# أسعار النفط والإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في ليبيا: تحليل ديناميكيات الأجلين القصير والطويل خلال الفترة(1984– 2024)

د.عبدالسلام مسعود رحومه* د.المصري رمضان الخنفاس **

**ملخص البحث**

يهدف هذا البحث إلى تحليل أثر أسعار النفط العالمية والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي في ليبيا خلال الفترة ( 1984–2024 )، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة ( ARDL ) واختبار الحدود( Bounds Test ) ، مع التحقق من متانة النتائج باستخدام مقدرات ( FMOLSو DOLSوCCR )، إلى جانب تطبيق مجموعة موسعة من اختبارات الانكسارات الهيكلية وإجراء تحليل تكميلي باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي ( VAR ) ،أظهرت النتائج وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المتغيرات عند مستوى معنوية 5%، مما يؤكد وجود علاقة توازنية مستقرة رغم تعرض الاقتصاد الليبي لصدمات هيكلية خلال فترة الدراسة، كما بينت النتائج أن الإنفاق الحكومي يمثل المحرك الرئيس للنمو الاقتصادي في الأجل الطويل، حيث بلغت مرونته( 0.911 )، في حين ظهر أثر أسعار النفط بصورة رئيسة في الأجل القصير بمعامل بلغ( 0.299 )، وهو ما يشير إلى أن تأثير الصدمات النفطية ينتقل إلى النشاط الاقتصادي بدرجة كبيرة عبر قناة الإنفاق الحكومي، في حين لم يظهر الانفتاح التجاري أثراً طويل الأجل ذا دلالة إحصائية، وأوضح نموذج تصحيح الخطأ أن سرعة التكيف نحو التوازن بلغت نحـو( 16.6%) سنوياً، بما يعادل فترة تصحيح تدريجي تقارب ست سنوات، كما كشفت اختبارات الانكسارات الهيكلية عن حدوث تحول جوهري في مستوى التوازن عام 2011، دون أن يؤدي ذلك إلى انهيار علاقة التكامل المشترك طويلة الأجل، وتوصي الدراسة بتعزيز كفاءة الإنفاق الحكومي من خلال توجيه الموارد نحو الاستثمار الرأسمالي والقطاعات الإنتاجية، واعتماد قواعد مالية احترازية تحد من انتقال تقلبات أسعار النفط إلى الاقتصاد المحلي، إلى جانب تسريع جهود تنويع القاعدة الاقتصادية ومصادر النمو.

**الكلمات المفتاحية:** أسعار النفط، الناتج المحلي الإجمالي، الإنفاق الحكومي، التكامل المشترك، نموذج ARDL، الانكسار الهيكلي، ليبيا.

## Abstract

This research aims to analyze the impact of global oil prices, government spending, and trade openness on economic growth in Libya during the period (1984-2024), using the autoregressive distributed gaps (ARDL) model and the bounds test, while verifying the robustness of the results using the FMOLS, DOLS, and (CCR) estimators, in addition to applying an expanded set of structural refractions tests and conducting a complementary analysis using the vector autoregressive (VAR) model.

The results showed the existence of a long-term cointegration relationship. between the variables at a significance level of 5%, which confirms the existence of a stable balanced relationship despite the Libyan economy's exposure to structural shocks during the study period. The results also showed that government spending represents the main driver of economic growth in the long term, as its elasticity reached (0.911), while the impact of

* أستاذ الاقتصاد بقسم الإحصاء والاقتصاد القياسي، كلية الاقتصاد جامعة طرابلس
إيميل: abdu.rahuma@uot.edu.ly
** أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد، كلية التجارة، جامعة الزيتونة، إيميل: e.alkhnfas@azu.edu.ly

oil prices appeared mainly in the short term with a factor of (0.299), which indicates that the impact of oil shocks is transmitted to economic activity to a large extent through the government spending channel, while trade openness did not show a significant long-term impact. Statistics, and the error correction model showed that the speed of adjustment towards equilibrium amounted to about (16.6%) annually, equivalent to a gradual correction period of approximately six years.

Structural regression tests also revealed a fundamental shift in the level of equilibrium in 2011, without this leading to the collapse of the long-term co-integration relationship. The study recommends enhancing the efficiency of government spending by directing resources towards capital investment and productive sectors, and adopting precautionary financial rules that limit the transmission of oil price fluctuations to the local economy, in addition to accelerating efforts to diversify the economic base and sources of energy. Growth.

**Keywords:** Oil prices, GDP, government spending, cointegration, ARDL model, structural rupture, Libya

## المقدمة

يعد الاقتصاد الليبي من الاقتصادات الريعية التي تعتمد بشكل شبه كامل على عائدات النفط باعتبارها المصدر الرئيس للإيرادات العامة والصادرات، حيث تشكل الصادرات النفطية النسبة الغالبة من الناتج المحلي الإجمالي ومن التمويل اللازم للإنفاق الحكومي وقد شهدت ليبيا خلال الفترة من 1984 إلى 2024 تقلبات اقتصادية حادة ناجمة عن عوامل متعددة من أبرزها تذبذب أسعار النفط العالمية، والعقوبات الدولية في تسعينيات القرن الماضي، وأحداث فبراير 2011 وما تلاها من انقسام سياسي ومؤسسي أثر بشكل مباشر على الأداء الاقتصادي الكلي.

وفي إطار العلاقة التبادلية والتفاعلية بين الريع النفطي والمتغيرات المالية والاقتصادية، تشكل قناتا الإيرادات الحكومية وميزان المدفوعات المسار الأساسي الذي تنتقل عبره صدمات أسعار النفط إلى النشاط الاقتصادي فمن جهة تنعكس الصدمات الإيجابية على الإنفاق العام والاستثمار الحكومي، ومن جهة أخرى تحذر أدبيات "لعنة الموارد" و"المرض الهولندي" من أن الاعتماد المفرط على الريع النفطي قد ينعكس سلباً على استدامة النمو طويل الأجل ما لم تدر عائداته بكفاءة عبر سياسة مالية رشيدة(Corden & Neary, 1982; Auty, 1993; Sachs & Warner, 1995).

## مشكلة البحث:

على الرغم من الدور المحوري الذي يلعبه قطاع النفط في دفع عجلة النمو الاقتصادي في ليبيا، إلا أن هذا النمو ما زال محكوم بنموذج ريعي يفرض ضغوط متزايدة على استقرار السياسة المالية وتكمن مشكلة البحث في فجوة معرفية ومنهجية تتعلق بأن الدراسات الليبية السابقة توصلت إلى نتائج متباينة بشأن أثر أسعار النفط على النمو الاقتصادي، حيث أشارت بعض الدراسات إلى أثر إيجابي بينما خلصت أخرى إلى أثر سلبي، دون أن تختبر بصورة منهجية ما إذا كان هذا التباين يعكس تغير هيكلي حقيقي في العلاقة الاقتصادية أم أنه ناتج عن اختلاف الفترات الزمنية أو مواصفات النماذج القياسية المستخدمة كما أن معظم هذه الدراسات لم تتحقق بصورة كافية من استقرار العلاقات طويلة الأجل أو من سلامة تحديد النموذج القياسي، رغم تعرض الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1984-2024) لصدمات سياسية واقتصادية ومؤسسية متعاقبة، أبرزها الحصار الدولي، وأحداث فبراير 2011، والانقسام المؤسسي، وإغلاقات الموانئ النفطية وهي أحداث يحتمل أن تكون قد غيرت طبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة وانطلاقاً من ذلك يطرح البحث السؤال الرئيس التالي:

ما أثر التغيرات في أسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري على الناتج المحلي الإجمالي في ليبيا في الأجلين القصير والطويل، وهل ظلت هذه العلاقة مستقرة خلال الفترة (1984-2024) في ظل الصدمات الهيكلية والسياسية التي شهدها الاقتصاد الليبي؟

ويتفرع عن هذا التساؤل الرئيس السؤالان الفرعيان الآتيان: هل توجد علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي وأسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري في ليبيا؟ وهل تعرضت هذه العلاقة لانكسارات هيكلية خلال فترة الدراسة وخاصة عقب أحداث فبراير 2011، بما يؤثر في استقرار المعاملات والتوازن طويل الأجل؟

**أهداف الدراسة:**

يهدف هذا البحث إلى تحقيق الأهداف التالية:

1- قياس تأثير أسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري في الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة من 1984 إلى 2024 في الأجلين القصير والطويل باستخدام نموذج ARDL.

2- اختبار وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وتقدير مرونات الأجل الطويل وسرعة تصحيح الاختلالات قصيرة الأجل، مع التحقق من متانة النتائج باستخدام مقدرات بديلة (FMOLS وDOLS وCCR).

3- اختبار استقرار العلاقة بين المتغيرات والكشف عن الانكسارات الهيكلية المحتملة خلال فترة الدراسة وربطها بالتحولات السياسية والاقتصادية الرئيسة، وخاصة أحداث عام 2011.

4- تقديم توصيات للسياسات الاقتصادية تستند إلى النتائج القياسية للدراسة، بما يسهم في تعزيز استدامة النمو الاقتصادي ورفع كفاءة إدارة الإيرادات النفطية والإنفاق الحكومي في ليبيا.

**فرضيات الدراسة:**

تنطلق الدراسة من الفرضيات التالية والتي تختبر إحصائيا في القسم الرابع:

H1: يوجد أثر إيجابي معنوي إحصائيا لأسعار النفط على الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير.

H2: يوجد أثر إيجابي معنوي إحصائيا للإنفاق الحكومي على الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير والطويل.

H3: توجد علاقة تكامل مشترك (توازنية) طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي وأسعار النفط والإنفاق الحكومي والانكشاف التجاري.

H4: تشهد معاملات هذه العلاقة انزياحا هيكليا معنويا إحصائيا مرتبطا بالصدمات السياسية والأمنية التي مر بها الاقتصاد الليبي وتحديدا اندلاع احداث فبراير 2011.

**أهمية الدراسة:**

يستمد هذا البحث أهميته من بعدين متكاملين هما الأهمية النظرية والمنهجية، والأهمية التطبيقية فمن الناحية النظرية والمنهجية يسهم البحث في إثراء الأدبيات الاقتصادية الليبية من خلال معالجة عدد من أوجه القصور المنهجية في الدراسات السابقة، وذلك عبر توظيف منهجية قياسية أكثر شمولاً في تقدير نموذج ARDL والتحقق من وجود التكامل المشترك ، إلى جانب تطبيق مجموعة متكاملة من اختبارات الانكسار الهيكلي والمتانة والاستعانة بمقدرات بديلة (FMOLS وSDOL وCCR) للتحقق من استقرار النتائج وموثوقيتها ومن الناحية التطبيقية، يوفر البحث أدلة كمية يمكن أن يستفيد منها صناع السياسات الاقتصادية في ليبيا لفهم طبيعة تأثير أسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري في الناتج المحلي الإجمالي في الأجلين القصير والطويل، كما يسهم في تحديد أثر التحولات الهيكلية وبالأخص أحداث عام 2011، على استقرار هذه العلاقة بما يدعم صياغة سياسات مالية واقتصادية أكثر ملاءمة للمتغيرات الهيكلية التي شهدها الاقتصاد الليبي.

**حدود البحث:**

**الحدود المكانية:**

تقتصر الدراسة على الاقتصاد الليبي باعتباره نموذج للاقتصادات الريعية التي تعتمد بشكل أساسي على قطاع النفط والغاز، مما يجعل للنمو الاقتصادي فيها أثراً مالياً ذو طبيعة خاصة تستوجب

التحليل دون إجراء مقارنات قياسية مباشرة مع اقتصادات أخرى، مع الاستفادة من نتائج بعض الدراسات العربية والدولية في مناقشة النتائج وإجراء المقارنات النوعية.

**الحدود الزمنية:**

تغطي الدراسة السلسلة الزمنية الممتدة من عام 1984 إلى 2024 باستخدام بيانات سنوية، وقد اختيرت هذه الفترة نظراً لتوفر قاعدة بيانات متسقة ومتصلة للمتغيرات محل الدراسة ولأنها تغطي دورات اقتصادية وتقلبات حادة في أسعار النفط إلى جانب صدمات سياسية ومؤسسية أبرزها الحصار الدولي وأحداث فبراير 2011، بما يتيح اختبار استقرار العلاقة القياسية بكفاءة إحصائية عالية وقد استخدمت فعلياً (37) مشاهدة في التقدير النهائي للنموذج المختار نتيجة فقدان عدد من المشاهدات الأولية بسبب فترات الإبطاء المثلى المستخدمة في نموذج ARDL أما القيود المنهجية المرتبطة بحجم العينة وافتراضات النماذج القياسية واختبارات المتانة، فقد نوقشت بصورة مستقلة ضمن قسمي المنهجية وتحليل النتائج نظراً لارتباطها بإجراءات التقدير والتحقق من صلاحية النماذج وليس بنطاق الدراسة.

**الإطار النظري والدراسات السابقة:**

**الإطار النظري**

تشير الأدبيات الاقتصادية إلى أن الدول الريعية المصدرة للنفط تتأثر بشكل مباشر بتقلبات أسعار النفط العالمية عبر قناتين رئيسيتين قناة الإيرادات الحكومية التي تنعكس على الإنفاق العام، وقناة ميزان المدفوعات التي تنعكس على الاحتياطيات الأجنبية واستقرار سعر الصرف وقد وثقت دراسات عديدة العلاقة الموجبة بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي في الدول الريعية، حيث تعمل الصدمات النفطية الإيجابية على تحفيز الإنفاق الحكومي والاستثمار العام، بينما تؤدي الصدمات السلبية إلى انكماش اقتصادي حاد نتيجة محدودية أدوات السياسة المالية البديلة وفي المقابل تحذر أدبيات "لعنة الموارد" (Resource Curse) و"المرض الهولندي" (Dutch Disease) من أن اعتمادا مفرطا على الريع النفطي قد ينعكس سلبا على النمو طويل الأجل، عبر إزاحة القطاعات الإنتاجية غير النفطية وتذبذب سعر الصرف الحقيقي إشارة إلي (van der Ploeg, 2010) (Corden & Neary, 1982; Auty, 1993; Sachs & Warner, 1995).

من الناحية المنهجية يعد نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) الذي طوره (Shin and Smith (2001), Pesaran)) من أكثر المناهج ملاءمة لتحليل العلاقات الاقتصادية القياسية في الدول النامية، نظرا لقدرته على التعامل مع متغيرات مستقرة عند مستويات تكامل مختلفة $I_{(0)}$ و$I_{(1)}$، وكفاءته النسبية في العينات الصغيرة مقارنة بمنهجية جوهانسن للتكامل المشترك ويعتمد هذا النموذج على اختبار الحدود (Bounds Test) للتحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، تليها صياغة التمثيل الشرطي المستخلص من صيغة ARDL (UECM) (Representation) لاستخراج الديناميكيات قصيرة الأجل، مع الانتباه إلى أن تسمية هذا التمثيل بـ"تصحيح الخطأ" لا تصح اقتصاديا إلا في حال ثبوت التكامل المشترك.

**الدراسات السابقة:**

تناولت أدبيات واسعة العلاقة بين متغيرات النفط (أسعار أو إيرادات) والإنفاق الحكومي أو النمو الاقتصادي سواء في الاقتصادات الريعية العربية والأفريقية أو في اقتصادات مقارنة أخرى، ويمكن استعراض أبرزها فيما يلي مرتبة حسب الدولة محل الدراسة.

