيث بلغت صادرات مصر من السلع والخدمات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي خلال عام 2020 ما يعادل 13.11 %، كما بلغت الواردات من السلع والخدمات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي خلال نفس العام 20.65 % (worlbank, 2021)، أي أن ما يعادل 33.76 % من الناتج المحلي الإجمالي، مما يبرز مكانة التجارة الخارجية في الاقتصاد المصري، مع ملاحظة أن عجز الميزان التجاري المصري كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بلغ 7.55 % عام 2020، وبذلك تواجه مصر تحدياً اقتصادياً كبيراً يتمثل في عجز الميزان التجاري والذي ينعكس مباشرة على مجمل الاقتصاد الوطني (المهدي، 2003)، وباعتبار أن سعر الصرف انعكاس لقوة وهيكلة الاقتصاد القومي من ناحية واعتماده على الخارج من ناحية أخرى، ومع لجوء مصر إلى تخفيض قيمة الجنيه أكثر من مرة خلال فترة الدراسة لتعديل وإصلاح الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد القومي؛ لذلك تهتم الدراسة بتحليل وقياس العلاقات التبادلية بين شقي الميزان التجاري المصري - صادرات وواردات

- وسعر الصرف الرسمي للدولار بغية وضع تصور أكثر فعالية لسياسة التوازن الخارجي للاقتصاد المصري، ومن ثم تتمثل مشكلة الدراسة في الإجابة على التساؤلات التالية:

- ما هي العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية؟
- ما هو تطور وسلوك متغيرات الدراسة خلال الفترة (1971-2020)؟
- أثر الميزان التجاري على سعر الصرف؟
- أثر سعر الصرف على الميزان التجاري؟

2.1 أهمية الدراسة وأهدافها

تستمد الدراسة أهميتها من كون الميزان التجاري وسعر الصرف يعكسان قوة الاقتصاد المصري وقدرته على المنافسة عالميا من خلال تحقيق التوازن الخارجي والذي يعد أحد أهم المطالب في السياسات الكلية، الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو معرفة العلاقة بين الميزان التجاري المصري بشقيه - صادرات وواردات - وسعر صرف الدولار أمام الجنيه المصري من خلال عدة أهداف فرعية؛ هي:

- تأثير نمو الصادرات والواردات المصرية على سعر صرف الدولار أمام الجنيه.
- تأثير سعر الصرف على نمو الصادرات والواردات المصرية.

2.2 فرضية الدراسة

تقوم الدراسة على الفرضية التالية: "وجود علاقة تكامل مشترك معنوية بين الميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار أمام الجنيه المصري في الأجلين الطويل والقصير"

2.3 منهج الدراسة

تستخدم الدراسة المنهج الاستنباطي Inductive Approach ومن أهم أدواته الأسلوب الوصفي لتحديد الإطار النظري وتوصيف متغيرات الدراسة والأسلوب التاريخي لسرد ووصف تطور علاقة الميزان التجاري المصري وسعر الصرف، كما تستخدم الدراسة المنهج الاستقرائي Deductive Approach لقياس العلاقة بين تلك المتغيرات من خلال النموذج القياسي المعتمد

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

نموذج الإبطاء الموزع للانحدار الذاتي (ARDL) Auto Regressive Distributed Lag أو ما يسمى باختبارات الحدود (Bound Tests) لقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة وتحليل التكامل المشترك بينها Co-Integration ثم قياس العلاقات بين تلك المتغيرات في الأجل الطويل مع استخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) Error Correction Model لتقدير علاقات الأجل القصير خلال فترة الدراسة (1971-2020)، باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews12.

2.4 خطة الدراسة

لتحقيق أهداف الدراسة واختبار الفرضيات التي تقوم عليها جرى تقسيمها إلى خمسة أجزاء بخلاف المقدمة كما يلي: الدراسات السابقة، العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية، تحليل سلوك متغيرات الدراسة خلال الفترة (1971-2020)، دراسة علاقات التكامل المشترك بين تلك المتغيرات في الأجلين القصير والطويل، النتائج والتوصيات.

3. الدراسات السابقة

تعددت الدراسات التطبيقية العربية والإنجليزية المهمة بتحليل العلاقة بين تغيرات سعر الصرف والتوازن الخارجي، وهو ما سيتم تناوله فيما يلي:

1.3 الدراسات باللغة العربية

- دراسة (أحمد، 2021) بعنوان: "أثر عدم استقرار سعر الصرف في ميزان المدفوعات دراسة السودان خلال الفترة (1979-2017)" هدفت الدراسة إلى معرفة أثر عدم استقرار سعر الصرف على ميزان المدفوعات السوداني من خلال استخدام منهج التحليل الإحصائي والقياسي، وتوصلت الدراسة إلى أن زيادة سعر الصرف تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم الذي يحدث خلل في ميزان المدفوعات، مع ضعف قيمة الصادرات وزيادة الواردات الذي يؤدي إلى نقص المعروض من النقد الأجنبي ويزيد عجز ميزان المدفوعات.

- دراسة (على، 2020) بعنوان: "أثر سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات، دراسة تحليلية على الاقتصاد السوري"، بحثت الدراسة دور سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات والذي يتوقف على حساسية عناصر ميزان المدفوعات لتغير سعر الصرف الحقيقي، ومن خلال

توظيف المناهج التحليلية خلصت الدراسة إلى أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يؤثر سلباً على ميزان المدفوعات من خلال زيادة الإنفاق والواردات، في حين لم يؤد ارتفاع سعر الصرف الحقيقي إلى تخفيض الصادرات.

- دراسة (رواق، 2019) بعنوان: "أثر تقلبات سعر الصرف على التوازن الخارجي، دراسة حالة الجزائر (2000 - 2016)" فرضت الدراسة وجود علاقة إيجابية بين سعر صرف الدينار الجزائري وعناصر ميزان المدفوعات فتزيد الصادرات عند انخفاض سعر الصرف الدينار ويقل الطلب على الواردات وبالتالي تحقق فائض في الميزان التجاري، ومن خلال استخدام المنهج الوصفي وتحليل البيانات الإحصائية عن فترة الدراسة تم التوصل إلى شرط قوة الاقتصاد لتحقيق توازن ميزان المدفوعات.

2.3 الدراسات باللغة الإنجليزية

- دراسة (Aboobucker, Kalideen, & Abdul Jawahir, 2021) بعنوان: "العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري: دراسة تطبيقية من سريلانكا"، هدفت الدراسة إلى اختبار شرط مارشال ليرنر أو ظاهرة J-Curve من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL) لتحديد علاقات الأجل الطويل، واستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتحديد علاقات الأجل القصير باستخدام بيانات عن الفترة (1977 - 2019)، وأشارت نتائج الدراسة إلى وجود شرط مارشال ليرنر أو ظاهرة J-Curve في سري لانكا.

- دراسة (Akorli, 2018) بعنوان: "، آثار أسعار الصرف على الميزان التجاري في غانا"، من خلال استخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية خلال الفترة (1980 - 2016) بحثت الدراسة تأثير أسعار الصرف على الميزان التجاري لغانا من خلال اختبار جوهانسون للتكامل المشترك وطريقة المربعات الصغرى OLS لتقدير علاقات الأجل الطويل ونموذج تصحيح الخطأ ECM لتقدير علاقات الأجل القصير، توصلت الدراسة إلى أن ظاهرة J-Curve غير موجودة في غانا.

- دراسة (Kurtović & Athers, 2017) بعنوان: "تأثير انخفاض سعر الصرف على الميزان التجاري لألبانيا، بحثت الدراسة تأثير انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي للعملة على الميزان

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

التجاري لألبانيا باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (1994 - 2015)، تم استخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، وأظهرت النتائج تكاملاً مشتركاً طويل الأجل بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) والميزان التجاري (TB)، مع وجود ضعيف لظاهرة J-Curve.

تعتبر الدراسة الحالية استكمالاً للدراسات السابقة والتي تم الاستفادة منها في إثراء الإطار النظري واختيار المتغيرات الاقتصادية لبناء النموذج القياسي للدراسة الحالية، كما أسهمت الدراسات السابقة في إلقاء الضوء على أهمية دراسة العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف، إلا أن الدراسة الحالية تختلف عن الدراسات السابقة من عدة زوايا؛ أهمها:

- ركزت معظم الدراسات على جانب واحد في التحليل وهو تأثير سعر الصرف على الميزان التجاري مع دراسة وتحليل شرط مارشال- ليرنر أو ظاهرة J-Curve، دون النظر إلى أن سعر الصرف يمثل ترجمة لقوة الميزان التجاري أو ضعفه، لذلك تحاول الدراسة الحالية أن توضح طبيعة واتجاه العلاقة السببية بين الميزان التجاري المصري بشقيه (صادرات وواردات) وسعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار.
- تستخدم الدراسة الحالية منهج قياسي حديث نسبياً للوصول إلى نتائج أكثر دقة، مع تناولها لفترة زمنية أطول نسبياً.
- حداثة الدراسة الحالية عن غيرها.

4. العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية

تعد العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف من العلاقات المهمة في التحليل الاقتصادي الكلي كونها يمثلان حجر الزاوية في التوازن الخارجي للدولة، من هنا سوف يتم تناول مفهوم وأهمية الميزان التجاري، وسعر الصرف وأهميته، وكذلك العلاقة بينهما في الأدبيات الاقتصادية؛ وذلك في عدة نقاط كما يلي:

1.4 الميزان التجاري

يمثل رصيد الميزان التجاري الفرق بين الصادرات والواردات، ويشكل الميزان فائضاً إذا كانت قيمة الواردات أقل من قيمة الصادرات في الاقتصاد وعجزاً إذا زادت قيمة واردات الاقتصاد عن قيمة صادراته، ويوازن في حالة تساوت قيمتهما (حشيش، 2000).

2.4 سعر الصرف

برز سعر الصرف كأحد أهم أدوات السياسة الاقتصادية التي تهدف إلى إحداث التوازن الخارجي للاقتصاد القومي لارتباطه بالتجارة الخارجية (Jafari, 1999)، وسعر الصرف هو السعر الذي يمكن للفرد أن يشتري أو يبيع بموجبه عملة بلد ما مقابل عملة بلد آخر (Mankiw, 2007)، وهناك طريقتان في النظر لأي من العملتين كسلعة، الأولى وهي الشائعة ترى أن العملة الأجنبية هي السلعة، وتقاس الوحدة الواحدة منها بالعملة المحلية وهي الطريقة المباشرة، أما الطريقة الثانية فتقاس فيها الوحدة الواحدة من العملة المحلية بالعملة الأجنبية (Hornby , Wall, & Gammie, 1997).

1.2.4 أنواع سعر الصرف

هناك ثلاثة أنواع لسعر الصرف، الأول: سعر الصرف الحقيقي ويعبر عن نسبة الأسعار النسبية المحلية للسلع الداخلة في التجارة إلى أسعار السلع غير الداخلة في التجارة (Edwards, 1998)، الثاني: سعر الصرف الفعلي: وهو عبارة عن متوسط عدة أسعار صرف ثنائية مما يدل على مدى تحسن أو تطور عملة بلد ما بالنسبة لمجموعة من العملات الأخرى، الثالث: سعر الصرف الرسمي (الاسمي): وهو سعر الصرف الذي تحدده السلطات الوطنية أو السعر المحدد بسوق الصرف المسموح بها قانوناً، ويتم حسابه كمتوسط سنوي استناداً للمتوسطات الشهرية لوحدات العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (worlbank, 2021)، ويتحدد نوع سعر الصرف طبقاً للسياسة التي تتبناها الدولة في تحديده وهي التي تشكل الإطار القانوني الذي يتحدد فيه هذا السعر (Jura, 2003)، وهو ما تتناوله النقطة التالية:

2.2.4 أنظمة الصرف

يمكن التمييز بين نظامين لسياسة سعر الصرف هما:

- أسعار الصرف الثابتة: هو النظام الذي تحدد فيه الدولة سعر الصرف الرسمي الذي لا يتم تداول العملة بيعاً ولا شراءً إلا به (السيد، 2018)، مع العلم أنه لا يوجد نظام ثابت لسعر الصرف بالمعنى المطلق فالسلطات تستخدم تثبيت العملة وتحريرها وفقاً للسياسات الاقتصادية والأهداف المراد تحقيقها، علاوة على أن جمود أسعار الصرف الثابتة قد يؤدي إلى تفاقم التشوهات الناتجة عن التعديل الهيكلي في الأنشطة الاقتصادية (Anyanwu, 1993)، وبالتالي تتدخل السلطات النقدية لتعديل السعر بما يتوافق مع المتغيرات الاقتصادية الكلية.

- أسعار الصرف المرنة (نظام تعويم العملات): حيث يتكفل جهاز الأسعار بإحداث التغيرات المناسبة في معدلات الصرف والتي تنعكس بدورها في التأثير على قيمة الصادرات والواردات وكذا انتقال رؤوس الأموال (Soofi, 2009)، وهي إما أسعار صرف عائمة حرة لا تتدخل فيها السلطات النقدية، أو أسعار صرف عائمة موجهة يتم التدخل فيها من قبل السلطات النقدية (Frankel, 1999)، من هنا ظهر مفهوم تعويم العملة أو تخفيضها وهو ما نتناوله في الفقرة التالي:

3.2.4 مفهوم تخفيض قيمة العملة (التعويم)

يقصد بتخفيض سعر الصرف كل انخفاض تقوم به الدولة عمداً في قيمة الوحدة النقدية الوطنية مقومة بوحدات النقد الأجنبية سواء اتخذ ذلك مظهر قانوني أو فعلياً في نسبة الوحدة إلى الذهب أو لم يتخذ (عوض الله، 2004)، والغرض من تخفيض قيمة العملة المحلية هو تحسين الميزان التجاري الدولة من خلال زيادة الصادرات وبالتالي زيادة النقد الأجنبي، والحد من الواردات وتخفيض مدفوعات الدولة من النقد الأجنبي، كما أنه يؤدي إلى زيادة القدرة التنافسية للدولة في الأسواق الدولية (Shirvani & Wilbratte, 1997).

3.4 العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف

توجد علاقة تبادلية وثيقة بين الميزان التجاري وسعر صرف العملة المحلية، يمكن تناولها من منظورين مختلفين؛ وذلك كما يلي:

1.3.4 أثر التغير في قيمة الصادرات والواردات على سعر الصرف

يعد سعر الصرف مؤشراً يستجيب بقوة للمؤثرات الاقتصادية الكلية وبدرجة أقل غيرها (عبد العظيم، 1998)، وأهم تلك العوامل تغيرات الميزان التجاري؛ فعندما ترتفع قيمة الصادرات نسبة إلى الواردات تنتج قيمة العملة إلى الارتفاع والعكس صحيح (حسن، 2010)، ووفقاً لنظرية تحديد سعر الصرف على أساس التجارة أو المرونة والتي تعتمد على حركة السلع والخدمات فإن سعر الصرف التوازني هو الذي يحقق المساواة في قيمة كل من الصادرات والواردات للدولة (Ruhani, Islam, & Ahmad, 2018)، من هنا يمكننا القول إن هناك ارتباطاً قوياً بين الميزان التجاري وسعر الصرف على نحو ما يتم تناوله في الفقرات التالية.

2.3.4 أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري

يعد التقدير الدقيق لسعر الصرف التوازني بمثابة حجر الزاوية لأي دولة تتبنى إدارة سياسية اقتصادية ذات توجه خارجي، كما أن التقلبات الزائدة في معدلات سعر الصرف الحقيقية وعدم توافق القيمة الإسمية لسعر الصرف الرسمي مع مستواها التوازني يؤدي إلى حدوث تكاليف كبيرة في مستوى الرفاه الاجتماعي (محي الدين و كجوك، 16-17 ديسمبر 2002)، فالتقييم الخاطئ لسعر صرف العملة المحلية يؤدي في ظل الميزان التجاري للدولة (عوض الله، 2004)، حيث يؤدي رفع القيمة الخارجية للعملة إلى خفض القدرة التنافسية للسلع المنتجة محلياً مما يجعل أسعار الواردات أكثر جاذبية بالنسبة للمقيمين، وعلى العكس من ذلك فإن تخفيض سعر الصرف يؤدي إلى زيادة القدرة التنافسية للصادرات (عابد، 1999)، إضافة إلى خفض تكلفة الإنتاج نتيجة خفض تكلفة الواردات من المواد الخام (عبد العظيم، 1998)، وما يدخل في جوهر الدراسة هو تخفيض قيمة العملة المحلية لتعرض الجنيه لتخفيض قيمته أكثر من مرة خلال فترة الدراسة؛ لذلك سوف تركز الدراسة على أثر تخفيض قيمة العملة المحلية على الميزان التجاري:

أثر تخفيض قيمة العملة المحلية على الصادرات والواردات: سبقت الإشارة إلى أن الهدف الرئيس لتخفيض قيمة العملة المحلية هو زيادة الصادرات والحد من الواردات وزيادة القدرة التنافسية للدولة في الأسواق الدولية، ويحد تخفيض قيمة العملة من الواردات من خلال تأثيره على ثلاث متغيرات هامة؛ هي الدخل الحقيقي المتاح ونسبة الاستهلاك المرغوب إلى الدخل المتاح والقيمة الحقيقية

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزمة (ARDL)**

للسلع المستوردة (Omotunde, 1987)، بينما لا يؤدي التخفيض حتماً إلى نقص قيمة الواردات الرأسمالية خاصة في الدول النامية كون هيكل وارداتها يتضمن سلعا لا يمكن إنتاجها محليا ولا يمكن الاستغناء عنها، وبالتالي غير حساسة لأسعارها (حشيش و شهاب، 2003)، وبشكل عام يتوقف نجاح سياسة تخفيض العملة أو فشلها على مرونة الصادرات والواردات حيث يمكننا التفرقة بين أربع حالات مختلفة لمرونة الطلب والعرض على الصادرات والواردات تحكم عملية تخفيض العملة (Robinson, 1947)، هي:

- **مرونة الطلب الخارجي على الصادرات:** تزيد الصادرات بشكل كبير إذا كانت مرونة الطلب الأجنبي عليها كبيرة، وعلى العكس من ذلك إذا كان الطلب الأجنبي عليها غير مرن.
- **مرونة العرض الداخلي للصادرات:** تؤثر في مرونة الطلب على السلع القابلة للتصدير حيث تنخفض الصادرات بنفس نسبة تخفيض قيمة العملة إذا كانت مرونة العرض المحلي معدومة، أما إذا كان العرض المحلي مرن فان الصادرات سترتفع.
- **مرونة العرض الخارجي للواردات:** إذا كانت مرونة الطلب الأجنبي على الصادرات تامة ومرونة العرض المحلي تامة أيضا فإن التخفيض سيكون فعالا.
- **مرونة الطلب الداخلي على الواردات:** والتي تتأثر بالمرونة المحلية لعرض السلع المنافسة بحيث لن يؤثر التخفيض إذا اتسمت المرونتان بالجمود.

5. تحليل سلوك متغيرات الدراسة خلال الفترة (1971-2020)

شهدت فترة الدراسة تغيرات اقتصادية كبيرة خاصة بالصادرات والواردات وسعر الصرف مما أثر سلبا على وضع الميزان التجاري المصري، الجدول رقم (1) يوضح بيانات متغيرات الدراسة لتلك الفترة:

رضا البدوي

جدول رقم (1) الصادرات والواردات وصافي الميزان التجاري المصري (مليار دولار بالقيمة الحالية)
وسعر صرف الدولار بالجنيه المصري خلال الفترة (1971 - 2020)

Year	Ep	Imp	Tbala	Exr	Year	Ep	Imp	Tbala	Exr
1971	1.14	1.53	0.39	0.43	1996	14.03	17.72	3.69	3.39
1972	1.18	1.62	0.43	0.43	1997	14.78	19.53	4.75	3.39
1973	1.37	1.83	0.47	0.40	1998	13.75	21.81	8.06	3.39
1974	1.88	2.89	1.01	0.39	1999	13.65	21.14	7.49	3.40
1975	2.11	4.13	2.02	0.39	2000	16.17	22.78	6.61	3.47
1976	2.29	3.72	1.43	0.39	2001	16.90	21.59	4.69	3.97
1977	3.11	4.52	1.41	0.39	2002	15.60	19.30	3.71	4.50
1978	2.95	5.03	2.08	0.39	2003	17.50	19.58	2.08	5.85
1979	4.77	7.74	2.97	0.70	2004	22.24	23.31	1.07	6.20
1980	6.61	9.29	2.68	0.70	2005	27.19	29.22	2.03	5.78
1981	6.85	9.63	2.78	0.70	2006	32.17	33.91	1.74	5.73
1982	7.28	10.47	3.19	0.70	2007	39.46	45.43	5.97	5.64
1983	7.10	10.59	3.49	0.70	2008	53.80	62.91	9.11	5.43
1984	6.99	10.86	3.87	0.70	2009	47.21	59.76	12.56	5.54
1985	7.12	10.89	3.77	0.70	2010	46.75	58.22	11.47	5.62
1986	5.71	9.17	3.46	0.70	2011	48.54	58.26	9.72	5.93
1987	5.11	9.19	4.08	0.70	2012	45.77	67.87	22.10	6.06
1988	6.08	12.32	6.25	0.70	2013	49.09	67.36	18.28	6.87
1989	7.07	12.86	5.78	0.87	2014	43.53	69.30	25.77	7.08
1990	8.75	14.00	5.25	1.55	2015	43.42	71.35	27.92	7.69
1991	10.27	13.23	2.96	3.14	2016	34.39	66.16	31.77	10.03
1992	11.89	12.94	1.05	3.32	2017	37.29	69.09	31.80	17.78
1993	12.03	14.02	1.98	3.35	2018	47.23	73.33	26.11	17.77
1994	11.71	14.56	2.85	3.39	2019	53.04	78.01	24.97	16.77
1995	13.57	16.66	3.10	3.39	2020	47.87	75.43	27.56	15.76

المصدر: بيانات البنك الدولي، متاحة على: <https://data.worldbank.org>

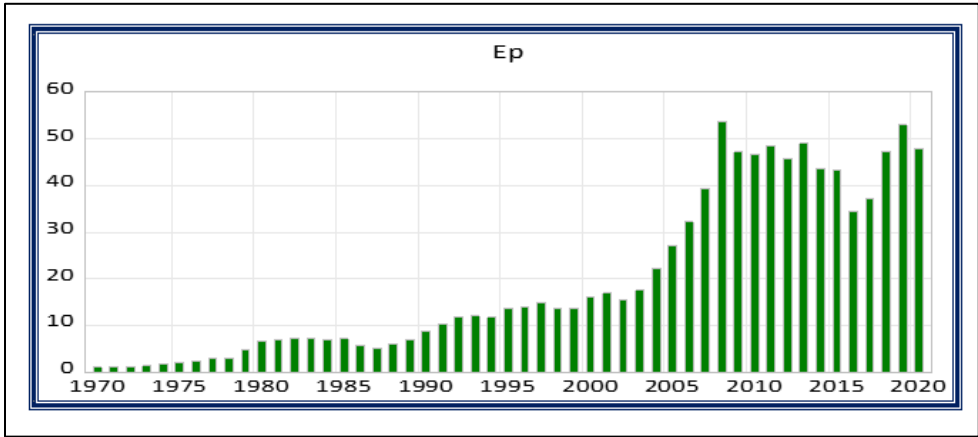
العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

1.5 تطور حجم الصادرات Ep المصرية خلال الفترة (1971-2020)

يوضح الشكل رقم (1) التغير في قيمة صادرات السلع والخدمات المصرية خلال فترة

الدراسة:

شكل رقم (1): تطور الصادرات المصرية خلال الفترة (1971 - 2020)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال فترة السبعينيات 2.741 مليار دولار بمعدل نمو بلغ 22 % خلال الفترة⁽¹⁾ حيث ارتفعت الصادرات المصرية من 1.14 مليار دولار عام 1971 إلى 6.61 مليار دولار عام 1980 بزيادة بلغت 480 %، وهي أعلى نسبة زيادة خلال فترة الدراسة، مع ملاحظة أن الزيادة الفعلية بدأت عام 1975 مع نهاية حرب أكتوبر وبداية الانفتاح الاقتصادي في مصر، وشهدت الفترة (1981-1990) زيادة طفيفة في نمو الصادرات حيث بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال فترة الثمانينيات 6.8 مليار دولار بمعدل نمو بلغ 3 % خلال الفترة حيث ارتفعت الصادرات المصرية من 6.85 مليار دولار عام 1971 إلى 8.75 مليار دولار عام 1980 بزيادة بلغت 28 %، ومع استمرار سياسة الانفتاح الاقتصادي وتحرير سعر الصرف خلال التسعينيات زادت الصادرات بشكل ملحوظ بداية الفترة، إلا أن الركود العالمي بداية عام 1995 أثر عكسيا على

(1) معدل النمو خلال الفترة = (القيمة آخر الفترة / القيمة أول الفترة) ^ (1-1/n) - 1

الصادرات المصرية فتراجعت إلى مليار دولار، ولكن بوجه عام واصلت الصادرات المصرية ارتفاعها خلال الفترة (1991-2000) فمن 10.27 مليار دولار عام 1991 إلى 16.17 مليار دولار عام 2000 بزيادة بلغت 58 % حيث بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال فترة التسعينيات 13.18 مليار دولار بمعدل نمو 5 % خلال الفترة، ثم عاودت الصادرات المصرية ارتفاعها خلال الفترة (2001-2010) من 16.9 مليار دولار عام 2001 إلى 46.75 مليار دولار عام 2010 بزيادة بلغت 177 % بينما بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال الفترة 31.88 مليار دولار بمعدل نمو 12 % خلال الفترة نتيجة لانخفاض سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار، ثم تراجعت الصادرات من 26.22 مليار دولار عام 2008 لتصل إلى 23.06 مليار دولار عام 2009 بسبب الأزمة المالية العالمية وثبات سعر الصرف، واستمر انخفاض الصادرات المصرية بشكل ملحوظ خلال الفترة (2011-2020) حيث بلغ حجم الصادرات المصرية 47.87 مليار دولار عام 2020 بما يعادل - 1.3 % من بداية الفترة التي بلغ حجم الصادرات المصرية فيها 48.54 مليار دولار فقد بلغ متوسط الصادرات خلال الفترة 45.01 مليار دولار بمعدل نمو - 0.15 % خلال الفترة (نموا سالبا) فقد شهدت تلك الفترة أحداث يناير 2011 وجائحة كورونا والتي أثرت سلبا على الاقتصاد العالمي. وبشكل عام تعني الصادرات المصرية من مشاكل متعددة مثل الاعتماد على تصدير فائض الاستهلاك وانخفاض القدرة التنافسية للمنتجات المصدرة والاعتماد على تصدير المواد الخام (التخطيط القومي، 2020).

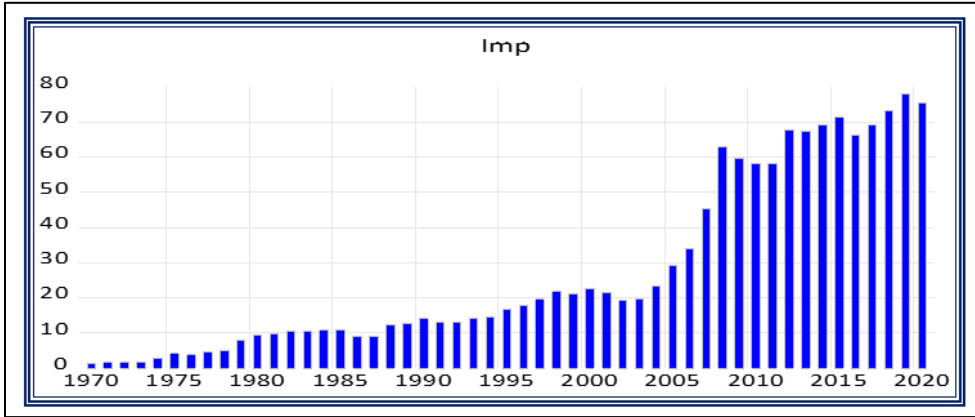
العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

2.5 تطور حجم الواردات Imp المصرية خلال الفترة (1971-2020)

يوضح الشكل رقم (2) التغير في قيمة الواردات المصرية من السلع والخدمات خلال فترة

الدراسة:

شكل رقم (2): تطور الواردات المصرية خلال الفترة (1971 - 2020)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

بلغ متوسط قيمة الواردات 4.23 مليار دولار بمعدل نمو 22 % خلال فترة السبعينات؛ حيث ارتفعت الواردات المصرية من 1.53 مليار دولار عام 1971 إلى 9.29 مليار دولار عام 1980 بنسبة بلغت 507 % عن بداية الفترة، كما واصلت الواردات المصرية ارتفاعها خلال الفترة (1981-1990) حيث بلغ متوسط قيمة الواردات 11 مليار دولار بمعدل نمو 22 % خلال الفترة حيث ارتفعت الواردات المصرية من 9.63 مليار دولار عام 1981 إلى 14 مليار دولار عام 1990 بما يعادل 45 % عن بداية الفترة، واصلت الواردات المصرية ارتفاعها حيث ارتفعت من 13.23 مليار دولار عام 1991 إلى 22.78 مليار دولار عام 2000 بنسبة زيادة 72 %، حيث بلغ متوسط قيمة الواردات 17.44 مليار دولار بمعدل نمو 6 % خلال الفترة، استمر الارتفاع خلال الفترة (2001-2010) حيث بلغ متوسط قيمة الواردات 37.32 مليار دولار بمعدل نمو 12 % خلال الفترة؛ فقد ارتفعت الواردات من 21.59 مليار دولار عام 2001 إلى 58.22 مليار دولار عام 2010 بما يعادل 170 %، وبنفس الوتيرة واصلت الواردات ارتفاعها خلال الفترة (2011-2020) فبلغ

رضا البدوي

متوسط قيمة الواردات 69.62 مليار دولار بمعدل نمو 3 % خلال الفترة؛ حيث ارتفعت الواردات من 58.26 مليار دولار عام 2011 إلى 75.43 مليار دولار بنسبة زيادة بلغت 29 %.

