مجلة جامعة فزان العلمية
Fezzan University scientific Journal
journal@fezzanu.edu.ly

تقدير معامل تطور التكنولوجيا (TFP) في قطاع النفط الليبي: تطبيق نموذج Cobb–Douglas للفترة 1990–2023

*ابوبكر عبد القادر أبوعزوم[1]، خالد علي المحجوبي[2]
[1]قسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد والمحاسبة، جامعة فزان
[2]قسم العلاقات الاقتصادية الدولية، الاكاديمية الليبية للدراسات العليا

المخلص
تهدف هذه الدراسة إلى تقدير معامل تطور التكنولوجيا (TFP) في قطاع النفط الليبي خلال الفترة (1990–2023) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، وتحليل الاتجاهات طويلة الأجل وفق نموذج سولو. أظهرت النتائج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج النفطي الحقيقي، ورأس المال، والعمل، حيث بلغ معامل التحديد المعدل($R^2 = 0.906$)؛ مما يعكس كفاءة النموذج في تفسير التغيرات في الناتج. بلغت مرونة العمل (0.97)، وكانت معنوية عند مستوى 1%، في حين بلغت مرونة رأس المال (0.16) وكانت غير معنوية، ما يشير إلى اعتماد النمو على كفاءة العنصر البشري أكثر من التوسع الرأسمالي. كما كان معامل تصحيح الخطأ ($ECM = -0.994$)ذا دلالة قوية، ما يعكس سرعة تصحيح الاختلالات قصيرة الأجل بنسبة تقارب 99% سنويًا. وأظهر تحليل الاتجاهات أن معامل التطور التكنولوجي شهد ارتفاعًا طفيفًا وغير مستقر؛ مما يدل على محدودية مساهمة التقدم التقني في النمو النفطي. وتخلص الدراسة إلى أن النمو في القطاع النفطي الليبي ما زال يعتمد على العوامل المادية والبشرية، وتوصي بضرورة تبني التكنولوجيا الحديثة وتحسين كفاءة رأس المال لتحقيق نمو مستدام.

الكلمات المفتاحية :الإنتاجية الكلية، التقدم التكنولوجي، ARDL، دالةCobb–Douglas ، بقايا سولو.

Estimation of Total Factor Productivity (TFP) Growth in the An Application of the Cobb–Douglas Libyan Oil Sector: Production Model for the Period 1990–2023

*Abubaker Abdulqader Abuazoum[1] and Khaled Ali Al-Mahjoubi [2]
[1]Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Fezzan University
[2]Department of International Economic Relations, Libyan Academy for Graduate Studies

Abstract
This study aims to estimate the Total Factor Productivity (TFP) growth coefficient in the Libyan oil sector during the period 1990–2023, using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and the Solow residual approach. The results show a stable long-run equilibrium relationship between real oil output, capital, and labor, with an adjusted R^2 of 0.906,

*المؤلف الرئيسي: عناوين البريد الإلكتروني Abubaker243@yahoo.con تاريخ استلام البح 28أكتوبر 2025 استلام رد المحكمين22 ديسمبر 2025 تم قبوله 2 يناير 2026 تاريخ النشر 9 يناير 2026

indicating strong model performance. Labor elasticity was 0.97 and statistically significant at the 1% level, while capital elasticity was 0.16 and insignificant, suggesting that growth depends more on human efficiency than on capital expansion. The error correction coefficient (ECM = -0.994) was highly significant, reflecting a fast adjustment speed of about 99% annually toward equilibrium. The TFP trend exhibited a slight and unstable improvement, indicating limited technological progress in the sector. The study concludes that growth in Libya's oil sector remains driven by physical and labor inputs rather than technological advancement and recommends enhancing capital efficiency and adopting modern technologies to achieve sustainable productivity growth.
Keywords: Total factor productivity, Technological Progress, ARDL, Cobb–Douglas, Solow Residual.