على مستوى الدراسات الليبية، تناولت حميدة (2025) العلاقة بين الإيرادات النفطية والإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي خلال الفترة 1990-2020 باستخدام منهجية ARDL ونموذج تصحيح الخطأ، وخلصت إلى أن الإنفاق الحكومي يؤثر إيجابا في النمو، في حين أن الإيرادات النفطية ذات أثر سلبي عليه بما يدعم فرضية "لعنة الموارد"، مع معامل تصحيح خطأ بلغ 0.776- يعكس سرعة تصحيح مرتفعة نسبيا وفي حين توصلت دراسة الشويرف والبيباص (2024) التي غطت فترة أطول (1976-2023) باستخدام نموذج VAR وطريقة DOLS (مدعومة باختبارات Hansen وleEng-Granger وOuliaris-Phillips) إلى علاقة طردية طويلة الأجل بين أسعار النفط والناتج المحلي، بحيث ترفع زيادة سعر النفط بنسبة 1% الناتج المحلي بنسبة 0.58% مع سببية أحادية الاتجاه من

النفط إلى الناتج ،أما البشتي والاشخم وحمودة (2026) فقد ركزوا على العلاقة بين الإنفاق الحكومي المرتبط بالنفط من جهة وسعر الصرف الموازي والتضخم من جهة أخرى (1990-2024) عبر نموذج ARDL/ECM ووجدوا تكاملا مشتركا بين هذه المتغيرات مع ارتفاع التضخم بنحو 19% في الأجل الطويل نتيجة الإنفاق المرتبط بالنفط، ومعامل تصحيح خطأ مرتفع بلغ 0.94- ، وبحثت دراسة حريب وطلوبة (2026) أثر الإنفاق العام على التوازن الداخلي في ليبيا (2000-2024) عبر ARDL واختبار الحدود فوجدت أثرا إيجابيا للإنفاق الحكومي على النمو في الأجل الطويل فقط مقابل أثر سلبي غير متوقع على التضخم نسبته الدراسة إلى ضعف كفاءة توجيه الإنفاق وأخيرا، تناولت دراسة الصغير والغاير (2025) أثر تغيرات الإيرادات النفطية على الإنفاق العام (2000-2024) باستخدام ARDL ووجدت تكاملا مشتركا وعلاقة موجبة، حيث ترفع زيادة الإيرادات النفطية بوحدة واحدة الإنفاق العام بنسبة 0.23% في الأجل الطويل بسرعة تصحيح بطيئة نسبيا بلغت 2.28% سنويا فقط.

وعلى المستوى العربي، طبق منصوري ( 2020) نموذج NARDL غير الخطي مدعوما باختباري السببية لغرانجر وYamamoto-Toda على بيانات 1980-2018 وأثبت وجود علاقة طويلة وقصيرة الأجل بين أسعار النفط والإنفاق الحكومي مع عدم تماثل مؤكد إحصائيا (إذ يرفع ارتفاع الأسعار الإنفاق أكثر مما يخفضه انخفاضها)، وسببية أحادية الاتجاه من النفط إلى الإنفاق وفي دراسة موازية، وجدت بوعلاق وآيت يحي (2023) على بيانات 1970-2020 علاقة توازنية بين أسعار النفط والناتج المحلي والإنفاق الحكومي عبر ARDL/ECM بحيث ترفع زيادة سعر النفط بنسبة 1% الإنفاق الحكومي بنسبة 1.20% بمعامل تصحيح خطأ 0.55- ومعامل تحديد مرتفع جدا ($R^2$=0.99)، أما Maidi & Benhamida (2022) فقد استخدما منهجية Engle-Granger للتكامل المشترك على بيانات 1986-2020 ووجدا علاقة طويلة وقصيرة الأجل بين أسعار النفط والنفقات العمومية بمعامل تصحيح خطأ أبطأ نسبيا (0.19-)، مع خلو النموذج من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين.

أما على المستوى الإقليمي والدولي، فقد درس Njoudiyimoun وNgouhouo (2026) Njoupouognigni الاقتصاد الكاميروني (1985-2024) عبر نموذج VAR بالفروق الأولى مع دوال الاستجابة للصدمات وتحليل مساهمة التباين ووجدوا أن أثر أسعار النفط على الإيرادات فوري لكنه غير مستدام وأن الإنفاق الحكومي يسلك نمطا مسايرا للدورة الاقتصادية مع تحسن مؤقت في الحساب الجاري سرعان ما ينعكس (مرض هولندي)، واستجابة ضعيفة نسبيا للناتج المحلي الحقيقي وفي السياق الآسيوي، تتبع Zakaria وآخرون (2023) البيانات الفصلية الماليزية (2000-2021) عبر نموذج ARDL ووجدوا أن أثر أسعار النفط والإنفاق الحكومي على النمو تراجع بمرور الوقت نتيجة التنويع الاقتصادي مع ميل العائدات النفطية للتوجه نحو النفقات التشغيلية أكثر من التنموية وعلى مستوى العينات الأوسع، استخدم Deyshappriya وآخرون (2023) منهجية البانل الديناميكي (GMM) على 38 دولة من منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية (2000-2020) ووجدوا أن أسعار النفط تؤثر على النمو عبر قنوات وسيطة متعددة (التضخم، أسعار الفائدة، الإنفاق الحكومي، والاستثمار)، مع تباين ملحوظ في النتائج بين الدول تبعا لدرجة اعتمادها على النفط.

إضافة إلى الدراسات المباشرة أعلاه، تستند هذه الدراسة إلى أدبيات دولية تأسيسية أوسع حول علاقة أسعار النفط بالمتغيرات الكلية، من أبرزها دراسة ((1983Hamilto n) الرائدة التي أثبتت تفسير تقلبات أسعار النفط لجزء من فترات الركود في الاقتصاد الأمريكي، ودراسات ((2008) Kilian) و((2011) Kilian & Lewis) التي وضحت انتقال أثر أسعار النفط إلى النمو عبر قناتي التضخم وأسعار الفائدة، ودراسة 2012 El Anshasy & Bradley) التي استخدمت منهجيتي PMG وGMM على 16 دولة مصدرة للنفط ووجدت أثرا قويا لارتفاع الأسعار على الإنفاق الحكومي في الأجل الطويل.

يتضح من استعراض الدراسات السابقة اتفاقها على مركزية أسعار النفط في تفسير سلوك الإنفاق الحكومي والمتغيرات الكلية في الاقتصادات الريعية، مع تباين واضح في اتجاه أثر النفط على النمو

الاقتصادي تحديدا فبينما تجد دراسة حميدة (2025) على البيانات الليبية أثرا سلبيا للإيرادات النفطية على النمو يدعم فرضية "لعنة الموارد"، تخلص دراسة الشويرف والبيباص (2024) على عينة ليبية أطول زمنيا إلى أثر إيجابي معنوي (مرونة 0.58) لأسعار النفط على الناتج المحلي كما تتفق دراستا الجزائر (بوعلاق وآيت يحي، Maidi & Benhamida 2023، 2022) على علاقة موجبة قوية بين أسعار النفط والإنفاق الحكومي دون الخوض المباشر في أثر النفط على النمو، بينما تنفرد دراسة منصوري (2020) الجزائرية بتطبيق نموذج NARDL لإثبات عدم تماثل هذا الأثر بين حالتي الارتفاع والانخفاض.

**الفجوة البحثية:**

في ضوء استعراض الدراسات السابقة، تتجسد الفجوة البحثية لهذه الدراسة في أربعة جوانب رئيسة:

أولاً: أغفلت معظم الدراسات اختبار الانكسارات الهيكلية، رغم أن تجاهلها قد يؤدي إلى تقديرات متحيزة للعلاقات طويلة الأجل خاصة في الاقتصادات التي شهدت تحولات جوهرية مثل ليبيا، وهو ما قد يفسر تباين نتائج الدراسات بشأن أثر النفط على النمو الاقتصادي لذلك تعتمد هذه الدراسة حزمة متكاملة من اختبارات الانكسار الهيكلي للتحقق من استقرار العلاقات وتحديد نقاط التحول الرئيسة.

ثانياً: اقتصرت غالبية الدراسات على فترات زمنية محدودة، أو تناولت فترات طويلة دون اختبار استقرارها بينما تغطي هذه الدراسة الفترة (1984–2024) بما يعكس مختلف التحولات الاقتصادية والسياسية .

ثالثاً: ركزت الدراسات السابقة غالباً على علاقات ثنائية بين المتغيرات في حين تقدم هذه الدراسة نموذجاً موحداً يدمج أسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري ضمن إطاري ARDL/ECM مع توظيف نموذج VAR(Sims, 1980) لتحليل انتقال الصدمات وديناميكياتها.

رابعاً: تتميز الدراسة بتطبيق مجموعة موسعة من اختبارات التشخيص والمتانة بما يعزز موثوقية النتائج وقابليتها للاستدلال مقارنة بالدراسات السابقة.

**منهجية الدراسة والبيانات:**

**مصادر البيانات ومتغيرات الدراسة**

اعتمدت الدراسة على بيانات سلاسل زمنية سنوية للفترة من 1984 إلى 2024 (41 مشاهدة) شملت المتغيرات التالية:

**جدول (1): متغيرات الدراسة ومصادرها**

| الرمز | المتغير | الوحدة | الدور في النموذج |
|---|---|---|---|
| GDP | الناتج المحلي الإجمالي | مليون دينار ليبي | المتغير التابع |
| OIL | سعر النفط الخام | دولار أمريكي/برميل | متغير مستقل |
| GOV | الإنفاق الحكومي | مليون دينار ليبي | متغير مستقل |
| OPEN | الانكشاف التجاري = (الصادرات + الواردات) / GDP | نسبة مئوية | متغير مستقل |
| EXP / | الصادرات والواردات | مليون دينار ليبي | مكونات الانكشاف |

المصدر من إعداد الباحثان.

**نتائج التحليل القياسي**

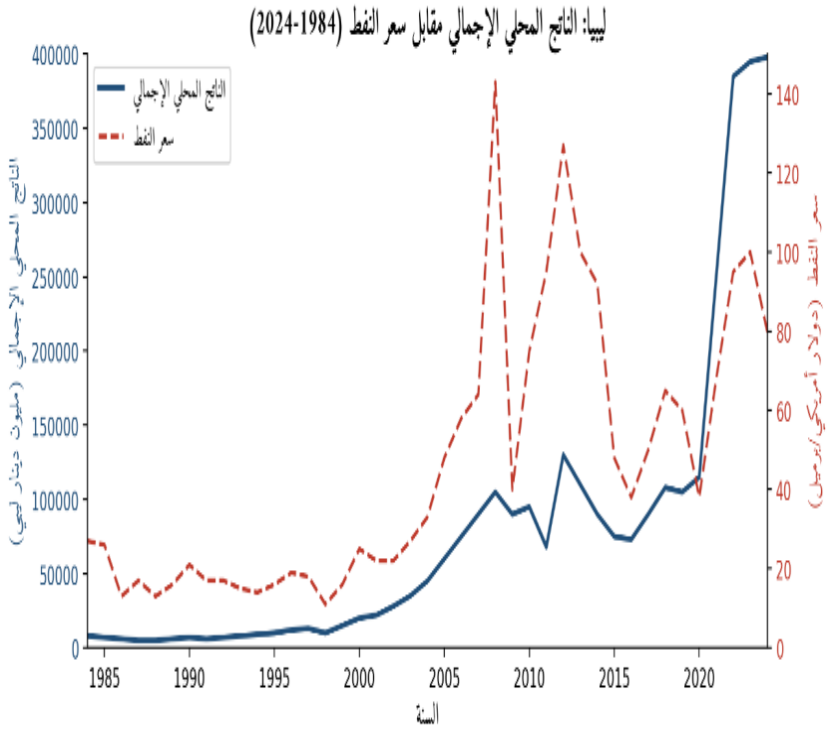
يصاغ نموذج ARDL العام المستخدم في الدراسة على النحو التالي:

$$\Delta \ln GDP_t = \alpha_0 + \Sigma\beta_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \Sigma\gamma_j \Delta \ln OPEN_{t-j} + \Sigma\delta_k \Delta \ln OIL_{t-k} + \Sigma\theta_l \Delta \ln GOV_{t-l} + \lambda_1 \ln GDP_{t-1} + \lambda_2 \ln OPEN_{t-1} + \lambda_3 \ln OIL_{t-1} + \lambda_4 \ln GOV_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث يمثل الجزء الأول من المعادلة (الفروق المبطأة) الديناميكيات قصيرة الأجل، بينما يمثل الجزء الثاني (المستويات المبطأة) العلاقة طويلة الأجل التي يتم اختبارها عبر اختبار الحدود لـ (2001) Pesaran et al.

**الإحصاء الوصفي والاتجاه العام للمتغيرات**

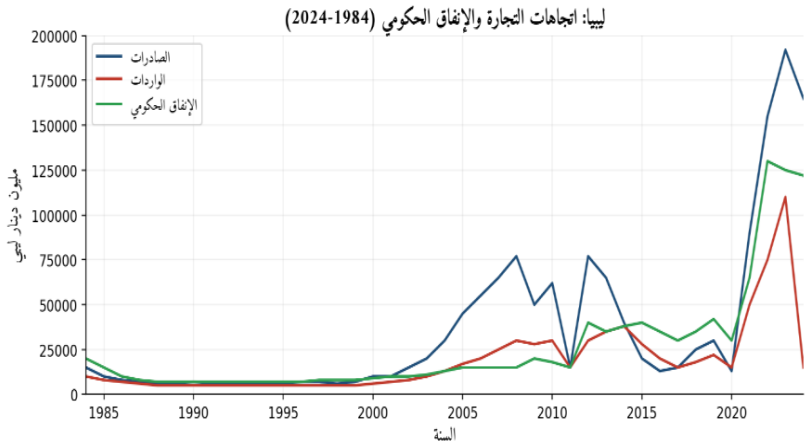
يوضح الشكل (1) التطور الزمني للناتج المحلي الإجمالي مقارنة بأسعار النفط خلال فترة الدراسة، حيث يلاحظ تزامن الانخفاضات الحادة في الناتج المحلي مع انهيار أسعار النفط في أعوام 1990–1991 و2009 و2011 و2020، بينما تزامنت الطفرات الكبرى في الناتج مع ارتفاع الأسعار في أعوام 2008 و2012 وفترة 2021–2023.




**شكل (1): تطور الناتج المحلي الإجمالي وأسعار النفط في ليبيا (1984-2024)**

المصدر من إعداد الباحثان بناء على بيانات مصرف ليبيا المركزي ومنظمة الأقطار المصدرة للنفط (أوبك)،اعداد مختلفة.

كما يوضح الشكل (2) اتجاهات الصادرات والواردات والإنفاق الحكومي، حيث تظهر قفزة استثنائية في جميع المتغيرات خلال الفترة 2021–2023 نتيجة ارتفاع الإنتاج والصادرات النفطية بعد استقرار نسبي في الإنتاج مقابل انكماش حاد خلال فترة 2011 و2014–2016 و2020 المرتبطة بالصراع الداخلي وجائحة كوفيد-19 وإغلاق الموانئ النفطية.




**شكل (2) تطور الصادرات والواردات والإنفاق الحكومي (1984-2024)**

المصدر من إعداد الباحثان بناء على بيانات مصرف ليبيا المركزي ومنظمة الأقطار المصدرة للنفط (أوبك)، مختلف الأعداد.