3.5 تطور رصيد الميزان التجاري Tbal في مصر خلال الفترة (1971-2020)

يعاني الميزان التجاري المصري من عجز طوال فترة الدراسة نتيجة ضعف نمو الصادرات وارتفاع معدل نمو الواردات بصورة كبيرة على نحو ما تم تناوله في الفقرتين السابقتين، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (2):

جدول رقم (2) تطور عجز الميزان التجاري المصري خلال الفترة (1971 - 2020) مليار دولار أمريكي

الفترة الزمنية	معدل نمو الصادرات	متوسط قيمة الصادرات	معدل نمو الواردات	متوسط قيمة الواردات	معدل نمو العجز	متوسط قيمة العجز
1980 - 1971	% 22	2.74	% 22	4.23	% 14	1.49
1990 - 1981	% 3	6.80	% 3	11	% 7	4.19
2000 - 1991	% 5	13.19	% 8	17.44	% 9	4.25
2010 - 2001	% 12	31.88	% 12	37.32	% 10	5.44
2020 - 2011	% 0.15 -	45.02	% 3	69.62	% 12	24.6
الإجمالي	% 8	19.40	% 8	28	% 10	8

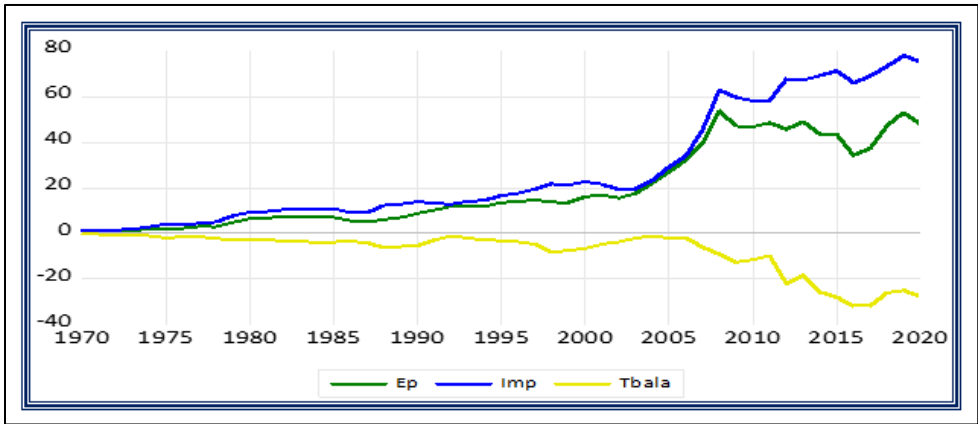
المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق يتضح أنه رغم تساوي معدل نمو الصادرات والواردات في الفترتين الأولى والثانية (1980-1971) و(1990-1981) حيث بلغ 22 % و 3% على التوالي، إلا أن عجز الميزان التجاري استمر في النمو حيث بلغ 14 % و 7 % خلال الفترتين على التوالي؛ كون قيمة الواردات أعلى من الصادرات بحوالي مليار دولار، كما واصل عجز الميزان التجاري ارتفاعه فمن عجز بلغ 2.96 مليار دولار عام 1991 إلى 27.56 مليار دولار عام 2000 بمتوسط عجز سنوي بلغ 11.43 ونسبة إجمالية بلغت 6.13 % خلال الفترة (1991-2000)، كما بلغ العجز

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

أكبر قيمة له خلال عام 2017 نتيجة تحرير سعر الصرف حيث بلغ 31.8 مليار دولار ثم عاود الانخفاض إلى 24.97 مليار دولار عام 2019، لكنه عاود الارتفاع ليصل إلى 27.56 مليار دولار عام 2020، وكان معدل نمو الصادرات والواردات آخر الفترة عن أولها 4099 % و 4827 % على التوالي مما جعل معدل نمو عجز الميزان التجاري آخر الفترة حوالي 6950 %، حيث بلغت الواردات مرة ونصف تقريبا من قيمة الصادرات عام 2020، والشكل رقم (3) يوضح اتساع الفجوة بين الصادرات والواردات ونمو عجز الميزان التجاري المصري خلال فترة الدراسة:

شكل رقم (3) : الفجوة بين الصادرات والواردات ورصيد الميزان التجاري المصري خلال الفترة (1971-2020)



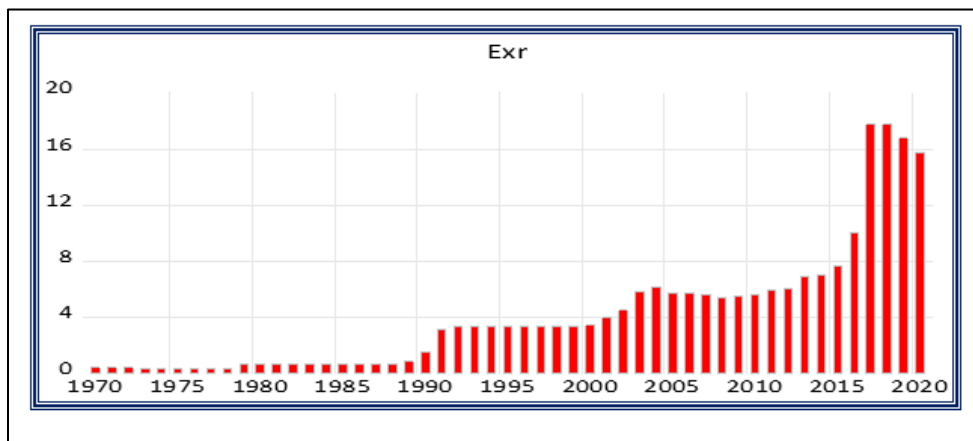
المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

4.5 تطور سعر الصرف الرسمي Exr في مصر خلال الفترة (1971-2020)

شهد سعر صرف الدولار أمام الجنيه تغيرات كثيرة من خلال سياسة التثبيت والتعويم،

الشكل رقم (4) يوضح تلك التغيرات:

شكل رقم (4): تطور سعر الصرف الرسمي في مصر خلال الفترة (1970 – 2020)



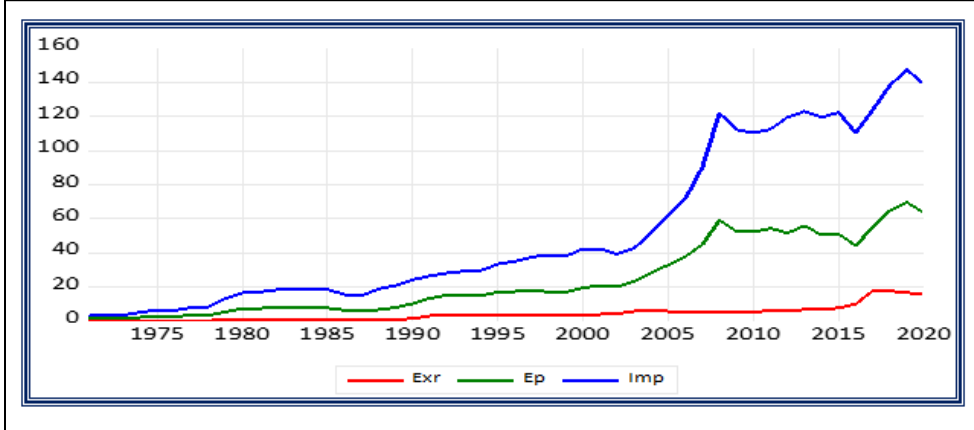
المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

اتبع البنك المركزي عام 1969 نظام تعدد أسعار الصرف، وعلى الرغم من تطبيق سياسة الانفتاح الاقتصادي عام 1974 إلا أن إدارة الاقتصاد المصري اعتمدت أسلوب التوجيه المركزي مع ضعف الاعتماد على قوى السوق ومؤشراته في تسيير الاقتصاد القومي وجمود أسواق النقد والمال وأسواق الائتمان (مرسي، 2017)، ومع نهاية عام 1976 انقسم سوق النقد الأجنبي لثلاث مجموعات، مجمع البنك المركزي والسوق الحرة غير المصرفية (Mongardini, 1998)، وشهدت الفترة (1990-1981) ارتفاع سعر الصرف من 0.70 عام 1981 إلى 1.55 عام 1990 بنسبة زيادة بلغت 121 %، حيث تم تخفيض قيمة الجنيه المصري من 0.70 عام 1988 إلى 1.55 جنيه للدولار عام 1990 بناء على اتفاقية الحكومة المصرية مع صندوق النقد والبنك الدوليين على برنامج الإصلاح الاقتصادي للحد من الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد المصري عام 1987 (Dailami & Dinh, 1991)، وبلغ متوسط سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار خلال الفترة 0.8 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 9 %، واعتمدت مصر خلال فترة التسعينات نظام سعر الصرف الثابت مما أدى إلى استقرار سعر الصرف (Mostafa , 2012)، وشهدت تلك الفترة إجراءات تشريعية تتعلق بحياسة النقد الأجنبي مع السماح بإنشاء شركات الصرافة للتعامل في النقد الأجنبي

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

(محي الدين و كجوك)، وبلغ متوسط سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار خلال الفترة 3.36 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 1 % فقد ارتفع سعر الصرف من 3.14 عام 1991 إلى 3.97 عام 2000 بنسبة زيادة بلغت 11 %، كما بلغ متوسط سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار خلال الفترة (2001-2010) 5.43 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 4 % وارتفع سعر الصرف من 3.97 عام 2001 إلى 5.62 عام 2010 بنسبة زيادة بلغت 53 %، متأثراً بثلاث صدمات حدثت خلال عام 1998 تمثلت في تراجع الأسعار العالمية للنفط والأزمة المالية العالمية والهجوم الإرهابي على سياح الأقصر (Mohieldin & Ahmed, 2002)، كما تم تخفيض قيمة الجنيه مرة أخرى خلال الفترة (2011-2020) حيث بلغ متوسط سعر صرف الدولار 11.17 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 11 % فارتفع سعر الصرف من 5.93 عام 2011 إلى 15.76 عام 2020 بنسبة زيادة بلغت 166 % خلال الفترة، والشكل التالي يربط بين الصادرات والواردات وسعر الصرف خلال فترة الدراسة:

شكل رقم (5): تغير الصادرات والواردات وسعر الصرف خلال الفترة (1971 - 2020)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

6. الدراسة القياسية

تمتد الدراسة إلى خمسة عقود؛ حيث تبدأ من عام 1971 إلى عام 2020 وهي فترة طويلة نسبياً تعد مؤشراً جيداً في التحليل الاقتصادي الوصفي والكمي، إلا أنه وعند تناول تلك الفترة بالتحليل القياسي أعطت مؤشرات غير منطقية تماماً، فقد تم تجريب أكثر من نموذج قياسي مثل نموذج تصحيح الخطأ متعدد الاتجاهات (VECM) (Vazakidis & Adamopoulos, 2010)، كذلك الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود، وبعد استبعاد العشرين عاماً الأولى (1971-1990) من التحليل القياسي واستقرار الدراسة على الفترة (1991-2020) واستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود Bounds Testing Approach، من هنا نتناول فيما يلي تحليل العلاقات التبادلية في الأجلين الطويل والقصير لمعرفة أثر كلا من الصادرات والواردات على سعر الصرف وكذلك أثر سعر الصرف على الصادرات والواردات خلال تلك الفترة مما يسهم في بناء سياسة اقتصادية واضحة تهدف إلى تقليل عجز الميزان التجاري المصري في الأجل القصير وتحقيق توازنه في الأجل الطويل، وهو ما يتم تناوله في النقاط التالية:

1.6 توصيف النموذج وتحديد المتغيرات

من خلال الأدبيات الاقتصادية والدراسات السابقة نجد أن هناك علاقة ذات اتجاهين بين الصادرات والواردات من ناحية وسعر الصرف من ناحية أخرى، لذلك تم وضع ثلاثة نماذج تخدم الفكرة الأساسية للدراسة (Abadir, K.M. & Magnus, J.R., 2005)، وذلك كما يلي:

النموذج الأول: يعبر عن علاقة الصادرات والواردات وسعر الصرف مع توقع وجود علاقة عكسية بين الصادرات وسعر الصرف وعلاقة طردية بين الواردات وسعر الصرف، لذلك فإن دالة سعر الصرف التي تربط بين سعر الصرف كمتغير تابع والصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة تأخذ الشكل التالي:

$$Exr_t = f(Ep_t, Imp_t) \dots \dots \dots (1)$$

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
 نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

النموذج الثاني: يربط بين سعر الصرف والصادرات مع توقع وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والصادرات، لذلك فإن دالة الصادرات التي تربط بين الصادرات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل تكون على الشكل التالي:

$$Ep_t = f(Exr_t) \dots \dots \dots (2)$$

النموذج الثالث: يربط بين سعر الصرف والواردات مع توقع علاقة عكسية بين سعر الصرف والواردات، لذلك فإن دالة الواردات التي تربط بين الواردات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل تكون على الشكل التالي:

$$Imp_t = f(Exr_t) \dots \dots \dots (3)$$

وبالتالي فإن معادلات النماذج الثلاثة المقترحة تكون على الصورة التالية:

$$Exr_t = \beta_0 + \beta_1 Ep_t + \beta_2 Imp_t + e_t \dots \dots \dots (1 - 1)$$

$$Ep_t = \beta_0 + \beta_1 Exr_t + e_t \dots \dots \dots (2 - 1)$$

$$Imp_t = \beta_0 + \beta_1 Exr_t + e_t \dots \dots \dots (3 - 1)$$

حيث: EP متغير الصادرات من السلع والخدمات، IMP متغير الواردات والمتغيران معبر عنهما بالمليار دولار بالقيمة الحالية للدولار الأمريكي، EXR سعر صرف الدولار الأمريكي بالجنيه المصري، $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ معاملات النموذج، e_t المتغير العشوائي (بواقي السلسلة)، t الزمن، تغطي تلك النماذج الفترة (1991-2020) وتستخدم الدراسة السلاسل الزمنية لتلك الفترة معبرا عن قيم الصادرات والواردات بالقيمة الحالية للدولار الأمريكي، والبيانات مأخوذة من قاعد بيانات البنك الدولي الخاصة بجمهورية مصر العربية (2021, worlbank).

2.6 النموذج القياسي

تستخدم الدراسة نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود Bounds Testing Approach والذي يمكن من خلاله دراسة العلاقات التوازنية طويلة الأجل من خلال دمج نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model مع فترات الإبطاء الموزعة (Pesaran, Distributed Lag Model)

(Pesaran, Shin, & Smith, 2001) M. H. & Shin, Y., 1998) ، ويتميز النموذج بملائمته للسلاسل الزمنية الصغيرة نسبياً مقارنة بالأساليب الأخرى المستخدمة فتكون مخرجات النموذج أكثر دقة وكفاءة (Mehrra & Musai, 2011)، مما يجعله أكثر مناسبة واتساقاً لتحديد العلاقات بين متغيرات الدراسة في الأجلين القصير والطويل، كما يتم اشتقاق علاقات الأجل القصير من خلال تطبيق نموذج تصحيح الخطأ ECM Model واستكشاف التكامل المشترك في النموذج في الأجل القصير (Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Mestre , 1998)، ويسمح النموذج بإدخال عدد أكبر من فترات التباطؤ الزمني حتى يتم التوصل إلى الوضع الأمثل (Narayan & Narayan, 2005)، وسوف يتم تطبيق النموذج لدراسة العلاقات التبادلية بين الصادرات والواردات المصرية وسعر صرف الدولار من خلال الخطوات التالية (Eviews, 2020) & (Smith, 2021)، انظر الشكل التوضيحي رقم (1) بالملحق الإحصائي:

1.2.6 دراسة استقرار السلاسل الزمنية

تعتبر دراسة استقرار السلاسل الزمنية ضرورية لتجنب النتائج المزيفة المبنية على سلاسل غير مستقرة، فمن خلال Unit Roots test اختبار جذر الوحدة عن طريق اختبار ديكي فولر المطور (Phillips & Dickey, 1981) (ADF) Augmented Dickey Fuller واختبار (Phillips & Perron, 1988) (PP) Phillips-Perron (Perron, P. & Ng, S. , 1996) ، وقد بينت نتائج تلك الاختبارات أن المتغيرات EP، IMP، EXR جميعها غير مستقرة في المستوى ومستقرة عند الفرق الأول مما يحقق شرط تطبيق نموذج ARDL ، والجدول التالي يوضح ذلك:

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

جدول رقم (3) تحليل استقرار السلاسل الزمنية (UR) لمتغيرات النموذج (ADF) & (PP)

القرار	المتغير في الفرق الأول $I_{(1)}$			المتغير في صفه الأصلي $I_{(0)}$			المتغير
	None	Constant & Trend	Constant	None	Constant & Trend	Constant	
اختبار ديكي فولر المطور (ADF)							
$I_{(1)}$	- 4.36 0.00	- 4.44 0.00	- 4.54 0.000	0.84 0.88	- 1.70 0.70	- 0.90 0.77	EP
$I_{(1)}$	- 3.56 0.00	- 4.01 0.00	- 4.12 0.000	1.99 0.98	1.98 0.63	- 0.19 0.92	IMP
$I_{(1)}$	- 3.71 0.00	- 3.93 0.02	- 3.86 0.000	1.32 0.94	- 2.10 0.52	0.09 0.96	EXR
اختبار فيليبس بيرون (PP)							
$I_{(1)}$	- 4.37 0.00	- 4.40 0.00	- 4.53 0.000	0.84 0.88	- 1.86 0.64	- 0.93 0.76	EP
$I_{(1)}$	- 3.57 0.00	- 3.93 0.02	- 4.04 0.000	1.99 0.98	- 1.89 0.63	- 0.26 0.91	IMP
$I_{(1)}$	- 3.64 0.00	- 4.35 0.00	- 3.63 0.001	1.76 0.97	- 1.48 0.81	0.10 0.96	EXR

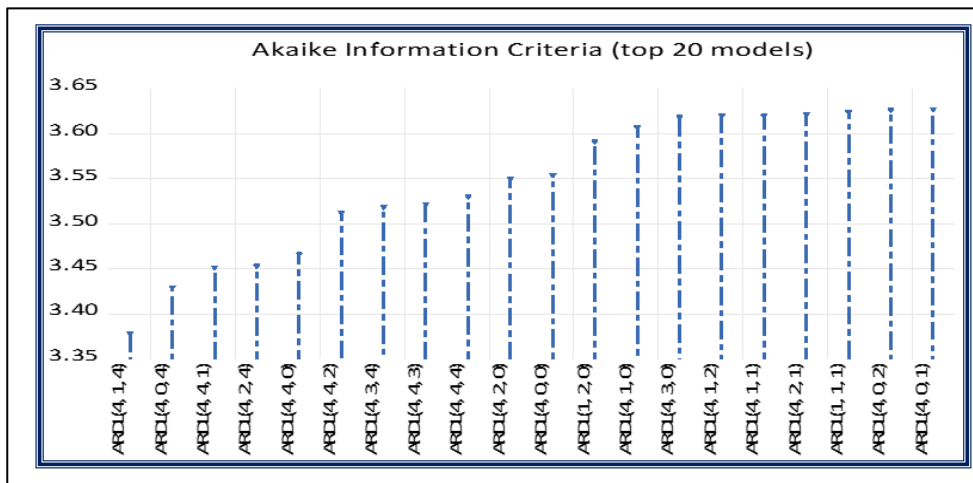
المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

2.2.6 تقدير نموذج ARDL وتحديد فترات التباطؤ المثلى

تمثل فترات الإبطاء المثلى الأساس الذي يبني عليه نموذج ARDL فمن خلاله يمكن تحديد فترات التباطؤ المثلى لمختلف المتغيرات وبذلك يمكن تلافي مشكلة ارتباط البواقي والارتباط الذاتي بين متغيرات النموذج (Pradhan, R., Norman, N., Badir, Y., & Samadhan, B)، حيث يمكن تعديل تلك المشكلات إن وجدت، ويتم تحديد فترات الإبطاء المثلى لمتغيرات النموذج المستقرة في فرقها الأول من خلال تحليل Lag Order Selection Criteria استناداً إلى معياري أكايك (AIC) (Akaike, 1974; Akaike, 1979)، ومعياري شوارتز (SC) (Schwarz, 1987) حيث تحدد تلك المعايير الفترة التي تكون فيها قيم هذه المؤشرات أقل ما يمكن (Ozcicek & McMullin, 2001)، واعتمدت الدراسة على معيار (AIC) حيث كانت نتائجه أكثر دقة واجتاز النموذج المبني عليها الاختبارات التشخيصية على نحو ما يتضح في الفقرة التالية، والشكل رقم (6) يوضح نتيجة الاختبار حيث تكون 4 فترات إبطاء لمتغير سعر الصرف وفترة إبطاء واحدة لمتغير

الصادرات و 4 فترات إبطاء لمتغير الواردات وأن النماذج المقدرة هي $(4, 4)$ & $ARDL(4, 1, 4)$: $ARDL(1, 4)$ & $ARDL$

شكل رقم (6) اختبار فترات التباطؤ المثلى لنموذج (ARDL) المقترح؛ معيار (AIC)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

3.2.6 اختبار جودة نموذج ARDL المقدر

هناك خمس حالات لنموذج ARDL يجب تحديد أيها أكثر دقة في التعبير عن علاقات التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، تصنف تلك الحالات طبقاً لوجود ثابت الدالة والاتجاه في النموذج أو عدم وجود أحدهما أو كليهما، **الحالة الأولى:** النموذج ليس به ثابت أو اتجاه، و**الحالة الثانية:** النموذج به ثابت مقيد بدون اتجاه، و**الحالة الثالثة:** وجود ثابت غير مقيد بدون اتجاه، و**الحالة الرابعة:** اتجاه فقط، وأخيراً **الحالة الخامسة:** ثابت واتجاه معاً، لذلك توجد العديد من الاختبارات القبلية الهامة التي تدل على خلو النموذج من المشكلات وبالتالي استكمال خطوات التحليل ودراسة علاقات التكامل بين متغيرات النموذج (Phillips, P. C. & Ouliaris, S., 1990)، من هذه الاختبارات ما يلي:

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

الاختبار الأول: اختبار الارتباط التسلسلي بين البواقي (Autocorrelation) من خلال اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Breusch T. , 1979) & (Godfrey, 1978)، والذي يختبر فرض العدم (H_0) الذي يفترض وجود مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي مقابل الفرض البديل (H_1) الذي يفترض عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي في النموذج، حيث كانت قيمة كلا من (F-statistic)، (Chi-Square) غير معنوية حتى مستوى 5% مما يؤدي إلى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بعدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي في النماذج المقترحة، والجدول رقم (4) يوضح نتيجة الاختبار.

الاختبار الثاني: اختبار عدم ثبات التباين (Heterosedasticity Test) من خلال عدة اختبارات مثل اختبار Breusch-Pagan-Godfrey test (Breusch & Pagan, 1979) واختبار Harvey (Harvey, 1974; Harvey, 1976) واختبار ARCH (Engle, 2001)، وذلك للتأكد من ثبات تباين الحد العشوائي، وأدت نتائج تلك الاختبارات إلى رفض فرض العدم (H_0) وقبول الفرض البديل (H_1) بخلو النموذج من مشكلة عدم ثبات التباين كما دلت على ذلك قيمة كلا من (F-statistic)، (Chi-Square) حتى مستوى معنوية 5%، كما يتضح من الجدول رقم(4):

جدول رقم (4) الاختبارات التشخيصية لنموذج ARDL (4, 1, 4) المقدر

Prob.	Chi-Square	Prob.	F-statistic	نوع الاختبار	النموذج
0.55	1.17	0.75	0.28	Breusch-Godfrey LM Test	$Exr_t = f (Ep_t, Imp_t)$ ARDL (4,1,4)
0.49	10.3	0.60	0.84	Breusch-Pagan-Godfrey	
0.95	4.40	0.36	1.20	Harvey	
0.98	0.00	0.98	0.00	ARCH	
0.03	6.96	0.07	3.11	Breusch-Godfrey LM Test	$Ep_t = f (Exr_t)$ ARDL (1,4)
0.95	1.62	0.96	0.21	Breusch-Pagan-Godfrey	
0.57	4.74	0.64	0.70	Harvey	
0.53	0.37	0.55	0.35	ARCH	
0.36	2.03	0.56	0.59	Breusch-Godfrey LM Test	$Imp_t = f (Exr_t)$ ARDL (4,4)
0.99	1.78	0.99	0.13	Breusch-Pagan-Godfrey	
0.57	7.60	0.67	0.73	Harvey	
0.42	0.62	0.44	0.59	ARCH	

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق تم تحديد الحالة الثالثة لنموذج ARDL وهي الحالة التي تقترض وجود ثابت غير مقيد وبدون اتجاه للنماذج الثلاثة (Unrestricted intercept; no trend).

4.2.6 اختبار التكامل المشترك من خلال اختبار الحدود Bounds Testing Approach

يعد اختبار الحدود (Bounds Test) المعتمد على تحليل (PSS F-Test) أكثر دقة من اختبارات التكامل الأخرى (Shahbaz, Ahmad, & Chaudhary, 2008)، فمن خلال حساب قيمة (F-statistics) ومقارنتها بالحدود الدنيا والعليا عند مستويات المعنوية المختلفة ومقابلة فرض العدم (H₀) بالفرض البديل (H₁)، فإذا كانت قيمة (F-statistics) أكبر من القيم الحرجة الجدولية فيتم رفض فرض العدم (H₀) وقبول الفرض البديل (H₁) بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج في الأجل الطويل، والصورة العامة لنموذج (ARDL) المستخدمة في اختبارات التكامل المشترك في الأجلين الطويل والقصير معاً والتي تربط بين متغيرات النموذج كما يلي:

- الصورة العامة لنموذج ARDL (4,1,4) والتي تربط بين سعر الصرف كمتغير تابع والصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة:

$$\Delta Exr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Exr_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{3i} \Delta Imp_{t-i} + \beta_4 Exr_{t-1} + \beta_5 Ep_{t-1} + \beta_6 Imp_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (1 - 2)$$

- الصورة العامة لنموذج ARDL (1,4) التي تربط بين الصادرات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل:

$$\Delta Ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Exr_{t-i} + \beta_3 Ep_{t-1} + \beta_4 Exr_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (2 - 2)$$

- الصورة العامة لنموذج ARDL (4,4) التي تربط بين الواردات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل:

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
 نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

$$\Delta Imp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Imp_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Exr_{t-i} + \beta_3 Imp_{t-1} + \beta_4 Exr_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (3 - 2)$$

حيث تمثل Δ الفرق الأول للمتغيرات، q عدد فترات الإبطاء الزمني للمتغيرات في وضعها الأصلي والمحددة في الفقرة السابقة اعتمادا على معيار (AIC)، $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ معاملات النموذج في الأجل القصير، $\beta_4, \beta_5, \beta_6$ معاملات النموذج في الأجل الطويل، β_0 معلمة الحد الثابت، e_t المتغير العشوائي (بواقي السلسلة)، t الزمن، ويتم اختبار فرض العدم (H_0) حيث: $\beta_4 = \beta_5 = 0$ مقابل الفرض البديل (H_1) حيث: $\beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0$ ، والجدول رقم (5) يحتوي على نتيجة الاختبار حيث يحتوي على قيمة (F-statistic) والقيم الحرجة $I(0)$ ، $I(1)$ عند مستويات المعنوية المختلفة 1%، 2.5%، 5%، 10%، وكانت قيمة (F-statistic) أكبر من جميع القيم الحرجة، لذلك يتم رفض فرض العدم (H_0) وقبول الفرض البديل (H_1) بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في الأجل الطويل.

جدول رقم (5) اختبار التكامل المشترك F-Bounds Test

مستوى المعنوية	القيم الحرجة		F-statistic	النموذج
	I(0)	I(1)		
10%	3.17	4.14	8.607853	ARDL (4,1,4) $Exr_t = f(Ep_t, Imp_t)$
5%	3.79	4.85		
2.5%	4.41	5.52		
1%	5.15	6.36		
10%	4.04	4.78	8.520287	ARDL (1,4) $Ep_t = f(Exr_t)$
5%	4.94	5.73		
2.5%	5.77	6.68		
1%	6.84	7.84		
10%	4.04	4.78	29.71301	ARDL (4,4) $Imp_t = f(Exr_t)$
5%	4.94	5.73		
2.5%	5.77	6.68		
1%	6.84	7.84		

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

5.2.6 تحديد نوع التكامل (BDM) T- Bounds Test

والذي يعد أحد أنواع Single Cointegration Test الذي يتم من خلاله تحديد شكل ونوع علاقة التكامل في الأجل الطويل والتي تكون إما علاقة منطوقية عادية أو متدهورة أو غير منطوقية وذلك من خلال اختبار معنوية المتغير التابع بفترة إبطاء واحدة باستخدام قيم حرجة خاصة بهذا الاختبار (Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Mestre , 1998)، وبينت نتيجة الاختبار للنموذج الأول أن قيمة T-Statistic أقل من جميع القيم الحرجة حتى مستوى معنوية 5 % مما يدل على أن علاقة التكامل المشترك بين متغيرات النموذج ARDL (4,1,4) علاقة غير منطوقية، بينما كانت قيمة T-Statistic في النموذجين الآخرين ARDL (1,4) & ARDL (4,4) أكبر من كل القيم الحرجة عند مستويات المعنوية المختلفة مما يدل على منطوقية العلاقة مع تدهورها في الأجل الطويل، الجدول التالي يوضح نتيجة الاختبار للنماذج الثلاثة:

جدول رقم (6) اختبار نوع وشكل علاقة التكامل المشترك T-Bounds Test

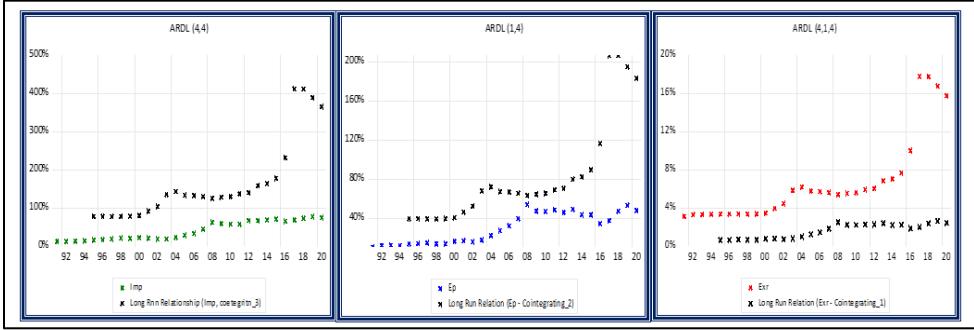
مستوى المعنوية	القيم الحرجة		T-statistic	النموذج
	I(0)	I(1)		
10%	-2.57	-3.21	- 2.973104	ARDL (4,1,4) $Exr_t = f (Ep_t, Imp_t)$
5%	-2.86	-3.53		
2.5%	-3.13	-3.8		
1%	-3.43	-4.1		
10%	-2.57	-2.91	- 4.119844	ARDL (1,4) $Ep_t = f (Exr_t)$
5%	-2.86	-3.22		
2.5%	-3.13	-3.5		
1%	-3.43	-3.82		
10%	-2.57	-2.91	-6.639668	ARDL (4,4) $Imp_t = f (Exr_t)$
5%	-2.86	-3.22		
2.5%	-3.13	-3.5		
1%	-3.43	-3.82		

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12.

ويعبر الشكل التالي عن شكل ونوع تلك العلاقة من خلال الدمج بين المتغير التابع ومعادلة التكامل في الأجل الطويل لكل من النماذج الثلاثة:

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
 نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

شكل رقم (7) شكل ونوع علاقة التكامل المشترك للنماذج الثلاثة



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

6.2.6 تقدير علاقات الأجل الطويل

نظرا لوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (4,1,4) ARDL من خلال اختبار (F- Bounds Test)، ورغم تحديد نوع وشكل علاقة التكامل من خلال اختبار (T- Bounds Test) الذي أظهر أن علاقة التكامل غير منطقية ولكن يمكن محاولة تقدير علاقات الأجل الطويل بين المتغير التابع Exr والمتغيرات المستقلة Imp, Ep وكذلك تقدير العلاقة بين المتغير Exr المستقل والمتغيرات التابعة Imp, Ep في النموذجين الآخرين بحيث تكون الصورة العامة لمعادلات الأجل الطويل على الشكل التالي:

$$\Delta Exr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Exr_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{3i} \Delta Imp_{t-i} + e_t \dots \dots \dots (1 - 3)$$

$$\Delta Ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Exr_{t-i} + e_t \dots \dots \dots (2 - 3)$$

$$\Delta Imp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Imp_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Exr_{t-i} + e_t \dots \dots \dots (3 - 3)$$

حيث تمثل $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ معاملات الأجل الطويل المراد تقديرها والتي تعبر عن المرونة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، والجدول رقم (7) يوضح ذلك:

جدول رقم (7) تقدير معاملات الأجل الطويل ARDL Long Run Form

المتغير المستقل	Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	النموذج
EP	0.32	1.03	0.03	0.03	ARDL (4,1,4) $Exr_t = f(Ep_t, Imp_t)$
IMP	0.69	0.39	0.02	0.01	
Exr	0.00	9.87	1.17	11.61	ARDL (1,4) $Ep_t = f(Exr_t)$
Exr	0.00	11.83	1.95	23.18	ARDL (4,4) $Imp_t = f(Exr_t)$

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق نجد أن إشارة معاملات المتغيرات المستقلة EP, Imp في النموذج الأول ARDL (4,1,4) والمفسرة للتغير الحادث في سعر الصرف موجبة لكنها غير معنوية إحصائياً مما يبرهن على عدم منطقية العلاقة في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج رغم جودة النموذج، في حين تظهر إشارة معلمة المتغير المستقل EXR والمفسر للتغير الحادث في الصادرات في النموذج الثاني ARDL (1,4) موجبة ومعنوية إحصائياً وتتفق مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والصادرات وأن التغير في سعر الصرف بنسبة 1 % يؤدي إلى زيادة الصادرات بنسبة 11.6 % وما تم توقعه في هذه الدراسة، واتسم النموذج بجودة تقدير عالية حيث بلغ معامل التحديد R² حوالي 60 % وكانت قيمة F-Statistic للنموذج معنوية مما يدل على جودة النموذج المقدر، كذلك تظهر إشارة معلمة المتغير المستقل Exr والمفسر للتغير الحادث في الواردات في النموذج الثالث ARDL (4,4) موجبة ومعنوية إحصائياً وهو ما يتعارض مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف والواردات، وقد يكون

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

السبب في ذلك كون الواردات سلح رأسمالية لا يمكن الاستغناء عنها مع عدم وجود بديل محلي لها مع ارتباط هيكل الصادرات والواردات بعلاقات تشابك حيث أن معظم الصادرات يدخل في إنتاجها مواد وسلع مستوردة مما يزيد من أهمية تلك الواردات للاقتصاد القومي فزيادة سعر الصرف بنسبة 1 % تؤدي إلى زيادة الواردات بنسبة 23.18 %، واتسم النموذج رغم ذلك بجودة تقدير عالية، حيث بلغ معامل التحديد R^2 حوالي 81 % وكانت قيمة F-Statistic للنموذج معنوية مما يدل على جودة النموذج المقدر .