المقدمة Introduction

يعد قطاع النفط الركيزة الأساسية للاقتصاد الليبي، ومصدره الرئيس للإيرادات العامة والعملات الأجنبية؛ إذ تعتمد الموازنة العامة والأنشطة الاقتصادية على العائدات النفطية بشكل شبه كامل. ورغم امتلاك ليبيا لاحتياطيات ضخمة وبنية تحتية متميزة، فإن أداء القطاع شهد تقلبات حادة خلال العقود الأخيرة؛ نتيجة الاضطرابات السياسية، وضعف الاستقرار المؤسسي، ما انعكس سلباً على كفاءته التشغيلية واستدامة نموه.

وتبرز أهمية قياس الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) بوصفها مؤشراً جوهرياً للكفاءة التقنية، ومدى تطور التكنولوجيا داخل القطاع؛ فهي تعكس قدرة النظام الإنتاجي على تحقيق زيادة في الناتج دون توسع مقابل في رأس المال أو العمالة، مما يجعلها مقياساً حقيقياً للنمو القائم على التقدم التكنولوجي لا على التوسع الكمي.

تهدف هذه الدراسة إلى تقدير معامل تطور التكنولوجيا (TFP) في قطاع النفط الليبي خلال الفترة (1990–2023)، باستخدام نموذج Cobb–Douglasفي صورته اللوغاريتمية، واشتقاق بقية سولو (Solow Residual)كمؤشر كمي للإنتاجية الكلية. ولتحليل العلاقة الديناميكية بين الناتج وعوامل الإنتاج الأساسية، تم اعتماد منهجية ARDLالتي تسمح بفصل الآثار قصيرة الأجل عن طويلة الأجل، مع تضمين متغيرات خارجية مثل سعر خام برنت ومؤشر الاضطرابات السياسية.

واجهت الدراسة تحديات تتعلق بندرة البيانات الرسمية وتفاوتها الزمني؛ مما استدعى بناء قاعدة بيانات اقتصادية متكاملة من مصادر موثوقة (BP، IMF، (World Bank)، واستخدام منهجية الجرد الدائم (PIM) لتقدير رأس المال الثابت، إضافة إلى تصميم مؤشر محلي لقياس الصدمات السياسية.

تنبع أهمية الدراسة من كونها دراسة تقدم تقديراً زمنياً محدثاً لمعامل التكنولوجيا في قطاع النفط الليبي ضمن إطار قياسي متكامل يجمع بين نموذج الإنتاج الكلاسيكي والتحليل الديناميكي الحديث. وتتمثل إسهاماتها العلمية في توفير تقديرات كمية دقيقة لمصادر النمو وأثر التكنولوجيا، بما يدعم صانعي القرار في توجيه السياسات نحو رفع الكفاءة الإنتاجية بدلاً من الاعتماد على زيادة المدخلات التقليدية.

مشكلة الدراسة Problem

يعد ضعف الكفاءة الإنتاجية والتكنولوجية في قطاع النفط الليبي أحد أبرز مظاهر التراجع الاقتصادي خلال العقود الأخيرة، إذ لم تعد زيادة الإنتاج مرتبطة بارتفاع إنتاجية عوامل الإنتاج بقدر ما أصبحت رهينة لتقلبات السياسة والاستثمار. وتشير المؤشرات الأولية إلى وجود فجوة متزايدة بين نمو الناتج النفطي ومعدل تراكم رأس المال والعمالة، ما يثير تساؤلات حول مدى مساهمة التقدم التكنولوجي في تحفيز النمو الحقيقي للقطاع. كما

أن غياب دراسات كمية حديثة تُقدّر الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) على المدى الطويل في ليبيا جعل من الصعب تحديد مصادر النمو بوضوح، سواء كانت ناتجة عن تحسين الكفاءة أو مجرد توسع في حجم المدخلات. وعليه، تتمحور مشكلة الدراسة في السعي إلى الإجابة عن السؤال الرئيس الآتي:

إلى أي مدى ساهم تطور التكنولوجيا والإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في تفسير النمو في الناتج النفطي الليبي خلال الفترة (1990–2023)؟

ويتفرع عن هذا التساؤل مجموعة من الأسئلة الفرعية، منها:

1. ما طبيعة العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين الناتج النفطي وعوامل الإنتاج (العمالة ورأس المال)؟
2. ما أثر الاضطرابات السياسية وسعر النفط العالمي على مستوى الكفاءة الإنتاجية؟
3. كيف تطورت مؤشرات الإنتاجية الكلية (TFP) عبر الزمن، وما مدى استقرارها الهيكلي؟

أهداف الدراسة Objectives

تهدف هذه الدراسة إلى تقديم تحليل تطبيقي معمّق للإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في قطاع النفط الليبي، عن طريق تحقيق الأهداف التفصيلية الآتية:

1. تقدير نموذج دالة الإنتاج Cobb–Douglas لتحديد مرونات رأس المال والعمالة في الناتج النفطي الليبي.
2. اشتقاق معامل تطور التكنولوجيا (TFP) باستخدام منهجية Solow residual لقياس الكفاءة التقنية الكلية.
3. تحليل العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين الناتج وعوامل الإنتاج عبر نموذج ARDL، وتقدير معامل التصحيح الذاتي (ECM).
4. تحليل الاتجاهات الزمنية للإنتاجية الكلية (TFP) للفترة (1990–2023)، وربطها بالأحداث الاقتصادية والسياسية المؤثرة.

فرضيات الدراسة Hypotheses

استنادًا إلى الإطار النظري والنماذج الاقتصادية السابقة، تقوم الدراسة على الفرضيات الآتية التي سيتم اختبارها إحصائيًا:

1. الفرضية الأولى: توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج النفطي وعوامل الإنتاج (رأس المال والعمالة) في قطاع النفط الليبي.
2. الفرضية الثانية: للعمالة تأثير أكبر من رأس المال في تحديد الناتج النفطي على المدى الطويل.
3. الفرضية الثالثة :تسهم التكنولوجيا (TFP) بشكل موجب ومعنوي في نمو الناتج النفطي.
4. الفرضية الرابعة: تؤثر الاضطرابات السياسية سلبًا على الكفاءة الإنتاجية والإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج.

حدود الدراسة Limitations

- الحدود الزمنية: تمتد فترة الدراسة من عام 1990إلى عام 2023، وهي مدة تمثل مراحل مختلفة من النشاط النفطي في ليبيا تشمل فترات الاستقرار والاضطرابات السياسية.
- الحدود المكانية: تقتصر الدراسة على قطاع النفط الليبي دون غيره من القطاعات الاقتصادية، لكونه يشكل المصدر الرئيس للناتج المحلي والإيرادات العامة.

- الحدود الموضوعية: تركز الدراسة على تقدير معامل تطور التكنولوجيا (TFP) ، وتحليل الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في القطاع النفطي باستخدام نموذج Cobb–Douglas، ومنهجية ARDL لقياس العلاقات قصيرة وطويلة الأجل بين الناتج، رأس المال، والعمالة.

أهمية الدراسةSignificance

تنبع أهمية هذه الدراسة من سعيها إلى تقدير وتحليل الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) في قطاع النفط الليبي خلال فترة زمنية تمتد لأكثر من ثلاثة عقود، وهو موضوع لم يحظَ باهتمام كافٍ في البحوث التطبيقية السابقة حول الاقتصاد الليبي. ورغم تعدد الدراسات التي تناولت النمو النفطي أو العوامل التقليدية للإنتاج، إلا أن القليل منها ركز على قياس أثر التطور التكنولوجي والكفاءة التشغيلية في تفسير التغير في الناتج.

لذلك، تقدم هذه الدراسة إضافة علمية نوعية من خلال تطبيق نموذج Cobb–Douglasومنهجية ARDL لاشتقاق معامل التكنولوجيا، وتحليل مساهمته الفعلية في أداء القطاع، بما يساهم في دعم صانعي القرار بمؤشرات كمية دقيقة لتطوير السياسات الإنتاجية والتقنية.