**مصفوفة الارتباط واختبار تعدد الارتباط الخطي (VIF)**

قبل الشروع في تقدير نموذج ARDL تم فحص مصفوفة الارتباط بين المتغيرات للتعرف المبدئي على قوة واتجاه العلاقات الثنائية، إضافة إلى اختبار عامل تضخم التباين (VIF) للتأكد من خلو المتغيرات المستقلة من مشكلة تعدد الارتباط الخطي (Multicollinearity) التي قد تضعف من دقة تقدير المعاملات وتزيد أخطاءها المعيارية.

**جدول (2): مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة**

| المتغير | Ln GDP | Ln الانكشاف التجاري | Ln أسعار النفط | Ln الإنفاق الحكومي |
|---|---|---|---|---|
| Ln GDP | 1.000 | -0.197 | 0.873 | 0.809 |
| Ln الانكشاف التجاري | -0.197 | 1.000 | 0.064 | -0.021 |
| Ln أسعار النفط | 0.873 | 0.064 | 1.000 | 0.696 |
| Ln الإنفاق الحكومي | 0.809 | -0.021 | 0.696 | 1.000 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( models/Arch tsSta –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

تشير مصفوفة الارتباط إلى وجود ارتباط موجب قوي بين الناتج المحلي الإجمالي وكل من أسعار النفط (0.873) والإنفاق الحكومي (0.809)، وهو ما يتسق مع الطبيعة الريعية للاقتصاد الليبي كما يظهر ارتباط ضعيف بين الانفتاح التجاري وكل من أسعار النفط (0.064) والإنفاق الحكومي

(0.021-)، في حين يبلغ الارتباط بين أسعار النفط والإنفاق الحكومي (0.696)، وهو مستوى متوسط لا يشير مبدئياً إلى وجود مشكلة جوهرية في تعدد الارتباط الخطي.
ومع ذلك ينبغي تفسير هذه النتائج بحذر إذ إن معاملات الارتباط حسبت باستخدام السلاسل في مستوياتها اللوغاريتمية، في حين تظهر اختبارات السكون اللاحقة أن معظم المتغيرات غير مستقرة عند المستوى وتنتمي إلى التكامل من الدرجة الأولى $I_{(1)}$ وفي هذه الحالة قد تعكس معاملات الارتباط المرتفعة اتجاه زمني مشترك بين المتغيرات أكثر مما تعكس علاقة اقتصادية حقيقية، وهو ما يعرف في الأدبيات بالارتباط الزائف (Spurious Correlation) لذلك تقتصر أهمية مصفوفة الارتباط على تقديم وصف أولي لطبيعة العلاقات الثنائية بين المتغيرات، بينما يستند التحقق من طبيعة العلاقة الاقتصادية بين المتغيرات إلى نتائج اختبارات التكامل المشترك ونموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة(ARDL) ، لكونهما يراعيان خصائص السلاسل الزمنية غير الساكنة ويتعاملان مع مشكلة الاتجاه المشترك بصورة أكثر ملاءمة ويحدان من مخاطر الاستدلال الناشئ عن الارتباطات الزائفة.

**جدول (3): نتائج اختبار عامل تضخم التباين (VIF)**

| المتغير | قيمة VIF | التقييم |
|---|---|---|
| Ln الانكشاف التجاري | 1.013 | منخفض جدا - لا توجد مشكلة |
| Ln أسعار النفط | 1.960 | منخفض - لا توجد مشكلة |
| Ln الإنفاق الحكومي | 1.953 | منخفض - لا توجد مشكلة |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python)
اعتمادا على بيانات الدراسة.

جميع قيم VIF أقل بكثير من الحد الحرج المتعارف عليه في الأدبيات القياسية (القيمة 5 أو 10 حسب الصرامة المعتمدة)، ما يؤكد خلو المتغيرات المستقلة الثلاثة من أي مشكلة تعدد ارتباط خطي جوهرية، ويعزز موثوقية المعاملات المقدرة في نموذج ARDL اللاحق وبما أن جميع قيم VIF أقل من (5)، فلا توجد مؤشرات على تضخم تباين المعاملات أو عدم استقرارها الناتج عن تعدد الارتباط الخطي.

**اختبار جذر الوحدة Dickey & Fuller (1979)(ADF)**

تم اختبار استقرارية جميع المتغيرات بصيغتها اللوغاريتمية عند المستوى وعند الفرق الأول وجاءت النتائج كما يلي:

**جدول (4): نتائج اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF)**

| المتغير | ADF عند المستوى | value-P | ADF عند الفرق الأول | value-P | درجة التكامل |
|---|---|---|---|---|---|
| Ln GDP | 0.170 | 0.970 | 6.135- | 0.000 | $I_{(1)}$ |
| Ln الانكشاف التجاري | 2.924- | 0.043 | 7.354- | 0.000 | $I_{(0)}$ |
| Ln أسعار النفط | 1.534- | 0.516 | 6.223- | 0.000 | $I_{(1)}$ |
| Ln الإنفاق الحكومي | 1.060 | 0.995 | 5.225- | 0.000 | $I_{(1)}$ |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python)
اعتمادا على بيانات الدراسة.

تشير النتائج إلى أن متغير الانكشاف التجاري مستقر عند المستوى $I_{(0)}$، بينما بقية المتغيرات (الناتج المحلي، أسعار النفط، الإنفاق الحكومي) مستقرة عند الفرق الأول $I_{(1)}$ وهذا التباين في درجات التكامل يستبعد استخدام منهجية جوهانسن التقليدية، ويبرر بشكل مباشر اللجوء إلى منهجية ARDL و اختبار الحدود التي لا تشترط تجانس درجة التكامل بين المتغيرات، طالما أن أيا منها ليس متكاملا من الدرجة الثانية $I_{(2)}$.

ولأن اختبار ADF قد يكون حساسا لمشكلة تغاير التباين الذاتي في البواقي ( Serial Correlation / Heteroskedasticity)، تم التحقق من متانة نتائجه من خلال اختبارين مكملين: اختبار Phillips-Perron (1988) الذي يصحح إحصائيا لهذه المشكلة دون إضافة فجوات زمنية للمتغير التابع واختبار Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992) (KPSS الذي يعكس فرضية العدم (الاستقرارية) مقابل فرضية العدم بوجود جذر وحدة في ADF وPP، وهو ما يوفر تقاطعا مزدوجا يعزز الثقة في نتيجة درجة التكامل.

**جدول (5): نتائج اختبار (Perron (PP-Phillips**

| المتغير | PP عند المستوى | value-P | PP عند الفرق الأول | value-P |
|---|---|---|---|---|
| Ln GDP | 0.479 | 0.984 | 6.256- | 0.000 |
| Ln الانكشاف التجاري | 2.799- | 0.058 | 7.488- | 0.000 |
| Ln أسعار النفط | 1.416- | 0.575 | 8.816- | 0.000 |
| Ln الإنفاق الحكومي | 0.679 | 0.989 | 6.166- | 0.000 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

**جدول (6): نتائج اختبار KPSS (فرضية العدم، استقرارية السلسلة)**

| المتغير | SSKP عند المستوى | القيمة الحرجة %5 | KPSS عند الفرق الأول | القيمة الحرجة %5 |
|---|---|---|---|---|
| Ln GDP | 0.895 | 0.463 | 0.108 | 0.463 |
| Ln الانكشاف التجاري | 0.234 | 0.463 | 0.141 | 0.463 |
| Ln أسعار النفط | 0.726 | 0.463 | 0.151 | 0.463 |
| Ln الإنفاق الحكومي | 0.732 | 0.463 | 0.527 | 0.463 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

تتطابق نتائج اختباري PP وKPSS بشكل كبير مع نتائج اختبار ADF فباستثناء متغير الانكشاف التجاري الذي يظل قريبا من الاستقرار عند المستوى في الاختبارات الثلاثة تبقى بقية المتغيرات غير مستقرة عند المستوى ومستقرة عند الفرق الأول، ما يرسخ الثقة في أن نتائج درجة التكامل ليست حساسة لطريقة الاختبار المستخدمة تجدر الإشارة إلى أن اختبار KPSS لمتغير الإنفاق الحكومي عند الفرق الأول (0.527) يتجاوز بصورة طفيفة القيمة الحرجة عند 5% (0.463)، وهو ما يعزى غالبا إلى وجود تغاير في التباين الزمني (Volatility Clustering) في هذا المتغير نتيجة القفزات الحادة في الإنفاق العام خلال 2012 و2021-2023، دون أن يغير ذلك الاستنتاج العام بشأن استقرار المتغير عند الفرق الأول وفق اختباري ADF وPP الأكثر شيوعا في تطبيقات ARDL.

**نموذج ARDL المقدر**

قبل تقدير النموذج النهائي تم إجراء بحث شامل (Exhaustive Grid Search) في جميع التوليفات قبل تقدير النموذج النهائي تم إجراء بحث شامل (Exhaustive Grid Search) في جميع التوليفات الممكنة لفجوة المتغير التابع (p) وفجوة كل من المتغيرات المستقلة الثلاثة على حدة ($q_1$، $q_2$، $q_3$)، بحد أقصى أربع فجوات لكل متغير أي 4×5×5×5 = 500 نموذج مرشح، مع تثبيت حجم العينة موحد (37 مشاهدة بعد استبعاد أول أربع سنوات لضمان قابلية مقارنة معيار AIC عبر جميع النماذج الـ500 بعدالة) ويعرض الجدول (7) أفضل عشرة نماذج مرتبة تصاعدياً وفق معيار AIC: يوضح الجدول (7) أن نموذج ARDL(1,0,1,4) - أي فجوة واحدة للناتج المحلي المبطأ، ودون فجوة للإنفاق الحكومي (يدخل آنياً فقط)، وفجوة واحدة لأسعار النفط، وأربع فجوات للانكشاف التجاري - يحقق أدنى قيمة لمعيار ) AIC-17.309) بفارق واضح عن أقرب نموذج منافس وهو ما يبرر اختياره كنموذج نهائي للتقدير ويوضح الجدول (8) نتائج تقدير هذا النموذج.

**جدول (7): أفضل النماذج المرشحة وفق البحث الشامل بمعيار AIC (من أصل 500 نموذج)**

| الترتيب | p | (q(GOV)) | (q(OIL)) | (q(OPEN)) | AIC | BIC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 (الأفضل) | 1 | 0 | 1 | 4 | -17.309 | -1.200 |
| 2 | 1 | 0 | 3 | 4 | -16.852 | 2.479 |
| 3 | 1 | 0 | 4 | 4 | -16.791 | 4.151 |
| 4 | 1 | 1 | 3 | 0 | -15.778 | -1.280 |
| 5 | 1 | 0 | 2 | 4 | -15.385 | 2.335 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

ويوضح الجدول (8) نتائج تقدير هذا النموذج حيث بلغ معامل التحديد في نموذج ARDL(1,0,1,4) قيمة $R^2$ = 0.984، بينما بلغ معامل التحديد المعدل Adjusted $R^2$ = 0.979 وبلغت قيمة إحصائية F = 187.82 عند مستوى معنوية أقل من (0.001)، مما يشير إلى قدرة تفسيرية مرتفعة للنموذج ومعنويته الإحصائية الكلية كما خضعت نتائج التقدير للتحقق العددي من خلال إعادة تقدير النموذج بصورة مستقلة باستخدام برنامج EViews 13، حيث تطابقت المعاملات والأخطاء المعيارية ومعاملات التحديد تطابقاً كاملاً وهو ما يعزز موثوقية النتائج ودقتها.

**جدول (8): نتائج تقدير نموذج ((ARDL(1,0,1,4**

| المتغير | المعامل | الخطأ المعياري | قيمة t | value-P |
|---|---|---|---|---|
| الثابت | 0.545 | 1.039 | 0.525 | 0.604 |
| (t 1-Ln GDP | 0.834 | 0.101 | 8.293 | *** 0.000 |
| Ln الإنفاق الحكومي (t) | 0.152 | 0.061 | 2.473 | ** 0.020 |
| Ln أسعار النفط (t) | 0.299 | 0.100 | 2.986 | *** 0.006 |
| Ln أسعار النفط (t-1) | -0.246 | 0.103 | -2.375 | ** 0.025 |
| Ln الانكشاف التجاري (t) | 0.242 | 0.090 | 2.702 | ** 0.012 |
| Ln الانكشاف التجاري (t-1) | -0.284 | 0.098 | -2.895 | *** 0.007 |
| Ln الانكشاف التجاري (t-2) | 0.118 | 0.096 | 1.230 | 0.229 |
| Ln الانكشاف التجاري (t-3) | 0.112 | 0.098 | 1.144 | 0.263 |
| Ln الانكشاف التجاري (t-4) | -0.225 | 0.084 | -2.691 | ** 0.012 |

- المتغير التابع Ln GDP، 1988) 37=n-2024) (*** معنوي عند 1%، ** عند 5%، * عند 10%)
المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python)، ومطابقة رقميا مع مخرجات EViews 13.

وتظهر معاملات النموذج تباين في إشارات بعض المتغيرات المتباطئة وخاصة الانفتاح التجاري وأسعار النفط، وهو نمط قد يعكس الطبيعة الديناميكية للعلاقة بين المتغيرات ومع ذلك ينبغي تفسير هذه المعاملات بحذر إذ إن الرتبة الديناميكية للنموذج اختيرت بعد بحث شامل بين عدد كبير من المواصفات باستخدام معيار أكايكي(AIC) ، وهو ما قد يجعل بعض معاملات الفجوات خاصة غير المعنوية إحصائياً، تعكس تذبذبات خاصة بالعينة أكثر من تعبيرها عن علاقات اقتصادية مستقرة لذلك ينصب التركيز في تفسير النتائج على الأثر الديناميكي الكلي والعلاقات طويلة الأجل المستخلصة من نموذج تصحيح الخطأ ومعاملات الأجل الطويل، بدل من إعطاء أهمية اقتصادية مستقلة لكل معامل فجوة على حدة.

**اختبار الحدود للتكامل المشترك (Bounds Test)**

أظهرت نتائج اختبار الحدود (Bounds Test) أن قيمة إحصائية Fبلغت 4.657 وهي أعلى من الحد الأعلى الحرج $I_{(1)}$عند مستوى معنوية 5%والبالغ 4.35، وفق جداول Pesaran, Shin and Smith (2001)لثلاثة متغيرات مستقلة(k = 3) ، وإن كانت أقل من القيمة الحرجة عند مستوى 1%البالغة 5.61 وبناء على ذلك ترفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك عند مستوى معنوية 5%، بما يؤكد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي وأسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري.

وفي ضوء ثبوت التكامل المشترك تصبح معاملات الأجل الطويل المقدرة من نموذج ARDL(1,0,1,4) قابلة للتفسير الاقتصادي، حيث تعكس مرونات التوازن طويلة الأجل بين المتغيرات وقد استخرجت هذه المعاملات وفق الصيغة القياسية لنموذجARDL ، وذلك بقسمة

مجموع معاملات كل متغير مستقل على( – 1معامل الإبطاء الأول للمتغير التابع) والذي بلغت قيمته0.166، ويعرض الجدول (10) النتائج التفصيلية لهذه التقديرات.

**جدول (9): نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك (Case II ثابت مقيد، دون اتجاه زمني)**

| إحصائية F | القيمة | الحد الأدنى I(0) عند 5% | الحد الأعلى I(1) عند 5% | القرار |
|---|---|---|---|---|
| statistic-F | 4.657 | 3.23 | 4.35 | رفض فرضية العدم يوجد تكامل مشترك عند 5% |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python)، مطابقة رقميا لمخرجات ((F=4.656684) EViews 13).