7.2.6 تقدير علاقات الأجل القصير

الصيغة العامة لمعادلة نموذج تصحيح الخطأ التي من خلالها يتم تقدير معاملات الأجل القصير تكون على الشكل التالي:

$$\Delta Exr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Exr_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{3i} \Delta Imp_{t-i} + \alpha_1 ECT_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (1 - 5)$$

$$\Delta Ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Exr_{t-i} + \alpha_1 ECT_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (2 - 5)$$

$$\Delta Imp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta Imp_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta Exr_{t-i} + \alpha_1 ECT_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (3 - 5)$$

حيث تمثل Δ الفرق الأول للمتغيرات، $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ المعلمات المراد تقديرها في الأجل القصير، α سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، ECT معامل التصحيح أو سرعة تكيف سعر الصرف الرسمي للتغيرات التي تطرأ على الصادرات والواردات في المعادلة (1-4) وسرعة تكيف الصادرات للتغير في سعر الصرف في المعادلة (2-4)، وسرعة تكيف الواردات للتغير في سعر الصرف في المعادلة (3-4) ومن خلال نموذج تصحيح الخطأ ARDL Error Correction Regression يتم تحديد معادلة الأجل القصير والتي تبين من خلال اختبار ECM

Regression أنها رغم معنويتها إلا أن قيمتها موجبة وهو ما يؤكد ما توصلت إليه الدراسة من كون علاقة التكامل غير منطقية في الأجل الطويل وبالتالي غير موجودة في الأجل القصير (Banerjee, (Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Dolado, J. J., Galbraith., & Hendry, 1993) (Mestre , 1998) والجدول رقم (8) يوضح نتيجة الاختبار :

جدول رقم (8) تقدير معلمات الأجل القصير

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	النموذج
0.00	5.43	0.49	2.7	ARDL (4,1,4) $Exr_t = f (Ep_t, Imp_t)$
0.00	- 4.23	0.129181	- 0.54	ARDL (1,4) $Ep_t = f (Exr_t)$
0.00	-7.94	0.05	- 0.41	ARDL (4,4) $Imp_t = f (Exr_t)$

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

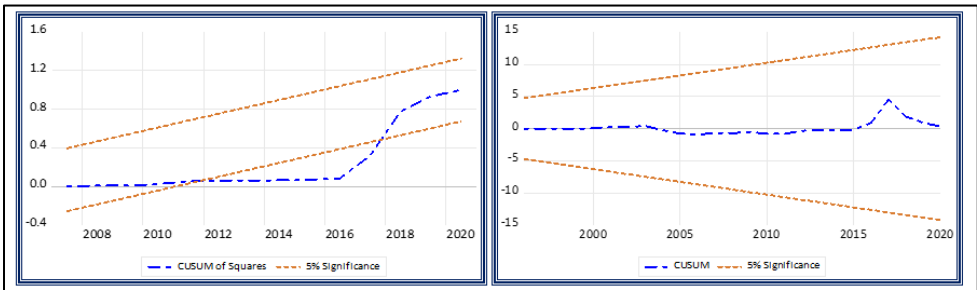
من الجدول السابق يلاحظ أن إشارة معلمة تصحيح الخطأ في النموذج الأول ARDL (4,1,4) موجبة ومعنوية إحصائياً مما يؤكد على عدم منطقية العلاقة على الرغم من إعطاء معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية للنموذج بلغت 73 % وكانت قيمة F-Statistic للنموذج معنوية (0.00)، بينما تظهر إشارة معلمة تصحيح الخطأ في النموذج الثاني ARDL (1,4) سلبية ومعنوية إحصائياً مع سرعة تعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بلغت 54 %، وبلغ معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية نسبياً للنموذج حيث بلغ 59 % مع معنوية F-Statistic للنموذج مما يدل على جودة النموذج المقدر ويتفق مع افتراضات النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة، كذلك ظهرت إشارة معلمة تصحيح الخطأ في النموذج الثالث ARDL (4,4) سلبية ومعنوية إحصائياً، وبلغت سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل حوالي 41 % مع إعطاء معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية للنموذج حيث بلغ 81 % علاوة على معنوية F-Statistic للنموذج (0.00) مما يدل على جودته.

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

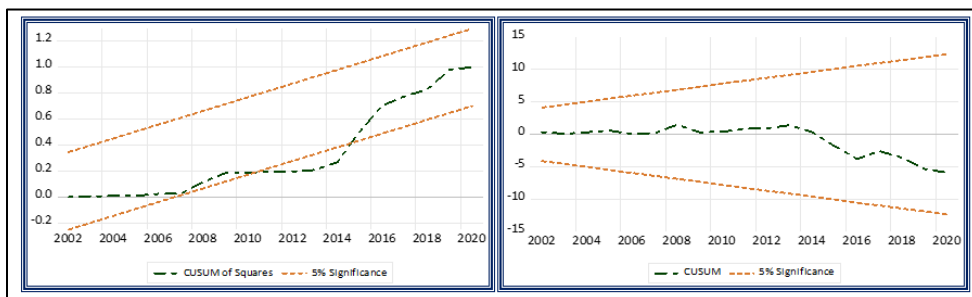
8.2.6 اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج

من خلال اختبار (CUSUM) الذي يختبر الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج والذي يفسر سلوك المجموع التراكمي للبواقي (Brown, Durbin, & Evans, 1975)، واختبار (CUSUM of Squares) والذي يحلل سلوك المجموع التراكمي لمربعات البواقي (Inclans C. & Tiao, G. C., 1994). وتظهر نتائج تلك الاختبارات في شكل منحني لأخطاء نموذج مقدر داخل مجال ثقة 5% بهدف اختبار الفرض الصفرية (H_0) الذي ينص على أن معاملات النموذج غير مستقرة، مقابل الفرض البديل (H_1) والدال على استقرار معاملات النموذج ومن ثم إمكانية تقدير معاملات ثابتة للنموذج على طول الفترة الزمنية للدراسة دون الحاجة إلى تجزئتها لفترات جزئية، والأشكال التوضيحية (8، 9، 10) توضح نتيجة الاختبارين للنماذج الثلاثة والتي أظهرت أن المجموع التراكمي للبواقي يتحرك داخل حدود 5%، بينما يخرج سلوك المجموع التراكمي لمربعات البواقي عن حدود 5% في النموذج الأول ARDL (4,1,4) خلال الفترة 2012 – 2018 والتي شهدت ارتفاع ملحوظ لسعر الصرف، كذلك النموذج الثاني ARDL (1,4) خلال الفترة 2011–2015، والتي شهدت ارتفاع في قيمة الصادرات، مع تأكيد استقرار النموذج الثالث ARDL (4,4) والخاص بالواردات مما يبرز مشكلة هيكلية في الاقتصاد المصري.

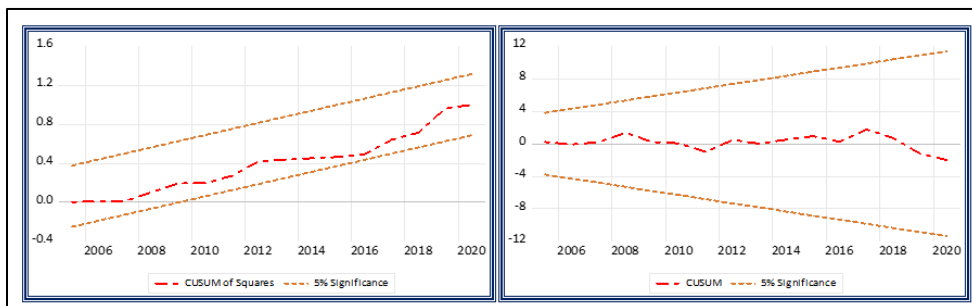
شكل رقم (8) اختبارات الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL (4, 1, 4) (CUSUMS, CUSUMSQ)



شكل رقم (9) اختبارات الاستقرار الهيكلية لنموذج ARDL (1,4) (CUSUMS, CUSUMSQ)



شكل رقم (10) اختبارات الاستقرار الهيكلية لنموذج ARDL (4,4) (CUSUMS, CUSUMSQ)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

9.2.6 اختبار قدرة النموذج على التنبؤ

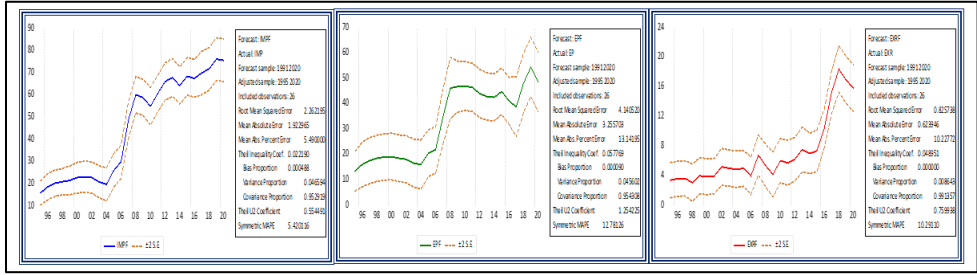
قد يكون معامل التحديد R^2 مرتفعاً ومعلمات النموذج معنوية وذات دلالة إحصائية إلا أن قدرة النموذج على التنبؤ تكون ضعيفة أو محدودة نتيجة للعديد من الأسباب كالتغيرات المفاجئة في قيم متغيرات الدراسة، لذلك يعد اختبار قدرة النموذج على التنبؤ من الاختبارات الهامة والتي تتحدد من خلال قاعدة ثيل Theil inequality coefficient (Theil, 1966; Theil, 1965) حيث تعد إحصائيات U الخاصة بـ Theil (معامل Theil للثبات) معياراً هاماً لقياس قدرة النموذج على التنبؤ من خلال معاملان لثيل هما Theil U1, Theil U2 حيث تشير القيم الأقرب إلى الصفر لكل منهما إلى قدرة تنبؤ أفضل للنموذج؛ أما إذا كانت $U2$ & $U1$ تساوي صفراً فإن التوقعات تكون

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):

نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

مثالية (Magdalena , Gani, Nikola, & Biljana , 2017)، الشكل التوضيحي رقم (11) يوضح نتيجة الاختبارات للنماذج الثلاثة:

شكل رقم (11) اختبار قدرة التنبؤ للنموذج ARDL (4,4) & ARDL (1,4) & ARDL (4,1,4)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من استعراض الشكل التوضيحي السابق نجد أن قدرة النموذج الأول **ARDL (4,1,4)** كانت كبيرة حيث بلغت قيمة المعامل U_1 حوالي 0.04 وقيمة U_2 حوالي 0.07، وهما يقتربان من الصفر، بينما بلغت قيمة المعاملان للنموذج الثاني **ARDL (1,4)** U_1 حوالي 0.05 وهي بذلك تقترب من الصفر لكن قيمة U_2 بلغت حوالي 1.25 متجاوزة للواحد الصحيح مما يدل على ضعف قدرة النموذج على التنبؤ، في حين كانت قدرة النموذج الثالث **ARDL (4,4)** متوسطة حيث بلغت قيمة المعامل U_1 حوالي 0.02 والتي تقترب من الصفر بشكل كبير، وقيمة U_2 حوالي 0.55 والتي تقترب من الواحد الصحيح، والجدول التالي يوضح تلك القيم:

جدول رقم (9): معامل Theil U_1, U_2 (قدرة النموذج على التنبؤ)

درجة التنبؤ	Theil U_1	Theil U_2	النموذج
كبيرة	0.04	0.07	ARDL (4,1,4) $Exr_t = f(Ep_t, Imp_t)$
ضعيفة	0.05	1.25	ARDL (1,4) $Ep_t = f(Exr_t)$
متوسطة	0.02	0.55	ARDL (4,4) $Imp_t = f(Exr_t)$

المصدر: عمل الباحث من مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 12

7. النتائج والتوصيات والدراسات المستقبلية

1.7 نتائج الدراسة

تتمثل أهم نتائج الدراسة فيما يلي:

- أثرت الأزمات العالمية على الاقتصاد المصري بشكل كبير خاصة مع اعتماد مصر على الاستيراد وضعف القدرات التصديرية، كما أثرت أحداث 25 يناير 2011 سلباً على الاقتصاد المصري مما أسهم في زيادة عجز الميزان التجاري المصري؛ حيث بلغ معدل إجمالي العجز عن متوسط الفترة (1971-2020) 8 مليار دولار بمعدل نمو 10 %، مدفوعاً بنمو ضعيف للصادرات المصرية بلغ 19.4 مليار دولار بما يعادل 8 % متوسط الفترة، مع نمو مرتفع للواردات بلغ 28 مليار دولار بما يعادل 8 %.
- بلغ متوسط سعر الصرف خلال الفترة (1971-2020) 4.25 بمعدل نمو حيث ارتفع من 0.43 جنيه عام 1971 إلى 15.76 عام 2020 بمعدل نمو آخر الفترة بلغ 3525 %، بينما كان متوسط سعر الصرف خلال الفترة (1991-2020) 6.65 جنيه بمعدل نمو حيث ارتفع من 3.14 عام 1991 إلى 15.76 جنيه عام 2020 بمعدل نمو آخر الفترة بلغ 402 % حيث تم تخفيض قيمة الجنيه أكثر من مرة خلال الفترة.
- استقرت الدراسة القياسية على الفترة (1991-2020) بعد استبعاد الفترة (1971-1990) من التحليل القياسي لتعدد المشكلات المتعلقة بنتائج تحليل إجمالي الفترة (1971-2020) قياسياً مع استخدام أكثر من نموذج واستقرت الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة ARDL، وكانت نتيجة التحليل القياسي كما يلي:
 - رغم وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف كمتغير تابع والصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة في الأجل الطويل إلا أنها علاقة غير منطقية مما يتنافى مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة؛ حيث ظهرت معاملات الأجلين الطويل والقصير علاقات غير منطقية كذلك، رغم جودة النموذج المقدر واستقراره هيكلياً.
 - وجود علاقات تكامل مشترك منطقية متدهورة عبر الزمن في الأجلين الطويل والقصير بين سعر الصرف كمتغير مستقل والصادرات كمتغير تابع مع ضعف قدرة النموذج على التنبؤ؛

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزمة (ARDL)**

حيث أن التغير في سعر الصرف بنسبة 1 % يؤدي إلى زيادة الصادرات بنسبة 11.6 % في الأجل الطويل مع سرعة تعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بلغت 54 %، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والصادرات.

- وجود علاقات تكامل مشترك منطقية متدهورة عبر الزمن في الأجلين الطويل والقصير بين سعر الصرف كمتغير مستقل والواردات كمتغير تابع مع قدرة تنبؤ متوسطة للنموذج؛ حيث أن زيادة سعر الصرف بنسبة 1 % تؤدي إلى زيادة الواردات بنسبة 23.18 % في الأجل الطويل مع سرعة تعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل حوالي 41 %، وهو ما يتعارض مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف والواردات، وقد يكون السبب في ذلك كون الواردات سلع رأسمالية لا يمكن الاستغناء عنها مع عدم وجود بديل محلي لها، مع ارتباط هيكل الصادرات والواردات بعلاقات تشابك قوية.
- بصورة عامة كان الارتباط بين الصادرات والواردات من ناحية وسعر الصرف من الناحية الأخرى منافيا تماما للنظرية الاقتصادية وتوقعات الدراسة مما يقلل من نتائج السياسات الخارجية الكلية وسياسات سعر الصرف وقد تعطي تلك السياسات نتائج عكسية غير منطقية.

2.7 التوصيات

في ضوء ما توصلت إليه الدراسة من نتائج وبهدف تفعيل سياسات التوازن الخارجي للاقتصاد المصري للحد من عجز الميزان التجاري واستقرار سعر الصرف بالشكل الذي يتوافق مع الأدبيات الاقتصادية توصي الدراسة بما يلي:

- يجب أن يكون معدل نمو الصادرات أعلى بكثير من المعدل الحالي من خلال تبني سياسة التصنيع بغرض التصدير وليس تصدير فائض الإنتاج فقط وهو ما يستلزم تطوير وإصلاح هيكل الإنتاج المصري، مع التركيز على المنتجات المصنعة التي تتمتع فيها مصر بميزة نسبية مثل المنسوجات والبتروكيماويات والزجاج والحراريات منتجات النباتات العطرية والطبية.

- ترشيد الواردات إلى أقل حد ممكن من خلال سياسة تصنيع الإحلال محل الواردات مع وقف استيراد سلع الترفيه أو الكماليات مما يساعد في خفض عجز الميزان التجاري المصري.
- الوصول بسعر الصرف تدريجيا إلى مستوى حقيقي يعمل على تشجيع الصادرات والحد من الواردات.

3.7 الدراسات المستقبلية

من الدراسات المستقبلية الممكنة تلك التي توضح معدل النمو اللازم في حجم الصادرات الذي يؤثر بشكل كبير في سعر الصرف وكذلك حجم الواردات الأمتل، مع دراسة سعر الصرف الحقيقي للجنه المصري وتأثيره الفعلي على الميزان التجاري المصري، هيكل الصادرات وعلاقته بسعر الصرف وكذلك هيكل الواردات، كما يمكن دراسة العلاقة السببية بين الصادرات والواردات، مما يسهم في وضع سياسة أكثر وضوحا وفعالية للميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار أمام الجنيه ومن ثم نجاح سياسات التوازن الخارجي للاقتصاد المصري.

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزمة (ARDL)**

المراجع العربية

- توفيق عبد الرحيم يوسف حسن، (2010)، الإدارة المالية الدولية والتعامل بالعملة الأجنبية، الأردن، دار صفاء للنشر والتوزيع.
- حمدي عبد العظيم، (1998)، الإصلاح الاقتصادي في الدول العربية بين سعر الصرف والموازنة العامة، القاهرة، دار زهراء الشرق.
- زينب حسين عوض الله، (2004)، الاقتصاد الدولي والعلاقات الاقتصادية والنقدية الدولية، مصر.
- سامي السيد، (2018)، النقود والبنوك والتجارة الدولية، القاهرة، قسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة.
- صلاح محمد إبراهيم أحمد، (2021)، أثر عدم استقرار سعر الصرف في ميزان المدفوعات دراسة السودان خلال الفترة (1979-2017) (الإصدار 19 ، نوفمبر)، برلين، المركز الديمقراطي العربي.
- عادل أحمد حشيش، ومجدي محمود شهاب، (2003)، أساسيات الاقتصاد الدولي، الإسكندرية، منشورات الحلبي الحقوقية.
- عادل أحمد حشيش، (2000)، العلاقات الاقتصادية الدولية، الإسكندرية، دار الجامعة الجديدة.
- عادل المهدي، (2003)، العلاقات النقدية الدولية، مصر، جهاز نشر وتوزيع الكتب الجامعية.
- فؤاد محمود على، (2020)، أثر سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات، دراسة تحليلية على الاقتصاد السوري، دمشق، جامعة دمشق، كلية الاقتصاد، قسم الاقتصاد.
- محمد سيد عابد، (1999)، التجارة الدولية، القاهرة، مكتبة و مطبعة الاشعاع الفنية.
- محمود محي الدين، وأحمد كجوك، (16-17 ديسمبر 2002)، سياسة سعر الصرف في مصر، أبوظبي، ندوة نظم وسياسات أسعار الصرف، معهد السياسات الاقتصادية، صندوق النقد العربي بالاشتراك مع صندوق النقد الدولي.

معهد التخطيط القومي، (2020)، سياسات الإصلاح الاقتصادي وآثارها على هيكل التجارة الخارجية (الإصدار 319)، مصر، سلسلة قضايا التخطيط والتنمية.

منال جابر مرسي، (2017)، تقييم فاعلية السياسة النقدية في تحقيق استقرار سعر الصرف في مصر خلال الفترة 1990 – 2017 (المجلد 47)، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة.

يونس مداني، لخضر رواق، (2019)، أثر تقلبات سعر الصرف على التوازن الخارجي، دراسة حالة الجزائر 2000 – 2015، المسيلة، الجزائر، جامعة محمد بوضياف.

المراجع الإنجليزية

Abadir, K.M., & Magnus, J.R. (2005). *Matrix Algebra*. Cambridge University Press.

Aboobucker, F., Kalideen, F., & Abdul Jawahir, F. (2021). *The Relationship between Exchange Rate and Trade Balance: Empirical Evidence from Sri Lanka* (8 No 5 ed.). Journal of Asian Finance, Economics and Business 0037–0041.

Akaike, H. (1974). *A new look at the statistical model identification* (19 (6) ed.). Transactions on Automatic Control.

Akaike, H. (1979). *A Bayesian extension of the minimum AIC procedure of Autoregressive model fitting* (66 ed.). Biometrika.

Akorli, E. (2018). *The Effects of Exchange Rates on Trade Balance in Ghana* (Paper No. 88833, 15:27 UTC ed.). Ghana: MASTER OF SCIENCE IN ECONOMICS, Faculty of Social Sciences, College of Humanities and Social Sciences, Munich Personal RePEc Archive(MPRA). Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/88833/>

Anyanwu, J. (1993). *Monetary Economics theory*. Policy and Institutions.

Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J., & Hendry, D. (1993). *Co-Integration, Error Correction And The Econometric Analysis Of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press.

Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Mestre . (1998). *Error-correction Mechanism Tests for Co-integration in Single Equation Framework* (19 ed.). Journal of Time Series Analysis.

Breusch, T. (1979). *Testing For Autocorrelation In Dynamic Linear Models* (17 ed.). Australian Economic Papers.

Breusch, T., & Pagan, A. (1979). *A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation*. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1911963\ncpapers://62b5880a-9dca-4c73-a7b5-68e18ca483>

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

- Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). *Technique for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time* (37 ed.). Journal of the Royal Statistical Society.
- Dailami, M., & Dinh, H. (1991). *Interest Rate Policy in Egypt: Its Role in Stabilization and Adjustment* (Vol. WPS 655). The World Bank.
- Dickey, a. F. (1981). *The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root* (49, No 4 ed.). Econometrica.
- Engle, R. (2001). *GARCH 101: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics* (15, no. 4 ed.). Journal of Economic Perspectives.
- Eviews, I. (2020). *EViews 12 User's Guide II, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Models*. USA: IHS Global Inc.
- Frankel, J. (1999). No Single Currency is Right for All Countries or at all Times, Princeton Essays in International Finance 215. International Finance Section. Department of Economics. Princeton University.
- Godfrey, L. (1978). *Testing Against General Autoregressive And Moving Average Error Models When The Regressors Include Lagged Dependent Variables* (46 ed.). Econometrica.
- Harvey, A. (1974). *Estimation of parameters in a heteroscedastic regression model*. paper presented at the European Meeting of the Econometric Society, Grenoble.
- Harvey, A. (1976). *Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity* (44 ed.). Econometrica.
- Hornby , W., Wall, S., & Gammie, B. (1997). *Business Economics*. UK: Longman.
- Inclans C., & Tiao, G. C. (1994). *Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variances* (89 ed.). J. Amer. Statist. Assoc.
- Jafari, M. (1999). *The effect of real exchange rate on the economic growth; case study of the economy of Iran during the period 1959-1996*. Master Thesis, Faculty of Humanities and Social Sciences Mazandaran University.
- Jura, M. (2003). *Techniques Financiere Internationales, 2 eme Edition*. Dunod, Paris.
- Kurtović, S., & Athers. (2017). *Effect of Depreciation of the Exchange Rate on the Trade" Balance of Albania* (Vol. Vol. 63 No. 3 / September 2017). NAŠE GOSPODARSTVO / OUR ECONOMY, ORIGINAL SCIENTIFIC PAPER.
- Magdalena , P., Gani, R., Nikola, N., & Biljana , J. (2017). *Forecasting Macedonian Inflation: Evaluation of different models for short-term forecasting* (Working Paper 6 ed.). December 2016, National Bank of the Republic of Macedonia.
- Mankiw, N. (2007). *Principles Of Economic*. Harvard University.
- Mehrara, M., & Musai, M. (2011). *Health Expenditure and Economic growth: An ARDL Approach for the Case of Iran* (Vol. 3). Journal of Economics and Behavioral Studies.

- Mohieldin, M., & Ahmed, K. (2002). *On Exchange Rate Policy: The Case of Egypt 1970-2001* (Vol. 0312). Economic Research Forum, Working Paper.
- Mongardini, J. (1998). *Estimating Egypt's Equilibrium Real Exchange Rate* (Vol. 98). Washington: IMF, Working Paper.
- Mostafa , I. (2012). *Effect of Exchange Rate Regime of Egyptian Pound against US Dollar on Price Index and Inflation Rates for Consumers and Producers Basket of Livestock goods*. International Trade & Academic Research Conference (ITARC), 7-8 th Novemb.
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2005). *Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in A Co integration Framework* (Vol. 22). Economic Modeling. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com>
- Omotunde, J. E. (1987). *currency depreciation and export Expansion* (I June ed.). International Monetary Fund, Finance & Development.
- Ortiz-Ospina, E., & Beltekian, D. (2018). *Trade and Globalization*. Global Change Data Lab. Retrieved from <https://ourworldindata.org/trade-and-globalization>
- Ozcicek, O., & McMillin, D. W. (2001). *Lag Length Selection in Vector Autoregressive Models: Symmetric and Asymmetric Lags* (February, 31(4) ed.). Applied Economics. Retrieved from <https://www.researchgate.net/publication/>
- Perron, P., & Ng, S. . (1996). *Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties* (63 (3) ed.). The Review of Economic Studies.
- Pesaran, M. H. , & Shin, Y. (1998). *An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis* (31 ed.). Econometric Society Monographs.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships* (Vol. 16). Journal of Applied Econometrics.
- Phillips , P., & Perron, P. (1988). *Testing for a unit root in time series regression* (75, Issue 2 ed.). paris: Oxford University Press. doi:<https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Phillips, P. C., & Ouliaris, S. (1990). *Asymptotic properties of residual based tests for cointegration*. Econometrica: Journal of the Econometric Society.
- Pradhan, R., Norman, N., Badir, Y., & Samadhan, B. (n.d.). *Transport infrastructure, foreign direct investment, and economic growth interactions in India: The ARDL bounds testing approach* (104 ed.). Social and Behavioral Sciences. Retrieved from 2013.
- Robinson, J. (1947). *Essay in the Theory of Employment*. Basil Blagkwell , Oxford.
- Ruhani, F., Islam, M., & Ahmad, T. (2018). *Theories Explaining Stock Price Behavior: A Review of the Literature* (2. 2 ed.). International Journal of Islamic Banking and Finance Research.

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

Schwarz, G. (1987). *Estimating the Dimension of a Mode* (6 (2) ed.). The Annals of Statistics, Institute of Mathematical Statistics. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2958889>

Shahbaz, M., Ahmad, K., & Chaudhary, A. R. (2008). *Economic Growth and Its Determinants in Pakistan* (Vol. 47). The Pakistan Development Review. Retrieved from <https://www.pide.org>

Shirvani, H., & Wilbratte, B. (1997). *The Relationship between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment* (Vol. 11). International Economic Journal.

Smith, R. (2021). *A note on ARDL models*. Birkbeck, University of London.

Soofi, A. (2009). *China's exchange rate policy and the United States' trade deficits* (Vol. 36). Journal of Economic Studies.

Theil, H. (1965). *Theil, Henry Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North Holland.

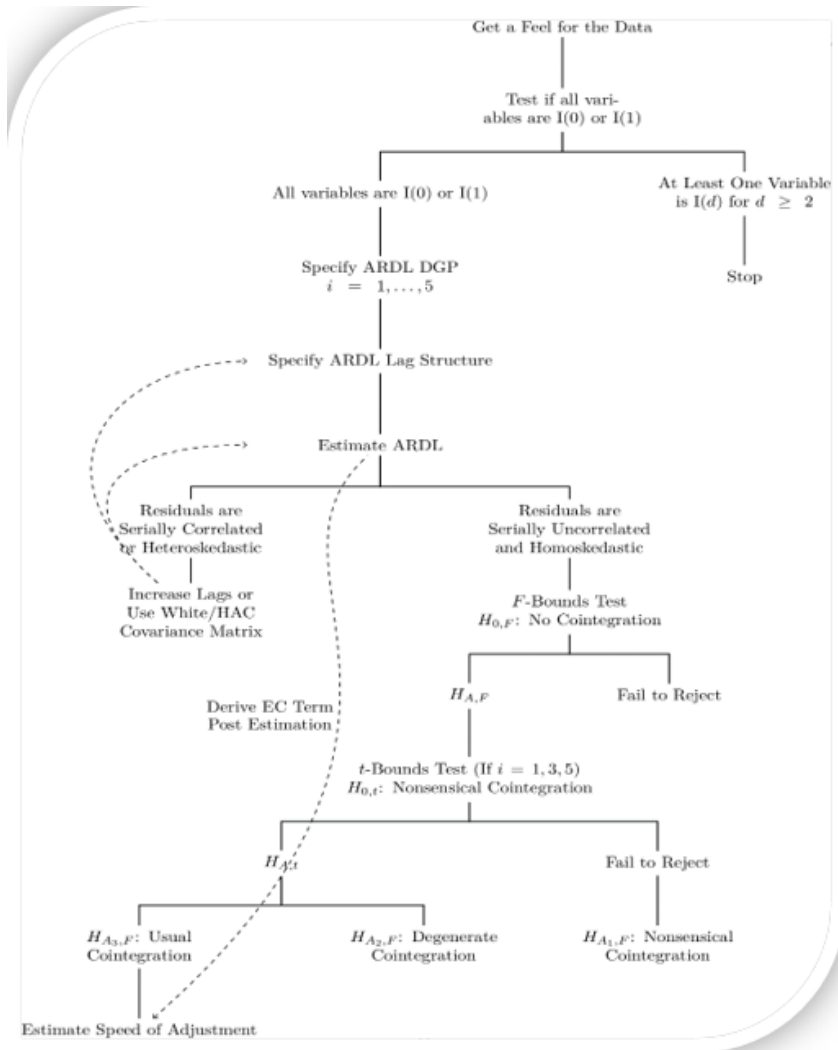
Theil, H. (1966). *Theil, Henry. Applied Econotnic Forecasts*. Amsterdam- North Holland, Pub. Co.; Chicago, Rand McNally.