الدراسات السابقة Literature Review

تشكل الدراسات السابقة الأساس النظري والتطبيقي لأي بحث علمي. وقد تم تقسيم مراجعة الأدبيات المتعلقة بهذه الدراسة إلى محورين رئيسيين: الدراسات الدولية والإقليمية، والدراسات المختصة بليبيا، وذلك لتحديد موقع هذه الدراسة من الخريطة البحثية القائمة واستخلاص الفجوة التي تسعى لسدها.

ركز عدد من الدراسات الدولية على تحليل الإنتاجية والكفاءة في قطاع النفط باستخدام منهجيات كمية متقدمة. ففي دراسة رائدة، وجد Kerstens & Managi (2012)أن نمو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) في الصناعة النفطية يختلف بين الدول تبعاً للعوامل المؤسسية والتكنولوجية، مؤكدين أن تحسين الحوكمة والابتكار يمثلان المحركين الرئيسيين لرفع الإنتاجية.

أما Elmessiri & Belhaj (2022) فقد ركزا على أثر عدم الاستقرار السياسي في كفاءة قطاع النفط في شمال إفريقيا، وخلصا إلى وجود علاقة عكسية قوية بين الاضطرابات السياسية ومستوى الكفاءة الفنية، مما يعني أن التوترات السياسية تضعف الأداء الإنتاجي، وتزيد من الهدر في الموارد. كما أظهرت دراسة Mohn & Misund (2009)وجود علاقة طردية بين تحسن أسعار النفط والاستثمار الرأسمالي في الصناعة النفطية، غير أن حالة عدم اليقين تقلل من مرونة الاستثمار تجاه هذه التقلبات.

ومن الناحية النظرية، أسست دراسة Solow (1957) لمفهوم "بقية سولو" كمؤشر لقياس التغير التكنولوجي والإنتاجية الكلية، في حين قدم Hulten (2001) مراجعة شاملة لتطور مفهوم TFP وأساليب قياسه ومشكلاته المنهجية.

في السياق نفسه، ساهمت دراسات منهجية وتطبيقية حديثة في توسيع الفهم حول ديناميكية الإنتاجية والتكنولوجيا. فقد أوضح Heshmati & Rashidghalam (2016) أن قياس TFP استناداً إلى مؤشرات تكنولوجية مرصودة يمنح تقديرات أكثر واقعية مقارنة بالمؤشرات الكلية، وأكدت دراستهما أن المؤسسات والبنية المالية تؤثر بعمق في إنتاجية القطاعات الاقتصادية. كما قدمت Rybak (2019) تطبيقاً عملياً لدالة Cobb–Douglas في قطاع الفحم البولندي، حيث أظهرت النتائج أن مرونة رأس المال (0.29) أعلى من مرونة العمل (0.56)، وأن الاستثمار في المعدات والتكنولوجيا يرفع الكفاءة الإنتاجية رغم تقلبات السوق.

وفي دراسة مقارنة بين اليابان وبنغلاديش، أظهر Md. Ahad (2023) أن الفروق في مرونات رأس المال والعمل بين الاقتصادين تعكس اختلاف مستويات الابتكار والتعليم، ما يؤكد الدور الحاسم للعامل التكنولوجي في تباين الإنتاجية.

أما Chavez & Fonseca (2013)فقد استخدما نموذج الكفاءة العشوائية (SFA) لتحليل الفجوة في إنتاجية العمل بين ولايات المكسيك، وتبين أن التباين في الكفاءة يرتبط بمستوى التطور التكنولوجي. وفي سياق مقارب لقطاع النفط، قدر Maxwell Awoingo (2018) دالة إنتاج النفط النيجيري باستخدام نموذج Cobb–Douglas، ووجد أن مرونة العمل بلغت 0.466، بينما كانت مرونة رأس المال منخفضة وسالبة (0.057−)، مما يعكس عوائد متناقصة للحجم.($\Sigma\beta = 0.408$)

تكتسب هذه النتائج أهمية كبيرة لبحثك لأنها توضح أن ضعف مرونة رأس المال في القطاعات الريعية لا يعني قصور النموذج بقدر ما يعكس ضعف الاستثمار في التكنولوجيا وضعف الكفاءة المؤسسية.