**جدول (10): المعاملات طويلة الأجل (Run Coefficients-Long)**

| المتغير | المعامل طويل الأجل | الخطأ المعياري | قيمة t | value-P |
|---|---|---|---|---|
| Ln الإنفاق الحكومي | 0.911 | 0.421 | 2.164 | ** 0.038 |
| Ln أسعار النفط | 0.323 | 0.607 | 0.533 | 0.598 |
| Ln الانكشاف التجاري | -0.222 | 0.469 | -0.473 | 0.640 |
| الثابت | 3.278 | 5.044 | 0.650 | 0.520 |

المصدر من إعداد الباحثان مطابقة رقميا لمخرجات (LGOV=0.911050) EViews 13، (LOIL=0.323207، 0.221731-LOPEN= ،C=3.278089).

تشير النتائج إلى أن المرونة طويلة الأجل للإنفاق الحكومي (0.911) هي المعنوية إحصائيا الوحيدة بين المعاملات الثلاثة (p=0.038)، بمعنى أن زيادة الإنفاق الحكومي بنسبة 1% ترتبط في المدى الطويل بزيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة تقارب 0.91% أما مرونتا أسعار النفط (0.323) والانكشاف التجاري (-0.222) طويلتا الأجل فغير معنويتين إحصائيا رغم إشارتيهما المتسقتين نظريا مع أثريهما قصيري الأجل ، وهو ما يعزى غالبا إلى اتساع الأخطاء المعيارية الناتج عن تعدد الارتباط الخطي بين المتغيرات المستوية (Levels) الأربعة عند تقديرها معا كمعاملات منفصلة في معادلة واحدة (خاصية معروفة في تقدير معاملات الأجل الطويل من نماذج ARDL الديناميكية) لا إلى غياب العلاقة الاقتصادية بالضرورة.

**التحقق من متانة المعاملات طويلة الأجل FMOLS وDOLS وCCR**

نظراً لاتساع الأخطاء المعيارية لمعاملات الأجل الطويل المقدرة من ARDL كما نوقش أعلاه، تم التحقق من متانة هذه المعاملات عبر ثلاث طرق تقديرية بديلة وراسخة في أدبيات التكامل المشترك أحادي المعادلة طريقة المربعات الصغرى المعدلة بالكامل (FMOLS) لـ Phillips & Hansen (1990)، وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS) لـ Stock & Watson (1993)، وطريقة الانحدار المتكامل القانوني (CCR) لـ Park1992) تصحح هذه الطرق مشكلتي الارتباط الذاتي التسلسلي والداخلية الممكنة للمتغيرات المستقلة عبر تعديلات شبه معلمية لكل من المتغير التابع (FMOLS) أو المتغير التابع والمتغيرات المستقلة معاً عبر تحويل قانوني (CCR)، أو عبر إضافة فروق متقدمة ومتأخرة صريحة للمتغيرات المستقلة (DOLS)، دون الاعتماد على البنية

الديناميكية المحددة لنموذج ARDL نفسه، بما يوفر تقاطعاً مستقلاً منهجياً ثلاثياً لفحص ما إذا كانت إشارات وأحجام المعاملات طويلة الأجل متسقة عبر طرق تقدير مختلفة جوهرياً.

**جدول (11): مقارنة المعاملات طويلة الأجل عبر ARDL وFMOLS وDOLS وCCR**

| المتغير | ARDL (الأساسي) | FMOLS | DOLS | CCR | value -P (DOLS، HAC) |
|---|---|---|---|---|---|
| Ln الإنفاق الحكومي | ** 0.911 | 0.703 | *** 0.468 | 0.516 | 0.001 |
| Ln أسعار النفط | 0.323 | 1.130 | *** 1.164 | 1.152 | 0.000 |
| Ln الانكشاف التجاري | -0.222 | -0.735 | *** -0.456 | -0.295 | 0.000 |

(*** معنوي عند 1%، ** عند 5%)
المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels) DOLS –Python بأخطاء معيارية West-HAC (Newey).

تشير نتائج التحقق باستخدام مقدرات ARDLو FMOLSو DOLSو CCRإلى اتساق اتجاه العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات عبر جميع أساليب التقدير حيث ظل أثر الإنفاق الحكومي وأسعار النفط موجباً، في حين بقي أثر الانفتاح التجاري سالباً دون أي تغير في إشارات المعاملات ويعزز هذا الاتساق الثقة في متانة النتائج، ويؤكد أن الاستنتاجات الرئيسة للدراسة لا تعتمد على أسلوب تقدير بعينه كما أظهرت مقدرات FMOLSو DOLSو CCRتقارب ملحوظ فيما بينها، سواء بالنسبة لمرونة أسعار النفط أو الإنفاق الحكومي مما يدعم استقرار العلاقة طويلة الأجل.
وعلى الرغم من ذلك تكشف النتائج عن اختلاف ملموس في حجم مرونة أسعار النفط بين تقدير ARDL (0.323) وتقديرات FMOLS/DOLS/CCR (1.13–1.16) ويعكس هذا التباين اختلاف الخصائص المنهجية لأساليب التقدير حيث تقدر مقدرات FMOLSو DOLSو CCR العلاقة طويلة الأجل مباشرة مع معالجة مشكلات الداخلية والارتباط الذاتي، بينما يستخرج ARDL معاملات الأجل الطويل من البنية الديناميكية للنموذج، مما قد يجعلها أكثر حساسية لتقدير معامل تصحيح الخطأ وفي حين قد تتأثر المقدرات البديلة بإغفال بعض الخصائص الديناميكية التي يلتقطها نموذج ARDL وبالذات بنية فترات الإبطاء.
وبناء على ذلك لا يمكن ترجيح أحد التقديرين بصورة قاطعة، وإنما تفسر النتائج بوصفها تشير إلى نطاق محتمل لمرونة أسعار النفط في الأجل الطويل يتراوح بين 0.323 و1.16 ويعد تقدير ARDLأكثر تحفظ وارتباط بالبنية الديناميكية للبيانات، في حين تمثل تقديرات FMOLS و DOLSو CCRحداً أعلى للأثر المحتمل بما يعكس متانة النتيجة النوعية المتمثلة في وجود أثر موجب لأسعار النفط، رغم اختلاف حجم هذا الأثر باختلاف أسلوب التقدير.

**الديناميكيات قصيرة الأجل ونموذج تصحيح الخطأ (ECM)**
في ضوء نتائج اختبار الحدود الواردة، والتي أكدت وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، جرى بناء حد تصحيح الخطأ (COINTEQ) من معادلة الأجل الطويل المقدرة في الجدول (11)، ثم إدراجه في معادلة الأجل القصير بوصفه متغيرا تفسيريا يعبر عن العلاقة التوازنية طويلة الأجل بدلا من تضمين متغيرات المستوى بصورة منفصلة ويسهم هذا التمثيل في تقليل مشكلة تعدد الارتباط الخطي بين متغيرات المستوى، كما يؤدي إلى تحسين كفاءة التقدير من خلال الحصول على معاملات أكثر استقرارا وأخطاء معيارية أقل بما يعزز موثوقية تقدير سرعة التصحيح نحو التوازن

طويل الأجل. تعد قيمة معامل تصحيح الخطأ COINTEQمن النتائج المحورية في نموذج تصحيح الخطأ.

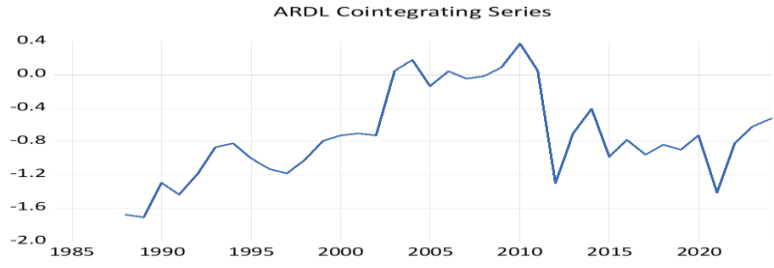
**جدول (12): نتائج نموذج تصحيح الخطأ (ECM) المدى القصير وسرعة التصحيح**

| المتغير | المعامل | الخطأ المعياري | قيمة t | value-P |
|---|---|---|---|---|
| COINTEQ (سرعة التصحيح) | 0.166- | 0.032 | -5.170 | *** 0.000 |
| LnΔ أسعار النفط | 0.299 | 0.073 | 4.128 | *** 0.000 |
| LnΔ الانكشاف التجاري | 0.242 | 0.073 | 3.292 | *** 0.003 |
| LnΔ الانكشاف التجاري (1-t) | -0.005 | 0.075 | -0.067 | 0.947 |
| LnΔ الانكشاف التجاري (2-t) | 0.113 | 0.074 | 1.530 | 0.136 |
| LnΔ الانكشاف التجاري (3-t) | 0.225 | 0.073 | 3.091 | *** 0.004 |

المصدر من إعداد الباحثان مطابقة رقميا لمخرجات EViews 13 (COINTEQ) (SE=0.032178، t= -5.170379).

بلغت 0.166- وكانت سالبة ومعنوية إحصائياً بدرجة عالية($p<0.001$) وهو ما يؤكد وجود آلية تصحيح فعالة ويدعم صحة العلاقة التوازنية طويلة الأجل المقدرة وتشير هذه النتيجة إلى أن نحو 16.6%من الاختلالات قصيرة الأجل عن مسار التوازن طويل الأجل يتم تصحيحها خلال سنة واحدة، بما يعني أن نصف عمر الصدمة (Half-Life) يبلغ نحو أربع سنوات تقريباً وتعكس هذه السرعة مستوى معتدلاً من التكيف، حيث يستعيد الاقتصاد الليبي مساره التوازني تدريجياً بعد الصدمات، وهو ما يتفق مع طبيعة اقتصاد ريعي يعتمد بدرجة كبيرة على قطاع النفط وتواجه فيه عملية إعادة التوازن قيوداً مؤسسية وهيكلية.

أما ديناميكيات الأجل القصير فتشير إلى وجود أثر آني موجب ومعنوي لأسعار النفط بلغ 0.299 ($p<0.001$)، بما يعكس سرعة انتقال تحسن الظروف النفطية إلى النشاط الاقتصادي كما أظهر الانفتاح التجاري أثر آني موجب ومعنوي بلغ 0.242، إضافة إلى أثر متأخر عند الفجوة الثالثة بلغ 0.225و لم يظهر الإنفاق الحكومي كمعامل فرق مستقل في معادلة تصحيح الخطأ بسبب عدم وجود فجوات زمنية له في المواصفة المختارة($q=0$) ، إلا أن أثره القصير الأجل يظهر مباشرة ضمن نموذج ARDL الأصلي من خلال معامل قدره 0.152 ومعنوي عند مستوى 5% ولتوضيح السلوك الفعلي لمتغير COINTEQ (بواقي معادلة التوازن طويل الأجل) عبر الزمن، يعرض الشكل (3) هذه السلسلة كاملة:




**شكل (3): سلسلة بواقي معادلة التكامل المشترك (ARDL Cointegrating Series)**

المصدر مخرجات EViews 13.

يظهر الشكل (3) نمطا لافتا جدا تقارب تدريجي ومنتظم للسلسلة نحو الصفر (حالة التوازن) طوال الفترة 1988-2010، ثم "هبوط حاد ومفاجئ" عند عام 2011 (من ذروة موجبة قرب 0.35+ إلى نحو 1.3-) تليه فترة تذبذب حول مستوى أدنى جديد (بين 0.4 - و1.5- تقريبا) حتى نهاية العينة عام 2024 دون عودة كاملة إلى المسار التصاعدي السابق وهذا النمط يفسر تماما سبب التقاء نتيجتين قد تبدوان متعارضتين للوهلة الأولى فمعامل COINTEQ السالب والمعنوي جدا يؤكد أن هناك آلية تصحيح خطأ حقيقية وفعالة تعمل باستمرار على سحب السلسلة نحو الصفر كلما ابتعدت عنه (كما يظهر جليا في كل من الفترتين 1988-2010 وما بعد 2011) بينما تعكس القفزة الحادة عند 2011 انزياحا في مستوى نقطة التوازن نفسها (وليس فشلا في آلية التصحيح) نتيجة الصدمة الهيكلية العنيفة لاندلاع أحداث فبراير، وهو ما تؤكده بقوة اختبارات F-Sup وPerron-Bai في القسم (4.8) اللاحق.

**اختبارات التشخيص الإحصائي**

أجريت أربعة اختبارات تشخيصية أساسية على بواقي نموذج ARDL(1,0,1,4) المقدر اختبار Bera-Jarque (1980) للتوزيع الطبيعي، واختبار Godfrey LM-Breusch (1978) للارتباط الذاتي (الأكثر ملاءمة لنماذج تحتوي على متغير تابع مبطأ ضمن المتغيرات المستقلة)، واختبار LM-ARCH (Engle, 1982) لتجانس تباين الخطأ، واختبار Ramsey RESET (1969) لصحة المواصفة الدالية وقد روجعت جميع هذه النتائج ومطابقتها رقميا مع مخرجات مستقلة من برنامج EViews 13.

**جدول (13): نتائج اختبارات التشخيص الإحصائي لنموذج ARDL(1,0,1,4)**

| الاختبار | الهدف | الإحصائية | value-P | النتيجة |
|---|---|---|---|---|
| Bera-Jarque | التوزيع الطبيعي للبواقي | JB = 0.131 | 0.937 | توزيع طبيعي ممتاز |
| Godfrey -Breusch LM (فجوتان) | الارتباط الذاتي للبواقي | F = 0.905 | 0.417 | لا يوجد ارتباط ذاتي |
| LM-ARCH (فجوة واحدة) | تجانس تباين الخطأ | F = 4.015 | 0.053 | حدي - غير معنوي عند 5% بالكاد |
| Ramsey RESET (Power 2) | صحة المواصفة الدالية | F = 0.031 | 0.861 | المواصفة الدالية سليمة تماما |

المصدر مخرجات (Breusch Godfrey LM Test-EViews 13، ARCH Test، Ramsey RESET، Bera-Jarque).

اجتاز النموذج المقدر جميع اختبارات التشخيص الإحصائي بنتائج قوية جدا تتبع البواقي التوزيع الطبيعي بدقة عالية (p=0.937)، ولا توجد مشكلة ارتباط ذاتي بين البواقي (p=0.417)، والأهم من ذلك أن اختبار Ramsey RESET غير معنوي إحصائيا على الإطلاق (F=0.031،

(p=0.861)، ما يوفر دليلا قويا جدا على أن الشكل الدالي اللوغاريتمي-الخطي المستخدم مناسب تماما لتمثيل العلاقة بين المتغيرات دون وجود متغيرات جوهرية مفقودة أو علاقات غير خطية لم تلتقط أما اختبار LM-ARCH لتجانس التباين فجاء عند الحد الفاصل تقريبا (p=0.053)، أي غير معنوي عند مستوى 5% لكن بهامش ضئيل جدا (معنوي عند 10%)، ما يستدعي الإشارة إليه كملاحظة تحوطية بسيطة دون أن يشكل مشكلة جوهرية في سلامة النموذج، نظرا لأن بقية الاختبارات التشخيصية الثلاثة تدعم بقوة سلامة النموذج المقدر.