Vazakidis, A., & Adamopoulos, A. (2010). *A Causal Relationship Between Financial Market Development and Economic Growth* (Vol. 7 ed.). American Journal of Applied Sciences. Retrieved from <https://scipub.org>

worldbank. (2021). Retrieved from <https://data.worldbank.org/>

ملاحق

شكل رقم (1): خطوات تطبيق نموذج ARDL



المصدر : <http://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.html>

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):

نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

شكل رقم (2): اختبار الحدود ومعلمات الأجل الطويل لنموذج سعر الصرف والصادرات والواردات
ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(EXR)
Selected Model: ARDL(4, 1, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/04/22 Time: 16:46
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.961417	1.301889	-4.579053	0.0004
D(EXR(-1))	-3.174078	0.646877	-4.906772	0.0002
D(EXR(-2))	-3.264391	0.598145	-5.457525	0.0001
D(EXR(-3))	-4.498235	0.811987	-5.539789	0.0001
D(EP)	0.057170	0.075437	0.757844	0.4611
D(IMP)	-0.238602	0.080051	-2.980624	0.0099
D(IMP(-1))	-0.150807	0.048402	-3.115756	0.0076
D(IMP(-2))	-0.075924	0.054382	-1.396132	0.1844
D(IMP(-3))	-0.216786	0.061725	-3.512149	0.0035
CointEq(-1)*	2.705443	0.498006	5.432554	0.0001
R-squared	0.730038	Mean dependent var	0.475925	
Adjusted R-squared	0.578184	S.D. dependent var	1.620718	
S.E. of regression	1.052614	Akaike info criterion	3.224153	
Sum squared resid	17.72793	Schwarz criterion	3.708036	
Log likelihood	-31.91360	Hannan-Quinn criter.	3.363494	
F-statistic	4.807507	Durbin-Watson stat	2.305162	
Prob(F-statistic)	0.003168			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(EXR)
Selected Model: ARDL(4, 1, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/02/22 Time: 22:06
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.961417	2.143341	-2.781367	0.0147
EXR(-1)*	2.705443	0.909972	2.973104	0.0101
EP(-1)	-0.095588	0.077011	-1.241222	0.2349
IMP(-1)	-0.027328	0.075584	-0.361559	0.7231
D(EXR(-1))	-3.174078	0.996397	-3.185555	0.0066
D(EXR(-2))	-3.264391	0.951334	-3.431381	0.0041
D(EXR(-3))	-4.498235	1.386406	-3.244530	0.0059
D(EP)	0.057170	0.106525	0.536679	0.5999
D(IMP)	-0.238602	0.122186	-1.952780	0.0711
D(IMP(-2))	-0.075924	0.067261	-1.128808	0.2780
D(IMP(-3))	-0.216786	0.084491	-2.565794	0.0224

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

F-Bounds Test				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Null Hypothesis: No levels relationship				
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	8.607853	10%	3.17	4.14
k	2	5%	3.79	4.85
		2.5%	4.41	5.52
		1%	5.15	6.36
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	26	10%	3.393	4.41
		5%	4.183	5.333
		1%	6.14	7.607
Finite Sample: n=30				
		10%	3.437	4.47
		5%	4.267	5.473
		1%	6.183	7.873

t-Bounds Test				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Null Hypothesis: No levels relationship				
t-statistic	2.973104	10%	-2.57	-3.21
		5%	-2.86	-3.53
		2.5%	-3.13	-3.8
		1%	-3.43	-4.1

شكل رقم (3): اختبار الحدود ومعلمات الأجل الطويل لنموذج الصادرات وسعر الصرف ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(EP)
 Selected Model: ARDL(1, 4)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 04/14/22 Time: 21:54
 Sample: 1991 2020
 Included observations: 26

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.67181	2.929150	-3.643314	0.0017
D(EXR)	-1.479787	0.522510	-2.832072	0.0107
D(EXR(-1))	-6.581007	1.826649	-3.602775	0.0019
D(EXR(-2))	-6.053782	1.701391	-3.558138	0.0021
D(EXR(-3))	-10.29221	2.285316	-4.503624	0.0002
CointEq(-1)*	-0.547115	0.129181	-4.235262	0.0004
R-squared	0.595002	Mean dependent var	1.390476	
Adjusted R-squared	0.493752	S.D. dependent var	5.073446	
S.E. of regression	3.609812	Akaike info criterion	5.604362	
Sum squared resid	260.6148	Schwarz criterion	5.894692	
Log likelihood	-66.85671	Hannan-Quinn criter.	5.687967	
F-statistic	5.876588	Durbin-Watson stat	1.490986	
Prob(F-statistic)	0.001693			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
 Dependent Variable: D(EP)
 Selected Model: ARDL(1, 4)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 04/14/22 Time: 21:52
 Sample: 1991 2020
 Included observations: 26

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.67181	3.971696	-2.686967	0.0146
EP(-1)*	-0.547115	0.132800	-4.119844	0.0006
EXR(-1)	6.356536	1.633915	3.890371	0.0010
D(EXR)	-1.479787	0.550716	-2.687025	0.0146
D(EXR(-1))	-6.581007	1.985349	-3.314786	0.0036
D(EXR(-2))	-6.053782	1.868988	-3.239070	0.0043
D(EXR(-3))	-10.29221	2.543256	-4.046862	0.0007

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR	11.61829	1.176110	9.878575	0.0000

$$EC = EP - (11.6183 * EXR)$$

F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	8.520287	10%	4.04	4.78
k	1	5%	4.94	5.73
		2.5%	5.77	6.68
		1%	6.84	7.84
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	26	10%	4.225	5.05
		5%	5.29	6.175
		1%	7.87	8.96
Finite Sample: n=30				
		10%	4.29	5.08
		5%	5.395	6.35
		1%	8.17	9.285

t-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-4.119844	10%	-2.57	-2.91
		5%	-2.86	-3.22
		2.5%	-3.13	-3.5
		1%	-3.43	-3.82

**العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020):
نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)**

شكل رقم (4): اختبار الحدود ومعلمات الأجل الطويل لنموذج الواردات وسعر الصرف ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(IMP)
Selected Model: ARDL(4, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/14/22 Time: 22:01
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.68534	3.031260	-6.824007	0.0000
D(IMP(-1))	-0.255468	0.130862	-1.952192	0.0686
D(IMP(-2))	-0.324275	0.123118	-2.633855	0.0181
D(IMP(-3))	-0.567272	0.134047	-4.231879	0.0006
D(EXR)	-1.461530	0.380865	-3.837393	0.0015
D(EXR(-1))	-10.60139	1.399082	-7.577391	0.0000
D(EXR(-2))	-10.36650	1.394373	-7.434521	0.0000
D(EXR(-3))	-15.16184	1.846455	-8.211328	0.0000
CointEq(-1)*	-0.412306	0.051888	-7.946077	0.0000

R-squared	0.813685	Mean dependent var	2.341009
Adjusted R-squared	0.726007	S.D. dependent var	4.838333
S.E. of regression	2.532593	Akaike info criterion	4.963789
Sum squared resid	109.0385	Schwarz criterion	5.399284
Log likelihood	-55.52926	Hannan-Quinn criter.	5.089196
F-statistic	9.280404	Durbin-Watson stat	2.381461
Prob(F-statistic)	0.000069		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(IMP)
Selected Model: ARDL(4, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/14/22 Time: 22:01
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.68534	3.267747	-6.330153	0.0000
IMP(-1)*	-0.412306	0.062097	-6.639668	0.0000
EXR(-1)	9.557911	1.242201	7.694336	0.0000
D(IMP(-1))	-0.255468	0.145197	-1.759457	0.0976
D(IMP(-2))	-0.324275	0.133939	-2.421067	0.0277
D(IMP(-3))	-0.567272	0.153617	-3.692773	0.0020
D(EXR)	-1.461530	0.439340	-3.326653	0.0043
D(EXR(-1))	-10.60139	1.459192	-7.265248	0.0000
D(EXR(-2))	-10.36650	1.462824	-7.086633	0.0000
D(EXR(-3))	-15.16184	1.931751	-7.848737	0.0000

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR	23.18158	1.958559	11.83604	0.0000

$$EC = IMP - (23.1816 * EXR)$$

Null Hypothesis: No levels relationship				
F-Bounds Test	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	29.71301	10%	4.04	4.78
k	1	5%	4.94	5.73
		2.5%	5.77	6.68
		1%	6.84	7.84
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	26	10%	4.225	5.05
		5%	5.29	6.175
		1%	7.87	8.96
Finite Sample: n=30				
		10%	4.29	5.08
		5%	5.395	6.35
		1%	8.17	9.285
Null Hypothesis: No levels relationship				
t-Bounds Test	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-6.639668	10%	-2.57	-2.91
		5%	-2.86	-3.22
		2.5%	-3.13	-3.5
		1%	-3.43	-3.82

عرض تقرير التنمية العربية

" النمو الاقتصادي العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد-19 وما بعدها "

محمد أمين لزعر*

شهد العالم في أواخر عام 2019 ظهور جائحة كوفيد-19 والتي كان لها تداعيات اقتصادية واجتماعية حادة على مختلف دول العالم وتسببت في انخفاض كبير للنمو الاقتصادي لم يشهده العالم منذ عقود. فقد أدت القيود وإجراءات الإغلاق الاحترازي التي قامت بها مختلف الدول إلى تعطيل أو توقّف عدد كبير من الأنشطة الاقتصادية وتسببت في انخفاض واضح للإنتاج في العديد من القطاعات الزراعية والصناعية إضافة إلى إغلاق شبه تام للعديد من القطاعات الخدمية خصوصاً النقل والسياحة. كما ساهم التراجع الكبير للصادرات والتدفقات المالية، بسبب إغلاق الحدود وانخفاض الطلب الخارجي، وتراجع حجم الاستهلاك والاستثمار في انخفاض كبير للنمو الاقتصادي العالمي والذي بلغ في المتوسط -3.2% في عام 2020 حسب عدة مؤسسات مالية دولية مقابل 2.7% في عام 2019.

وفي عام 2021 وتزامناً مع التوصل إلى لقاحات مضادة لفيروس كوفيد-19 وارتفاع نسبة التطعيم على مستوى العالم وإزالة القيود والانفتاح التدريجي لمختلف الاقتصادات، إضافة إلى سياسات الدعم المالية والنقدية لمواجهة التأثير السلبي للجائحة، استعاد الاقتصاد العالمي عافيته وسجل معدل نمو بلغ 6.1% خلال هذه السنة. لكن تباطؤ النشاط الاقتصادي في الصين نتيجة الأزمة العقارية، وظهور موجات تفشّي جديدة وفيروسات متحوّرة لكوفيد-19 والتي نتج عنها إغلاقات عامة وواسعة النطاق وانقطاعات في سلاسل الإمداد العالمية، إضافة إلى اندلاع الأزمة الروسية-الأوكرانية والتي كان لها انعكاسات اقتصادية وخيمة على العديد من الدول بعدما شهدت أسعار الطاقة والسلع الزراعية زيادات كبيرة أدت كلّها إلى حالة من الركود الاقتصادي المصحوبة بمستويات مرتفعة ومتزايدة من التضخم (الركود التضخمي).

وكباقي دول العالم، عانت الاقتصادات العربية بشكل كبير من تداعيات هذه الأزمات خصوصاً جائحة كوفيد-19 حيث شهدت أغلبها معدلات نمو سالبة في عام 2020. فقد تراجعت القيمة المضافة في قطاعات اقتصادية رئيسة تسهم بشكل كبير في الناتج المحلي الإجمالي، كما

* رئيس هيئة تحرير التقرير.

تضرّر قطاع المؤسسات متناهية الصغر والصغيرة والمتوسطة، الذي يسهم بنحو 45% من إجمالي الناتج المحلي الإجمالي ويضم ثلث العمالة الرسمية، بسبب تراجع كبير في النشاط الاقتصادي المحلي نتيجة الإغلاق وانخفاض صادرات السلع والخدمات جزاء انهيار الطلب العالمي. ولم تستثن هذه الجائحة أي مجال من مجالات التنمية ببصماتها الواضحة وفي مقدمتها ارتفاع عدد العاطلين عن العمل والفقراء، وتداعي وانكشاف الأنظمة الصحية.

ونظراً لأهمية هذه المواضيع وهذه الإشكاليات بالنسبة للدول العربية، وعدم اليقين حول مدى تطوّر وجدة هذه الأزمات مستقبلاً واحتمال ظهور أزمات أخرى وما تقرضه من تحديات جسيمة على المستوى الاقتصادي والاجتماعي، وفي إطار التعاون المشترك بين المعهد العربي للتخطيط بدولة الكويت ومعهد التخطيط القومي بجمهورية مصر العربية، اتفق المعهدان على أن يتناول الإصدار السادس لتقرير التنمية العربية موضوع "النمو الاقتصادي العربي في ظل الأزمات: جائحة كوفيد-19 وما بعدها". وحاول هذا الإصدار بصفة عامة التطرّق إلى مختلف هذه المواضيع والإجابة على مجموعة من التساؤلات المرتبطة بها وتسليط الضوء على عدة قضايا أهمها أثر جائحة كوفيد-19 على نمو اقتصادات الدول العربية، وتحليل سياسات حزم التعافي الاقتصادي والمالي في هذه الدول لمواجهة تداعيات الجائحة إضافة إلى تحديد القطاعات ذات الأولوية والأكثر أهمية والسياسات والإصلاحات التي من شأنها أن تعطي دفعة قوية لنمو اقتصادي شامل ومستدام يعمل على خلق أكبر عدد من فرص العمل، ويساعد على تعزيز التوازنات الاقتصادية الكلية لاسيما خفض عجز الموازنات وعجز ميزان المدفوعات والمديونية.

وللإحاطة بهذه المواضيع وتحليلها، تضمّن الإصدار السادس من تقرير التنمية العربية أربعة فصول. ركّز الفصل الأول منها على دراسة وضعية ووتيرة النمو الاقتصادي العربي قبل ظهور جائحة كوفيد-19 بالمقارنة مع العالم وبعض الدول النامية والناشئة خلال الفترة 2010-2019، وقام بتحليل لأهم خصائصه ومحدداته. وتطرّق بالخصوص إلى مصادر النمو سواء تعلق الأمر بمساهمة عوامل الإنتاج (العمل، رأس المال، الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج)، أو بنوعية القاعدة الإنتاجية والمساهمات القطاعية خصوصاً الصناعات التحويلية، أو بعوامل الطلب المحلي بما فيه الاستهلاك والاستثمار والتجارة الخارجية للسلع والخدمات. كما عمل هذا الفصل على تحليل دور بعض العوامل الأساسية في مسار النمو الاقتصادي العربي والتي من أهمها أساليب التخطيط الاقتصادي والاجتماعي.

أمّا الفصل الثاني من التقرير فقد سلّط الضوء على جائحة كوفيد-19 وقام بتحليل تأثيرها على النمو في الدول العربية مقارنة بباقي دول العالم خاصة الدول النامية والناشئة. وركّز على أبرز القطاعات الإنتاجية والسلعية والخدمية التي تضررت جزاء هذه الأزمة والتي بدورها كانت لها

تبعات وتداعيات سلبية على العديد من القطاعات الاجتماعية كالتشغيل والأمن الغذائي والدوائي. كما استعرض أهم القطاعات التي عرفت تحولات مهمة واستفادت من هذه الأزمة، كصناعة الأدوية والصيدلة والرقمنة والتكنولوجيا، والتي قد تمثل فرصاً حقيقية للدول العربية في المستقبل إذا أحسن استغلالها كمحركات جديدة للنمو.

كما استعرض الفصل الثالث أهم السياسات التي قامت بها هذه الدول للتصدّي للتداعيات الاقتصادية والاجتماعية لهذه الجائحة. وقام بتحليل الحزم المالية التحفيزية والإجراءات التي اتخذتها هذه الدول مقارنة مع العديد من المناطق على مستوى العالم. كما استعرض تجارب بعض البلدان العربية في حوكمة وإدارة أزمة الجائحة.

وأخيراً، طرح الفصل الرابع من هذا التقرير مجموعة من التوصيات لإشكالية النمو الاقتصادي في الدول العربية في فترة ما بعد الجائحة حيث هدف أساساً إلى تحديد نوعية الإجراءات والتدابير اللازمة لتحفيز النمو الاقتصادي المستدام والموفر لأكبر عدد من الوظائف. وقام بصياغة إطار قائم على السياسات يعالج التحديات والاختلالات الظرفية، قصيرة الأجل، وكذلك الهيكلية، طويلة الأجل، التي تواجه نسق وجوده النمو الاقتصادي في الدول العربية، وذلك ضمن رؤية إصلاحية متكاملة.

وفيما يلي استعراض لاهم ما تتضمنته فصول هذا التقرير

1. مسار النمو الاقتصادي قبل جائحة كوفيد-19: المميزات والخصائص

كان من البديهي، كتمهيد لتحديد آثار أزمة كوفيد-19 على النمو الاقتصادي في البلدان العربية، أن يتم التعرف أولاً على وضعية ووتيرة هذا النمو قبل ظهور الجائحة بالمقارنة مع العالم وبعض الدول النامية والناشئة وتحديد أهم سماته ومحدداته. وكان من المهم أيضاً التطرق إلى طبيعة القاعدة الإنتاجية والمساهمات القطاعية خصوصاً الصناعات التحويلية، ومصادر النمو المتعددة سواء تعلق الأمر بمساهمة عوامل الإنتاج (العمل، رأس المال، الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج)، أو عوامل الطلب المحلي بما فيه الاستهلاك والاستثمار العام والخاص والطلب الخارجي والمرتب بالتجارة الدولية للسلع والخدمات، بالإضافة إلى دور بعض العوامل الأساسية في مسار النمو الاقتصادي العربي والتي من أهمها أساليب التخطيط ودور المؤسسات الحاكمة لعملية التنمية الاقتصادية والاجتماعية وما يتمخض عنها من سياسات وإصلاحات.

وقد أفرز تحليل النمو الاقتصادي في المنطقة العربية خلال الفترة التي سبقت ظهور الجائحة (2010-2019) مجموعة من الملاحظات الأساسية: أولاً، بلغ هذا النمو في المتوسط نحو 3% بالأسعار الحقيقية، أي حوالي نفس متوسط النمو العالمي، إلا أنه يبقى مع ذلك أقل بكثير مقارنة بعدة مناطق وبلدان خصوصاً في شرق وجنوب آسيا. ثانياً، يوجد تباين واضح بين مختلف بلدان المنطقة العربية حيث ساهمت الدول النفطية بشكل كبير في تحسّن النمو الاقتصادي في المنطقة خصوصاً بين عامي 2010 و2014 نتيجة لطفرة الكبيرة التي عرفتتها أسعار النفط خلال هذه الفترة، في المقابل أدت الاضطرابات وعدم الاستقرار السياسي أو الأمني أو الاقتصادي في بعض البلدان، كلبنان والسودان وليبيا وسوريا، إلى تراجع واضح لمعدلات نموها الاقتصادي.

أما الملاحظة الثالثة فتتعلق بعدم استقرار النمو الاقتصادي في المنطقة العربية وارتفاع مستوى تذبذبه والذي تجاوز بشكل واضح نظيره في العديد من البلدان النامية والناشئة. ويعود ذلك أساساً إلى الاعتماد الكبير على بعض القطاعات التي تتميز عادة بتقلبات وعدم استقرار على مستوى أنشطتها الاقتصادية كالزراعة والذي يرتبط مردودها في كثير من الدول العربية على الأمطار والتي تتميز بعدم الانتظام. كما يعتمد قطاع السياحة بشكل كبير على الطلب الخارجي (السياح الأجانب) وكذلك بالاستقرار والأمن في الدول العربية السياحية. أما قطاع النفط فيعتمد بشكل أساسي على أسعار هذا المورد على المستوى الدولي والتي أصبحت تتأثر، إضافة إلى العرض والطلب، بمتغيرات أخرى سياسية أو أمنية أو صحية كجائحة كوفيد-19 والتي كانت سبباً رئيسياً في الانخفاض الكبير لأسعار هذا المورد الطبيعي الذي يمثل الركيزة الأساسية للعديد من الدول العربية على مستوى القاعدة الإنتاجية والصادرات والإيرادات المالية.

أما الملاحظة الرابعة فتخص التباين الواضح للقطاعات الإنتاجية على مستوى مساهمتها في النمو الاقتصادي حيث يُسجّل ضعف مساهمة قطاع الزراعة في الناتج المحلي الإجمالي للمنطقة العربية (أقل من 6% في المتوسط)، والذي يُفسّر عدم تحقيق المنطقة اكتفائها وأمنها الغذائي، نظراً لعدة أسباب أهمها تهميش هذا القطاع في عدة دول مقارنة بالصناعة والخدمات، وضعف إنتاجيته والتي تعود، إضافة إلى الطبيعة الجغرافية والظروف المناخية غير الملائمة التي تتميز بها أغلب الدول العربية، إلى التراجع المستمر للعمالة الزراعية (هجرة نحو المناطق الحضرية،...) وضعف حجم تمويل وتأمين الاستثمارات الزراعية. أما الصناعة فتساهم بحوالي 40% في المتوسط من الناتج المحلي الإجمالي العربي مع مساهمة كبيرة للصناعات الاستخراجية، والتي لا زالت تسيطر على عدد من الاقتصادات العربية مما يؤثر على استقرار معدلات النمو وديمومتها بسبب ارتباط هذه القطاعات بالسوق العالمي والظروف الجيوسياسية، وضعف مساهمة الصناعات التحويلية (نحو 10% من الناتج المحلي الإجمالي وأقل من 20% من الصادرات العربية وأقل من 2% من إجمالي الصناعات التحويلية العالمية) وهذا بالرغم من بروز بعض الدول

غير النفطية كالأردن وتونس والمغرب ومصر في بعض المجالات، كصناعات الأغذية والملابس والأدوية والأسمدة والمعدات الميكانيكية والكهربائية، وبعض الدول النفطية كالسعودية والبحرين بفضل الصناعات التعدينية والبتروكيماويات والبلاستيك والألمنيوم والصناعات الغذائية. أما قطاع الخدمات، فيساهم بشكل كبير في العديد من الدول العربية، نفطية وغير نفطية، وخصوصاً في بعض القطاعات كتجارة الجملة والتجزئة والمطاعم والسياحة والخدمات المصرفية والتأمين والوساطة المالية، والنقل، والمواصلات، والاتصالات.

بعد استعراض هذه الخصائص التي ميّزت النمو الاقتصادي في البلدان العربية قبل ظهور الجائحة يُطرح سؤال حول مدى مساهمة الطلب الكلي في نمو هذه الدول وبصفة عامة معرفة دور محركات النمو الاقتصادي والذي من شأنه أن يمكّن، من جهة، من فهم نمط ونوعية هذا النمو ومن جهة أخرى تحديد مساره خلال فترة الجائحة وما يترتب عنه من سرعة التعافي من آثارها السلبية، فضلاً عن تحدياتها على المدى المتوسط والطويل. وقد بيّن تحليل تطوّر النمو الاقتصادي في المنطقة العربية خلال الفترة 2010-2019 الدور الكبير "للاستهلاك الخاص" والذي يساهم بأكثر من نصف قيمة الناتج المحلي الإجمالي، لتصل هذه المساهمة إلى 73.7% في المتوسط في الدول المستوردة للنفط. ويليه في الأهمية "التكوين الرأسمالي الثابت" (26.5%) وتتقارب نسبته في الدول العربية المصدّرة والمنتجة للنفط. وعلى الرغم من تزايد ظاهرة النمو الاقتصادي الذي يقوده الاستهلاك الخاص عالمياً في الآونة الأخيرة إلا أن معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي المدفوعة بهذا النوع من الطلب الكلي في الدول العربية تتسم بالضعف مقارنة بمستوى نمو مكونات الطلب الكلي الأخرى بسبب تراكم الاختلالات الاقتصادية الناجمة عن زيادة الاستهلاك بمرور الوقت، كارتفاع المديونية العامة وخدمة الدين، والذي يجعل الاقتصادات العربية تدخل فترة الجائحة بمستويات نمو غير مستدامة وعرضة للتداعيات السلبية الكبيرة لهذه الجائحة.

وتجدر الإشارة إلى أن متوسط نمو "الاستهلاك الخاص" قد فاق متوسط نمو الناتج المحلي الإجمالي سواء في الدول العربية مجتمعة أو في المجموعات النفطية وغير النفطية، مما يؤكد على الدور المهم الذي لعبه هذا العنصر من الطلب الكلي في دفع النمو الاقتصادي في هذه الدول. في المقابل، بلغت معدلات نمو "التكوين الرأسمالي الثابت"، و"الانفاق الحكومي"، و"صافي الصادرات" مستويات أقل من معدل النمو الاقتصادي خلال نفس الفترة. ويُفترض بناءً على هذه النتائج توجيه السياسة الاقتصادية إلى إعادة التوازن بين عناصر الطلب الكلي في كل دولة وفقاً لمتطلبات النمو المستدام مع إعطاء الأولوية للتكوين الرأسمالي لقيادة النمو الاقتصادي.

أما فيما يخص عوامل الإنتاج ودورها في النمو الاقتصادي فيلاحظ ارتفاع حصة "تعويضات رأس المال" في الدول المصدّرة للنفط (67% من الناتج المحلي الإجمالي) مقارنة

بالدول المستوردة له (56%) خلال الفترة 2010-2019. وفي المقابل بلغت حصة إجمالي "تعويزات العمالة" 44% من الناتج المحلي الإجمالي في الدول المستوردة مقابل 33% في الدول المصدرة للنفط. ويشير ذلك إلى أهمية رأس المال في هذه الدول مقارنة بالدول المستوردة للبترو. وفي المقابل، تلعب حصة العمالة دوراً أكبر في الدول المستوردة مقارنة بالمصدرة للنفط. ولا بد من الإشارة إلى أن معدلات نمو "رأس المال" في الدول العربية المصدرة للنفط ارتفعت خلال هذه الفترة حيث بلغت 5.3%، مقارنة بنسبة 3.1% في الدول المستوردة له. يليها في الأهمية النمو الكمي للعمالة بنسبة 3.2% في الدول النفطية و1.7% في باقي الدول، بينما بلغت معدلات النمو النوعي للعمالة 0.7% و0.8% على التوالي. ويرجع ضعف مساهمة عنصر العمالة في النمو الاقتصادي في المنطقة العربية أساساً إلى انخفاض مستوى رأس المال البشري وإشكاليات عدم مرونة سوق العمل وعدم موازنة مخرجات التعليم مع متطلبات سوق العمل. من جانب آخر، سجّل متوسط معدلات نمو "الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج" قيمة سالبة في الدول العربية خلال نفس الفترة والذي يعكس تراجعاً نوعياً في النمو الاقتصادي وفي كفاءة استخدام الموارد الإنتاجية المتاحة.

بصفة عامة، شهدت الفترة التي سبقت ظهور جائحة كوفيد-19 تباينات واضحة بين الدول العربية على مستوى سمات نموها الاقتصادي وتبين بأن هذا النمو لا يزال يعتمد في أغلبها على الأنماط التقليدية من عوامل الإنتاج التي كانت سائدة في الحقب السابقة والتي تجعله غير مستدام مما قد يجعله عرضة للصدمات الخارجية كالتغيرات الكبيرة في أسعار النفط العالمية وأسعار المواد الغذائية أو صدمات أخرى كجائحة كوفيد-19 أو الأزمة الروسية-الأوكرانية. وقد تم رصد مجموعة من القيود والتحديات التي تواجه أغلب البلدان العربية والتي تختلف من دولة لأخرى بالنظر إلى خصائصها الهيكلية وطبيعة مواردها الطبيعية والبشرية إضافة إلى نوعية خططها وسياساتها التنموية، والتي أدت إلى بطء وتذبذب معدلات النمو وعدم قدرة هذه الاقتصادات على النمو بشكل مرتفع ومستدام. وتتمثل هذه القيود والتحديات بشكل خاص في تقلب أسعار المواد الأولية، وقلة التنوع الاقتصادي، وتهميش القطاع الخاص، وعدم توفير مناخ أعمال جاذب للاستثمار المحلي والأجنبي، وعدم توفر الموارد البشرية كماً ونوعاً إضافة إلى المؤسسات الفعالة والحاكمة لعملية النمو والتنمية الاقتصادية والاجتماعية.

2. تداعيات الجائحة على الدول العربية وعلى نموها الاقتصادي

بعد التعرف على خصائص النمو الاقتصادي قبل حدوث جائحة كوفيد-19، تطرّق هذا التقرير إلى تداعيات هذه الأزمة على الدول العربية وعلى نموها الاقتصادي مقارنة بباقي دول العالم خاصة النامية والناشئة. وركّز بالخصوص على أبرز القطاعات الإنتاجية والسلعية والخدمية الأكثر تضرراً والتي بدورها كانت لها تبعات وأثار سلبية على العديد من القطاعات الاجتماعية كالتشغيل

والأمن الغذائي والصحي والدوائي. كما استعرض أهم القطاعات التي عرفت تحولات مهمة واستفادت من هذه الأزمة والتي قد تمثل فرصاً حقيقية للدول العربية في المستقبل إذا وُفرت لها الظروف المناسبة وأحسن استغلالها كمحركات جديدة للنمو.

وتمت الإشارة في البداية إلى الركود الكبير للاقتصاد العالمي حيث شهدت أغلب دول العالم سواء متقدمة أو نامية انخفاضاً كبيراً لمعدلات نموها الاقتصادي نتيجة التراجع الكبير للأنشطة الصناعية والتجارية المختلفة وحركة النقل والنشاط السياحي وسلاسل التوريد العالمية إثر عمليات الإغلاق الاحترازي والقيود على التنقل والسفر عبر العالم. وقد أدت الجائحة وما نتج عنها من تدابير وإجراءات استثنائية إلى زيادة كبيرة في الانفاق لمختلف الدول والذي نتج عنه ارتفاع مستويات المديونية العالمية لتصل إلى نحو 351% من الناتج المحلي الإجمالي العالمي و250% من الإيرادات الحكومية وهو حسب البنك الدولي أعلى مستوى تم تسجيله في خمسين عاماً. هذا الارتفاع في المديونية العالمية إضافة إلى تباطؤ معدلات النمو الاقتصادي وارتفاع معدلات التضخم وتقييد الأوضاع المالية قد تؤدي إلى التخلف عن سداد الديون خاصة بالنسبة للدول النامية والعربية التي لجأت إلى الاقتراض بشكل كبير لتمويل الانفاق الاستثنائي التي تسببت فيه الجائحة.

وبعد التوصل إلى لقاحات مضادة لفيروس كوفيد-19 وارتفاع نسبة التطعيم وإزالة القيود والانفتاح التدريجي لمختلف الاقتصادات، إضافة إلى سياسات الدعم المالية والنقدية لمواجهة التأثير السلبي للجائحة، استعاد العالم عافيته الاقتصادية وسجل معدل نمو بلغ 6.1% في عام 2021. وكانت جل التوقعات تشير إلى استمرار هذا التحسن لكن ظهور فيروسات متحورة واندلاع الأزمة الروسية-الأوكرانية والارتفاع الكبير لنسبة التضخم العالمي بسبب ارتفاع أسعار الغذاء والوقود والتحديات التي تواجه سلاسل الإمداد الدولية فضلاً عن إنهاء العمل بالسياسات المالية والنقدية التيسيرية تشير كلها إلى احتمال كبير بتراجع معدلات نمو الاقتصاد العالمي على المدى المتوسط. وهذا ما تؤكد بعض المؤسسات المالية الدولية كصندوق النقد الدولي الذي خفض توقعاته، التي أصدرها في شهر يوليو 2022، لتصبح 3.2% في عام 2022 و2.9% في عام 2023، أي بتراجع بنحو 0.4 و0.7 نقطة مئوية على التوالي عن بياناته لشهر أبريل 2022. وبدوره خفض البنك الدولي في شهر يونيو توقعاته من 5.7% في عام 2021 إلى 2.9% في عام 2022، وهي نسبة أقل بكثير من تلك التي أعلنها في شهر يناير (4.1%)، مع احتمال كبير أن يتابع النمو العالمي تأرجحه حول تلك الوتيرة خلال عامي 2023 و2024.