من جانب آخر، تتوزع الدراسات المتعلقة بالقطاع النفطي الليبي بين بحوث تحليلية وصفية وأخرى قياسية كمية. فقد تناولت Arouri et al. (2014)الآثار الاقتصادية الكلية للنزاع في ليبيا، وأشارت إلى أن إنتاج النفط والإيرادات انخفضا بشكل حاد خلال فترات الصراع، مما أثر سلباً في النمو والمالية العامة، لكنها لم تتطرق إلى قياس الكفاءة الإنتاجية مباشرة.

وفي المقابل، مثلت دراسة Abubaker & Alhaddad (2022)محاولة لتقدير دالة إنتاج تقليدية للقطاع النفطي، وأظهرت مرونة إيجابية لكل من رأس المال والعمل، إلا أنها لم تتوسع في تحليل ديناميكيات الإنتاجية أو أثر الصدمات الهيكلية.

بينما استخدم Bader & Maghrory (2018) منهجية تحليل مغلف البيانات (DEA) لقياس الكفاءة الفنية، وخلصا إلى وجود تباين بين مرافق القطاع تبعاً لعوامل الإدارة والتشغيل. كما ركزت دراسات مثل البوصيري (2018)على الجوانب النظرية لأداء القطاع، مشيرة إلى تدني الإنتاجية مقارنة بالإمكانات المتاحة، فيما قدم بوشيبة والدرسي (2021) تقديراً أولياً لدالة الإنتاج أظهر أن تراكم رأس المال هو المحرك الرئيس للنمو، دون تناول تفصيلي لدور التكنولوجيا والإنتاجية الكلية.

تختتم مراجعة الأدبيات السابقة بالإشارة إلى أن معظم الدراسات، سواء الدولية أو المحلية، لم تقدم بعد تحليلاً تطبيقياً شاملاً يجمع بين تقدير دالة الإنتاج واشتقاق الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP)، وتحليل محدداتها في إطار قياسي ديناميكي طويل الأمد، الأمر الذي يجعل هذه الدراسة مساهمة نوعية تسعى إلى سد الفجوات المنهجية والتحليلية والبيانية من خلال تطبيق نموذج ARDL على بيانات قطاع النفط الليبي خلال الفترة 1990–2023 للكشف عن الدور الحقيقي للتكنولوجيا في دفع الكفاءة والإنتاجية.

المنهجية Methodology

أولا: الإطار النظري للنموذج:

يعتبر نموذج كوب–داقلاس لوظيفة الإنتاج من أكثر النماذج استخداماً في التحليل الاقتصادي الكلاسيكي والحديث لقياس إنتاجية عناصر الإنتاج الأساسية. يفترض النموذج وجود علاقة مضاعفة (غير خطية) بين المدخلات (رأس المال والعمل) والمخرجات، مع وجود مرونة ثابتة للإنتاج.

نظراً لطبيعة التكنولوجيا كمُحسِّن عام (General Purpose Technology) يعمل على تعظيم العائد من عناصر الإنتاج التقليدية، فإن الدالة الأساسية يمكن تعزيزها (Augmenting) بإدخال عامل التكنولوجيا كمتغير مستقل. وبالتالي، فإن الصيغة الأساسية للنموذج المُعزز المستخدم في هذه الدراسة هي:

دالة الإنتاج:(Cobb–Douglas — Log–Linear)

نفترض دالة الإنتاج التالية للقطاع النفطي:

$$Y_t = A\,K_t^{\alpha} L_t^{\beta}$$

بأخذ اللوغاريتم الطبيعي نحصل على المعادلة الخطية التالية للتحليل والتقدير:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t$$

حيث يمثل Yt: الناتج النفطي الحقيقي، Kt مخزون رأس المال الفعّال في القطاع محسوب عبر طريقة الجرد الدائمPIM . Lt العمالة الفعالة. At عامل التكنولوجيا (TFP) المراد اشتقاقه.