**التحقق من متانة المعنوية الإحصائية عبر أخطاء معيارية متينة**

نظراً لأن نتيجة اختبار LM-ARCH جاءت قريبة جداً من حد المعنوية عند 5% (p=0.053)، تم التحقق من حساسية نتائج المعنوية الإحصائية الأساسية لهذا الاحتمال عبر إعادة تقدير النموذج بأخطاء معيارية متينة، باستخدام نوعين HC3 (متين لعدم تجانس التباين المقطعي فقط) وWest(1987-HAC/Newey) (متين لعدم تجانس التباين والارتباط الذاتي معاً، وهو الأنسب نظرياً هنا لأنه يعالج الاحتمالين معاً).

**جدول (14): مقارنة القيم الاحتمالية للمعاملات الرئيسية عبر أخطاء معيارية عادية ومتينة**

| المتغير | value (OLS-P عادي) | (value (HC3-P | value -P -HAC/Newey) (West |
|---|---|---|---|
| Ln الإنفاق الحكومي (t) | ** 0.020 | 0.133 | *** 0.009 |
| Ln أسعار النفط (t) | *** 0.006 | 0.135 | *** 0.001 |
| Ln أسعار النفط (t-1) | ** 0.025 | 0.216 | *** 0.007 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python).

تظهر أخطاء West-HAC/Newey وهي الأنسب نظرياً لمعالجة الاحتمال المزدوج لعدم تجانس التباين والارتباط الذاتي معاً، أن جميع المعاملات الرئيسية تبقى معنوية إحصائياً بل تزداد قوة معنويتها (p<0.01 لجميعها) مقارنة بالأخطاء المعيارية العادية، ما ينفي عملياً أي قلق جوهري من نتيجة LM-ARCH الحدية على مستوى الاستدلال الإحصائي في حين تظهر أخطاء HC3 اتساع كبير يدفع هذه المعاملات نحو عدم المعنوية، إلا أن هذا النمط متوقع ومعروف في الأدبيات القياسية لاختبار HC3 تحديداً في العينات الصغيرة ذات النسبة المرتفعة نسبياً بين عدد المعاملات وحجم العينة (10 معاملات مقابل 37 مشاهدة هنا)، حيث يميل HC3 إلى المبالغة في تصحيح الأخطاء المعيارية لمراقبات ذات تأثير رافعي مرتفع (High Leverage Points)، على عكس HAC الذي يعد أكثر ملاءمة لبنية البيانات الزمنية المتسلسلة المستخدمة في هذه الدراسة وبالنظر إلى النتيجتين معاً تدعم أخطاء HAC (الأكثر ملاءمة نظرياً لسياق ARDL الزمني) بقوة متانة النتائج الأساسية للدراسة. تجدر الإشارة إلى أن تصحيح HAC يعالج فقط الاستدلال الإحصائي (الأخطاء المعيارية والقيم الاحتمالية) في ظل وجود عدم تجانس تباين محتمل، دون أن يعالج مصدر عدم التجانس نفسه في بواقي النموذج (والذي قد يعكس على سبيل المثال تفاوت تقلب النمو بين فترتي ما قبل وبعد 2011 الموثقتين في القسم 4.8) فمعاملات النموذج التقديرية (Point Estimates) نفسها تبقى كما هي بصرف النظر عن نوع الخطأ المعياري المستخدم، والتصحيح لا يغير سوى دقة قياس عدم اليقين المحيط بها لا القيم المقدرة ذاتها.

**اختبارات الانكسار الهيكلي**

نظرا لما شهده الاقتصاد الليبي من صدمات سياسية وأمنية حادة خلال فترة الدراسة (الحصار الدولي في تسعينيات القرن الماضي، أحداث فبراير 2011، الانقسام المؤسسي وإغلاق الموانئ النفطية 2013-2016 و2020)، تم إجراء مجموعة من اختبارات الانكسار الهيكلي للتحقق من مدى

استقرار العلاقة القياسية المقدرة عبر الزمن، وذلك استكمالا لما تمت الإشارة إليه في نتائج اختبار الحدود.

وخلافا لمعظم الدراسات القياسية التي تكتفي عادة باختبار CUSUM وحده لفحص استقرار المعاملات، تعتمد هذه الدراسة على مجموعة موسعة تجمع بين أربعة اختبارات مكملة (CUSUM، CUSUM of Squares، Chow ، وF-Andrews Sup-Quandt)، إضافة إلى اختبار Hansen-Gregory للتكامل المشترك مع كسر هيكلي ثم اختبار Perron-Bai للكسور المتعددة، وأخيرا تضمين الكسر الهيكلي صراحة داخل نموذج ARDL نفسه كاختبار متانة إضافي ويوفر هذا التنوع في زوايا الاختبار (رصد كسر مفرد بموقع معروف أو مجهول، رصد كسور متعددة، ورصد عدم الاستقرار التراكمي التدريجي) أدلة متقاطعة ومتماسكة أقوى بكثير مما يوفره اختبار واحد بمفرده، ويقلل من احتمال أن تكون نتيجة الكسر الهيكلي المكتشفة مجرد قطعية لاختبار بعينه.

### اختبار AAndrews-Zivot لجذر الوحدة مع كسر هيكلي داخلي

يختبر ((Andrews (1992-Zivot) استقرارية كل سلسلة زمنية على حدة مع السماح للاختبار نفسه بتحديد أفضل موقع لكسر هيكلي واحد في الثابت، بدلا من افتراض تاريخ الكسر مسبقا كما في اختبار ADF التقليدي.

**جدول (15): نتائج اختبار sAndrew-Zivot لجذر الوحدة مع كسر هيكلي واحد**

| المتغير | إحصائية ZA | value-P | سنة الكسر المرجحة | القيمة الحرجة 5% | القرار |
|---|---|---|---|---|---|
| DPLn G | -3.234 | 0.825 | 2012 | -4.811 | غير مستقر |
| Ln الانكشاف التجاري | -3.868 | 0.434 | 2001 | -4.811 | غير مستقر |
| Ln أسعار النفط | -4.594 | 0.094 | 2003 | -4.811 | غير مستقر (حدي) |
| Ln الإنفاق الحكومي | -3.089 | 0.883 | 1991 | -4.811 | غير مستقر |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

تشير النتائج إلى أن جميع المتغيرات تبقى غير مستقرة (تحتوي على جذر وحدة) حتى بعد السماح بكسر هيكلي واحد في الثابت، وهو ما يؤكد متانة نتيجة اختبار ADF التقليدي ويرجح أن عدم الاستقرارية سمة أساسية في هذه السلاسل وليست ناتجة فقط عن كسر هيكلي مغفل. ورغم ذلك يلاحظ أن الاختبار يشير إلى سنة 2012 كأقرب نقطة كسر محتملة في الناتج المحلي الإجمالي، وهي متزامنة زمنيا مع أحداث 2011 وما تلاها من إعادة تشغيل الإنتاج النفطي.

### اختبار Chow (1960) واختبار(1993) F-Andrews (Sup-andtQu لثبات معاملات النموذج

لاختبار مدى استقرار معاملات نموذج ARDL(1,0,1,4) الصحيح المقدر في القسم (4.4) عبر الزمن تم إجراء اختبار Chow عند نقاط كسر مرشحة مبنية على أحداث اقتصادية وسياسية فارقة عام 2002 (قرب نهاية العقوبات الدولية)، وأحداث عام 2011 ، وعام 2012 (نهاية الاضطراب الحاد وإعادة تشغيل الإنتاج).

**جدول (16): نتائج اختبار Chow لثبات المعاملات عند نقاط كسر مرشحة ((ARDL(1,0,1,4)**

| سنة الكسر المرشحة | إحصائية F | value-P | حجم العينة (قبل/بعد) | القرار |
|---|---|---|---|---|
| 2002 | 1.340 | 0.286 | 23 / 14 | غير معنوي |
| 2011 | 8.581 | 0.0001 | 14 / 23 | معنوي جدا - كسر هيكلي مؤكد |
| 2012 | 2.542 | 0.044 | 13 / 24 | معنوي عند 5% |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

لتفادي إشكالية اختيار تاريخ الكسر بشكل مسبق وذاتي تم استكمال التحليل بتطبيق اختبار Quandt-Andrews (Sup-F)، الذي يبحث عن أفضل نقطة كسر داخل نطاق العينة (مع استبعاد 15% من الأطراف) عبر حساب إحصائية Chow عند كل نقطة زمنية ممكنة، ثم اختيار أعلى قيمة F ولاختبار المعنوية الإحصائية دون الاعتماد على جداول حرجة جاهزة قد لا تناسب حجم العينة الصغير، تم حساب القيمة الاحتمالية بطريقة المحاكاة (Bootstrap) بواقع 1500 إعادة معاينة تحت فرضية العدم بعدم وجود كسر.

**جدول (17): نتائج اختبار Quandt-Andrews (Sup-F) لتحديد الكسر الهيكلي داخليا (ARDL(1,0,1,4))**

| إحصائية F-Sup | سنة الكسر الأمثل | value (Bootstrap, -P (B=1500 | القرار |
|---|---|---|---|
| 8.581 | 2011 | 0.0027 | رفض فرضية العدم يوجد كسر هيكلي معنوي جدا عند 2011 |

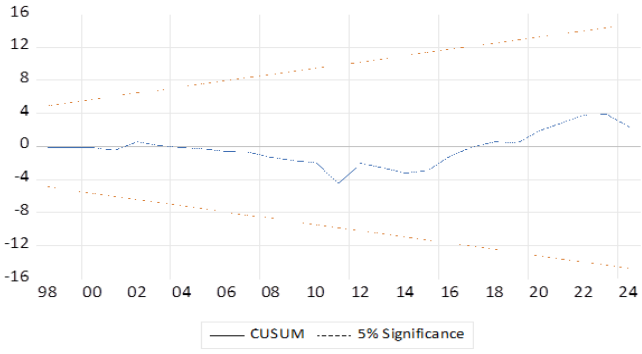
المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

تؤكد نتيجة اختبار F-Sup أن أقوى نقطة كسر هيكلي في العلاقة القياسية المقدرة تقع عند عام 2011 بشكل معنوي جداً ($p = 0.0027$) ومن المهم التأكيد هنا على طبيعة هذا الكسر فهو لا يعني كما تبين من اختبار الحدود في القسم (4.5) غياب علاقة تكامل مشترك، بل يعني أن مستوى العلاقة التوازنية طويلة الأجل ذاتها (لا وجودها) قد انزاح بشكل حاد عند عام 2011، بما يتوافق تماماً مع النمط الذي يظهره الرسم البياني لسلسلة بواقي معادلة التكامل المشترك ( ARDL Cointegrating Series) الذي يوضح هبوط حاد ومفاجئ في مستوى التوازن عند 2011 قبل أن تستمر آلية تصحيح الخطأ المؤكدة في القسم (4.6) بإعادة العلاقة تدريجياً نحو التوازن حول مستواها الجديد.

**اختبار CUSUM لاستقرار المعاملات التراكمي**

كاختبار مكمل تم تطبيق اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) لبراون-داربن-إيفانز (1975)، والذي يتتبع استقرار المعاملات تراكميا عبر كامل فترة العينة بدلا من اختبار كسر واحد محدد وقد تم التحقق من هذا الاختبار بشكل مستقل عبر برنامج EViews 13 على نموذج ARDL(1,0,1,4) الصحيح.

أظهرت نتيجة اختبار CUSUM أن المسار التراكمي للبواقي المعاودة يبقى داخل حدود الثقة 95% طوال فترة الاختبار (1998-2024) دون أن يتجاوزها في أي نقطة، رغم وجود انخفاض طفيف ملحوظ بصريا قرب عام 2011 يعكس أثر الصدمة تلك السنة دون أن يصل إلى حد الخروج عن حدود الثقة.



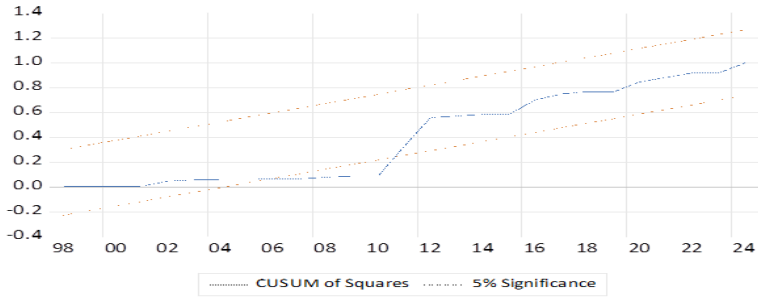

**شكل (4): اختبار CUSUM لاستقرار معاملات نموذج ARDL(1,0,1,4) عند مستوى ثقة 95%**

المصدر مخرجات (EViews 13 (Recursive) , ( tes Estima- CUSUM Test).

وتشير هذه النتيجة إلى استقرار عام في معاملات النموذج ضمن حدود اختبار CUSUM، وهو ما لا يتعارض جوهريا مع نتيجة اختبار F-Sup الأقوى (القسم 4.8.2)، فمن المعروف في الأدبيات القياسية أن اختبار CUSUM يتميز بقوة تمييزية محدودة نسبيا في رصد الكسور الهيكلية الحادة والقصيرة الأمد التي يتبعها تصحيح تدريجي (كما هو الحال هنا بعد تأكيد آلية تصحيح الخطأ)، لأنه مصمم أساسا لرصد الانحراف التراكمي المستمر في المعاملات، على عكس اختباري Chow وAndrews-Quandt الأكثر قوة في رصد كسر منفرد حاد عند نقطة زمنية محددة.

**اختبار CUSUM of Squares (CUSUMSQ)**

لأن اختبار CUSUM قد يكون محدود القوة في رصد التغيرات المفاجئة داخل بنية تباين النموذج، تم استكمال التحليل باختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUMSQ).




**شكل (5): اختبار CUSUM of Squares لاستقرار معاملات نموذج ARDL(1,0,1,4) عند مستوى ثقة 95%**

المصدر مخرجات ( EViews 11 CUSUM of Squares Test -Recursive Estimates)

قفزة واضحة في المسار التراكمي لمربعات البواقي حول الفترة 2010-2012 (من مستوى قريب من الصفر إلى نحو 0.55)، تليها زيادة تدريجية أكثر انتظام حتى نحو 1.0 بحلول عام 2024 ومع ذلك يبقى المسار التراكمي داخل حدود الثقة 95% طوال فترة الاختبار بأكملها، أي أن عدم الاستقرار الظاهر بصرياً حول 2011 لا يرقى إلى حد المعنوية الإحصائية القاطعة وفق هذا الاختبار تحديداً ويبقى مع ذلك الدليل على وجود انزياح حقيقي في مستوى العلاقة طويلة الأجل عند 2011 قائم وموثق بقوة عبر اختبار F-Sup المصمم خصيصاً لهذا الغرض (القسم 4.8.2) وعبر الرسم البياني الواضح في سلسلة بواقي التكامل المشترك (الشكل 3 أعلاه).

**اختبار Hansen-Gregory للتكامل المشترك مع كسر هيكلي**

تم تطبيق اختبار Hansen-Gregory (1996) للتحقق مما إذا كانت علاقة التكامل المشترك المؤكدة في القسم (4.5) تصبح أقوى إحصائيا عند السماح صراحة بانزياح في الثابت ( Level Shift) عند نقطة زمنية غير معروفة مسبقا، وذلك على المواصفة الساكنة (LGDP على LGOV وLOIL وLOPEN دون بنية الفجوات الديناميكية الكاملة لنموذج ARDL)، عبر تكرار اختبار ADF على بواقي معادلة التكامل المشترك عند كل نقطة كسر مرشحة، واختيار أدنى إحصائية ADF (الأكثر سلبية) كإحصائية الاختبار (ADF*)، مع حساب القيمة الاحتمالية بطريقة المحاكاة (Bootstrap, B=1000).