وكسائر دول العالم كان للجائحة عدة تداعيات سلبية على الاقتصادات العربية وتسببت في تراجع النمو فيها ليبلغ -5% في عام 2020 مقارنة بنحو -3.1% عالمياً و-4.5% في الدول المتقدمة و-2% في الأسواق الناشئة والبلدان النامية. ويعود ذلك إلى تراجع الطلب العالمي

على صادراتها من السلع والخدمات وانخفاض الطلب والعرض المحليين بسبب تطبيق الاحترازات الصحية والحظر والغلق وشبه الكامل للأنشطة الاقتصادية. وتباينت هذه التداعيات على النمو الاقتصادي في جل البلدان العربية نتيجة لعدة أسباب باختلاف هياكلها الاقتصادية وتفاوت في قيمة ونوعية الحزم المالية المخصصة لمواجهة الجائحة وتفاوت على مستوى نسبة التلقيح ضد الفيروس إضافة إلى اختلاف نوعية التحديات التي كانت تواجهها كل دولة قبل هذه الأزمة. وقد كانت معدلات الانكماش أعلى عموماً في الدول النفطية مقارنةً بالدول الأخرى لكونها تعرّضت لصدمتين متزامنتين: صدمة الجائحة وصدمة الانخفاض الكبير لأسعار النفط نتيجة التراجع الكبير للطلب العالمي والذي أدى إلى انخفاض كبير لصادراتها وإيراداتها المالية. أما الدول غير النفطية فقد شهدت تراجعاً ملحوظاً على مستوى الصادرات خصوصاً في الخدمات السياحية وانخفاضاً كبيراً لتحويلات مواطنيها العاملين بالخارج. أما الدول العربية التي تشهد عدم استقرار سياسي وأمني، فقد تجاوزت فيها معدلات الانكماش نسبة 10% من الناتج المحلي الإجمالي.

وعند تحليل تأثير الجائحة على محرّكات الطلب الكلي، وعكس ما كان عليه الأمر قبل الجائحة حيث كان "الاستهلاك الخاص" هو القاطرة الأساسية للأنشطة الاقتصادية، يتبيّن انكماش كل عناصر هذا الطلب باستثناء "الإنفاق الحكومي" والذي أصبح المحرك الأساسي للنمو الاقتصادي بفضل الحزم التحفيزية التي تبنتها الدول العربية. في المقابل، كان "إجمالي التكوين الرأسمالي" و"التجارة الخارجية" أكثر عناصر الطلب الكلي تراجعاً وتأثراً بالجائحة بسبب ظروف الإغلاق العالمي وتوقف العديد من العمليات اللوجستية التي أدت إلى تعثرات كبيرة على مستوى سلاسل الإمداد العالمي. أما بخصوص مضاعفات الجائحة على عوامل الإنتاج ومساهمتها في دفع النمو الاقتصادي في عام 2020، فيتضح انكماش النمو الكمي للعمالة بصورة كبيرة في كل الدول العربية (-7.9% في المتوسط) نتيجة الإغلاق والإجراءات الاحترازية والتي أدت إلى انخفاض عدد العاملين على مستوى أسواق العمل. وبالمثل انخفضت الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج بنسبة -5.7% في المتوسط في إجمالي الدول العربية، خصوصاً النفطية (-6.1%) مقارنةً بالدول غير النفطية (-2.3%)، وسجلت معدلات نمو رأس المال ونمو العمالة النوعي زيادة بلغت 2.5% و1.5% في الدول النفطية مقابل 1.1% و1.0% في باقي الدول على التوالي والذي يمكن تفسيره خصوصاً بتراجع الاستثمار في ظل بيئة أعمال تتسم بالمخاطر الكبيرة والقيود المتشددة. وعند المقارنة بين مساهمة عوامل الإنتاج في النمو الاقتصادي قبل وأثناء الجائحة يتبيّن انخفاض مساهمة كل هذه العناصر خلال فترة الجائحة مقارنةً بما قبلها في كل الدول، ما عدا عامل واحد وهو النمو النوعي للعمالة والذي تحسّن في كل مجموعات الدول العربية والذي يرجع إلى استخدام التقنيات الحديثة خلال فترة الجائحة مما ساهم في تحسين الأداء النوعي للعمالة في هذه الدول.

بصفة عامة، وبالرغم من التعافي من آثار الجائحة الذي شهدته المنطقة العربية في عام 2021 حيث سجّلت نمواً بنحو 3.3% والذي يرجع أساساً إلى الدول النفطية، بعد تحسّن أسعار النفط وارتفاع الكمّيات المصدّرة، وكذلك إلى باقي البلدان، نتيجة العودة التدريجية للأنشطة الاقتصادية إثر الدّعم والإنفاق الحكومي الكبير وزيادة في الطلب العالمي على منتجاتها من السلع والخدمات، فقد تسبّبت الجائحة في تكلفة اقتصادية كبيرة للدول العربية تُقدّر بنحو 200 مليار دولار بنهاية 2021. وواجهت هذه الدول، خاصة منخفضة ومتوسطة الدخل، صعوبات كبيرة لتلبية متطلبات الإنفاق اللازم لمواجهة تداعيات الجائحة خصوصاً مع انخفاض الإيرادات المالية والذي دفع بها إلى رفع حجم الاقتراض والذي ترتّب عنه ارتفاع كبير لحجم الدين العام حيث بلغت نسبته إلى الناتج المحلي الإجمالي حوالي 120% بنهاية عام 2020. وبالتالي زادت الجائحة من الصعوبات التي تواجهها الدول العربية في توفير التمويل اللازم لتنفيذ المشروعات والبرامج التي تحقق أهداف خطتها التنموية بما فيها أهداف التنمية المستدامة. من جانب آخر أثّرت هذه الأزمة بشكل كبير على التشغيل حيث ارتفعت معدلات البطالة. وما يعكس الطابع الاستثنائي لهذه الجائحة هو عدم استجابة القطاع غير الرسمي لاستيعاب العمالة التي فقدت وظائفها بسبب هذه الأزمة خلافاً لما يحدث عادة في حالات الركود الاقتصادي وذلك بسبب الإغلاق الكلّي أو الجزئي للأنشطة الاقتصادية والاجتماعية.

تجدر الإشارة إلى أن الجائحة كان لها تأثير متباين على مستوى القطاعات الإنتاجية والخدمات، وبالتالي مساهمتها في النمو الاقتصادي، حيث تضرّر البعض منها فيما عرف البعض الآخر تطوّرات إيجابية. وكان النفط من أبرز القطاعات المتضرّرة بسبب الانكماش الاقتصادي العالمي الكبير الذي تسبّبت فيه الجائحة، مما أدّى إلى انخفاض كبير للطلب على هذا المورد، والذي تزامن مع زيادة الإنتاج. وكشفت بالتالي هذه الأزمة عن مدى هشاشة الاقتصادات العربية التي تعتمد بشكل كبير على عائدات النفط والغاز. وبدورها، تأثّرت غالبية القطاعات الخدمية بشكل كبير خصوصاً السياحة والطيران حيث أدّى الإغلاق والحظر المفروض على السفر إلى تكبّد شركات النقل الجوي العربية خسائر هامة في إيراداتها (نحو 23 مليار دولار) والاستغناء عن حوالي 2.4 مليون وظيفة في عام 2020، وتوقّف شبه كامل للسفر من وإلى الدول العربية وبالتالي شلّل لقطاع السياحة والذي يساهم بنحو 15% في الناتج المحلي الإجمالي لمصر، و14% للأردن، و12% لتونس، و8% للمغرب.

بدوره لم يسلم القطاع الزراعي من الانعكاسات السلبية للجائحة حيث ساهم الحجر الصحي والقيود المفروضة على التنقل وإغلاق الحدود في تعثّر ونقص في استيراد ومدخلات الإنتاج كالألات والبذور والأسمدة. كما تعد التجارة الخارجية من القطاعات المتضرّرة في المنطقة العربية (خسارة حوالي 35 مليار دولار من صادراتها في 2020 بخلاف خسائر عائدات النفط). فقد

انخفضت صادرات الزراعة والمنتجات الغذائية بنحو 6% وصادرات المنسوجات والملابس بحوالي 5%. من جانبها تراجعت الواردات العربية من نحو 828 مليار دولار قبل الجائحة إلى حوالي 111 مليار دولار في عام 2020 نتيجة تراجع الطلب المحلي بسبب الإغلاق والتوقف الكلي أو الجزئي للعديد من الأنشطة الاقتصادية وكذلك انخفاض العرض في الأسواق الدولية واضطراب سلاسل التوريد العالمية. من ناحية أخرى، أظهرت التطورات الخاصة بالجائحة مدى هشاشة القطاع الغذائي والدوائي في المنطقة العربية والاعتماد على بلدان أخرى لتوريد كميات كبيرة من الأغذية والأدوية واللقاحات. وأبرزت بالخصوص بأن الدول العربية شبه غائبة عالمياً في مجال تصنيع الأدوية بسبب مجموعة من المعوقات والتي يمكن حصر أبرزها في عدم توفر الاستثمار والتمويل، وتراكم التكاليف والرسوم في سلسلة التوريد، ونقص الموارد البشرية المتخصصة وعلاقتها بمستوى جودة التعليم، وضعف البحث والتطوير.

وبالرغم من التداعيات السلبية لجائحة كوفيد-19 على الدول العربية ونموها الاقتصادي إلا أن هذه الأزمة أظهرت أهمية بعض القطاعات والتي قد تمثل في ذات الوقت فرصاً حقيقية في المستقبل إذا ما أحسن استغلالها كمحركات جديدة وتساهم في تحقيق معدلات أفضل للنمو وفي نفس الوقت توفير فرص عمل جديدة وتلبية احتياجات السوق المحلي وتصدير الفائض للخارج. ومن بين هذه القطاعات صناعة الأدوية حيث قامت عدة دول، كالإمارات والسعودية والمغرب ومصر والجزائر، بتعزيز البنية التحتية وخلق شراكات مع دول أجنبية (الصين، روسيا...) وشركات خاصة لتصنيع اللقاحات عبر خطوط إنتاج محلية ولدعم أبحاث اللقاحات. قطاعات أخرى أظهرت الجائحة أهميتها وهي الرقمنة واستخدام التكنولوجيا والاتصالات حيث لعبت دوراً كبيراً في استمرارية الأنشطة الاقتصادية والاجتماعية في ضوء التباعد الاجتماعي والإغلاق شبه الكامل في معظم دول العالم.

بصفة عامة، أظهرت الجائحة بأن هناك فرصاً سانحة للدول العربية للمساهمة في النمو الاقتصادي والتي تتطلب توفير الظروف المناسبة لتشجيع الاستثمار في هذا المجال، خصوصاً القطاع الخاص، وتعزيز الاستثمار في رأس المال البشري وتطوير نوعية وجود التعليم، وتشجيع ودعم البحث والتطوير ونقل التكنولوجيا. وبالموازاة مع هذه التدابير، لا بد من التأكيد كذلك على أهمية إعطاء الدول العربية الأولوية في مثل هذه الأزمات لبرامج التطعيم وتسريع وتيرتها لتعم كل الفئات والجهات، وكذلك اتخاذ التدابير التي من شأنها توفير التمويل وتعزيز الحيز المالي اللازم لدعم التعافي الاقتصادي وتحفيز النمو، خصوصاً مواصلة الإصلاحات الهيكلية الهادفة إلى زيادة مستويات الصمود الاقتصادي وخلق الوظائف ورفع وتيرة التنويع الاقتصادي وتنويع مصادر الدخل وتحسين بيئة الاستثمار وتشجيع التكنولوجيا الرقمية وقطاع المعلومات والبحث والتطوير.

3. سياسات الدول العربية في مواجهة الجائحة وإدارة التعافي في ظل تزايد عدم اليقين

استكمالاً لما تم عرضه من تداعيات جائحة كوفيد-19 على الدول العربية ونموها الاقتصادي، استعرض التقرير أهم السياسات التي تبنتها هذه البلدان لمواجهة هذه الأزمة، مع الإشارة إلى تشابك تداعيات الأزمة الروسية-الأوكرانية مع آثار الجائحة. وتناول بالتحليل الحزم المالية التحفيزية لهذه الدول من حيث قيمتها ومجالات استخدامها ومقارنتها بباقي أقاليم العالم، وسلط الضوء على السياسات والإجراءات التي تبنتها لمواجهة التداعيات الاقتصادية والاجتماعية للجائحة وكذلك احتمالات تعافي هذه الاقتصادات في ظل تزايد عدم اليقين الذي فرضته الأزمة الروسية-الأوكرانية.

وتبيّن بأن غالبية الدول العربية خصّصت حزماً تحفيزية طارئة لمواجهة الآثار السلبية للجائحة على الأفراد والشركات بقيم تمثل أضعاف ما تم إنفاقه في مواجهة الأزمة المالية العالمية الأخيرة، لكنها تبقى مع ذلك ضعيفة حيث لم تتجاوز 1% من إجمالي الحزم التحفيزية على مستوى العالم. وقد تفاوتت قيمة هذه الحزم ما بين هذه الدول وفقاً لحيزها المالي وقوة نظامها الصحي حيث تصدرت دول مجلس التعاون الخليجي القائمة من حيث القيمة والأهمية. واستحوذ دعم النشاط الاقتصادي على النصيب الأكبر من هذه الحزم يليه دعم الحماية الاجتماعية. كما تنوعت مصادر تمويل هذه الحزم سواء من الموارد التي دبرتها الحكومات من موازنتها العمومية أو التي تم اقتراضها من المؤسسات التنموية الدولية كالبنك الدولي الذي قدّم مساعدات طارئة وفي نفس الوقت مدّد آجال سداد الديون الثنائية لبعض الدول كمصر والمغرب وتونس والأردن وجيبوتي وموريتانيا. وبدوره قدّم صندوق النقد الدولي تسهيلات تمويلية طارئة عبر أدوات تمويلية متنوعة لعدة دول (مصر، الأردن، ...). كما استفادت عدة بلدان من قروض وفترتها بعض المؤسسات التنموية العربية مثل صندوق النقد العربي الذي قدّم تسهيلات ائتمانية (تونس، المغرب، الأردن، ...) لتمويل موازين المدفوعات وتعزيز الاحتياطيات وتمويل احتياجاتها من السلع الاستراتيجية خلال هذه الأزمة، والصندوق العربي للإنماء الاقتصادي والاجتماعي الذي منح قروضاً وتسهيلات ائتمانية، والبنك الإسلامي للتنمية الذي قدّم مساعدات ومنح مالية عاجلة للدول الأعضاء لدعم أنظمتها الصحية.

وبصفة عامة، اتسمت السياسات الاقتصادية العربية على العموم بمجموعة من الإجراءات والتدابير. فعلى مستوى السياسات المالية تم منح تسهيلات وإعفاءات ضريبية للأفراد والشركات، وتوسيع نطاق إعانات البطالة والتحويلات النقدية للأسر منخفضة الدخل، وتقديم الدعم للمشروعات الصغيرة والمتوسطة والقطاعات المتضررة من الجائحة وكذلك مشاركة الحكومات في تحمل أعباء

رواتب وأجور العاملين بالقطاع الخاص. أما على مستوى السياسات النقدية فتركزت التدخلات في إجراءات التيسير الكمي مثل تخفيض أسعار الفائدة الأساسية وتخفيض نسب الاحتياطي الإلزامي والمتطلبات الاحترازية للبنوك وتسهيلات لسداد القروض، بجانب دعم السيولة بتقليل وزن مخاطر القروض الممنوحة للمنشآت الصغيرة والمتوسطة وتعليق القوائم السوداء والسماح بمنح الائتمان للعملاء غير المنتظمين، ومبادرات تمويل ميسر للقطاعات المتضررة.

وفي ما يتعلق بدور الحوكمة العامة في إدارة الجائحة، أي مجموعة السياسات والتدخلات وأدوار المؤسسات التي تبنتها دول العالم بما فيها العربية للتصدّي لهذه الأزمة، فتشير العديد من التقارير العالمية إلى ثغرات واضحة في الجاهزية العامة للعديد من دول العالم المتقدمة والنامية في مواجهة الجائحة خاصة فيما يتعلق بحوكمة عملية توقع واستباق المخاطر والترتيبات المرتبطة بها بين مستويات الحكومة واتخاذ القرار، بالإضافة إلى فجوات الثقة العامة في التعامل مع المخاطر والأزمات نتيجة نقص مشاركة أصحاب المصلحة والعامة في القرارات الخاصة بإدارة المخاطر على المستوى الوطني.

وكشفت تلك الحوكمة عن فجوات واضحة في الجاهزية العربية في إدارة الأزمات على الخصوص وإدارة التنمية المستدامة بوجه عام، وفجوات في قواعد البيانات اللازمة، وتحديات في حوكمة الأمن الصحي، وشبكات الأمان الاجتماعي، وأجهزة الإدارة العامة، وفجوات في التوظيف الأفضل للرقمنة في القطاع الصحي وباقي قطاعات الدولة بما يعزز القدرة على إدارة الأزمات لتحقيق نمو اقتصادي ومستدام. وتم التأكيد على أهمية تعزيز الحوكمة من خلال تطوير نظم إدارة البيانات والنظم الإحصائية العربية وتوسيع مساحات المشاركة في صنع السياسات العامة وإعادة هيكلة الأجهزة الحكومية رقمياً.

وتطرّق التقرير من جانب آخر إلى الآفاق المستقبلية حيث تبين بأنه في الوقت الذي كان فيه الأمل معقوداً على استمرار الانتعاش الاقتصادي الذي عرفه العالم خلال عام 2021 والذي كان سيسهم في تحسّن النمو الاقتصادي العالمي، بما فيها البلدان العربية، إلا أن بعض التطورات تشير إلى احتمال كبير بانخفاض هذا النمو في عام 2022. وتتجلى هذه التطورات في استمرار تداعيات الجائحة وظهور متحورات جديدة (أوميكرون) والتي دفعت بعض الدول إلى إعادة فرض بعض القيود على حركة التنقل. كما يُنتظر أن يترتب عن الارتفاع الكبير لنسبة التضخم على مستوى العالم، بسبب الانقطاعات في سلاسل التوريد والزيادة في أسعار عدة منتجات صناعية وزراعية ومواد الطاقة وكذلك الآثار غير المباشرة للسحب التدريجي للسياسات المالية والنقدية التيسيرية التي تبنتها الدول المتقدمة لمواجهة تداعيات الجائحة ودعم اقتصاداتها، انعكاسات سلبية على معدلات نمو الأنشطة الاقتصادية.

من جانب آخر، فرضت الأزمة الروسية-الأوكرانية حالة جديدة من عدم اليقين وفاقت من تحديات التعافي وساهمت في دفع الاقتصاد العالمي إلى مزيد من التباطؤ نظراً لما فرضته من تداعيات عالمية انتقلت من خلال أسواق السلع الأولية والتجارة والقنوات المالية حيث ساهمت في تقادم مستويات التضخم والاختناقات في سلاسل الامدادات، مما دفع إلى تشديد السياسة النقدية بداية من الولايات المتحدة الأمريكية، وهو ما بدأ بالفعل من خلال رفع مجلس الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي سعر الفائدة عدة مرات منذ شهر مايو 2022 وهو أعلى معدل زيادة منذ الألفيات، لتمتد إلى باقي دول العالم.

في هذا الإطار، وفي الوقت الذي حققت فيه بعض البلدان، كدول مجلس التعاون الخليجي ومصر والمغرب والأردن، نسب تلقيح مرتفعة لا زالت دول أخرى خصوصاً ذات الدخل المنخفض أو التي تعرف عدم استقرار أمني وسياسي تعاني من نقص في هذا المجال. من جانبها، وبالرغم من أن انعكاسات الأزمة الروسية-الأوكرانية يشوبها عدم اليقين خاصة في ظل تنوع قنوات انتقال تداعيات الحرب على الاقتصادات العربية وتفاوت درجة تأثر كل دولة إلا أنه يُتَوَقَّع تحسّن الموازين التجارية والجارية والايادات المالية للدول النفطية، والتي تساهم بحوالي 72% من الناتج المحلي الإجمالي العربي مقابل نحو 28% في باقي الدول العربية، نتيجة ارتفاع أسعار النفط التي أدت إليها هذه الأزمة مقابل تضرر الدول المستوردة للبتروال نتيجة تعرّضها لصدمة مزدوجة تتمثل في ارتفاع أسعار الطاقة والغذاء، مما يؤدي إلى ارتفاع نسبة التضخم، خاصة وأن العديد منها مستورد صاف للغذاء، مما يؤدي لتدهور موازينها الجارية وموازنتها العامة ويزيد من تحديات الأمن الغذائي. في نفس الوقت، يُحتمل أن تواجه الدول النفطية مع ذلك تحديات تتعلق بارتفاع تكاليف المعيشة خاصة على المدى الطويل.

لا بد من الإشارة في هذا الصدد إلى أن تصاعد التضخم فرض تشديداً للأوضاع النقدية بوتيرة أسرع حيث قامت العديد من البنوك المركزية العربية برفع أسعار الفائدة كدول مجلس التعاون الخليجي، على خطى الفيدرالي الأمريكي، إضافة إلى دول أخرى كمصر والأردن وتونس، لمواجهة تزايد مستويات التدفقات الرأسمالية الخارجة، وهو ما يؤدي لتحديات كبيرة في التمويل وتصاعد مستويات الدين وأعبائه وضغوط على العملات المحلية.

بصفة عامة، تقود حالة عدم اليقين المرتبطة بتطورات الجائحة وظهور متحوّرات أخرى للفيروس إضافة إلى الأزمة الروسية-الأوكرانية إلى صعوبة التنبؤ بأفاق النمو الحقيقية على المدى الطويل بالنسبة للاقتصاد العالمي عامة واقتصادات الدول العربية خاصة. وبالتالي تظل تقديرات النمو محل مراجعة مع هذه التطوّرات إلى جانب توقّعات أفاق التعافي العالمي وسلاسل الإمداد العالمية وتطوّرات أسعار الطاقة والغذاء، فضلاً عن الاعتبارات المحلية التي ترتبط بتأثير المتغيرات

العالمية على الاقتصادات الوطنية وقدرتها على الصمود وتحمل المستويات المتزايدة من التضخم والدين. كما أن القدرة على استمرار الإصلاحات التي كانت تستهدف الاختلالات الهيكلية في الاقتصادات العربية قبل الجائحة سوف يكون لها دور مهم في تحديد زمن وحدود ومستويات التعافي في كل دولة. كل ما سبق يشير إلى أن الاقتصادات العربية تواجه العديد من المتغيرات العالمية والمحلية التي تؤثر على مدى وسرعة التعافي مما يجعل صانعي السياسات في مواجهة مفاضلات ومسارات أكثر صعوبة تدفع لمراجعة النموذج التنموي العربي الحالي وتعزيز الحوكمة وإدارة الأزمات على مستوى كل دولة عربية.

4. تعزيز فرص النمو الاقتصادي العربي ما بعد الجائحة - إزالة المعوقات وتصحيح المسار

على ضوء التوقعات المستقبلية إضافة إلى بعض التجارب والخبرات العالمية والإقليمية الناجحة في التعامل مع الجائحة وتداعياتها الاقتصادية والاجتماعية، سعى التقرير في الأخير إلى طرح مجموعة من التوصيات لإشكالية النمو الاقتصادي في الدول العربية في فترة ما بعد الجائحة. وقام بصياغة إطار سياساتي يهدف إلى معالجة التحديات والاختلالات الظرفية (قصيرة الأجل) وكذلك الهيكلية (طويلة الأجل) التي تواجه النمو الاقتصادي في الدول العربية، وذلك ضمن رؤية اصلاحية متكاملة، من خلال توظيف استراتيجيات تنموية جديدة تأخذ بعين الاعتبار المُمكنات الأساسية لسد الفجوة المعرفية والتقنية قدر المستطاع مع الدول المتقدمة وذلك كمظلة واسعة تسعى إلى ضمان تجميع جهود الدول ومؤسساتها العامة والخاصة لتحقيق النمو المرجو القابل للاستدامة الذي يراعي استحقاقات الأجيال القادمة ويعزز منعة الاقتصادات العربية في مواجهة الأزمات المختلفة.

واستهدف إطار السياسات المقترح تحقيق نمو اقتصادي يتسم بكونه مرتفعاً، وتحولياً، وشاملاً، وغنياً بالوظائف، ومستداماً مراعيّاً للاستحقاقات البيئية. وقد تعامل هذا الإطار السياساتي مع الدول العربية ككل غير متجانس حيث تم تقسيمها ضمن مجموعات. وقد تم هذا التصنيف استناداً لما أظهره التحليل لخصائص النمو الاقتصادي في هذه الدول وكذلك وفقاً لما يمدنا به الواقع التنموي لتلك الدول من معطيات حيث يمكن تصنيفها وفق معايير عديدة تعكس أبعاداً متنوعة لهذا النمو سواء في مستوياته أو مصادره أو امتداد تأثيراته مثل معدلات النمو التي تعكس بعده الكمي وقدرته على تقليص فجوات الدخل/التنمية مع الدول الأكثر تقدماً، ونوعيته التي تعكس مدى اعتماده على قطاعات وانشطة عالية القيمة والتقانة أو مدى ارتكازه على نمو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج ومدى مساهمته في النمو التحولي التي تظهر دور هذا النمو في التحول الهيكلي،

وكذلك مدى ارتكاز النمو الاقتصادي على نمو الاستهلاك والواردات أم نمو الاستثمار والصادرات، هذا إضافة إلى معايير أخرى مثل مستويات التنمية البشرية وتركيبية سوق العمل التي تتراوح بين أسواق عربية مصدرة للعمالة وأخرى مستوردة لها.

وفقاً لذلك، تم التمييز بين ثلاث مجموعات أساسية للدول العربية. تضم المجموعة الأولى دول مجلس التعاون الخليجي ممثلة في السعودية، الكويت، والإمارات، وقطر، وعمان، والبحرين. وتضم المجموعة الثانية فئتين من الدول تتفقان في عديد من الخصائص ولكنهما تتفاوتان في عدد آخر، حيث تضم الفئة الأولى كلاً من العراق وليبيا والجزائر، والفئة الثانية لبنان والأردن ومصر وجيبوتي وتونس والمغرب وفلسطين حيث تتفق الفئتان في انتمائهما للدول متوسطة الدخل (الأعلى والأدنى)، والتنمية البشرية، ويحققان معدلاً متوسطاً (أقل من المجموعة الأولى) في القدرات الإنتاجية ويعتمد النمو فيهما بشكل أقل من المجموعة الأولى على نمو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج مقابل عاملي العمل ورأس المال، ويتباينان في مستويات التركيز للصادرات حيث يرتفع التركيز أكثر في مجموعة العراق وليبيا والجزائر، ويرتفع التنوع أكثر في باقي الدول، وكذلك في تركيبية سوق العمل الذي يتسم بكونه مصدراً للعمالة باستثناء ليبيا. أما المجموعة الثالثة، فتضم الدول العربية الأقل في مستويات الدخل (الدخل المنخفض وعدد من الدول ذات الدخل المتوسط الأدنى)، وكذلك الأضعف في سجل التنمية البشرية وفي مساهمة الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في النمو وفي القدرات الإنتاجية، وهي أيضاً أسواق مصدرة للعمالة. وتضم كل من موريتانيا، وسوريا، والسودان، واليمن، والصومال وجزر القمر.

تقوم سياسات المعالجة بالاستجابة إلى تركيبية القيود التي تواجه النمو الاقتصادي في الدول العربية بمختلف مجموعات بالتركيز على المدى الزمني لمسارات المعالجة. فهناك إشكالات آنية تواجه نسق النمو الاقتصادي واستقراره وتتطلب تدخلاً سريعاً لعلاجها (في المدى القصير والمتوسط) نظراً لأنها تؤثر على شرائح واسعة من المجتمعات العربية، وكذلك على عدد واسع من الأنشطة والقطاعات الاقتصادية، وهي الإشكالات التي ترتبط بشكل أساسي بتداعيات جائحة كوفيد-19 وبعدها من المتغيرات الظرفية الأخرى ذات الصلة مثل تقلبات أسعار النفط وتقلص الحيز المالي للعديد من الدول العربية إلى غير ذلك من عوامل محلية أو إقليمية أو دولية كالأزمة الروسية-الأوكرانية. كما أن هناك إشكالات ذات طابع هيكلية نجم عن نموذج التنمية الذي اتبعته الدول العربية خلال العقود السابقة والذي يتطلب علاجها مساراً إصلاحياً طويلاً الأجل. وهي السياسات محل الاهتمام الأساسي لهذا التقرير والتي تمثل المهمة الأكثر صعوبة لكونها تتطلب تخطيطاً وجهداً وتراكمًا مستمرًا في الاتجاه الصحيح لعلاج إشكالات واختناقات متأصلة في تركيبية ونوعية النمو الاقتصادي في مجموعات الدول العربية.

وقد تم تقسيم سياسات المعالجة وفق نطاقها الزمني إلى سياسات قصيرة إلى متوسطة الأجل، وأخرى طويلة الأجل. وهو التصنيف الذي جاء ليلانم تمايز التحديات التي تواجه النمو الاقتصادي في الدول العربية التي تتمايز بدورها إلى تحديات طارئة أو ظرفية (تداعيات أزمة كوفيد-19 والأزمات الدولية الجيوسياسية الأخرى)، وأخرى هيكلية يتطلب التصدي لها معالجات ذات أمد أطول. وقد تم التركيز في هذا الإطار على نوعين من السياسات: سياسات انتقائية/رأسية (Selective/Vertical Policies) والتي يتم من خلالها التأثير على القدرة التنافسية للدول بمجالات عملها المختلفة (تطوير العناقيد الصناعية وسلاسل القيمة، وحشد وتوجيه الاستثمار والتراكم الرأسمالي)، وسياسات غير انتقائية واسعة التأثير (Functional/Horizontal Policies) والتي تهدف إلى تحسين وتطوير البيئة التنافسية بمجالاتها المختلفة (بيئة الأعمال، المؤسسات، رأس المال البشري، التشريعات،....).

وتضمن الإطار المقترح أيضاً عرضاً لعدد من آليات التمويل لسياسات المعالجة المقترحة، والتي تقوم على ضرورة التحليل الدقيق لأسباب قصور وعدم كفاية مصادر تمويل التنمية في الدول العربية بالأساس وبخاصة في ظل المعطيات الراهنة، والتي تضمنت إعادة هيكلة الانفاق العام في الدول العربية على أن يتم ذلك وفق معيارين أساسيين هما كفاءة هذا الانفاق من جانب، وأولوية مجالات الانفاق الاستثماري من جانب آخر، إضافة إلى تطوير الأسواق والمؤسسات المالية، وتوسيع دور البدائل الحديثة للتمويل التنموي وتوسيع الحيز المالي المتاح من خلال مداخل جديدة أو غير تقليدية كبديل لتمويل عملية التنمية وبرامجها ومشروعاتها على وجه العموم، وجذب الاستثمار الأجنبي المباشر كرافد للتمويل الحقيقي للتنمية.

وأكد هذا الإطار في الأخير أن إمكانية تطبيق تلك السياسات وتحقيق أهدافها سيبقى رهناً بعدد من المُمكّنات الأساسية أهمها كفاية وجودة البنية المؤسسية ومنظومة التخطيط، وتقديرات مسار جائحة كوفيد-19 والأزمات المتتالية ومستقبل التعافي الاقتصادي العالمي، وأخيراً مستويات التكامل والتناسق بين أطر سياسات المعالجة ضمن نطاقها الزمني وكذلك ضمن مجالات تأثيرها.



Journal of Development and Economic Policies

Vol (25) - No (1) (ISSN - 1561 - 0411) (January 2023)
(Bi-annual refereed Journal concerned with Economic Policies)

Cherifi Djelloul
Souar Youcef
Idrissi Moutar

The Impact of the Development of Islamic Finance on Economic Growth: Organization of Islamic Cooperation Countries An Econometric Study.

Madouri Abderazak

Oil Price and Inflation Nexus in Algeria: A nonlinear ARDL Approach.

Reda Elbadawy

The Reciprocal Relationship Between the Egyptian Trade Balance and the Exchange Rate During the Period (1971-2020): Autoregressive Distributed Lag Periods Model (ARDL).

Leila Zniber
Ahmed Hefnaoui
Rachida El Yamani
Mounia Bettah

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables.

Obbey Elamin

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan.