باقي سولو Solow residual(مؤشر TFP)

بعد تقدير α^,β^ عبر OLS (أو طرق زمنية مناسبة)، نحسب:

$$\ln TFP_t = ln\,A_t = ln Y_t - \hat{\alpha} * ln\,K_t - \hat{\beta} * \ln L_t$$

ومن ثم $TFP_t = e^{\ln \hat{A}_t}$ يقيس نمو TFP سنوياً. بـ $\ln \Delta \hat{A}_t$

حساب رأس المال K عبر طريقة الجرد المستمر Perpetual Inventory Method (PIM)

معادلة:PIM

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$$

ثانيا: بيانات الدراسة ومصادرها

لتقدير دالة الإنتاج واشتقاق الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) لقطاع النفط الليبي للفترة (1990–2023)، تم بناء سلسلة زمنية سنوية للمتغيرات الأساسية: الناتج(Y) ، رأس المال(K) ، والعمالة .(L) واجهت الدراسة تحديًا رئيسيًا يتمثل في ندرة البيانات الرسمية المنشورة والمتسقة لفترة الدراسة بأكملها. لذلك، اعتمد بناء السلسلة على استراتيجية متعددة المصادر والطبقات لضمان أقصى قدر ممكن من الدقة والاتساق، مع الإفصاح الكامل عن الافتراضات والطرق التقديرية.

1. متغير الناتج:(Y)

- اعتمد المتغير التابع في النموذج، الناتج، على كمية الإنتاج النفطي اليومية بوحدة ألف برميل/يوم . يعد هذا المتغير الأكثر موثوقية واتساقًا في الأدبيات النفطية، حيث يتم قياسه مادياً ولا يتأثر بتقلبات الأسعار أو أسعار الصرف.
- المصدر الأساسي :تم استخلاص البيانات للفترة (1990–2023) من تقرير BP الإحصائي للطاقة العالمية (BP Statistical Review of World Energy)بكافة إصداراته السنوية. يُعتبر هذا المصدر معيارًا عالميًا في بحوث الطاقة والاقتصاد، حيث يجمع بيانات موحدة من جهات رسمية.

2. متغير رأس المال – (K) البيانات الأولية والتحويل:

أ– في غياب بيانات مباشرة ومنشورة عن مخزون رأس المال أو حتى الاستثمار الرأسمالي (CAPEX) المخصص لقطاع النفط الليبي، تم استخدام إجمالي الإيرادات النفطية بالدولار الأمريكي كبديل (Proxy) لتدفق الاستثمار أو للقدرة الاستثمارية للقطاع. هذا الافتراض منهجي ويستند إلى أن الإيرادات هي المحرك الأساسي لإمكانيات الاستثمار والتحديث في القطاع النفطي الموجَّه للتصدير.

ب- مصادر البيانات الاسمية (الأسعار الجارية) :تم تجميع بيانات الإيرادات النفطية بالدولار الأمريكي من تقارير صندوق النقد الدولي(IMF) ، خاصة سلسلة "Country Reports" و "Statistical Appendices" الخاصة بليبيا، بالإضافة إلى قاعدة بيانات البنك الدولي لمؤشرات التنمية العالمية (World Development Indicators). للسنوات التي لم تكن فيها البيانات المباشرة متاحة، تم استقراء الإيرادات بناءً على حاصل ضرب الإنتاج اليومي في سعر برنت السنوي، مع معاملات تصحيح مستمدة من البيانات المبلغ عنها في المصادر الرسمية.

ت- تحويل البيانات (التحويل إلى أسعار ثابتة) :لتحييد تأثير التضخم وإجراء مقارنات حقيقية عبر الزمن، تم تحويل بيانات الإيرادات النفطية من "أسعار جارية" إلى "أسعار ثابتة" باستخدام سنة أساس 2010. تم اختيار سنة 2010 لأنها تمثل فترة استقرار نسبي مباشرة قبل الاضطرابات الكبرى التي بدأت في 2011.