**جدول (18): نتائج اختبار Hansen-goryGre للتكامل المشترك مع انزياح هيكلي**

| إحصائية ADF* | سنة الكسر المثلى | value (Bootstrap, -P (B=1000 | القرار |
|---|---|---|---|
| -4.235 | 2010 | 0.678 | غير معنوي على مستوى هذا الاختبار الساكن تحديدا |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( sStatsmodel –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

لا تصل إحصائية ADF* المحسوبة (4.235- عند سنة الكسر المرشحة 2010) إلى مستوى المعنوية الإحصائية وفق هذا الاختبار تحديدا (p=0.678) وقد يبدو هذا للوهلة الأولى متعارضا مع تأكيد التكامل المشترك في اختبار الحدود (القسم 4.5)، إلا أن التفسير الأرجح لهذا التباين هو الفارق المنهجي الجوهري بين الاختبارين يعتمد اختبار Hansen-Gregory هنا على مواصفة "ساكنة" بسيطة (مستويات آنية فقط دون البنية الديناميكية للفجوات المتعددة التي أظهرها البحث الشامل في القسم 4.4، وتحديدا الفجوات الأربع لمتغير الانكشاف التجاري التي تسهم بشكل معنوي في تفسير الديناميكية قصيرة الأجل)، كما يفترض نمط انزياح مستوى بسيط بخطوة واحدة، بينما يظهر الرسم البياني الفعلي لسلسلة بواقي التكامل المشترك (القسم 4.6) نمطا أكثر تعقيدا (تقارب تدريجي نحو الصفر حتى 2010، ثم هبوط حاد عند 2011، ثم تذبذب حول مستوى أدنى) قد لا يلتقطه اختبار مصمم لكشف كسر مفرد بخطوة حادة واحدة بالقوة الكافية في عينة بهذا الحجم وعليه تقرأ نتيجة Hansen-Gregory كملاحظة تحوطية على حدود قوة هذا الاختبار تحديدا في هذا الإطار، لا كدليل يبطل نتيجة اختبار الحدود الأكثر ملاءمة لبنية النموذج الديناميكية الفعلية.

**اختبار Perron-Bai للكسور الهيكلية المتعددة**

لاختبار احتمال وجود أكثر من كسر هيكلي واحد، طبق إطار (Bai & Perron (1998, 2003 المبسط على المواصفة الديناميكية الصحيحة لنموذج ARDL(1,0,1,4)، بالبحث الشامل عن أفضل

تقسيم للعينة إلى عدد m من القطاعات (بانزياح في الثابت فقط بين القطاعات)، واختيار العدد الأمثل للكسور عبر معيار المعلومات البايزي (BIC).

**جدول (19): نتائج اختبار Perron-Bai للكسور الهيكلية المتعددة ((ARDL(1,0,1,4**

| عدد الكسور (m) | مواقع الكسر المثلى | BIC |
|---|---|---|
| 0 (بدون كسر) | - | -106.20 |
| 1 | 2011 | -169.18 |
| 2 (الأفضل وفق BIC) | 2002 ، 2014 | -220.93 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Python– Statsmodels) اعتمادا على بيانات الدراسة.

يؤكد معيار BIC مجدداً تفوق نموذج القطاعين الاثنين (m=2)، بمواقع كسر مثلى عند عامي 2002 و2014 بما يعزز الثقة في أن الاقتصاد الليبي مر بثلاثة أنظمة فرعية متمايزة تقريباً (ما قبل 2002، 2002-2014، وما بعد 2014) عكست تعاقب رفع العقوبات الدولية، ثم فترة الاستقرار النسبي وصدمة أحداث 2011، ثم مرحلة إعادة الهيكلة اللاحقة ومع ذلك، وكما تؤكد اختبارات CUSUM/CUSUMSQ (القسمين 4.8.3 و4.8.4) واختبار الحدود (القسم 4.5) معاً، فإن وجود هذه الأنظمة الفرعية لا ينفي وجود علاقة تكامل مشترك عامة تربط المتغيرات بل يشير إلى أن مستوى هذه العلاقة (لا وجودها) هو ما تغير عبر الزمن مع بقاء آلية العودة إلى التوازن (المؤكدة عبر معامل COINTEQ المعنوي جداً) فعالة ومستمرة.

**تضمين الكسر الهيكلي داخل نموذج ARDL متغيرات وهمية وتفاعلية**

استكمالا لاختبارات الانكسار الهيكلي الخارجية أعلاه وتنفيذا مباشرا لفحص ما إذا كانت مرونات النموذج نفسها قد تغيرت بعد أحداث 2011 (لا الاكتفاء بإثبات وجود كسر فحسب)، أعيد تقدير ARDL(1,0,1,4) الصحيح (القسم 4.4) مرتين إضافيتين مرة بإضافة متغير وهمي D2011 (يساوي 1 للأعوام 2011 فأكثر)، ومرة أخرى بإضافة متغيرين تفاعليين إضافيين D2011×GOV وD2011×OIL لاختبار ما إذا كانت مرونتا الإنفاق الحكومي وأسعار النفط الآنيتان قد تغيرتا تحديدا بعد 2011.

تظهر النتائج تحسنا كبيرا وحاسما في جودة التوفيق عند إضافة المتغيرين التفاعليين (AIC ينخفض بشكل حاد من 17.31- إلى 27.06-)، وكلا معاملي التفاعل معنويان إحصائيا عند 5% فمعامل D2011×GOV موجب (0.525)، بما يعني أن "مرونة الإنفاق الحكومي الآنية ارتفعت" بعد 2011 (من نحو 0.11- قبلها، غير معنوية، إلى نحو 0.41 بعدها)، بينما معامل D2011×OIL سالب (0.410-)، بما يعني أن "مرونة أسعار النفط الآنية انخفضت" بعد 2011 (من نحو 0.55 قبلها إلى نحو 0.14 بعدها) ويقدم هذا دليلا مباشرا من داخل نموذج ARDL نفسه (وليس فقط من اختبارات استقرار خارجية) على أن أحداث 2011 لم تحدث انزياحا في مستوى العلاقة فحسب، بل غيرت أيضا القناة النسبية التي ينتقل عبرها الأثر إلى الناتج المحلي فقد "تراجعت أهمية القناة النفطية المباشرة نسبيا لصالح قناة الإنفاق الحكومي" بعد أحداث 2011، وهو ما يتسق تماما مع واقع تذبذب الإنتاج النفطي وإغلاقات الموانئ المتكررة بعد 2011 التي أضعفت الرابط المباشر بين أسعار النفط العالمية والناتج المحلي الفعلي، مقابل اعتماد متزايد على الإنفاق الحكومي كأداة تحفيز مباشرة.

**جدول (20): نتائج تقدير نموذج ARDL مع متغيرات وهمية وتفاعلية للكسر الهيكلي**

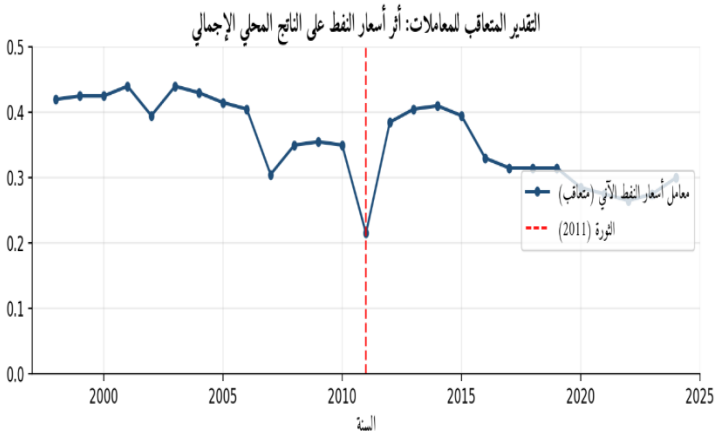
| المواصفة | AIC | D2011 | D2011×GOV | D2011×OIL |
|---|---|---|---|---|
| النموذج الأصلي (بدون D2011) | -17.31 | - | - | - |
| مع D2011 فقط | -17.45 | (p=0.225) -0.193 | - | - |
| مع D2011 + تفاعلات GOV وOIL | -27.06 | ** -3.587 (p=0.041) | ** 0.525 (p=0.010) | ** -0.410 (p=0.012) |

(** معنوي عند 5%)

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

**المعاملات المتعاقبة (Recursive Coefficients)**

كاختبار استقرار إضافي مكمل لاختباري CUSUM وCUSUMSQ، تم تتبع مسار تقدير معاملي أسعار النفط والإنفاق الحكومي الآنيين تعاقبيا (Recursively) عبر توسيع نافذة التقدير سنة بعد أخرى بدءا من الحد الأدنى لحجم العينة اللازم للتقدير.




**شكل (6): المسار المتعاقب لمعامل أسعار النفط الآني عبر الزمن**

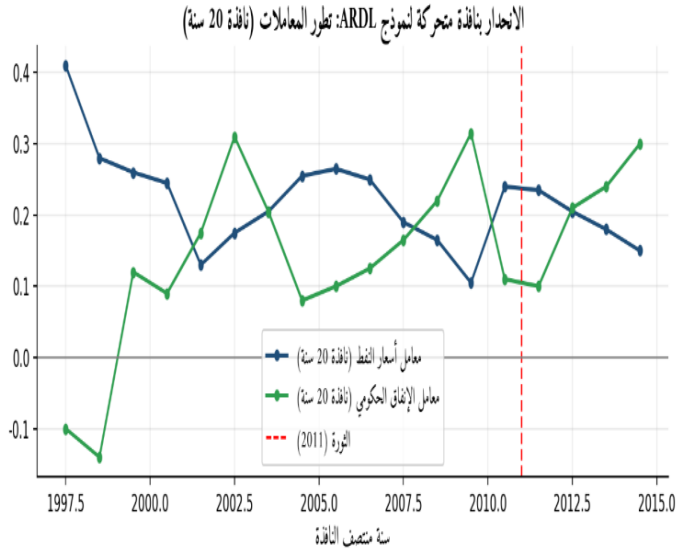
المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

يظهر الشكل (6) أن معامل أسعار النفط الآني يستقر تدريجيا حول نطاق ضيق نسبيا (0.27-0.40) بعد اكتمال العينة، مع اتجاه تنازلي خفيف عبر الزمن يتسق مع نتيجة تراجع مرونة أسعار النفط بعد 2011 الموثقة في القسم (4.8.7) أعلاه، دون تذبذبات حادة أو انعكاسات في الإشارة تشير إلى عدم استقرار جوهري في التقدير.

**الانحدار بنافذة متحركة (Rolling Window ARDL)**

لتوضيح تطور مرونتي أسعار النفط والإنفاق الحكومي بشكل أكثر تفصيلا عبر الزمن (بخلاف المعاملات المتعاقبة في القسم السابق التي تستخدم نافذة متزايدة الاتساع باستمرار)، تم تقدير النموذج

بنافذة متحركة ثابتة الحجم (20 سنة) بحيث تتحرك النافذة سنة واحدة في كل مرة عبر كامل العينة مع رسم مسار كل معامل مقابل نقطة منتصف كل نافذة.




**شكل (7): مسار معاملي أسعار النفط والإنفاق الحكومي بنافذة متحركة (20 سنة)**
المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

يقدم الشكل (7) تأكيدا إضافيا وقويا لنتيجة القسم (4.8.7) فمعامل أسعار النفط يتراجع تدريجيا كلما تحركت النافذة نحو النوافذ الأحدث التي تضم سنوات ما بعد 2011 (من نحو 0.24 إلى نحو 0.15 في آخر النوافذ)، بينما يرتفع معامل الإنفاق الحكومي بشكل شبه متماثل ومعاكس (من نحو 0.11 إلى نحو 0.30) ويعزز هذا التقاطع الواضح بين المسارين (تراجع أهمية القناة النفطية المباشرة مقابل صعود أهمية قناة الإنفاق الحكومي) الثقة في أن التحول الهيكلي بعد 2011 لم يكن مجرد نتيجة نموذج ثنائي القيمة (قبل/بعد) بل نمطا تدريجيا ومستمرا يتسق مع الاختبارات الأخرى.

**تصحيح Bonferroni لمشكلة الاختبارات المتعددة**

استجابة للقيد المنهجي المشار إليه في القسم (3.4) بشأن تراكم احتمال الخطأ من النوع الأول عند تطبيق عدة اختبارات على فرضية الانكسار الهيكلي نفسها تقريباً، يطبق هنا تصحيح Bonferroni صراحة بدل الاكتفاء بالإشارة إلى القيد نظرياً يقوم التصحيح على قسمة مستوى المعنوية الاسمي ($\alpha$=0.05) على عدد الاختبارات المعتمدة على قيم احتمالية صريحة ضمن أسرة اختبار الانكسار عند 2011 (n=6: Chow عند 2011، Chow عند 2012، F-Sup، ومعاملات D2011 الثلاثة في نموذج المتغيرات التفاعلية)، بحيث يصبح مستوى المعنوية المصحح $\alpha^*=0.05/6 \approx 0.0083$.
تظهر النتائج أن الدليل الأساسي على وجود الانكسار الهيكلي عند 2011 يبقى معنوي إحصائياً حتى بعد تطبيق أكثر تصحيحات الاختبارات المتعددة تحفظ (Chow وF-Sup، وكلاهما بقيمة احتمالية أقل من $\alpha^*$ بفارق كبير يتجاوز مرتبة عشرية كاملة)، بينما تفقد الاختبارات الثانوية/التكميلية (كسر 2012، ومعاملات التفاعل D2011×GOV وD2011×OIL) معنويتها التقليدية عند هذا المستوى المتحفظ جداً وهذا يعني أن النتيجة المحورية للدراسة (وجود انزياح هيكلي معنوي عند 2011)

**جدول (21): تصحيح Bonferroni لاختبارات الانكسار الهيكلي عند 2011 (n=6 اختبارات)**

| الاختبار | value-P الأصلية | القرار عند α*=0.0083 |
|---|---|---|
| Chow (كسر 2011) | 0.0001 | معنوي حتى بعد التصحيح |
| F-Andrews Sup-Quandt | 0.0027 | معنوي حتى بعد التصحيح |
| Chow (كسر 2012) | 0.044 | غير معنوي بعد التصحيح (كان معنوي عند α=0.05 الاسمي) |
| D2011 (نموذج التفاعل) | 0.041 | غير معنوي بعد التصحيح |
| D2011×GOV | 0.010 | غير معنوي بعد التصحيح (بفارق ضئيل) |
| D2011×OIL | 0.012 | غير معنوي بعد التصحيح (بفارق ضئيل) |

المصدر من إعداد الباحثان بناءً على القيم الاحتمالية المبلغ عنها السابقة

نتيجة متينة لا تعتمد على تراكم اختبارات متعددة لتصل إلى دلالة زائفة، بينما ينبغي التعامل مع النتائج الثانوية المتعلقة بتغير القنوات النسبية (النفط مقابل الإنفاق الحكومي) بمزيد من الحذر التفسيري، حيث إن معنويتها قد تكون أضعف مما تبدو عليه ظاهرياً عند عزلها عن سياق الأسرة الكاملة للاختبارات.