Report Review:

Mohammed Amine Lezar

Arab Development Report 2022 " Arab Economic growth During Crises: Covid - 19 Pandemic and Beyond"

Journal of Development and Economic Policies

Published by the Arab Planning Institute

Volume 25 - No. 1 – January 2023

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. Walid Abdmoula
Deputy Director General
Arab Planning Institute

Managing Editor

Mr. Sharifah Hamadah
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 -President of the Institute of
National Planning (Egypt)

Belkacem Laabas

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

Ihab Magableh

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

Faisal Al-Monawer

Professor of Public Policy- Kuwait

Mouna Cherkaoui

Professor of Econometrics - Mohammed V University - Morocco

Moez Al-Obaidi

Professor of Econometrics – University of Monastir- Tunisia

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

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables.

Leila Zniber

Ahmed Hefnaoui

Rachida El Yamani

Mounia Bettah

5

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan.

Obbey Elamin

45

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables

Leila Zniber*
Ahmed Hefnaoui**
Rachida El Yamani***
Mounia Bettah****

Abstract

This paper seeks to analyze the structure and the evolution of Moroccan trade in goods and services as well as the impact of the Covid-19 crisis on trade balance. It sets up the coverage rate and explains the factors underlying its dynamics especially economic activity and price competitiveness. A cointegration approach is used to assess to what extent the variations in this balance can be explained by macroeconomic developments in Morocco as well as among its main foreign partners and by trade prices. The results obtained show that Moroccan trade balance of goods and services deficit is also due, despite cyclical dynamics, to structural origins.

وقع كوفيد 19 على الميزان التجاري للمغرب: دراسة تأثير متغيرات الدخل والأسعار

ليلي زنيبر، أحمد حفناوي، رشيدة اليماني، مونية بطاح

تسعى هذه الورقة البحثية إلى تحليل بنية وتطور تجارة السلع والخدمات وكذا تأثير أزمة كوفيد-19 على الميزان التجاري للمغرب. كما تتطرق لمعدل التغطية الاسمي والفعلي، وتحلل العوامل المحركة لديناميته. ويستند ذلك إلى المحددات التقليدية للتجارة حسب دوال الطلب للصادرات والواردات، أي النشاط الاقتصادي والقدرة التنافسية للأسعار. وقد مكن اللجوء إلى نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة من تقييم إلى أي مدى يمكن تفسير تغيرات الميزان التجاري بالتطورات الماكرو-اقتصادية في المغرب وكذلك لدى أهم شركائه وبأسعار التجارة الخارجية. وتبين النتائج المحصل عليها بأن عجز ميزان السلع والخدمات في المغرب يعزى، بالإضافة إلى التطورات الدورية، إلى عوامل هيكلية.

* II University of Casablanca - Morocco. Email: zniber.leila@gmail.com

** II University of Casablanca - Morocco. Email: hefnaoui_ahmed@yahoo.com

*** II University of Casablanca - Morocco. Email: ra.elyamani@gmail.com

**** Mohammed V University of Rabat - Morocco. Email: mounia_bettah@yahoo.fr

1. Introduction

Starting from the outbreak of the financial and economic crisis, and in a global context marked by excessive external imbalances, the sources of external vulnerability of the Moroccan economy increased alarmingly. Indeed, the deficit in the balance of goods and services deteriorated to reach more than 114 billion dirhams in 2018 against only 61 billion dirhams in 2007. In 2020, it has been reduced to nearly 84 billion dirhams due to Covid-19, to get back to its 2010 value before growing again to 116 billion dirhams in 2021.

The growing openness of the Moroccan economy has triggered a considerable influx of imports of consumer products and intermediate goods, which is coupled with the Kingdom's structural dependence on incompressible imports. At the same time, the geographical concentration of Morocco's exports to European Union countries reinforces the permanent risk of exposure to demand shocks.

Although the development of the trade balance reflects a process of transformation of the productive apparatus, aiming to support major investment projects and satisfy domestic demand, it is nevertheless a real source of concern in terms of durability and sustainability of trade balance deficits in the medium and long term.

The spread of the corona virus and the global economic meltdown question the resilience of the Moroccan economy through its external dependence. Therefore, the pandemic had a mixed effect on goods and services amid falling household consumption and foreign demand, disruptions to global supply chains and containment measures. In short, the decline in imports was greater than the sharp decline in exports of goods, while the drop in services receipts –mainly tourism revenues- was higher than the fall in services payments.

In the light of these developments, this study highlights the specificities of Morocco's foreign trade balance of goods and services through the identification of the economic and structural factors responsible for its deficit. We study to what extent the variations of this balance can be explained by macroeconomic developments in Morocco and its main foreign partners as well as foreign trade

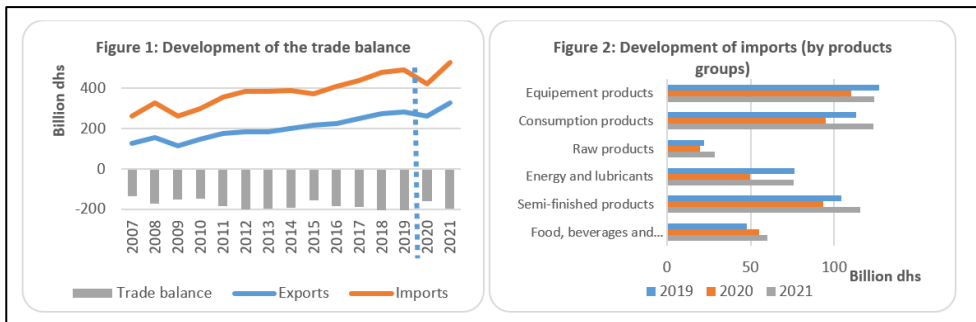
prices, through the application of an ARDL model to quarterly data going from the first quarter of 2007 to the fourth quarter of 2020.

2. Structural analysis of the trade balance: What are the effects of Covid-19?

2.1 A structural merchandise deficit alleviated by a decrease in demand during Covid-19

The efforts made by Morocco within the framework of the various sectoral plans have made it possible to promote a diversification of the national productive fabric, leading to the development of the exportable supply. However, the measures taken have not paved the way to contain the structural trade deficit in an attempt of greater integration of Morocco into the world market.

This openness, which is shown by the liberalization of trade, the reduction of the quotas applied to products subject to the common law regime and the facilitation of trade procedures, caused imports to progress at a rate higher than that of exports.



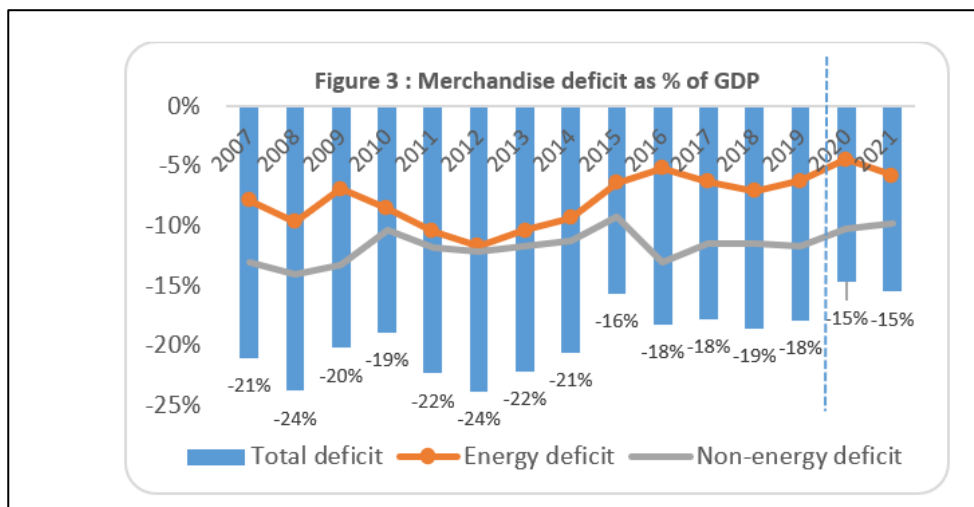
Source: Office des changes.

Morocco's merchandise trade deficit increased from 148 billion dirhams in 2010 to 206 billion dirhams in 2019, which is a widening of 58 billion dirhams¹. Energy products were responsible for nearly 35% of Morocco's goods deficit in 2019 compared to 45% in 2010. In turn, non-energy products saw their deficit increase gradually, before stabilizing around a new level of 130 billion dirhams on

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables

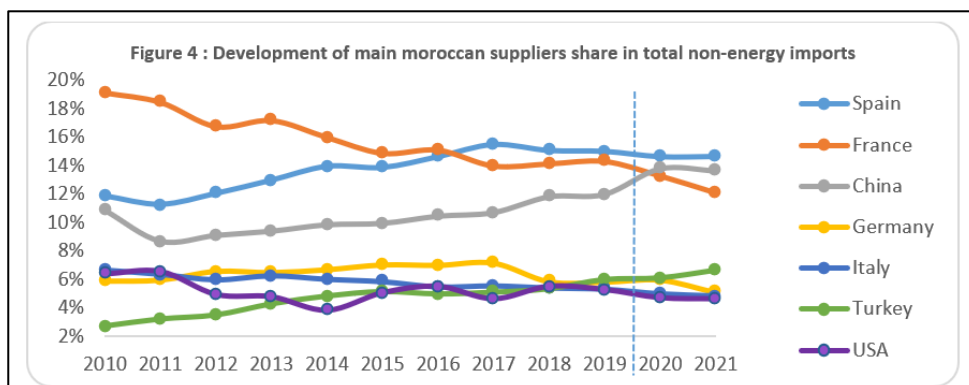
average between 2016 and 2019 compared to 100 billion dollars between 2012 and 2015.

It should be mentioned that the trade deficit, as a % of GDP, has stabilized since 2016 at around -18% after having reached -22% on average between 2007 and 2014. This decrease is due to the significant drop in the energy deficit following the fall in the oil prices on the world market. However, the non-energy deficit remained stable overall and close to -12%² of GDP.



Source: Office des changes.

The outbreak of Covid-19 led to a significant decline in the merchandise deficit, which stood at 160 billion dirhams in 2020 (or 15% of GDP) due to the induced drop in imports of the various product groups, except those of food. The decline mainly concerned energy and finished consumer products (-26 and -18 billion dirhams respectively). In 2021, imports show a notable recovery (+25%) to exceed their pre-pandemic level due to world supply dynamics. Exports increased at the same rate. Thus, the merchandise balance remained stable as a ratio of GDP but dropped in value to -199 billion dirhams.



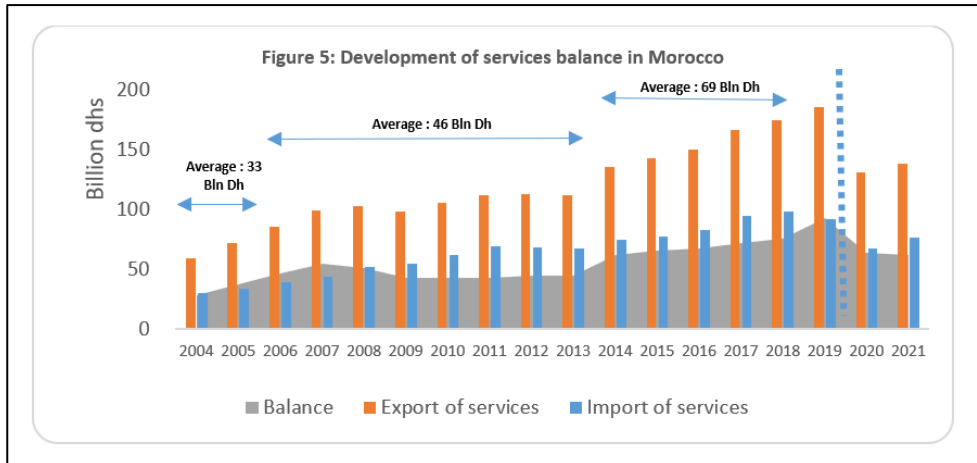
Source: Office des changes.

While the geographical structure of Morocco's exports remained almost stable in recent years, non-energy imports reveal some interesting findings. On one hand, France experienced its weight decline sharply as the leading supplier, falling from 19% to 14% of total imports between 2010 and 2019. This share fell further in the post-pandemic phase to settle at 12% in 2021. While on the other hand, China gradually increased its weight with a notable increase during the health crisis, to stand at 14% in 2021. Similarly, Spain and Turkey globally consolidated their position from 12% and 3% respectively in 2010 to 15% and 7% respectively in 2021.

2.2 A positive balance of services undermined by the pandemic

The balance of services shows a structural surplus, which has oscillated, since 2014, around 70 billion dirhams, before peaking at 94 billion dirhams in 2019. It is mainly determined by the balance of travel, which constitutes, behind transfers from Moroccans living abroad, the 2nd source of current account financing.

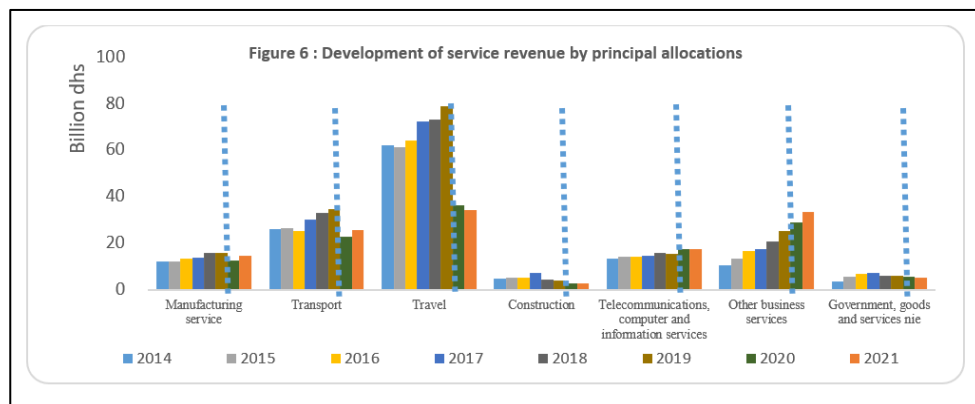
The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables



Source: Office des changes.

After a favourable growth up to 2007, the services surplus decelerated due to the slowdown or even the one-off drop in tourism revenues, particularly from the French and Spanish markets, which together account for nearly half of revenues, combined with the sustained increase in expenditure, mainly those of tourism and tuition fees.

The sharp recovery recorded since 2014 has been propelled by the improvement of travel, transport and other business services revenues, in particular offshoring incomes. Thus, the services balance strengthened in 2019 by 17 billion dirhams.



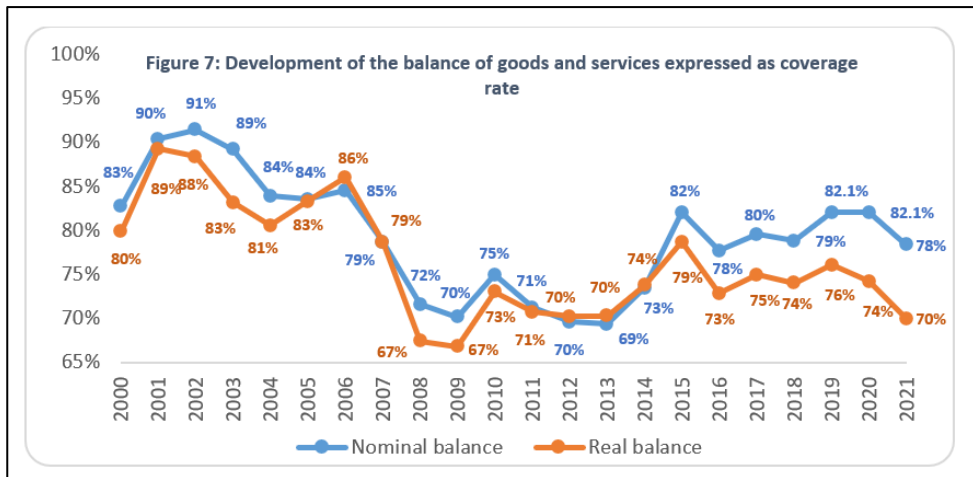
Source: Office des changes.

Due to the spread of Covid-19 and the preventive measures taken by the Moroccan authorities, which led in particular to prolonged border closures, the balance of services saw its surplus fall by a third in 2020 to stand at 64 billion dirhams, then to 62 billion dirhams in 2021. In this regard, it should be noted that travel exports collapsed by more than half (-53%) in 2020 and decreased further in 2021. Transport revenues also dropped (-34%) in 2020 and recovered slightly in 2021.

2.3 A slight improvement in the coverage rate of goods and services trade optimized by terms-of-trade effect

Based on the developments raised previously, the balance of goods and services recorded a chronic nominal deficit that has been significantly exacerbated between 2002 and 2012, from -2.7% to -15.3% of GDP before gradually lightening up to -8.6% in 2019 and worsening slightly in 2021.

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables



Source: HCP.

Expressed at a coverage rate, the balance of external exchanges has set on an upward trend since 2013, with an increasingly marked rebound in value, driven by the positive behaviour of the terms of trade. It was established at 74% by volume in 2020 vs 82% in value. The significant decrease recorded in 2021 is mainly explained by a volume effect, where real imports grew faster than real exports.

3. Modeling the trade balance in Morocco through conventional determinants of flows: What could be the impacts of Covid-19?

3.1 Conceptual framework: Export and import sensitivity to income and price competitiveness

Empirical analysis of export and import demand is based on the traditional determinants of trade flows, namely price competitiveness and income (Goldstein and Khan (1985)).

Indeed, relative prices influence competitive positions (market share) both domestically and abroad. The intensity of domestic and foreign economic activity explains demand and acts respectively on the volume of imports and exports. The development of trade is thus attributed to an activity variable which influences the demand for products (GDP, final demand, industrial production) and a

competitiveness variable which makes it possible to take into account the impact of the modification of relative prices of domestic tradable goods relative to foreign goods, on the volume of exports and imports (Nivat, D., & Villetelle, J. P, 2002; Deutsche Bundesbank; 2001; BCEAO, 2013).

Table (1): Variables included in demand functions for exports and imports

Concept	In an open economy, the volumes of imports and exports result from the consumer utility maximization within their budget constraint, between locally produced goods and imported ones, which are imperfectly substitutable (Armington, 1969).
Used variables	<p>Estimation of export and import functions by price competitiveness and an income variable.</p> <ul style="list-style-type: none"> - The competitiveness variable (REER or terms of trade): takes into account the impact of the change in the relative prices of domestic tradable goods compared to foreign goods, on the volume of exports and imports. - The activity variable (in particular income, domestic and foreign demand, the volume of world trade, etc.): allows to capture the impact of variations in domestic and foreign activity levels on the volume of trade. An increase in domestic (foreign) activity is expected to increase imports (exports), leading to a deterioration (improvement) in the trade balance.
Basic equation	<p>The demand for imported goods depends on the real income of the consumer and the relative prices of imports compared to the prices of local products.</p> <p>Exports are an increasing function of an indicator of foreign demand and the relative price of domestic exports to that of competitors in export markets.</p>
Theoretical basis	Agénor (1999): If domestic and foreign goods are imperfectly substitutable, but conversely, capital mobility is perfect, the

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables

	<p>current account balance is determined by the balance of goods and services.</p>
	<p>Armington (1969): The hypothesis of imperfect substitutes between the same goods of different geographical origin enables the existence of intra-industry trade and avoids describing an extreme specialization of production. For each product category, demand is defined as a constant elasticity of substitution function between domestic and imported goods.</p>
	<p>Goldstein and Khan (1985): Trade flows are essentially explained by two demand factors: a competitiveness variable and an income or activity variable.</p>
	<p>Alfred Marshall (1923), Joan Robinson (1937) and Abba Lerner (1944): According to the critical elasticity theorem, a depreciation of the national currency will only have a positive effect on the trade balance if the sum of the price elasticities of the exports or imports is greater than unity. In response to a devaluation, the trade balance may deteriorate before experiencing an improvement linked to the volume effect (J-curve). The immediate impact of a devaluation on the nominal trade balance may be negative. This reflects the unfavorable effect of the terms of trade which is linked to the increase in the value of imports expressed in national currency.</p>
	<p>Laursen and Metzler (1950) and Harberger (1950): The LMH effect states that a negative terms-of-trade shock would lead to lower savings for a given level of household income since consumers want to maintain their standard of living. This decline in savings (increase in spending) will result in a deterioration of the trade balance.</p>
	<p>Dixit (1989) and Baldwin and Krugman (1989): The delay in adjusting quantities to changes in relative prices is explained by adjustment costs (trade relations take time to develop and contracts are often made in a given period with purchase commitments).</p>

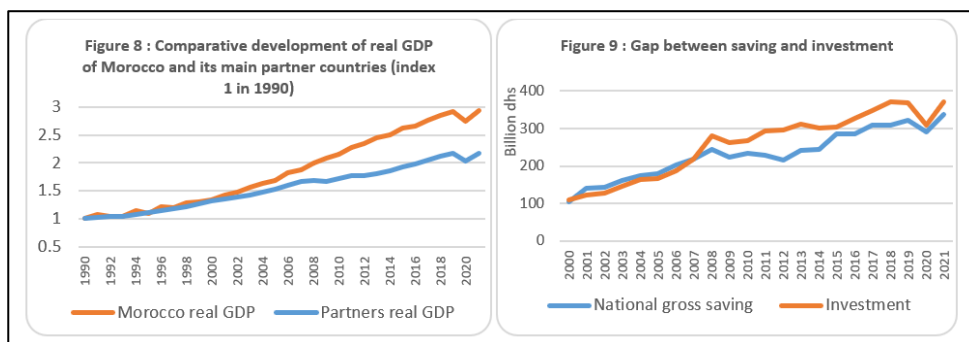
Source: Elaborated by the authors.

3.2 Factors responsible for the variation of the external trade balance

In this paper, it is worth detecting the structural and cyclical factors responsible for the development of Morocco's trade balance and how the health crisis impacted this development. According to the export and import demand functions which are based on the estimation of the income and price elasticity, an increase in domestic (foreign) activity is supposed to increase imports (exports). This can lead to a deterioration (improvement) of the trade balance. At the same time, an increase in relative prices, approximated by the terms of trade, reflects a loss of competitiveness which should have the impact of weakening the volume of exports and increasing the imports but at the opposite, also a positive income effect on the nominal balance. Therefore, it becomes useful to analyse the development of each of these determinants before estimating the model.

3.2.1 An expansion of the growth differential between Morocco and its partners

The worsening of the nominal deficit of the balance of goods and services of Morocco since 2007 is explained by the expanding of the growth differential between Morocco and its main export partner countries³. This would have resulted in a faster increase in national demand for foreign products in comparison with foreign demand addressed to Morocco.



Source: World Bank.

Source: HCP.

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables

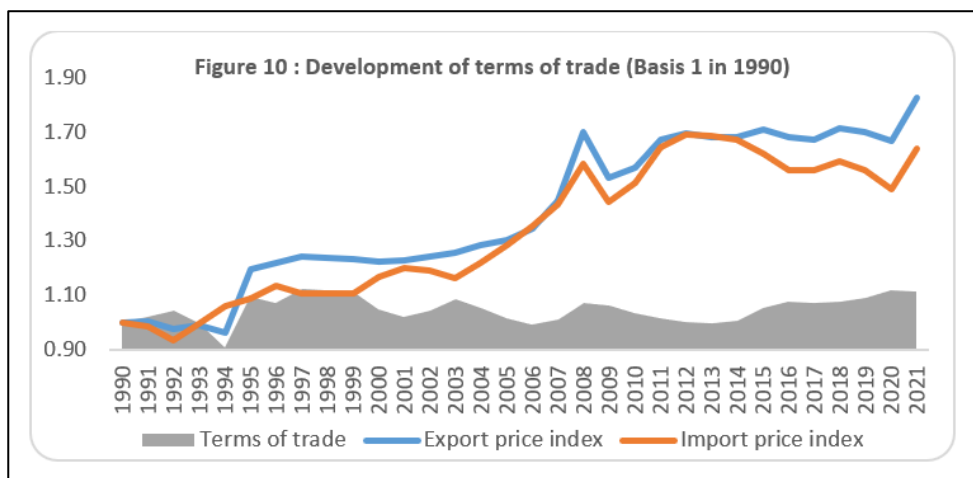
According to another approach, called intertemporal, also known as the absorption approach (Obstfeld, M., & Rogoff, K., 1995), the post-crisis deterioration of the current balance is driven by the lack of national savings in a dynamic investment between 2008 and 2018 (figure 8). This depletion comes from a slightly faster increase in the final consumption expenditure compared to the gross disposable national income.

The 2020 data shows a significant drop in investment as a result of the pandemic. It fell by 16% against a drop in gross national savings of 9%, mainly explained by a drop in gross national disposable income. The year 2021 showed then a recovery in both indicators.

3.2.2 A slight improvement of the terms of trade after a downward trend

The terms of the trade capture the fluctuations of the ratio of export price and import price indices, resulting from a weighting of products exchanged according to their quantity.

An increase in the terms of trade is supposed to result in an improvement in nominal trade balance, although this impact is mitigated while considering price variation impact on the volume traded.



Source: HCP.

The development of Morocco's terms of trade reveals small fluctuations over the period 1990 and 2020, with an index between 0.91 and 1.11. Nevertheless, it is worth noting that this indicator has been first set in a slightly downward trend between 1998 and until 2012, before stabilizing and then starting rise from 2015, in particular with the decline in the price of imported energy products.

4. Model estimation

4.1 Data and specification

In the analysis of trade in goods and services, the coverage rate (CR) corresponds to the ratio of exports of goods and services in relation to their imports. It depends on domestic demand for goods and services (GDP_m), measured by the Moroccan real gross domestic product, foreign demand, measured by the weighted average of the real GDP of the main partners (GDP_p), and terms of trade (TT). The latter is obtained by using the export and import price indices which is calculated by dividing the current value of each of these flows by its value at constant prices.

A Dummy variable has been added to the model (Cov19) starting from the second quarter of 2020 in order to consider the effect of Covid-19, where it takes the value 0 before the covid-19 crisis, and 1 since the covid-19 crisis. Thus, the relationship can be expressed in semi-logarithmic form as follows:

$$CR_t = a \ln(GDPm_t) + b \ln(GDPp_t) + c TT_t + d Cov19_t + u_t$$

The data used for the various aggregates are quarterly from Q1-2007 to Q4-2020, from the High Commission for Planning (HCP), except for partners' GDP (or foreign GDP) which is calculated by the authors, supplied by the World Bank data⁴.

Foreign GDP was obtained by calculating an average of Moroccan main partners GDP, weighted by the recalculated weight of the latter in the Kingdom's exports over the period 2007-2020, knowing that the sample represents 79% of total merchandise exports, for which the structure by country is available unlike services. The countries selected are assumed to represent 100% of exports. They are presented with their weightings in the following table:

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables

Table (2): Main partners of Morocco (Average 2007-2020)

Countries	Weight in sample
FRANCE	28%
SPAIN	27%
ITALY	6%
INDIA	5%
BRAZIL	5%
USA	5%
GERMANY	4%
UK	4%
NETHERLANDS	3%
TURKEY	3%
BELGIUM	2%
PORTUGAL	2%
SINGAPORE	1%
CHINA	1%
RUSSIA	1%
JAPAN	1%
SWITZERLAND	1%
Total	100%

Source: Authors' calculations based on data from the Office des Changes.

4.2 Stationarity test results and validation of the ARDL model

The modelling exercise required a series of steps:

Checking series stationarity

An ADF unit root test was performed on all the variables of interest. Except the terms of trade (TT) variable which is stationary at level, all the series become stationary after the first differentiation. Therefore, it is possible to estimate an ARDL model.

Table (3): Unit root results

Unit root Test		CR	LGDPm	LGDPp	TT	
ADF	Trend & Intercept	ADF statistic (table)= 3,18	T-statistic= 3,55 (>3,18) P-Value=0,0036	T-statistic= 2,66 (<3,18)	T-statistic= 3,65 (>3,18) ; P-Value= 0,0116	T-statistic= 2,37 (<3,18)
	Intercept	ADF statistic (table) = 2,89		T-statistic= 3,87 (>2,89) P-Value= 0,0902		T-statistic= 3,02 (>2,89) ; P-Value= 0,0402
	None	At 5% level				
Cointegration order		I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	

Validation of the model

A series of tests was performed on the ARDL residuals for the validation of the model. The results of the robustness test indicate that the errors are not autocorrelated, they are also homoscedastic, so the model is well specified.

Table (4): Diagnostic Analysis

Diagnostic test	p-values	Result
Breusch-Godfrey LM	0,8595	No evidence of serial correlations
Breusch-Pagan-Godfrey	0,6193	No evidence of heteroscedasticity
Ramsey RESET test	0,7052	Model specified correctly

Then, the estimated ARDL model (1, 0, 1, 1) is overall good and explains 80,28% of the real coverage rate dynamics in Morocco, from Q1-2007 to Q4-2020,

Bounds test results and ARDL long run

A co-integration test has also been performed for all the variables: CR, LGDPm, LGDPP and TT, and, which have different order of integration. While the Engle and Granger and Johansen cointegration tests are inefficient, the bounds test for cointegration (Pesaran, 2001) is more appropriate.

Table (5): Bounds test results

Test Statistic	Value	k
F-statistic	5,1827	4
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2,01	3,1
5%	2,45	3,63
2,5%	2,87	4,16
1%	3,42	4,84

The bounds test results reveal the existence of cointegrating relationship between the variables of interest. The value of the Fisher statistic ($F=5,18$) is greater than the upper bound value ($=3,63$ at 5% as level of significance). This makes it possible to estimate the long run effects of the variables LGDPm, LGDPP and TT on CR.

4.3 Long-term coefficients and short-term dynamics

Due to the fact that Morocco's supply capacity requires a certain volume of imports, and the supply capacity of the main partners generates demand for the Kingdom's exports, which is impacted respectively by the relative prices of imports and exports, it becomes possible to assess the sensitivity of the nominal balance to the development of supply capacities and prices. The estimation of the coefficients of equation by an ARDL (1,0,1,1) model yields the following results:

Table (6): ARDL Cointegrating and Long Run Form

Short-term relationship

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,
D(LGDPP)	0,277294	0,119550	2,319480	0,0247
D(TT)	0,479811	0,061669	7,780387	0,0000
Cov19	0,001909	0,014496	0,131662	0,8958
CointEq(-1)	-0,295219	0,062902	-4,693278	0,0000

Long-term relationship

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,
LGDPM	0,450785	0,301184	1,496706	0,1410
LGDP	-0,413590	0,562822	-0,734851	0,4660
TT	0,631598	0,042819	14,75037	0,0000

The Error correction term, here represented as CointEq(-1), is statistically significant and negative with an associated coefficient estimate of (-0,2952). This shows the existence of a cointegrating relationship between variables and implies that about 30% of any movements into disequilibrium are corrected for within one period.

The results of this modelling exercise show terms of trade (TT) as the only variable with a significant coefficient in the long-run. The short-term results show that partners' GDP (LGDPp) and terms of trade (TT) coefficients are both significant and consistent with the expected effects.

In fact, an increase in partners' GDP, suggesting improving foreign demand for Moroccan products, is supposed to enhance Moroccan exports and thus the coverage rate.

Regarding terms of trade, an increase indicate a faster growth in export prices relatively to import price which is supposed to have a mitigated impact 1/deteriorate moroccan price competitiveness leading to weakening of exports volume and strengthening of imports volume, thus penalizing the real coverage rate (negative volume effect), 2/boost the value of exports increasing export revenue and making imports relatively cheaper (positive income effect).

The Impact of Covid-19 on the Moroccan Foreign Trade Balance: Examining Effects of Income and Price Variables

In the long-term, the terms of trade have a positive effect on the coverage rate. Thus, *ceteris paribus*, any increase in the terms of trade of one percentage point respectively, leads to enhancing the nominal balance of goods and services, expressed as a coverage rate, of nearly 0,63 points. In the short-term, an increase in partners' GDP of 1% leads to an improvement of this balance of 0,27 percentage points.