- أداة التحويل :استخدم معَدّ أسعار الاستهلاك للولايات المتحدة – U.S. Consumer Price Index) (CPIكمُنَغِّط عام. هذا الإجراء قياسي في التحليلات الاقتصادية الدولية عند التعامل مع بيانات مقومة بالدولار.
- المصدر :بيانات U.S. CPI السنوية (المؤشر FP.CPI.TOTL) من البنك الدولي.
- الصيغة الحسابية: $$K_{real,t} = \frac{K_{nominal,t}}{CPI_{U.S.,t}} \times CPI_{U.S.,2010}$$

حيث $K_{real,t}$ هي الإيرادات النفطية الحقيقية (بالأسعار الثابتة 2010) في السنة t .

3. متغير العمالة:(L)

- يمثل الحصول على بيانات دقيقة عن العمالة في قطاع النفط التحدي الأكبر. لا توجد سلسلة زمنية رسمية منشورة من قبل الجهات الليبية (مثل مصلحة الإحصاء أو المؤسسة الوطنية للنفط) تغطي الفترة بأكملها.
- منهجية التقدير :لسد هذه الفجوة، تم بناء سلسلة تقديرية للعمالة بناءً على المنطق الاقتصادي والأحداث التاريخية.
- فترة الاستقرار(2010–1990) : افترض وجود اتجاه تصاعدي تدريجي ومستقر في عدد العاملين، مع الأخذ في الاعتبار النمو الطبيعي للقوى العاملة، وزيادة أنشطة القطاع في فترات الازدهار.
- فترة الاضطراب(2023–2011) : تم تعديل التقديرات بشكل حاد لتعكس تأثير الأحداث. ففي سنوات التعطيل الكبير (مثل 2011، 2014–2016، 2020)، تم افتراض انخفاض كبير في العمالة بسبب إخلاء المواقع، تسريح العمال، أو تعطل الأنشطة. ثم تم افتراض تعافٍ تدريجي مع عودة الإنتاج.

4. المتغيرات التفسيرية الإضافية:

أ- سعر النفط(Brent) : تم استخدام سعر خام برنت السنوي (بالدولار/البرميل) كمتغير يمثل الظروف السوقية العالمية. المصدر: BP Statistical Review .

ب- مؤشر التعطيل السياسي: لقياس أثر البيئة السياسية والأمنية على كفاءة القطاع، تم بناء مؤشر استقلالي كمي يتراوح بين (1) للاستقرار التام و(10) للتعطيل الشامل. استند بناء هذا المؤشر إلى تحليل نوعي للأحداث التاريخية الكبرى (العقوبات الدولية، الثورة، الحروب الأهلية، احتلال الموانئ) كما وردت في التقارير الدولية صندوق النقد الدولي، (EIA) والتغطية الإخبارية الموثوقة (مثل رويترز).

5. تحويل البيانات إلى أسعار ثابتة (تصحيح البيانات)

لضمان إجراء مقارنات ذات مغزى عبر الزمن وعزل التأثير الحقيقي للنمو عن التضخم، تم تحويل جميع القيم النقدية الاسمية (الإيرادات النفطية) من "أسعار جارية" (Current Prices) إلى "أسعار ثابتة" (Constant Prices). تم اختيار سنة 2010 كسنة أساس (Base Year) نظرًا لتمثيلها لفترة من الاستقرار النسبي في الاقتصاد الليبي قبل بداية مرحلة الاضطرابات السياسية اللاحقة.

لتحقيق ذلك، تم اتباع الإجراء القياسي التالي:

أ- أداة التصحيح (Deflator): تم استخدام مُعَدِّ أسعار الاستهلاك للولايات المتحدة الأمريكية (U.S. Consumer Price Index – CPI) كمُنَغِّط عام. يعد هذا الإجراء منهجياً مقبولاً

ب- على نطاق واسع في الأدبيات الاقتصادية عند التعامل مع بيانات مالية مقومة بالدولار الأمريكي، وذلك لموثوقية واتساق هذه السلسلة وقابليتها للمقارنة دولياً.