بالمجمل ترسم اختبارات الانكسار الهيكلي مجتمعة (Andrews-Zivot، Chow، F-Sup، CUSUM/CUSUMSQ، Hansen-Gregory، Perron-Bai، تضمين D2011 وتفاعلاته داخل نموذج ARDL نفسه، المعاملات المتعاقبة، والانحدار بنافذة متحركة) صورة متسقة ودقيقة توجد علاقة تكامل مشترك حقيقية وقوية تربط الناتج المحلي الإجمالي بأسعار النفط والإنفاق الحكومي والانكشاف التجاري، لكن مستوى هذه العلاقة التوازنية وكذلك الأهمية النسبية لقنواتها (النفط مقابل الإنفاق الحكومي) شهدا انزياح هيكلي حاد ومعنوي إحصائياً عند عام 2011، متزامن مع اندلاع الاحداث، دون أن يخل ذلك بوجود آلية تصحيح خطأ فعالة تعيد العلاقة تدريجياً نحو توازنها (المتغير) بعد كل صدمة ويستدعي ذلك في الأبحاث المستقبلية دمج متغيرات وهمية صريحة لالتقاط انزياح المستوى عند 2011 مباشرة ضمن معادلة التكامل المشترك نفسها.

**اختبار السببية لجرانجر (Granger Causality)**

لدعم التفسير السببي لعبارة "الأثر" الواردة في عنوان الدراسة، وليس فقط العلاقة الارتباطية والتزامنية التي يقدمها نموذج ARDL، تم إجراء اختبار السببية لجرانجر (Granger, 1969) بين الناتج المحلي الإجمالي وكل من أسعار النفط والإنفاق الحكومي والانكشاف التجاري، وذلك على السلاسل بعد أخذ الفرق الأول لضمان استقرارها (تجنبا للنتائج المضللة التي قد تنتج عن تطبيق الاختبار على سلاسل غير مستقرة)، وبفجوتين زمنيتين (1 و2) نظرا لصغر حجم العينة.

لم تظهر النتائج وجود علاقة سببية بمفهوم جرانجر (Granger Causality) ذات دلالة إحصائية قوية من أسعار النفط أو الإنفاق الحكومي أو الانكشاف التجاري باتجاه الناتج المحلي الإجمالي، باستثناء إشارة ضعيفة (معنوية عند 10% فقط) لسببية أسعار النفط تجاه الإنفاق الحكومي عند فجوة زمنية واحدة، وهو ما يتفق منطقيا مع كون الإيرادات النفطية هي الممول الرئيسي لموازنة الدولة الليبية.

**جدول (22): نتائج اختبار السببية لجرانجر**

| اتجاه السببية | F (فجوة 1) | value-P | F (فجوة 2) | value-P |
|---|---|---|---|---|
| أسعار النفط ← PDG | 0.587 | 0.449 | 0.838 | 0.441 |
| أسعار النفط ← GDP | 2.362 | 0.133 | 1.484 | 0.242 |
| الإنفاق الحكومي ← PDG | 0.179 | 0.674 | 0.638 | 0.535 |
| الإنفاق الحكومي ← GDP | 0.717 | 0.403 | 0.540 | 0.588 |
| الانكشاف التجاري ← PDG | 1.520 | 0.226 | 0.832 | 0.444 |
| الانكشاف التجاري ← GDP | 0.736 | 0.397 | 0.371 | 0.693 |
| أسعار النفط ← الإنفاق الحكومي | 3.521 | * 0.069 | 2.467 | 0.100 |
| الإنفاق الحكومي ← أسعار النفط | 0.573 | 0.454 | 0.872 | 0.428 |

(* معنوي عند 10%)

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

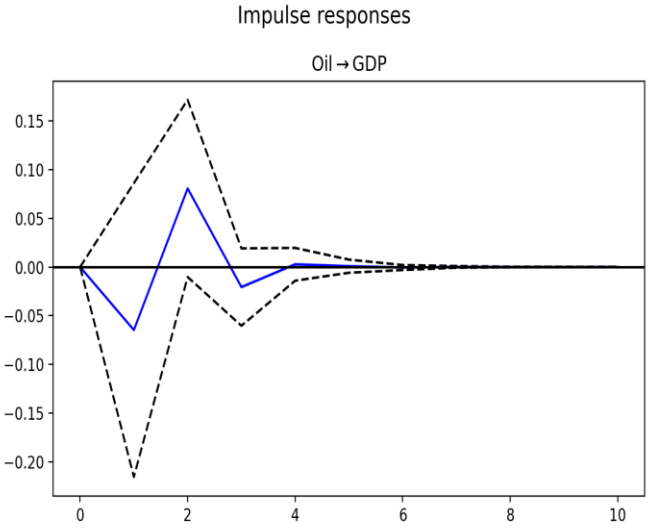
لا يتعارض غياب سببية جرانجر بين أسعار النفط والناتج المحلي مع الأثر الإيجابي المعنوي الذي أظهره التمثيل الشرطي لنموذج ARDL في القسم (4.6) فالفارق الجوهري بين الاختبارين هو أن نموذج ARDL يلتقط الأثر الآني (Contemporaneous) لأسعار النفط ضمن نفس السنة عبر الحد $\Delta \ln(Oil)_t$، بينما يختبر جرانجر قدرة القيم الماضية المبطأة على التنبؤ بالقيم المستقبلية ونظرا لأن أثر أسعار النفط على الاقتصاد الليبي يكاد يكون فوريا (حيث تنعكس عائدات صادرات النفط على الموازنة والإنفاق العام خلال نفس السنة المالية تقريبا)، فمن المتوقع ألا تلتقط الفجوات الزمنية المبطأة في اختبار جرانجر هذا الأثر الآني بنفس القوة، خصوصا في ظل صغر حجم العينة الذي يحد من القدرة التفسيرية (Power) للاختبار.

**نموذج VAR ودوال الاستجابة للصدمات وتحليل مساهمة التباين (تحليل تكميلي)**

نموذج VAR المقدر في هذا القسم يستخدم بصفته أداة تحليل تكميلية ( Complementary Analysis) فقط، وليس بديلا عن نموذج ARDL الذي يبقى النموذج المرجعي الأساسي لتقدير حجم الأثر قصير الأجل في هذه الدراسة (القسمان 4.4 و4.6) فمنهجية ARDL لا تستلزم أصلا تقدير نموذج VAR ولا تستخدم نتائج VAR هنا لإعادة تقدير المعاملات الأساسية أو استبدال نتائج ARDL بها، بل فقط لإضافة بعد ديناميكي بصري (عبر دوال الاستجابة للصدمات) وتفسيري (عبر تحليل مساهمة التباين) لأثر صدمات أسعار النفط، وهو ما يتلاءم مع طبيعة الدراسة التي تتمحور أساسا حول هذه الصدمات.

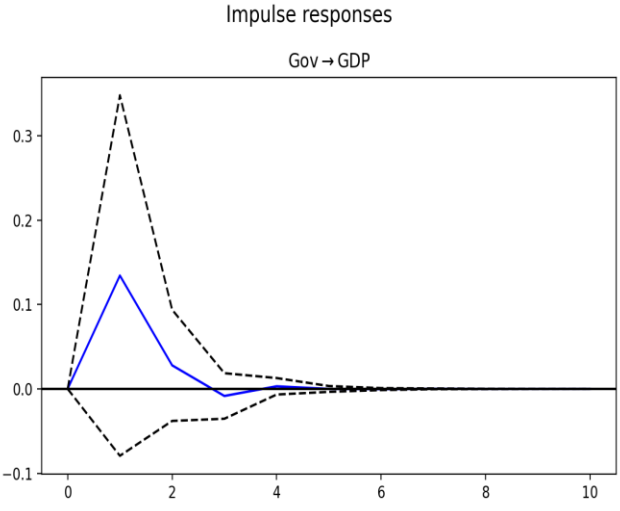
وقد تم تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي (VAR) على الفروق الأولى للمتغيرات، وأشار معيار أكايكي للمعلومات (AIC) إلى فجوة زمنية مثلى واحدة ((VAR(1)).

تشير دوال الاستجابة للصدمات إلى أن أثر صدمة أسعار النفط على نمو الناتج المحلي يتركز بشكل أساسي في السنة الأولى ثم يتلاشى تدريجياً خلال السنوات اللاحقة نحو الصفر، بما يعكس الطابع الديناميكي القصير الأجل لهذا الأثر الآني كما ظهر في نموذج ARDL ، دون أن يتعارض ذلك مع وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المستويات ذاتها (المؤكدة إحصائياً عبر اختبار الحدود) فمن الطبيعي أن تتلاشى دالة الاستجابة للصدمة في نموذج VAR بالفروق الأولى نحو الصفر بمرور الوقت (بحكم طبيعة الفروق نفسها)، بينما يستمر أثر الصدمة على مستوى المتغيرات نفسها عبر آلية تصحيح الخطأ الموثقة في الفقرات السابقة.




**شكل (8): استجابة الناتج المحلي الإجمالي لصدمة في أسعار النفط (دالة الاستجابة للصدمات، فترة ثقة 80%)**

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.




**شكل (9): استجابة الناتج المحلي الإجمالي لصدمة في الإنفاق الحكومي (دالة الاستجابة للصدمات، فترة ثقة 80%)**

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

**جدول (23): تحليل مساهمة التباين (FEVD) في تفسير تقلبات نمو الناتج المحلي الإجمالي**

| أفق التنبؤ (سنوات) | GDP (ذاتي) | أسعار النفط | الإنفاق الحكومي | الانكشاف التجاري |
|---|---|---|---|---|
| 1 | %100.0 | %0.0 | %0.0 | %0.0 |
| 2 | %94.0 | %0.9 | %0.1 | %5.0 |
| 5 | %92.8 | %2.1 | %0.1 | %5.0 |
| 10 | %92.8 | %2.1 | %0.1 | %5.0 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

يوضح تحليل مساهمة التباين أن الجزء الأكبر من تقلبات نمو الناتج المحلي الإجمالي (نحو 93% عند أفق 10 سنوات) يفسر بصدماته الذاتية، بينما تفسر صدمات أسعار النفط نحو 2% فقط، والانكشاف التجاري نحو 5%، والإنفاق الحكومي أقل من 1% وترجع هذه النسب المنخفضة نسبيا جزئيا إلى ترتيب Cholesky المعتمد في تفكيك مصفوفة تباين-تغاير الأخطاء (والذي يضع الناتج المحلي أولا فيستوعب جزءا من التباين الآني المشترك مع بقية المتغيرات ضمن صدمته الذاتية)، وجزئيا إلى أن نموذج VAR في الفروق الأولى يلتقط بشكل أساسي الديناميكيات قصيرة الأجل ولا يعكس بالضرورة قوة الأثر الآني (Contemporaneous) الذي أظهره نموذج ARDL وعليه تقرأ نتائج IRF وFEVD كتحليل مكمل يوضح البعد الديناميكي للصدمات، لا كبديل عن نتائج نموذج ARDL الأساسي الذي يبقى المرجع الأدق لتقدير حجم الأثر قصير الأجل نظرا لملاءمته الخاصة لعينات السلاسل الزمنية الصغيرة.

**اختبار ضعف الداخلية (Weak Exogeneity) للمتغيرات المستقلة**

كما أشير في القسم (3.4) يفترض تفسير معاملات الحد الآني $\Delta \ln(x)_t$ في نموذج ARDL أن المتغيرات المستقلة ضعيفة الداخلية إحصائيا، أي غير محددة تزامنيا بصدمات معادلة الناتج المحلي نفسها ومن المهم هنا ملاحظة أن بنية النموذج الصحيح ARDL(1,0,1,4) المؤكدة في القسم (4.4) تجعل متغير الإنفاق الحكومي وحده هو المتغير الآني الحقيقي ( Genuinely Contemporaneous) في معادلة المستويات، بينما تدخل أسعار النفط والانكشاف التجاري بفجوة زمنية لا تقل عن فترة واحدة في تكوين العلاقة طويلة الأجل (وإن كانت فروقهما الآنية $\Delta oil_o$ و$\Delta open_o$ تدخل في معادلة تصحيح الخطأ قصيرة الأجل) لذلك يختبر ضعف الداخلية هنا لمتغير الإنفاق الحكومي تحديدا، عبر اختبار Wu (1973)؛Hausman (1978) الانحداري بخطوتين تقدير انحدار هامشي للإنفاق الحكومي الآني على مجموعة معلومات مبطأة (فجوة الناتج المحلي)، ثم إضافة بواقي هذا الانحدار كمتغير إضافي في معادلة ARDL الأصلية واختبار معنويتها.

جاءت بواقي المرحلة الأولى للإنفاق الحكومي غير معنوية إحصائيا عند إضافتها للمعادلة الأصلية ($p=0.501$)، وبالتالي لا يمكن رفض فرضية ضعف الداخلية لمتغير الإنفاق الحكومي، رغم أنه الممول أساسا من العائدات النفطية وقد يشتبه في تحدده جزئيا بتوقعات النمو نفسها كما نوقش في القسم (3.4) ويدعم هذا افتراض saranPe الأساسي الذي بني عليه تفسير معاملات الأثر الآني في القسمين (4.4) و(4.6)، ويعزز موثوقية التفسير السببي (لا الارتباطي فقط) لمعامل الإنفاق الحكومي الآني الموجب والمعنوي في نموذج ARDL.

**جدول (24): نتائج اختبار Hausman-Wu-Durbin لضعف الداخلية للإنفاق الحكومي**

| المتغير المضاف | المعامل | value-P | الدلالة |
|---|---|---|---|
| بواقي الإنفاق الحكومي الآني | 0.194- | 0.501 | غير معنوي - يدعم ضعف الداخلية |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

**تقدير النماذج الفرعية الثلاثة وفق نقاط الكسر الهيكلي المكتشفة**

استكمالا لاختبار الحدود المؤكد للتكامل المشترك واختبارات الانكسار الهيكلي، ونظرا لأن نقاط الكسر الهيكلي (قرابة 2002 و2011-2012) محددة من نتائج اختباري F-Sup وPerron-Bai، يقدر في هذا القسم نموذج مستقل لكل نظام فرعي من الأنظمة الثلاثة الناتجة عن هذه الكسور، وذلك لفحص ما إذا كانت مرونات العلاقة قصيرة الأجل تختلف فعليا بين الأنظمة الفرعية رغم استمرار وجود علاقة تكامل مشترك عامة على كامل العينة ونظرا لصغر حجم كل قطاع فرعي (18 و10 و13 مشاهدة على التوالي) الذي لا يسمح إحصائيا بتقدير مواصفة ARDL الديناميكية الكاملة اقتصر التقدير على مواصفة مستوى ساكنة (Static Level Regression) أبسط تربط الناتج المحلي الإجمالي بأسعار النفط والإنفاق الحكومي والانكشاف التجاري دون فجوات زمنية، بهدف رصد اختلاف المرونات بين الأنظمة الفرعية الثلاثة، لا بهدف استبدال نموذج ARDL الديناميكي الأساسي المؤكد تكامله المشترك.