The variable *cov19*, which captures the effect of the health crisis since 2020 seems from the modelling results to have no impact on the balance of goods and services in terms of coverage rate. However, it has had certainly great impact on other variables like moroccan exports driven by partners' demand (LGDPp) and moroccan imports driven by domestic demand (LGDPm). The stabilization of the nominal balance in 2020 at 82% can be explained by growing terms of trade which offset, the drop in real exports of goods and services (-15%), while real imports declined by 12%.

5. Conclusion

Moroccan trade balance of goods and services deficit is, despite cyclical dynamics, also due to structural origins. In fact, an important factor that may explain the regularly negative contribution of Morocco's foreign trade to growth is that structural growth in Morocco is more vigorous than among its main partners. This is attributed to a population-lag effect and an economic catch-up effect.

Furthermore, the high penetration rate of imports into domestic market (47% for goods and 30% for goods and services⁵) questions the shortcomings of the national productive system in terms of labor cost competitiveness, capacity for innovation, technological absorption and construction of specialization profiles. This is also reflected in export patterns, which suffer from problems related to low diversification and low technology content.

Hence, a series of measures are necessary in order to correct these structural external imbalances, aimed at coordinating the various public policy instruments and laying the foundations for a proactive strategy. A judicious articulation between trade policy and the various sectoral strategies implemented by Morocco should be ensured to improve the specialization profile of the moroccan economy and strengthen its resilience to competition.

It also seems necessary to enhance the incentives for investment and export, to develop a strategy for monitoring the international market, to adopt a proactive approach for the promotion of exports and to exploit the Private-Public partnership as a real management and organization tool to motivate all the players in the development of national exports.

Continued conquest and opening up to new markets is required. This raises the question of the performance of Morocco's open trade policy, which has led to several free trade agreements. However, the results obtained so far do not seem to be consistent with the effort to liberalize tariffs.

To deal with this unfavorable situation, Morocco would benefit, without shirking its trade commitments, from actively working to optimize its foreign trade policy through a triple action: 1/ Conduct a comprehensive review of the free trade agreements concluded and explore the best possible ways to promote a rebalancing of trade relations with partners, 2/ Provide mechanisms and tools for the protection of national production (competitive intelligence, anti-dumping mechanism, standardization, etc.), 3/ and explore the opportunity to use a new doctrine for the conclusion of free trade agreements, that favor regional groupings rather than the bilateral approach and targeting Southern countries as a priority to prevent asymmetric competitive shocks, Currently, Morocco would benefit from more effectively mobilizing its African depth and its status as a hub and making it an essential axis of its foreign economic policy.

Furthermore, better exploitation of tourism potential, in particular through improved training in tourism professions and the strengthening of reception infrastructures, could boost travel revenues, which represent one of the main sources of financing the current account.

Footnote

- (1) Figures are taken from the Office des Change foreign trade database. They take into account FOB-CAF trade instead of FOB-FOB as well as temporary admissions without payment, contrary to the nomenclature of the sixth edition of the Balance of Payments and International Investment Position Manual (BPM6).
- (2) The improvement observed in 2015 is mainly due to the significant recovery in the balance of food products.
- (3) Weighting of foreign GDP is based of Moroccan exports structure by partner country from 1998 to 2021 (available data from Office des Changes).
- (4) Global Economic Monitor.
- (5) Source: Authors' calculations based on HCP data.

References

- Armington, P, S. (1969). A theory of demand for products distinguished by place of production. Staff Papers, 16(1), 159-178;
- BCEAO. (2013). Analyse de la viabilité et des déterminants du déficit courant des pays de l'union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA);
- Deutsche Bundesbank. (2001). Structural current account balances: longer-term trends and determinants, Monthly Report;
- Goldstein, M., & Khan, M, S. (1985). Income and price effects in foreign trade. Handbook of international economics, 2, 1041-1105;
- NIVAT, D., & VILLETTELLE, J, P. (2002). Le solde structurel des échanges extérieurs, Bulletin de la Banque de France;
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). The intertemporal approach to the current account. Handbook of international economics, 3, 1731-1799;
- Office des Changes. (Mai, 2020). Les Indicateurs des Échanges Extérieurs, Département des Études & Statistiques, [www,oc.gov,ma](http://www.oc.gov.ma)

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

Obbey Elamin*

Abstract

Unemployment and school dropout are two major economic problems in developing countries including Sudan. This paper estimates the causal effect of father unemployment on child school dropout using cross-section data from the National Baseline Household Survey in Sudan in 2009. We use a semi-parametric recursive bivariate probit model to control for the impact of the unobserved confounders and the endogeneity bias. Our results show that father unemployment increases child school dropout by 28 percentage points on average in the sample of all children. In rural areas, however, the impact reaches 42 percentage points. Sudan needs to make substantial reforms in the job-market regulations and structure and introduce policies related to job creation and protection. More importantly, Sudan needs to activate laws that make basic education compulsory, and to improve the education system structure.

تقدير التأثير السببي لبطالة الأب على احتمال سحب الأبناء من الدراسة في السودان

أبي الأمين

ملخص

البطالة والتسرب من المدارس مشكلتان اقتصاديتان رئيسيتان في البلدان النامية بما في ذلك السودان. هذه الورقة تقدر التأثير السببي لبطالة الأب على تسرب الأطفال من المدارس وذلك باستخدام بيانات مقطعية من المسح القومي للبيانات الأساسية للأسر في السودان في عام 2009. تستخدم نموذج احتمالي ثنائي المتغير شبه المعلمي للتحكم في تأثير عناصر الارتباك غير المشاهدة ومشكلة التحيز الأني. تظهر النتائج أن بطالة الأب تزيد من تسرب الأطفال من المدرسة بنسبة 28 نقطة مئوية في المتوسط. في المناطق الريفية يصل التأثير إلى زيادة احتمال تسرب الأطفال من الدراسة إلى 42 نقطة مئوية. يحتاج السودان إلى إجراء إصلاحات جوهرية في لوائح سوق العمل وهيكله وإدخال سياسات تتعلق بخلق فرص العمل وحمايتها. والأهم من ذلك، يحتاج السودان إلى تفعيل القوانين التي تجعل التعليم الأساسي إلزامياً وتحسين هيكل نظام التعليم.

* Assistant professor in economics. Department of Economics, College of Business Administration, King Faisal University, Saudi Arabia. Email : oabdelrahman@kfu.edu.sa, Email: obbey.elamin@outlook.com

1. Introduction

School dropout is a common problem in developing countries including Sudan. For example, in sub-Saharan Africa Majgaard and Mingat (2012) show that the primary school intake is 96% for the children in the school entry age group but the completion rate is only 67%. They brought attention to the problem of data availability in the region to appropriately study the factors that lead to school dropout. Additionally, the report argues that school quality and high household education expenditures are some of the factors that lead to this stylised fact in sub-Saharan African countries. Inoue et al. (2015), on the other hand, argue that there are no "simple policy solutions exist" to the school dropout problem in Africa in general. However, studies that examine the impact of parents' or father labour market input on children's school dropout in the region are rare. In this research, we attempt to understand the causal effect of father unemployment on child school dropout at the microeconomic level in Sudan using cross-sectional data from the National Baseline Household Survey in 2009 (NBHS-2009). The research attempts to estimate the treatment effect of father unemployment on the propensity of child school dropout for the sample of the household that is covered in the survey.

Based on the World Bank, the macroeconomic indicators at the period of the NBHS-2009 survey show that the unemployment rate in Sudan increased from 13% in the year 2009 to 15.2% in 2010 and then to 17.4% in 2011. During the same period, the primary school enrolment rate dropped from 72.3% in 2009 to 71.1% in 2010 and then decreased to 69.5% in 2011. This indicates a strong causal effect between unemployment and human capital indicators in Sudan. It is crucial, however, to examine this causality at the microeconomic level to understand how the job market status of the family members affects the education decisions in the household. This information is important for economists, policymakers and educators because it helps on designing policies that can mitigate the negative impacts of unemployment and labour market shock on children and human capital building the economy.

However, estimating the causal effect of father unemployment on child school dropout is subject to an endogeneity problem. Both father unemployment and child school dropout are affected by unobserved common factors, unobserved

confounders, that make them determined simultaneously in the model. On one hand, the general macroeconomic performance influences individuals' labour market inputs and education decisions, for example, the financial crisis of 2008–2009 (at the time of the NBHS-2009 survey period), corruption, bad policies and management and many other factors. On the other hand, personal and family-specific characteristics such as preferences, valuing of education, ability, education costs and opportunity cost and many other factors. The majority of these factors are not observed in our data. Accordingly, using a probit or logit model for estimating the impact makes the results subject to an endogeneity bias. The treatment effect will be biased toward zero, which means that the probit/logit model might indicate a very low or zero impact.

So, we use the recursive bivariate probit model to estimate the causal impact of father unemployment on the propensity that children dropout of school. The estimate is sensitive to the choice of the instrumental variables, where finding suitable variables to serve as IVs is a usually daunting process when using cross-sectional survey data. We find little support from the empirical literature in economics to provide us with insights about possible valid instrumental variables. So, we searched in our dataset for valid instruments and finally designed 5 sets and estimated the model using each set as presented in Section 5. This process can be considered also as a robustness check for our results in this research.

This research is motivated by the ambition to improve the living standard and the well-being of individuals and households in Sudan. It helps in understanding the problems that face human capital development and output production in the country since education is a basic component of building human capital and employment is the source of production. This paper reveals that Sudan in the period of the financial crisis in 2008-2009 has lost very high potential human capital that would have been crucial for development by now, due to the inadequate management of the country's labour market and education system during the crisis. Our paper contributes to the economic research literature in Sudan and Africa and discusses a crucial problem that is facing policymakers and economists. The practical and policy implications of this paper are that it helps in finding appropriate solutions for educational system problems that depend directly on the macroeconomic performance. This will help

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

politicians in putting plans for sustainable economic development and for educational system practitioners to improve the efficiency of the education system.

The paper is organised as follows, Section 2 presents a literature review that covers some of the key studies that examine the impact of fathers' and parents' job loss and unemployment on children's academic achievement/progress and school drop-out. The section also presents the relevant studies that considered school dropout decisions in Africa and the region. Section 3 describes the model and the estimation technique that is used in this research, while Section 4 describes the data. Section 5 discusses the model estimates and explains the results. Finally, in Section 6 we demonstrate our conclusions and set the recommendations for the research.

2. Literature review

The job market in developed countries, and particularly in Africa, is distinguished in its structure, where it is characterised by the intensive use of low-skilled workers (Teal, 2000), the public sector crowds out the private sector which increases unemployment (Ranzani and Tuccio, 2017), and that the vast majority of self-employed individuals are females (Lain, 2019). Emmanuel (2022) adds that the job market and the human capital in Africa do not grow and develop with the development of technologies and the industrial revolution. In sub-Saharan African countries Fomba Kamga et al (2022) argue that political stability impact unemployment rates, particularly for the youth population.

The characteristics of the job market in Sudan is not substantially different than in other developing countries in Africa. However, the economic structure in Sudan is based on a large agricultural sector and a small industrial sector. Ahmed and Awadalbari (2014) using Okan's law, argue that there is a long-run relationship between real GDP and unemployment rate, which indicates that a high unemployment rate is associated with low GDP growth. However, Mustafa (2013) claims that the openness of the Sudan economy and oil revenues had negative impacts on unemployment rate, but ignores the consequences of the global financial crisis in 2008–2009. In a comprehensive review of the job market in Sudan, Nour (2011) shows that the political instability and the continuing civil wars are the two factors that specifically affect the economy and increased unemployment rate in the

country. Additionally, Nour (2011) claims that the education vertical and horizontal mismatch is prevalent in the job market in Sudan, due to a shortage in the policies that motivate job creation and development and that organise the education system.

Lam et al. (2011), on the other hand, find that the youth in the households that experience negative shock in the job market is about 12 percentage points less likely to progress academically. Parents' unemployment causes poor health in children (Pieters and Rawlings, 2020) and has significant effects on later life welfare and satisfaction that extend to young adulthood (Nikolova and Nikolaev, 2021). Jürges et al. (2022) find that shock can make long-term negative impacts on families on the educational attainment of the children. Similar results are found by (Fischer et al., 2022; Ruiz-Valenzuela, 2021; Saad and Fallah, 2020).

Parent(s) job loss and father unemployment in particular impose many burdens on families, which can lead to negative consequences on the children's educational outcomes and future job-market inputs (Nikolova and Nikolaev, 2021). McKee-Ryan and Maitoza (2018) identify three negative consequences of parents' unemployment that directly affect children in the family, which are impact on mental health, child development and educational attainment. They argue that parents' unemployment increases learning difficulties for the children. This impact on child academic performance is studied further in economic (Mörk et al., 2019; Ruiz-Valenzuela, 2015). Ruiz-Valenzuela (2015) finds that father unemployment reduces average child grade by almost 13 percentage points. Stevens and Schaller (2011) find a negative effect on children's grades and grade retention. Di Maio and Nistico (2019), using data from Palestine, find that father unemployment increases child school dropout by 9 percentage points. TUTUNCULER (2022) finds that children of immigrant families are more likely to drop out of school.

As a natural outcome of compulsory education laws, studies in developed and western countries mostly focus on the impact of parental job loss and father unemployment on the school progress and achievement of the children at the basic education level. Many papers, however, focus on the impact on the decision to continue studying after finishing basic education (Hajdu et al., 2019), and post-secondary and college enrolment decision (Hilger, 2016). Pan and Ost (2014) find that parental job loss when the children were between ages 15 and age 17 decreases the propensity of enrolment in college by about 10 percentage points. Oreopoulos

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

et al. (2008) use Canadian data and find that children whose fathers had employment shocks have 9% less annual earnings in adulthood compared with those whose fathers did not experience similar shocks. In contrast, in developing countries interest is directed more to examining the impact of parents' or fathers' unemployment on school dropout even before completing the basic education. This kind of education interruption has more severe consequences, not only on children's future job market inputs and level of welfare, but also on the country's economic development (Gyimah-Brempong, 2011).

In Africa, Chinyoka (2014) examines the causes of school dropout in Zimbabwe, without considering parent(s) job loss, and finds that poverty and broken family, as well as children's lack of interest in education, are the main factors driving school drop-out. Similarly, Woldehanna and Hagos (2015) argue that primary school dropout in Ethiopia is affected by shocks in the household but without considering father or parent(s) unemployment in the model. Bedi et al. (2004) examine factors such as school fees, curriculum, school availability, and the expected benefits of education on primary school enrolment. Their results show that at the lowest expenditure quantile a 100 percentage points increase in school fees decreases the enrolment rate by about 12 percentage points. Generally, Iscan et al. (2015) find that school fees in sub-Saharan Africa have reduced primary school enrolment, but Ali and Soharwardi (2022) argue that the impact can extend further and drive children to child labour. In India, Hoque et al. (2022) find a significant effect of removing school fees on the propensity of child school drop-out.

Glick et al. (2016) examine the role of household shocks on children's school dropout in Madagascar and find a significant effect on health, asset shock or death of a family member. Their results suggest that labour market 'rigidities' do not have an influence on child school enrolment or dropout, where the father job loss variable is insignificant in their model. Krutikova et al. (2010), using a sample from rural Tanzania, show that household income shocks have permanent negative outcomes on education for children in the age group 7-15 years old. The impact of father and parents' education on school dropout of children is discussed by Mani et al. (2009) who show that father schooling impacts child school performance in Ethiopia.

Dostie and Jayaraman (2006) find that school dropout decreases with higher parental education levels as well as wealth. Household characteristics and social backgrounds such as poor parents' education, number of children and family members increase the propensity of children to drop out of school (Farah and Upadhyay, 2017). Moeeni (2022) finds intergenerational effects of economic sanctions, where families reduce education spending due to the increase in living costs. Sudan has been under economic sanctions for several years and this factor likely impacted school dropout decisions from many families. In Sudan, school dropout is examined by Fincham (2019), which concludes that most of the significant factors affecting dropout are originated from home and are community. However, this study focuses on girls' school dropout in the Red Sea state only.

The recursive bivariate probit model is commonly used to estimate factors affecting dropout decisions in the education system, for example, Di Pietro (2004) in the case of Italy and Guimarães et al. (2010) in the case of Brazil. Kuépié et al. (2015) applied the model to estimate the factor that affects school dropout in Sub-Saharan African countries and find a significant impact on poverty, gender discrimination and weak performance at school. On the other hand, the semi-parametric recursive bivariate probit model of Marra and Radice (2011) is used by Elamin et al. (2019) to study the impact of private tutoring on parents' work decisions. Attempts to use the semi-parametric recursive bivariate probit model to estimate the causal effect of unemployment on human capital variables in Sudan or Africa have not appeared to us.

3. Econometric technique

Our interest is to estimate the causal effect of a dummy variable d , the father unemployment indicator, on child school dropout which is represented by a dummy variable s . Both d and s are defined as dichotomous variables for unobserved continuous latent variables d^* and s^* . Due to the impact of common unobserved confounders s and d are determined simultaneously, which causes an endogeneity problem in the model. Then the estimated causal effect of d on s will be inconsistent if the univariate probit model is used. Fortunately, the recursive bivariate probit model provides a solution that allows for estimating the causal effect consistently, by allowing for controlling for the observed confounders and accounting for the

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

effect of the unobserved confounders simultaneously. The recursive bivariate probit model is constructed from two equations that take the following form:

$$s_i = I(\alpha d_i + \mathbf{w}_{i,1}'\boldsymbol{\gamma}_1 + \mathbf{x}_{i,1}'\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{i,1} > 0), \quad (1)$$

$$d_i = I(\mathbf{w}_{i,2}'\boldsymbol{\gamma}_2 + \mathbf{x}_{i,2}'\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{i,2} > 0), \quad (2)$$

where $I(\cdot)$ is an indicator function that equals 1 if the argument in the parentheses is true and zero otherwise. Clearly the dichotomous variables are $s_i^* = \alpha d_i + \mathbf{w}_{i,1}'\boldsymbol{\gamma}_1 + \mathbf{x}_{i,1}'\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{i,1}$ and $d_i^* = \mathbf{w}_{i,2}'\boldsymbol{\gamma}_2 + \mathbf{x}_{i,2}'\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{i,2}$. The vector $\mathbf{w}_{i,1}$ includes the dummy variables that represent the categorical exogenous variables in the first equation, while $\mathbf{w}_{i,2}$ in Eq 2 is the vector of the dummy variables in the second equation. The vectors $\mathbf{x}_{i,1}$ and $\mathbf{x}_{i,2}$ contain the continuous exogenous variables in Eq 1 and Eq 2, respectively. The coefficient vectors are defined as $\boldsymbol{\gamma}_j$ and $\boldsymbol{\beta}_j$, where $j = 1, 2$. The vectors $\mathbf{w}_{i,2}$ and $\mathbf{x}_{i,2}$ include the instrumental variable in addition to the variables appearing in $\mathbf{w}_{i,1}$ and $\mathbf{x}_{i,1}$.

The error terms in the equations are assumed to follow a bivariate normal distribution with mean $\mathbf{0}$, unite variance and correlation between the errors equals ρ , i.e.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{i,1} \\ \varepsilon_{i,2} \end{pmatrix} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}), \quad (3)$$

where $\boldsymbol{\Sigma}$ is a 2×2 the covariance (correlation) matrix with main diagonal equals 1 and off-diagonal value ρ .

The model is estimated using the maximum likelihood method that maximizes the function:

$$\text{Log}(L) = \sum_{i=1}^n \Phi_2(t_{i,1}, t_{i,2}, \rho) \quad (4)$$

where $t_{i,1}$ and $t_{i,2}$ are linear functions on the variables and the coefficients as defined by Greene (2012). Φ_2 is a bivariate standard normal cumulative distribution function. The recursive bivariate probit model identifies the four possible outcomes of s and d variables, which are $(s_i = 0, d_i = 0)$, $(s_i = 1, d_i = 0)$, $(s_i = 0, d_i = 1)$ and $(s_i = 1, d_i = 1)$, to estimate the joint probability of the endogenous variables conditional on the exogenous variables. The marginal probability of d_i is given directly using univariate normal

cumulative distribution function, see Greene (2012). The log-likelihood function can be expressed as:

$$l(\boldsymbol{\delta}) = \sum_{i=1}^n \{s_i d_i p_{11,i} + s_i (1 - d_i) p_{10,i} + (1 - s_i) d_i p_{01,i} + (1 - s_i) (1 - d_i) p_{00,i}\}, \quad (5)$$

which is maximized with respect to $\boldsymbol{\delta}' = (\alpha, \boldsymbol{\gamma}_1', \boldsymbol{\gamma}_2', \boldsymbol{\beta}_1', \boldsymbol{\beta}_2', \rho)$. $p_{m_1 m_2, i}$, where m_1 and m_2 are either 0 or 1, are the probabilities of the possible four outcome that are defined above. The coefficient of primary interest in the model is α in Eq 1, which captures the treatment effect. The correlation coefficient between the error terms, $\hat{\rho}$, indicates the strength of the endogeneity problem in the model. The closer the absolute value of $\hat{\rho}$ to 1 the stronger the endogeneity problem in the model, which makes the estimator of α inconsistent if the effect of the unobserved confounder is ignored.

Our interest is to consistently estimate the parameter α , the correlation coefficient ρ and the coefficient vectors $\boldsymbol{\gamma}_j$ and $\boldsymbol{\beta}_j$, denoted as $\hat{\alpha}$, the correlation coefficient $\hat{\rho}$ and the coefficient vectors $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_j$ and $\hat{\boldsymbol{\beta}}_j$. Then estimate average treatment effect, $\hat{\delta}$, using the cumulative standard normal distribution function, Φ , as follows:

$$\hat{\delta} = \Phi\{\hat{\alpha} + \mathbf{w}_{i,1}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1 + \mathbf{x}_{i,1}' \hat{\boldsymbol{\beta}}_1\} - \Phi\{\mathbf{w}_{i,1}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1 + \mathbf{x}_{i,1}' \hat{\boldsymbol{\beta}}_1\}. \quad (6)$$

The delta method is used to estimate the standard error of the ATE from the recursive bivariate probit model and then the 95% confidence interval is constructed.

Chib et al. (2009) show that inappropriate detection of non-linearities in the recursive bivariate probit model impacts the quality of the results and accordingly the ATE estimate. One major outcome is that the joint density of the error terms can appear as non-Gaussian even when the data generating process is Gaussian, which incorporate risks of having misspecification problem in the model. To overcome this problem Marra and Radice (2011) developed a semi-parametric specification for the recursive bivariate probit model by using non-parametric functions for smoothing the continuous covariates as follows

$$s_i = I\left(\alpha d_i + \mathbf{w}_{i,1}' \boldsymbol{\gamma}_1 + \sum_{k_1=1}^{K_1} f_{k_1}(x_{i,1,k_1}) + \varepsilon_{i,1} > 0\right), \quad (7)$$

$$d_i = I\left(\mathbf{w}_{i,2}' \boldsymbol{\gamma}_2 + \sum_{k_2=1}^{K_2} f_{k_2}(x_{i,2,k_2}) + \varepsilon_{i,2} > 0\right). \quad (8)$$

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

The functions f_{k_1} and f_{k_2} are unknown smooth functions but can be approximated using the penalized regression splines. K_1 and K_2 are the number of continuous independent variables in Eq 7 and Eq 8, respectively.

The semi-parametric specification flexibly controls for the effect of the continuous independent variables in the model and it does not require using forms such as quadratic or cubic. However, the estimation procedure includes a trading-off between fit and smooth and uses penalties during the model fit. The optimum coefficients and smoothing parameters are achieved by maximising the so-called penalised log-likelihood function that is given as:

$$l(\boldsymbol{\delta})_p = l(\boldsymbol{\delta}) - \frac{1}{2} \boldsymbol{\delta}' \mathbb{S}_\lambda \boldsymbol{\delta}, \quad (9)$$

where $\mathbb{S}_\lambda = \sum_{v=1}^2 \sum_{k_v=1}^{K_v} \mathbb{S}_{K_v}$ and that \mathbb{S}_{K_v} are square positive semi-definite matrices that are known and measure the roughness of the smooth terms in the model.

The average treatment effect is directly estimated using the formula:

$$\hat{\delta} = \boldsymbol{\Phi} \left\{ \hat{\alpha} + \mathbf{w}_{i,1}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1 + \sum_{k_1=1}^{K_1} \hat{f}_{k_1}(x_{i,1,k_1}) \right\} - \boldsymbol{\Phi} \left\{ \mathbf{w}_{i,1}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1 + \sum_{k_1=1}^{K_1} \hat{f}_{k_1}(x_{i,1,k_1}) \right\}. \quad (10)$$

In contrast to the fully parametric estimator, the 95% confidence intervals for the semi-parametric estimator are constructed using Bayesian simulation from the posterior distribution of coefficients and the smoothing parameters. In this research, we compare the estimates of the average treatment effect from both techniques as presented below.

Testing for the absence of endogeneity, i.e. testing the homogeneity of the treatment, is equivalent to testing the null hypothesis that the correlation coefficient between the error terms in the equations equals zero. So, the null hypothesis $H_0: \rho = 0$ could be tested against the alternative hypothesis $H_0: \rho \neq 0$ using the Wald test by computing the test statistic as follows:

$$\frac{\widehat{\rho}^{*2}}{Var(\widehat{\rho}^*)}, \quad (11)$$

which is under the null hypothesis converges to a chi-square distribution with 1 degree of freedom and that $\rho^* = \frac{1}{2} \log[(1 + \rho)/(1 - \rho)]$.

4. Data

The National Baseline Household Survey (NBHS) was conducted by the Central Bureau of Statistics in the Republic of Sudan in 2009 and covers many educational, employment, health and welfare measures. The data is obtained from the Central Bureau of Statistics website in 2014. The number of households in the survey is 7913 with total household members of 48845 individuals. The questions about school absence/dropout targeted the children in the age group 6-15 in the sample. The school dropout dummy variable takes a value of one if at least one reason for not attending school is specified. We include only the children living with their parents with the father being the head of the household. Accordingly, children who are living in extended families, where the head of the household could be a grandfather, an uncle, a step-grandfather or any other person in the family; children who are living with a mother head of household; and children who are living with relatives, are all excluded from the analysis. Additionally, we have dropped all the cases with missing values. Thus, the final sample size contains only 10650 children.

The set of the independent variables includes child age, male dummy, number of household members, number of children in school age 6-16 in the household, the share of per-capita education expenses from the total per-capita expenditures, the share of house-related expenses, the log per-capita total expenditures, a dummy that equals 1 if the mother lives in the same household, an urban area dummy variable, and state dummies variables. In the fully parametric recursive bivariate probit model, we use the quadratic form of child age.

Table 1 presents the summary statistics for the child's school dropout indicator, the father's unemployment indicator and the covariates that are used in the model. The dropout rate is about 30% in the sample of all children, but in the rural areas, it is more than double the rate in the urban areas, where it is 36% compared with 14.8% in the urban. Similarly, the father unemployment rate is 18.2% in the sample of all children, 13.5% in the urban and increases to 20% in the rural. The sample means of the covariates are balanced in the treatment and control groups that are determined by the father's unemployment status. This ensures that the overlap of the treatment condition is satisfied in the model, which reduces the bias in the final treatment effect estimate.

The summary statistics in Table A2 show that the father education level is not stated for about 42% of the children in the sample, which is equivalent to 4480 cases in our sample. Table 1 presents the t-test for mean equality in the treatment and control groups, only two variables are weakly balanced, the number of households and log household total expenditures. Additionally, the distribution of father education level is not balanced in the

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

father unemployment status groups, except the primary school/Kalwa⁽¹⁾ and the secondary school dummy variables, which are balanced in the urban and rural sub-samples also. This makes using the dummies for all the categories of father education level in covariate set in the model unsuccessful. As being unbalanced variables in the treatment and control group this will make weak overlap at certain ranges of the covariate set, which affects the ATE estimate. Thus, we include only the balanced dummies which are the father primary school/Kalwa dummy and the secondary school education dummy.

Table (1): Summary statistics

Variable ^b	mean	sd	Father job market status					
			Employed		Unemployed		$H_0: \bar{x}_{j,e} - \bar{x}_{j,u} = 0^a$	
			mean	sd	mean	sd	t-value	p-value
Sample of all children								
dropout	0.301	0.459	0.293	0.455	0.336	0.473		
F. unemployed	0.182	0.386						
Age	10.20	2.847	10.18	2.848	10.31	2.839	-1.90	0.056
Male	0.526	0.499	0.528	0.499	0.515	0.500	1.10	0.276
HH members	8.210	2.532	8.167	2.512	8.405	2.613	-3.75	0.000
No. children	3.303	1.414	3.310	1.420	3.270	1.384	1.15	0.256
Sh. education	2.039	3.328	2.030	3.343	2.075	3.262	-0.55	0.592
Sh. house	5.061	3.418	5.034	3.349	5.183	3.709	-1.75	0.085
log exp.	4.631	0.598	4.657	0.593	4.514	0.609	9.55	0.000
Mother in HH	0.970	0.170	0.971	0.167	0.965	0.183	1.40	0.156
F. primary	0.329	0.470	0.331	0.471	0.321	0.467	0.85	0.406
F. secondary	0.101	0.302	0.102	0.303	0.0992	0.299	0.35	0.725
Urban	0.289	0.453	0.305	0.460	0.214	0.411	8.00	0.000
<i>n</i>	10,650		8,715		1,935			
Urban sub-sample								
dropout	0.148	0.355	0.149	0.356	0.145	0.352		
F. unemployed	0.135	0.342						
Age	10.34	2.829	10.31	2.831	10.54	2.805	-1.60	0.110
Male	0.514	0.500	0.515	0.500	0.511	0.500	1.30	0.195
HH members	7.964	2.357	7.901	2.222	8.369	3.057	-1.75	0.079
No. children	3.113	1.318	3.119	1.299	3.072	1.438	1.70	0.089
Sh. education	2.887	3.985	2.858	4.059	3.068	3.474	-1.60	0.105
Sh. house	5.100	3.723	5.052	3.572	5.407	4.567	-1.00	0.316
log(exp)	4.945	0.554	4.950	0.554	4.913	0.556	7.60	0.000
Mother in HH	0.976	0.154	0.977	0.151	0.969	0.174	0.90	0.356

⁽¹⁾ Kalwa is a traditional religious school that teaches Quran and basic Arabic language and mathematics.

Variable ^b	mean	sd	Father job market status					
			Employed		Unemployed		$H_0: \bar{x}_{j,e} - \bar{x}_{j,u} = 0^a$	
			mean	sd	mean	sd	t-value	p.value
F. primary	0.372	0.484	0.375	0.484	0.357	0.480	0.01	0.986
F. secondary	0.187	0.390	0.184	0.387	0.212	0.409	-0.35	0.740
<i>n</i>	3,074		2,659		415			
Rural sub-sample								
drop-out	0.363	0.481	0.356	0.479	0.389	0.488		
F. unemployed	0.201	0.401						
Age	10.15	2.852	10.12	2.854	10.25	2.846	-1.60	0.111
Male	0.531	0.499	0.534	0.499	0.516	0.500	0.15	0.879
HH members	8.310	2.593	8.284	2.621	8.414	2.479	-3.75	0.000
No. children	3.380	1.444	3.394	1.463	3.324	1.364	0.65	0.500
Sh. education	1.694	2.953	1.667	2.901	1.804	3.149	-1.00	0.320
Sh. house	5.046	3.286	5.027	3.247	5.121	3.437	-1.80	0.070
<i>log(exp)</i>	4.503	0.567	4.528	0.562	4.405	0.576	1.25	0.204
Mother in HH	0.968	0.176	0.969	0.173	0.964	0.185	1.00	0.326
F. primary	0.312	0.463	0.312	0.463	0.312	0.463	0.70	0.473
F. secondary	0.067	0.249	0.0661	0.248	0.0684	0.253	-1.40	0.166
<i>n</i>	7,576		6,056		1,520			

^a t-test for the equality of means in the father unemployment status groups, assuming unequal variance to account for suspected heteroskedasticity.

^bThe description of the variables is provided in Table A1 in Appendix A.