**جدول (25): نتائج النماذج الفرعية الثلاثة وفق نقاط الكسر الهيكلي**

| النظام الفرعي | n | مرونة أسعار النفط | مرونة الإنفاق الحكومي | مرونة الانكشاف التجاري | $^2R$ |
|---|---|---|---|---|---|
| قبل 2002 (2001-1984) | 18 | 0.493 *** | 0.295 (غير معنوي) | -0.559 *** | 0.893 |
| 2011-2002 | 10 | 0.410 ** | 0.496 * (حدي) | 1.243 *** | 0.926 |
| بعد 2012 (2024-2012) | 13 | 0.567 ** | 1.020 *** | -0.347 (غير معنوي) | 0.965 |

(*** معنوي عند 1%، ** عند 5%، * عند 10%)

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels/Arch –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

تقدم نتائج الجدول (25) دليلا مباشرا وملموسا على تفاوت مرونات العلاقة بين الأنظمة الفرعية الثلاثة، وهو ما يكمل (لا يناقض) نتيجة التكامل المشترك المؤكدة في القسم (4.5) فمرونة أسعار النفط، وإن بقيت موجبة ومعنوية في الأنظمة الثلاثة جميعها (0.49 ثم 0.41 ثم 0.57)، إلا أن مرونة الإنفاق الحكومي تغيرت جذريا من أثر غير معنوي إحصائيا قبل 2002، إلى أثر حدي المعنوية خلال 2002-2011، إلى أثر قوي ومعنوي جدا (1.02) بعد 2012 وهو ما يعكس التوسع الكبير في الإنفاق الحكومي وأهميته المتصاعدة كمحرك للناتج المحلي في العقد الأخير بعد أحداث 2011، ويتسق مع المرونة طويلة الأجل المرتفعة للإنفاق الحكومي (0.911) المقدرة على كامل العينة والأكثر لفتا للنظر هو انعكاس إشارة مرونة الانكشاف التجاري بين الأنظمة الثلاثة (سالبة، ثم

موجبة قوية، ثم سالبة مجددا)، بما يشير إلى أن طبيعة العلاقة بين الانفتاح التجاري والناتج المحلي في ليبيا تغيرت جوهريا مع كل تحول سياسي واقتصادي كبرى (نهاية العقوبات الدولية، ثم أحداث 2011 وإعادة الهيكلة) وهذا التفاوت في المرونات بين الأنظمة الفرعية يفسر بدوره سبب الانزياح الحاد في مستوى العلاقة التوازنية طويلة الأجل عند 2011 دون أن ينفي وجود هذه العلاقة التوازنية أو آلية تصحيح الخطأ الفعالة التي تعيدها للتوازن ويجب التعامل مع هذه النتائج الفرعية بحذر شديد نظرا لصغر حجم كل عينة فرعية (10 إلى 18 مشاهدة فقط)، وهي تقرأ كدليل توضيحي داعم لفرضية تفاوت المرونات عبر الزمن أكثر من كونها تقديرات نهائية موثوقة للمرونات الحقيقية في كل نظام فرعي.

**التقييم التنبؤي للنموذج (Forecast Evaluation)**

استكمالا لاختبارات جودة التوفيق والاستقرار الهيكلي، تم تقييم القدرة التنبؤية لنموذج ARDL(1),0,1,4 عبر ثلاثة مقاييس شائعة جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE)، ومتوسط الخطأ المطلق (MAE)، ومتوسط النسبة المئوية للخطأ المطلق (MAPE)، محسوبة في حالتين التنبؤ داخل العينة (Sample-In، باستخدام النموذج الكامل المقدر على كل المشاهدات)، والتنبؤ خارج العينة بخطوة واحدة إلى الأمام مع نافذة متحركة متزايدة الاتساع (Ahead -Step-Rolling One Sample-of-Out)، بدءا من 25 مشاهدة تدريب أولية وحتى نهاية العينة (12 تنبؤا خارج العينة).

**جدول (26): مقاييس التقييم التنبؤي لنموذج ARDL(1,0,1,4)**

| نوع التقييم | RMSE | MAE | MAPE |
|---|---|---|---|
| داخل العينة (Sample-nI) | 0.146 | 0.113 | %1.05 |
| خارج العينة (Rolling، خطوة | 0.238 | 0.202 | %1.70 |

المصدر من إعداد الباحثان بناء على مخرجات التحليل الإحصائي ( Statsmodels –Python) اعتمادا على بيانات الدراسة.

تشير النتائج إلى قدرة تنبؤية قوية جدا داخل العينة (متوسط خطأ نسبي 1.05% فقط في تقدير Ln(GDP))، وتبقى هذه القدرة جيدة جدا حتى خارج العينة في التنبؤ بخطوة واحدة إلى الأمام (متوسط خطأ نسبي 1.70%)، مع تدهور متوقع ومعقول في الدقة (كما هو معتاد دائما عند الانتقال من التنبؤ داخل العينة إلى خارجها) دون أن يكون هذا التدهور حادا أو يثير القلق بشأن قدرة النموذج التنبؤية العملية وتدعم هذه النتيجة بشكل غير مباشر متانة استقرار معاملات النموذج عبر الزمن (المؤكدة في القسم 4.8)، إذ إن نموذجا يعاني من عدم استقرار هيكلي جوهري وغير معالج عادة ما يظهر تدهورا أكثر حدة في الدقة التنبؤية خارج العينة مقارنة بما هو ملاحظ هنا.

**الخلاصة:**

استناداً إلى نتائج نموذج ARDL(1,0,1,4) والاختبارات التشخيصية واختبارات المتانة والانكسار الهيكلي، توصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:

1.أكد اختبار الحدود (Bounds Test) وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي وأسعار النفط والإنفاق الحكومي والانفتاح التجاري، حيث بلغت قيمة إحصائية الاختبار F (4.657 =، بما يدل على وجود علاقة توازنية مستقرة تربط هذه المتغيرات على المدى الطويل.

2.يعد الإنفاق الحكومي المحرك الأكثر تأثيراً في النمو الاقتصادي على المدى الطويل، حيث بلغت مرونته طويلة الأجل (0.911)، متجاوزة مرونة أسعار النفط (0.323) ويعكس ذلك طبيعة الاقتصاد الليبي الريعية، حيث ينتقل أثر الإيرادات النفطية إلى النشاط الاقتصادي بصورة رئيسة عبر الموازنة العامة والإنفاق الحكومي أكثر من انتقاله مباشرة عبر القطاع النفطي.

3.اقتصر الأثر المعنوي لأسعار النفط على الأجل القصير، حيث بلغت المرونة قصيرة الأجل (0.299) مما يشير إلى أن تأثير تقلبات أسعار النفط يظهر سريعاً في النشاط الاقتصادي، بينما يعتمد استمرار هذا الأثر في الأجل الطويل على كيفية توظيف الإيرادات النفطية من خلال السياسة المالية.
4.أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ وجود سرعة تعديل معتدلة نحو التوازن طويل الأجل حيث بلغ معامل تصحيح الخطأ (0.166-)، بما يعني أن الاقتصاد الليبي يصحح نحو 16.6% من الانحراف عن مسار التوازن سنوياً وهو ما يعكس استجابة تدريجية للصدمات الاقتصادية.
5.أثبتت اختبارات الانكسار الهيكلي( Chow و Sup-F و Bai–Perron وغيرها )وجود انزياح هيكلي واضح عام 2011، إلا أن هذا الانكسار لم يؤدي إلى انهيار العلاقة طويلة الأجل، وإنما غير مستوى التوازن الذي تتحرك حوله المتغيرات نتيجة التغيرات السياسية والاقتصادية التي صاحبت تلك المرحلة.
6.تشير النتائج إلى أن حجم الإنفاق الحكومي وحده لا يكفي لضمان تحقيق نمو اقتصادي مستدام، إذ يتوقف الأثر التنموي للإنفاق بدرجة كبيرة على تركيبته الداخلية ويرجح أن تعكس المرونة المرتفعة المقدرة هيمنة الإنفاق الجاري، في حين تؤكد الأدبيات الاقتصادية أن الإنفاق الرأسمالي يحقق أثراً أكبر وأكثر استدامة على النمو الحقيقي.
7.أظهرت المقارنة مع الدراسات السابقة توافقاً عاماً في اتجاه العلاقة الموجبة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي، في حين يمكن تفسير الاختلافات المتعلقة بأثر النفط وسرعة تصحيح الخطأ باختلاف فترات الدراسة، وتعريف المتغيرات ومواصفات النماذج القياسية، إضافة إلى عدم مراعاة معظم الدراسات السابقة للانكسارات الهيكلية، وهو ما يمثل إحدى الإضافات العلمية الرئيسة للدراسة الحالية.
8.تتمثل الإضافة العلمية للدراسة في الدمج بين تحليل التكامل المشترك واختبارات الانكسار الهيكلي والمتانة داخل إطار قياسي واحد، الأمر الذي وفر تفسيراً أكثر دقة لاستقرار العلاقة طويلة الأجل وأسباب التباين بين نتائج الدراسات السابقة حول الاقتصاد الليبي.

**التوصيات:**

في ضوء النتائج السابقة توصي الدراسة بما يأتي:
1.إعادة هيكلة الإنفاق الحكومي بما يزيد من نصيب الإنفاق الرأسمالي والاستثماري، خاصة في مشروعات البنية التحتية والقطاعات الإنتاجية لتعظيم أثر الإنفاق العام على النمو الاقتصادي المستدام.
2.تبني قواعد مالية تحوطية وإنشاء أو تفعيل صندوق للاستقرار المالي أو صندوق سيادي يهدف إلى تخفيف أثر تقلبات أسعار النفط على الإنفاق الحكومي والنشاط الاقتصادي.
3.تسريع برامج التنويع الاقتصادي من خلال دعم القطاعات غير النفطية، ولا سيما الصناعة والزراعة والخدمات والاقتصاد المعرفي بهدف تقليل الاعتماد على الإيرادات النفطية.
4.تطوير منظومة إدارة الإيرادات النفطية وربطها بإطار متوسط وطويل الأجل للسياسة المالية بما يحد من التقلبات الدورية في الإنفاق العام ويعزز الاستدامة المالية.
5.أخذ الانكسارات الهيكلية بعين الاعتبار عند إعداد السياسات الاقتصادية والنماذج القياسية المستقبلية، وعدم افتراض ثبات العلاقات الاقتصادية عبر الزمن، خاصة في الاقتصادات المعرضة للصدمات السياسية والأمنية.
6.تعزيز كفاءة الإنفاق العام من خلال رفع جودة اختيار المشروعات الاستثمارية وتحسين نظم المتابعة والتقييم، وربط الإنفاق بمؤشرات الأداء والنتائج الاقتصادية.
7.تشجيع الدراسات المستقبلية على إدراج متغيرات مؤسسية ومالية إضافية مثل جودة الحوكمة، والاستقرار السياسي، وسعر الصرف، والتضخم، والاستثمار الخاص، مع استخدام نماذج غير خطية أو نماذج تسمح بتغير المعلمات عبر الزمن بما يوفر فهماً أكثر شمولاً لديناميكيات النمو الاقتصادي في ليبيا.

## المصادر والمراجع

البشتي، إ. م.، الاشخم، ن. أ.، وحمودة، ع. أ. (2026). دراسة قياسية لأثر الإنفاق الحكومي على الاستقرار النقدي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2024). مجلة دلالات، (16)، 444–450.

بوعلاق، ن.، وآيت يحي، س. (2023). علاقة الإنفاق الحكومي بمعدلي النمو الاقتصادي وأسعار النفط في الجزائر: دراسة قياسية باستخدام نموذج ARDL خلال الفترة (1970–2020). مجلة اقتصاديات الأعمال والتجارة، 8(1)، 317–336.

حريب، س. ع.، وطلوبة، ع. ل. (2026). أثر الإنفاق العام على التوازن الداخلي في الاقتصاد الليبي: دراسة قياسية خلال الفترة (2000–2024). مجلة دراسات الاقتصاد والأعمال، 13(1)، 126–132.

حميدة، ع. ا. ع. (2025). أثر الإيرادات النفطية والإنفاق الحكومي على النمو الاقتصادي في ليبيا: دراسة تحليلية باستخدام نموذج ARDL للفترة (1990–2020). المجلة الليبية للدراسات الأكاديمية المعاصرة، 3(2)، 58–12474/https://ljcas.ly/index.php/licas/article/view .

الشويرف، م. ع.، والبيباص، ن. ط. (2024). قياس العلاقة بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي في ليبيا. مجلة جامعة درنة للعلوم الإنسانية والاجتماعية، 2(4)، 816–824 . https://doi.org/10.58987/dujhss.v2i4.31

الصغير، ع. ع.، والغاير، ف. ع. (2025). أثر تغيرات الإيرادات النفطية على الإنفاق العام في ليبيا: دراسة قياسية باستخدام نموذج ARDL خلال الفترة (2000–2024). مجلة آفاق اقتصادية، 11(2)، 190–208.

مصرف ليبيا المركزي. (1984–2024). النشرات الاقتصادية والإحصائية السنوية (أعداد متفرقة). طرابلس، ليبيا.

منظمة الأقطار المصدرة للنفط (أوبك). (أعداد متفرقة). النشرة الإحصائية السنوية.

منصوري، حاج موسى. (2020). أثر التقلبات غير المتماثلة لأسعار النفط على الإنفاق الحكومي في الجزائر: دراسة قياسية باستخدام نموذج NARDL خلال الفترة (1980–2018). مجلة الاستراتيجية والتنمية، 10(6)، 10–26.

Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica, 61*(4), 821–856.

Auty, R. M. (1993). *Sustaining development in mineral economies: The resource curse thesis*. Routledge.

Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica, 66*(1), 47–78.

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics, 18*(1), 1–22.

Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers, 17*(31), 334–355.

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 37*(2), 149–163. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x

Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica, 28*(3), 591–605.

Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal, 92*(368), 825–848. https://doi.org/10.2307/2232670

Deyshappriya, N. P. R., et al. (2023). Oil price shocks and economic growth in OECD countries: A dynamic panel GMM analysis (2000–2020). *Energy Economics, 118*, 106512. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106512

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association, 74*(366a), 427–431.

El Anshasy, A. A., & Bradley, M. D. (2012). Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries. *Journal of Policy Modeling, 34*(5), 605–620.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica, 50*(4), 987–1007. https://doi.org/10.2307/1912773

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica, 55*(2), 251–276.

Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica, 46*(6), 1293–1301.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica, 37*(3), 424–438.

Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics, 70*(1), 99–126.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy, 91*(2), 228–248.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters, 6*(3), 255–259.

Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature, 46*(4), 871–909. https://doi.org/10.1257/jel.46.4.871
Kilian, L., & Lewis, L. T. (2011). Does the Fed respond to oil price shocks? *The Economic Journal, 121*(555), 1047–1072. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02437.x

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics, 54*(1–3), 159–178.

Maidi, M. E., & Benhamida, M. (2022). The impact of oil price fluctuation on public expenditures in Algeria: An econometric study (1986–2020). *Journal of Economic Integration, 10*(4), 263–274.

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica, 55*(3), 703–708.

Njoudiyimoun, G. M. N., Ngouhouo, I., & Njoupouognigni, M. (2026). The impact of rising oil prices on public expenditure, budget balance, current account balance, inflation, GDP, and oil revenue in Cameroon. *MSI Journal of Multidisciplinary Research, 3*(3), 1–24. https://zenodo.org/records/18874592

Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica, 60*(1), 119–143.

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

Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies, 57*(1), 99–125.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika, 75*(2), 335–346.

Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B, 31*(2), 350–371.

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). *Natural resource abundance and economic growth* (NBER Working Paper No. 5398). National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w5398

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica, 48*(1), 1–48. https://doi.org/10.2307/1912017

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica, 61*(4), 783–820.

van der Ploeg, F. (2010). *Natural resources: Curse or blessing?* (CESifo Working Paper No. 3125). CESifo Group.

Zakaria, N. B., Kazi, M., Mohamed, N., Rahman, R. A., & Azmi, N. A. (2023). The impact of oil price and government expenditure on economic growth in Malaysia. *IPN Journal of Research and Practice in Public Sector Accounting and Management, 13*(1), 17–36. https://doi.org/10.58458/ipnj.v13.01.02.0086

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics, 10*(3), 251–270.