5. Results

We estimate the recursive bivariate probit model using 5 sets of instrumental variables which have been chosen after studying the correlations of all the variables that can serve as IVs in the survey dataset. The valid IVs should be correlated with the endogenous variable, d_i , but not correlated with the outcome variable, s_i , and the error term, $\varepsilon_{i,1}$. The first set, denoted as IV1, includes the variables: father's age; pre-capita household expenditure on sports equipment, camping and outdoor recreation; a dummy of whether the household was subject to a robbery, burglary or assault in the past 5 years. The second set, IV2 includes in addition to the variables in IV1; consumption of cooked food from vendors; and the number of mosquito nets owned by the household a quantitative variable equals the father's consumption of tobacco and a dummy for whether the father is older than the working age, i.e. father's age ≥ 65 . IV3 includes all the variables in the set IV2 in addition to two new variables which are, the total number of rooms and dummies

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

of tenure status of household dwelling. Set IV4 includes in addition to the variables in set IV3 a dummy variable for the group of children with a father education level not stated. Set IV5, adds a quantitative variable that equals the total number of rooms, then in the last set, we add a dummy variable that equals 1 if the family owns the dwelling. The last three sets attempt to utilize some of the information about the father education level variable in the model in addition to the two balanced father education dummies that are used as covariates.

Table 2 presents the estimated coefficients for the father unemployment dummy using the linear probability model (LPM). These estimates are consistent but the traditional problem of LPM is that the prediction may not be in the $[0,1]$ range. The OLS estimate indicates that father unemployment increases child school dropout by 2 percentage points only and that the effect is significant at a 5% level of significance. The two-stage least squares estimates suggest that the effect is substantially higher and ranges between 22-40 percentage points. The endogeneity problem is present in the model, based on j test statistics, which also indicate that the exclusion restriction condition of the instrument variable is satisfied. Additionally, the estimates seem to be highly sensitive to the choice of the instrumental variables set. The LPM can capture the effect in the sample of all children only, in the urban and rural subsamples the coefficient of father unemployment is insignificant.

The estimates of the average treatment effect for the father unemployment on child dropout using the fully parametric bivariate probit model are presented in Table 3. The first column reports the ATE of father unemployment that is estimated by the probit model, under the exogeneity assumption of the treatment and the outcome. However, the test of exogeneity indicates that child school dropout and father unemployment are both affected by common unobserved confounders in the model, and that the father unemployment dummy is endogenous. In contrast to the estimates from the two-stage least squares model, the bivariate probit model estimates significant coefficients in the sub-samples. However, in the rural sub-sample, the ATE becomes highly significant when the IV sets that control for the missing information about the father education level are used. All the models in the table produced a negative estimate for the correlation coefficient between the error terms, ρ .

The results show that father unemployment increases the propensity of child dropout of school by 33.3 percentage points. In the urban, the effect is only 21 percentage points. The marginal effects coefficients for all the independent variables in the model are reported in Table 3 and in Appendix A in the Tables A3 to A5. The estimated marginal effect coefficients for the other independent variables in the model are not sensitive to the choice of the instrumental variables as much as the estimated coefficient for the father unemployment dummy. Additionally, values of the estimated marginal effects are not largely different from those estimated by the univariate probit model under the exogeneity assumption except for the endogenous treatment dummy. This indicates that other covariates are exogenous and that using the recursive bivariate probit model was appropriate in this setting.

Table (2): Estimated coefficients of ordinary least squares and two-stage least squares model^{a,d}

	OLS	Two-stage least squares ^b				
		IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
All children^c						
F. unemployed	0.030*** (0.011)	0.267*** (0.094)	0.348*** (0.092)	0.272*** (0.091)	0.275*** (0.091)	0.304*** (0.090)
R-squared	0.234	0.197	0.167	0.195	0.194	0.184
RSS	1715	1799	1866	1803	1805	1827
F	144.0	135.6	130.1	135.4	135.2	133.3
j stat.		25.47	54.40	188.4	195.5	198.8
p-value j		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
j stat. df		2	6	7	8	9
Urban sub-sample						
F. unemployed	0.015 (0.017)	0.037 (0.133)	0.146 (0.126)	0.025 (0.122)	0.033 (0.122)	0.063 (0.121)
R-squared	0.202	0.202	0.187	0.202	0.202	0.200
RSS	309.8	309.9	315.5	309.8	309.9	310.6
F	21.54	21.51	21.20	21.52	21.51	21.46
j stat.		12.85	50.55	78.70	81.45	87.30
p-value j		0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
j stat. df		2	6	7	8	9
Urban sub-sample						
F. unemployed	0.028** (0.013)	0.155 (0.107)	0.217** (0.105)	0.200* (0.104)	0.195* (0.104)	0.231** (0.104)
R-squared	0.216	0.205	0.192	0.196	0.197	0.188

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

	OLS	Two-stage least squares ^b				
		IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
RSS	1374	1392	1414	1408	1406	1421
F	100.1	98.54	96.77	97.31	97.45	96.18
<i>j</i> stat.		32.48	41.91	139.6	145.0	149.4
p-value <i>j</i>		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>j</i> stat. df		2	6	7	8	9

- a. Coefficients of other independent variables in the model are not presented for brevity but are available from the author on request. Robust standard errors in brackets.
- b. The instrumental variables are described in Section 5.
- c. Number of observations: sample of all children = 10650, urban sub-sample 3074, rural sub-sample 7576
- d. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

The semi-parametric bivariate probit model estimates are reported in Table 4. The confidence intervals of the estimated ATE and the correlation coefficient of the error terms are constructed using 1000 Bayesian samples drawn from the posterior distribution of the parameters. In contrast to the fully parametric model estimates in Table 3, all the estimates of the semi-parametric model are significant at a 5% level of significance. The 95% confidence interval is all in the positive domain for the ATE and in the negative domain for the correlation coefficient and is narrower than those constructed from the fully parametric bivariate probit model in Table 3.

However, similarly to the fully parametric models, the strongest rejection for the exogeneity assumption appeared when set IV5 is used, combined with the highest estimate for the correlation between the error terms. Semi-parametric model estimates are less disparate when different IV sets are attempted, which indicates that the model utilises the observed heterogeneity in the independent variables more efficiently than the fully parametric bivariate model. Relaxing the functional form of the continuous variables and using the smoothing techniques has improved the quality of the results. In the sample of all children, the estimated effect is about 28 pp and increases to 42 pp in rural areas. This is slightly lower than the estimates from the fully parametric model but the estimates of ρ suggest a stronger correlation between the error terms. The unobserved confounders that affect both father unemployment and child school dropout seem to be different in the urban areas than

in the rural areas. The value of the estimated correlation coefficient between the error terms is higher in absolute value in the rural areas subsample.

Table (3): Estimated ATE Using the Fully Parametric Bivariate Probit Model^{a,b,e}

	Probit	Fully parametric bivariate probit model ^c				
		IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
All children^d						
$\hat{\delta}$	0.024** (0.010)	0.247*** (0.061)	0.268*** (0.054)	0.290*** (0.055)	0.293*** (0.054)	0.301*** (0.050)
95% IC $\hat{\delta}$	{0.004, 0.044}	{0.128, 0.367}	{0.163, 0.374}	{0.181, 0.399}	{0.187, 0.400}	{0.203, 0.399}
$\hat{\rho}$		-0.436	-0.474	-0.514	-0.520	-0.535
95% CI $\hat{\rho}$		{-0.625, -0.198}	{-0.641, -0.265}	{-0.680, -0.297}	{-0.683, -0.307}	{-0.685, -0.341}
Wald		11.79	17.20	18.09	19.11	23.39
P-value Wald		0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
Urban sub-sample^d						
$\hat{\delta}$	0.015 (0.016)	0.199** (0.088)	0.218*** (0.068)	0.211*** (0.080)	0.210*** (0.081)	0.217*** (0.073)
95% IC $\hat{\delta}$	{-0.017, 0.477}	{0.026, 0.372}	{0.084, 0.351}	{0.054, 0.367}	{0.050, 0.370}	{0.074, 0.360}
$\hat{\rho}$		-0.534	-0.585	-0.567	-0.565	-0.585
95% CI $\hat{\rho}$		{-0.836, 0.016}	{-0.823, -0.174}	{-0.837, -0.074}	{-0.840, -0.060}	{-0.834, -0.136}
Wald		3.64	7.05	4.90	4.67	6.08
P-value Wald		0.056	0.008	0.027	0.031	0.014
Rural sub-sample^d						
$\hat{\delta}$	0.022* (0.012)	0.220* (0.124)	0.238** (0.105)	0.299*** (0.073)	0.304*** (0.069)	0.307*** (0.065)
95% IC $\hat{\delta}$	{-0.002, 0.046}	{-0.023, 0.463}	{0.033, 0.444}	{0.156, 0.441}	{0.168, 0.441}	{0.179, 0.434}
$\hat{\rho}$		-0.388	-0.426	-0.552	-0.564	-0.568
95% CI $\hat{\rho}$		{-0.754, 0.162}	{-0.745, 0.052}	{-0.780, -0.194}	{-0.783, -0.221}	{-0.776, -0.250}
Wald		1.96	3.10	8.23	9.14	10.53
P-value Wald		0.161	0.079	0.004	0.003	0.001

a. Delta method standard errors are in the brackets. 95% confidence intervals of the estimated ATE and ρ in curly brackets.

b. Marginal effects of the complete set of independent variables in the model are presented in Tables 5 to 7 in Appendix 7.

The instrumental variables are described in Section 5.

c. Number of observations: sample of all children = 10650, urban sub-sample 3074, rural sub-sample 7576

d. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

Table (4): Estimated ATE Using the Semiparametric Bivariate Probit Model^{a,b,e}

	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
All children^c					
$\hat{\delta}$	0.268	0.270	0.277	0.279	0.284
95% IC $\hat{\delta}$	{0.192, 0.347}	{0.197, 0.346}	{0.206, 0.351}	{0.211, 0.351}	{0.220, 0.350}
$\hat{\rho}$	-0.522	-0.525	-0.539	-0.542	-0.552
95% CI $\hat{\rho}$	{-0.640, -0.382}	{-0.638, -0.403}	{-0.639, -0.395}	{-0.653, -0.427}	{-0.654, -0.390}
Wald	40.21	42.20	45.29	46.27	50.68
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Wald					
Urban sub-sample^c					
$\hat{\delta}$	0.284	0.295	0.287	0.283	0.289
95% IC $\hat{\delta}$	{0.143, 0.441}	{0.159, 0.441}	{0.144, 0.437}	{0.143, 0.445}	{0.151, 0.426}
$\hat{\rho}$	-0.598	-0.622	-0.608	-0.601	-0.613
95% CI $\hat{\rho}$	{-0.773, -0.285}	{-0.829, -0.384}	{-0.783, -0.324}	{-0.770, -0.338}	{-0.781, -0.284}
Wald	14.33	18.50	15.86	14.92	16.99
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Wald					
Rural sub-sample^c					
$\hat{\delta}$	0.422	0.421	0.428	0.429	0.429
95% IC $\hat{\delta}$	{0.382, 0.461}	{0.378, 0.461}	{0.388, 0.466}	{0.388, 0.463}	{0.386, 0.466}
$\hat{\rho}$	-0.767	-0.766	-0.781	-0.783	-0.783
95% CI $\hat{\rho}$	{-0.826, -0.700}	{-0.831, -0.692}	{-0.841, -0.697}	{-0.847, -0.708}	{-0.849, -0.709}
Wald	180.17	179.77	202.93	203.98	206.34
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Wald					

a. 95% confidence intervals of the estimated ATE and ρ in curly brackets. The number of Bayesian samples used to construct the confidence intervals is 1000.

The instrumental variables are described in Section 5.

b. Number of observations: sample of all children = 10650, urban sub-sample 3074, rural sub-sample 7576

The causal effect that is captured in this research is extremely higher than the effect that is captured in previous research that is available in the literature. Our results are produced after appropriate control for the endogeneity problem in the model and relaxing the restrictive parametric assumptions in the bivariate probit model. So, the captured effect in this research is distinguished and improved in terms of quality than that provided in the previous research in this field.

6. Conclusions and recommendations

This paper examines the impact of father unemployment on child school dropout using the National Baseline Household Survey (NBHS) in Sudan in 2009. School dropout is measured for children in the age group 6-15 years old. Child dropout decisions and father unemployment are both affected by unobserved confounders and are determined simultaneously in the model which generates an endogeneity bias in the treatment effect estimate. Accordingly, the traditional probit and logit models estimate the effect substantially biased toward zero. The paper uses a semi-parametric specification for the recursive bivariate probit model to estimate the causal effect of father unemployment on the propensity that children to dropout of school. The estimate is sensitive to the choice of the estimation method and the instrumental variables set that is used to control for the endogeneity problem. As in most research that uses survey data, finding suitable variables to serve as instruments in the model was a daunting process.

The estimated causal effect shows that father unemployment increases child school dropout by 28 percentage points on average. In the rural areas, the estimate is extremely higher, where it reaches 42 percentage points. This is a huge impact that has many severe consequences on the country's later economic performance and human capital development. This deterioration in the standard of living and the well-being of individuals was one of the factors that led to the Sudan revolution against dictatorship in 2019, 10 years after the NBHS-2009 survey was conducted. Sudan should make substantial reforms in the job-market regulations and structure and the policies related to job creation and protection. More importantly, however, Sudan needs to activate laws making basic education compulsory, build schools, reduce school costs and improve the education system structure. These are challenging in conflict areas, so having peace in the whole country is the first requirement to apply the suggestions in this paper.

For policymakers, this research quantifies the effect of father unemployment on child school dropout. It is very important to develop policies that reduce the causal effect of macroeconomic shock on enrolment in basic education. The education sector should be given permanent priority in all economic policies irrespective of the business cycle. The federal government should put a target

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

enrolment rate in basic education and work closely with the local governments in achieving that targeted rate. Practitioners in the education sector need to develop methods to mitigate the effects of household shocks and policies that prevent students from dropping out of school. It is very important to conduct research to examine the after dropping out status, child labour and research to examine how dropped-out students can return to education and participate in human capital development in the country again. The generation of children that is covered in this survey are presumably workers in the job market now. The government needs to apply policies and conduct active labour market programs to improve the skills and knowledge of this generation, to compensate for the part of the training that was missed as a result of the education interruption. The government can launch large scheme re-training programs to attract the youth and young workers in the job market to increase their productivity, employability and job market opportunities.

References

- Ahmed, H.M.M., Awadalbari, A.A.A., 2014. Economic growth and unemployment in Sudan: An empirical analysis. *University of Bakht Alruda Scientific Journal* 13, 342–355. <https://doi.org/10.5296/jsss.v1i2.5769>
- Ali, M.M., Soharwardi, M.A., 2022. Economic cost of education and behavior of parents towards child labor. *Journal of Economic Impact* 4, 07–13. <https://doi.org/10.52223/jei4012202>
- Bedi, A.S., Kimalu, P.K., Mandab, D.K., Nafula, N., 2004. The decline in primary school enrolment in kenya. *Journal of African Economies* 13, 1–43. <https://doi.org/10.1093/jae/13.1.1>
- Chib, S., Greenberg, E., Jeliaskov, I., 2009. Estimation of semiparametric models in the presence of endogeneity and sample selection. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 18, 321–348. <https://doi.org/10.1198/jcgs.2009.07070>
- Chinyoka, K., 2014. Causes of school drop-out among ordinary level learners in a resettlement area in Masvingo, Zimbabwe. *Journal of Emerging Trends in Educational Research and Policy Studies* 5, 294–300. <https://doi.org/10.5296/ijld.v4i3.6169>
- Di Maio, M., Nistico, R., 2019. The effect of parental job loss on child school dropout: Evidence from the occupied Palestinian territories. *Journal of Development Economics* 141, 102375. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3354019>
- Di Pietro, G., 2004. The determinants of university dropout in Italy: A bivariate probability model with sample selection. *Applied Economics Letters* 11, 187–191. <https://doi.org/10.1080/1350485042000203832>
- Dostie, B., Jayaraman, R., 2006. Determinants of school enrolment in Indian villages. *Economic development and cultural change* 54, 405–421. <https://doi.org/10.1086/497006>
- Elamin, O., Rizk, R., Adams, J., 2019. Private tutoring and parents decision to work more: Evidence from Egypt. *Education Economics* 27, 132–154. <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01649-w>

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

- Emmanuel, N.D., 2022. Africa and the fourth industrial revolution: Turning a curse into a resource through the prism of human capital: An overview, in: *Africa and the Fourth Industrial Revolution*. Springer, pp. 91–107. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198852728.003.0002>
- Farah, N., Upadhyay, M.P., 2017. How are school dropouts related to household characteristics? Analysis of survey data from Bangladesh. *Cogent Economics & Finance* 5, 1268746. <https://doi.org/10.1080/23322039.2016.1268746>
- Fincham, K., 2019. Gender and primary school dropout in Sudan: Girls' education and retention in red sea state. *Prospects* 47, 361–376. <https://doi.org/10.4324/9780429322402-11>
- Fischer, B., Haan, P., Sanchez, S.S., 2022. The effect of unemployment on care provision. *The Journal of the Economics of Ageing* 23, 100395. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2022.100395>
- Fomba Kamga, B., Talla Fokam, D.N.D., Ningaye, P., 2022. Political instability and youths unemployment in sub-Saharan Africa. *Review of Development Economics* 26, 1850–1879. <https://doi.org/10.1111/rode.12870>
- Glick, P.J., Sahn, D.E., Walker, T.F., 2016. Household shocks and education investments in Madagascar. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 78, 792–813. <https://doi.org/10.1111/obes.12129>
- Greene, W., 2012. *Econometric analysis*. Pearson Education. <https://doi.org/10.1016/b978-0-08-097086-8.71006-3>
- Guimarães, J., Sampaion, B., Sampaino, Y., 2010. What is behind university dropout decision in Brazil? A bivariate probability model. *The Empirical Economics Letters* 9, 601–608. <https://doi.org/10.1016/j.spl.2018.04.013>
- Gyimah-Brempong, K., 2011. Education and economic development in Africa: Education and economic development in Africa. *African development review* 23, 219–236. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2011.00282.x>

- Hajdu, T., Kertesi, G., Kézdi, G., 2019. Parental job loss, secondary school completion and home environment. *Acta Oeconomica* 69, 393–423. <https://doi.org/10.1556/032.2019.69.3.4>
- Hilger, N.G., 2016. Parental job loss and children’s long-term outcomes: Evidence from 7 million fathers’ layoffs. *American Economic Journal: Applied Economics* 8, 247–83. <https://doi.org/10.1257/app.20150295>
- Hoque, N., Mahanta, R., Sarkar, D., 2022. Does free education reduce early school dropouts? Evidence from a legislative reform in India. *Economic Analysis and Policy* 74, 657–665. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.03.022>
- Inoue, K., Di Gropello, E., Taylor, Y.S., Gresham, J., 2015. Out-of-school youth in sub-Saharan Africa: A policy perspective. The World Bank. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-0505-9_ch1
- Iscan, T.B., Rosenblum, D., Tinker, K., 2015. School fees and access to primary education: Assessing four decades of policy in sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies* 24, 559–592. <https://doi.org/10.1093/jae/ejv007>
- Jürges, H., Stella, L., Hallaq, S., Schwarz, A., 2022. Cohort at risk: Long-term consequences of conflict for child school achievement. *Journal of Population Economics* 35, 1–43. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4108153>
- Krutikova, S., others, 2010. Who gets to stay in school? Long-run impact of income shocks on schooling in rural tanzania. Citeseer. https://doi.org/10.1057/9781137404039_10
- Kuépié, M., Shapiro, D., Tenikue, M., 2015. Access to schooling and staying in school in selected sub-Saharan African countries: Access to schooling. *African Development Review* 27, 403–414. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12156>
- Lain, J., 2019. Job flexibility and occupational selection in Ghana: An application of maximum simulated likelihood. *Journal of African Economies* 28, 479–510. <https://doi.org/10.1093/jae/ejz006>

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

- Lam, D.A., Ardington, C., Leibbrandt, M., 2011. The impact of household shocks on adolescent school outcomes in south africa. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1762319>
- Majgaard, K., Mingat, A., 2012. Education in sub-Saharan Africa: A comparative analysis: A comparative analysis. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-8889-1>
- Mani, S., Hoddinott, J., Strauss, J., 2009. Determinants of schooling outcomes: Empirical evidence from rural ethiopia. Fordham University, Department of Economics Discussion Paper. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1508898>
- Marra, G., Radice, R., 2011. Estimation of a semiparametric recursive bivariate probit model in the presence of endogeneity. *Canadian Journal of Statistics* 39, 259–279. <https://doi.org/10.1002/cjs.10100>
- McKee-Ryan, F.M., Maitoza, R., 2018. Job loss, unemployment, and families. *The Oxford Handbook of Job Loss and Job Search* 87. <https://doi.org/10.4135/9781473914964.n23>
- Moeni, S., 2022. The intergenerational effects of economic sanctions. *The World Bank Economic Review* 36, 269–304. <https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2022.113853>
- Mörk, E., Sjögren, A., Svaleryd, H., 2019. Parental job loss and child human capital in the short and long run. IFAU-Institute for Evaluation of Labour Market; Education Policy. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3445825>
- Mustafa, M.E., 2013. The determinants of unemployment in Sudan: A co-integration and error correction model analysis (1981-2011). *Gezira Journal of Economic and Social Sciences* 4, 285–298. [https://doi.org/10.21511/imfi.17\(4\).2020.25](https://doi.org/10.21511/imfi.17(4).2020.25)
- Nikolova, M., Nikolaev, B.N., 2021. Family matters: The effects of parental unemployment in early childhood and adolescence on subjective well-being later in life. *Journal of Economic Behavior & Organization* 181, 312–331. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.05.005>

- Nour, S., 2011. Labour market and unemployment in Sudan. UNU-MERIT Working Papers. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1949171>
- Oreopoulos, P., Page, M., Stevens, A.H., 2008. The intergenerational effects of worker displacement. *Journal of Labor Economics* 26, 455–483. <https://doi.org/10.1086/588493>
- Pan, W., Ost, B., 2014. The impact of parental layoff on higher education investment. *Economics of Education Review* 42, 53–63. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2014.06.006>
- Pieters, J., Rawlings, S., 2020. Parental unemployment and child health in China. *Review of Economics of the Household* 18, 207–237. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4215035>
- Ranzani, M., Tuccio, M., 2017. The impact of public employment on labour market performance: Evidence from african countries: Evidence from Colombian public universities. *Applied Economics Letters* 24, 298–301. <https://doi.org/10.1108/jic-02-2017-0037>
- Ruiz-Valenzuela, J., 2021. The effects of parental job loss on children’s outcomes, in: *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.654>
- Ruiz-Valenzuela, J., 2015. Job loss at home: Children’s school performance during the great recession in Spain. CEP discussion paper no. 1364. Centre for Economic Performance 11, 243–286. <https://doi.org/10.1007/s13209-020-00217-1>
- Saad, A.F., Fallah, B., 2020. How educational choices respond to large labor market shocks: Evidence from a natural experiment. *Labour Economics* 66, 101901. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101901>
- Stevens, A.H., Schaller, J., 2011. Short-run effects of parental job loss on children’s academic achievement. *Economics of Education Review* 30, 289–299. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2010.10.002>

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

Teal, F., 2000. Employment and unemployment in sub-Saharan Africa: An overview. Centre for the Study of African Economies, University of oxford. <https://doi.org/10.15185/izawol.268>

TUTUNCULER, G., 2022. Effect of mother's migration on the child education. BİLTÜRK Journal of Economics and Related Studies 4, 77–96. <https://doi.org/10.47103/bilturk.1073043>

Woldehanna, T., Hagos, A., 2015. Economic shocks and children's dropout from primary school: Implications for education policy in Ethiopia. Africa Education Review 12, 28–47. <https://doi.org/10.1080/18146627.2015.1036548>

Appendix A

Table (A1): Independent Variables Description

Variable	Description
drop-out	child school dropout dummy
F. unemployed	father unemployment dummy
Age	child age in years
Male	child male dummy
HH members	number of household members
No. children	number of children in school age 6-16 in the household
Sh. education	share of per-capita education expenses from the total per-capita expenditures
Sh. house	share of house-related expenses
<i>log(exp)</i>	log household per-capita total expenditures
Mother in HH	if the mother lives in the same household dummy
F. primary	father education level primary school/Kalwa dummy
F. secondary	father education level secondary dummy
Urban	urban dummy

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

Table (A2): Distribution of Father Education Level by Job-Market Status and by Urban and Rural

	mean	sd	Father job market status			
			Employed		Unemployed	
			mean	sd	mean	sd
Sample of all children						
No qualification	0.107	0.309	0.112	0.316	0.0848	0.279
Primary school/Kalwa¹	0.329	0.470	0.331	0.471	0.321	0.467
Secondary	0.101	0.302	0.102	0.303	0.0992	0.299
Post-secondary/diploma.	0.035	0.185	0.0328	0.178	0.0465	0.211
University	0.006	0.077	0.006	0.078	0.005	0.072
Not stated	0.421	0.494	0.416	0.493	0.443	0.497
n	10,650		8,715		1,935	
Urban						
No qualification	0.104	0.306	0.109	0.312	0.0723	0.259
Primary school/Kalwa¹	0.372	0.484	0.375	0.484	0.357	0.480
Secondary	0.187	0.390	0.184	0.387	0.212	0.409
Post-secondary/diploma	0.084	0.278	0.079	0.269	0.120	0.326
University	0.011	0.103	0.011	0.104	0.01	0.098
Not stated	0.241	0.428	0.243	0.429	0.229	0.421
n	3,074		2,659		415	
Rural						
No qualification	0.108	0.311	0.113	0.317	0.088	0.284
Primary school/Kalwa¹	0.312	0.463	0.312	0.463	0.312	0.463
Secondary	0.067	0.249	0.066	0.248	0.068	0.253
Post-secondary/diploma	0.015	0.123	0.013	0.112	0.026	0.160
University	0.004	0.0628	0.004	0.063	0.004	0.063
Not stated	0.494	0.500	0.492	0.500	0.501	0.500
n	7,576		6,056		1,520	

Kalwa is a traditional religious school that teaches Quran and basic Arabic language and mathematics.

Table (A3): Marginal Effect Coefficients of the Probit and the Parametric Bivariate Probit Models for the Sample of all Children

	Probit	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
F. unemployed	0.024** (0.010)	0.247*** (0.061)	0.268*** (0.054)	0.290*** (0.055)	0.293*** (0.054)	0.301*** (0.050)
Age	-0.267*** (0.010)	-0.257*** (0.012)	-0.255*** (0.012)	-0.252*** (0.012)	-0.252*** (0.012)	-0.251*** (0.012)
Age sq.	0.012*** (0.000)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
Male	-0.061*** (0.008)	-0.057*** (0.008)	-0.056*** (0.008)	-0.055*** (0.008)	-0.055*** (0.008)	-0.055*** (0.008)
HH members	-0.014*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.015*** (0.002)
No. children	0.022*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)
Sh. education	-0.033*** (0.003)	-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)
Sh. house	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
<i>log(exp)</i>	-0.123*** (0.008)	-0.107*** (0.009)	-0.105*** (0.009)	-0.103*** (0.009)	-0.103*** (0.009)	-0.102*** (0.009)
Mother in HH	0.013 (0.023)	0.017 (0.023)	0.018 (0.023)	0.018 (0.023)	0.018 (0.023)	0.018 (0.023)
F. primary	-0.087*** (0.009)	-0.080*** (0.009)	-0.079*** (0.009)	-0.078*** (0.009)	-0.078*** (0.009)	-0.077*** (0.009)
F. secondary	-0.163*** (0.016)	-0.158*** (0.016)	-0.157*** (0.016)	-0.156*** (0.016)	-0.155*** (0.016)	-0.155*** (0.016)
Urban	-0.087*** (0.010)	-0.076*** (0.010)	-0.075*** (0.010)	-0.073*** (0.010)	-0.073*** (0.010)	-0.073*** (0.010)
log likelihood	-5024	-9701	-9695	-9694	-9694	-9689
$\hat{\rho}$		-0.436	-0.474	-0.514	-0.520	-0.535
se($\hat{\rho}$)		0.110	0.096	0.098	0.096	0.088
Sample size $n = 10650$.						

Estimating the Causal Effect of Father Unemployment on the Propensity of Child School Dropout in Sudan

Table (A4): Marginal Effect Coefficients of the Probit and the Parametric Bivariate Probit Models for the Sub-Sample of Children in the Urban

	Probit	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
F. unemployed	0.015 (0.016)	0.199** (0.088)	0.218*** (0.068)	0.211*** (0.080)	0.210*** (0.081)	0.217*** (0.073)
Age	-0.225*** (0.015)	-0.228*** (0.015)	-0.228*** (0.015)	-0.228*** (0.015)	-0.228*** (0.015)	-0.228*** (0.015)
Age sq.	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)
Male	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.011)
HH members	-0.010*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)
No. children	0.010* (0.006)	0.013** (0.006)	0.013** (0.006)	0.013** (0.006)	0.013** (0.006)	0.013** (0.006)
Sh. education	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)
Sh. house	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
log(exp)	-0.093*** (0.012)	-0.091*** (0.012)	-0.091*** (0.012)	-0.091*** (0.012)	-0.091*** (0.012)	-0.091*** (0.012)
Mother in HH	-0.026 (0.036)	-0.021 (0.036)	-0.020 (0.036)	-0.020 (0.036)	-0.020 (0.036)	-0.020 (0.036)
F. primary	-0.048*** (0.012)	-0.047*** (0.012)	-0.047*** (0.012)	-0.047*** (0.012)	-0.047*** (0.012)	-0.047*** (0.012)
F. secondary	-0.082*** (0.017)	-0.083*** (0.017)	-0.083*** (0.017)	-0.084*** (0.017)	-0.084*** (0.017)	-0.083*** (0.017)
log likelihood	-961.7	-2044	-2040	-2039	-2039	-2038
$\hat{\rho}$		-0.534	-0.585	-0.567	-0.565	-0.585
se($\hat{\rho}$)		0.223	0.166	0.197	0.202	0.179
Sample size n = 3074.						

Table (A5): Marginal Effect Coefficients of the Probit and the Parametric Bivariate Probit Models for the Sub-Sample of Children in the Rural

	Probit	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5
F. unemployed	0.022* (0.012)	0.220* (0.124)	0.238** (0.105)	0.299*** (0.073)	0.304*** (0.069)	0.307*** (0.065)
Age	-0.274*** (0.013)	-0.264*** (0.019)	-0.262*** (0.018)	-0.253*** (0.018)	-0.252*** (0.018)	-0.252*** (0.017)
Age sq.	0.012*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
Male	-0.080*** (0.010)	-0.074*** (0.011)	-0.074*** (0.011)	-0.070*** (0.010)	-0.070*** (0.010)	-0.070*** (0.010)
HH members	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)
No. children	0.025*** (0.005)	0.028*** (0.005)	0.028*** (0.005)	0.028*** (0.005)	0.028*** (0.004)	0.028*** (0.004)
Sh. education	-0.039*** (0.005)	-0.037*** (0.005)	-0.037*** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.036*** (0.005)
Sh. house	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
<i>log(exp)</i>	-0.131*** (0.010)	-0.113*** (0.018)	-0.111*** (0.017)	-0.102*** (0.015)	-0.101*** (0.015)	-0.101*** (0.014)
Mother in HH	0.021 (0.028)	0.024 (0.028)	0.025 (0.028)	0.025 (0.028)	0.025 (0.028)	0.026 (0.028)
F. primary	-0.096*** (0.011)	-0.090*** (0.013)	-0.089*** (0.012)	-0.084*** (0.012)	-0.084*** (0.012)	-0.084*** (0.012)
F. secondary	-0.220*** (0.024)	-0.215*** (0.025)	-0.213*** (0.025)	-0.207*** (0.024)	-0.206*** (0.024)	-0.206*** (0.024)
log likelihood	-4007	-7539	-7535	-7533	-7533	-7530
$\hat{\rho}$		-0.388	-0.426	-0.552	-0.564	-0.568
se($\hat{\rho}$)		0.248	0.211	0.150	0.144	0.135
Sample size $n = 7576$.						