ت- مصدر بيانات: تم الحصول على البيانات السنوية لمؤشر U.S. CPI من قاعدة بيانات البنك الدولي لمؤشرات التنمية العالمية (World Bank's World Development Indicators)، تحت رمز المؤشر (FP.CPI.TOTL).

ث- الصيغة الحسابية للتحويل: تم تطبيق الصيغة القياسية لتصحيح البيانات لحساب القيم الحقيقية لكل سنة (t) على النحو التالي:

القيمة الثابتة(t)= (القيمة الجارية / $U.S.\ CPI_t$) * $U.S.\ CPT_{2010}$

حيث:

- القيمة الثابتةtالقيمة الثابتة*t:* قيمة المتغير النقدي بالأسعار الثابتة لعام 2010 في السنة.(t)
- القيمة الجاريةtالقيمة الجارية*t*: هي قيمة المتغير النقدي بالأسعار الجارية (الاسمية) في السنة.(t)
- U.S. CPIt: هو قيمة مؤشر أسعار الاستهلاك للولايات المتحدة الأمريكية في السنة.(t)
- $U.S.\ CPI_{2010}$: هو قيمة المؤشر في سنة الأساس.(2010)

هكذا وبموجب هذه العملية، تم اشتقاق سلسلة بيانات للإيرادات النفطية معبراً عنها بقوة شرائية ثابتة تعادل قوة شراء الدولار الأمريكي في عام 2010، مما يسمح بتحليل دقيق للنمو الحقيقي في القطاع بعيداً عن ضجيج التضخم العالمي.

6. منهجية بناء سلسلة رأس المالK_t

بعد الحصول على سلسلة البيانات الأولية، تم الانتقال إلى بناء متغير مخزون رأس المال(K) ، وهو المدخل الرأسمالي في دالة الإنتاج. لتحقيق ذلك، تم تطبيق طريقة الجرد الدائم (Perpetual Inventory Method – PIM)، وهي المنهجية القياسية في الأدبيات الاقتصادية لبناء سلاسل رأس المال في غياب البيانات المباشرة.

- الأساس النظري والنموذج الرياضي:

تفترض PIM أن مخزون رأس المال في نهاية الفترة (t) يساوي المخزون في الفترة السابقة (t−1)، مضافًا إليه الاستثمار الجديد خلال الفترة(t) ، مطروحًا منه معدل الاهلاك (الاستهلاك) الذي لحق بالمخزون خلال نفس الفترة. الصيغة الأساسية هي:

$$K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$$

حيث:

- K_t: مخزون رأس المال في نهاية السنة t (بالقيمة الحقيقية).

- I_t: الاستثمار الرأسمالي (التكوين الرأسمالي الإجمالي) خلال السنة t(بالقيمة الحقيقية).
- δ: معدل الاهلاك (استهلاك) رأس المال، ويمثل النسبة المئوية لمخزون رأس المال التي تستهلك خلال العام.

- التطبيق العملي والافتراضات:

نظرًا لأن بيانات الاستثمار الرأسمالي المخصصة فقط لقطاع النفط (CAPEX) غير منشورة، تم استخدام سلسلة الإيرادات النفطية الحقيقية (بالأسعار الثابتة 2010) التي تم إعدادها سابقًا كبديل (Proxy) لسلسلة الاستثمار (I_t). هذا الافتراض يستند إلى العلاقة الطردية القوية بين الإيرادات والاستثمار في القطاعات الاستخراجية، حيث تمول الإيرادات الجديدة غالبية الاستثمارات.

لحساب Kt، يجب تحديد معلمتين أساسيتين:

أ- مخزون رأس المال الابتدائي :(K_0) تم تقدير قيمة مخزون رأس المال الابتدائي لعام 1990 باستخدام طريقة مقبولة في الأدبيات، وهي قسمة الاستثمار في سنة البداية (الإيرادات في 1990) على مجموع معدل الاهلاك ومعدل النمو المتوسط للاستثمار خلال فترة ما قبل الدراسة.

$$K_0 = \frac{I_0}{(\delta + g)}$$

حيث gهو متوسط النمو السنوي لـ (I_t) للفترة (1990–2000).

تم افتراض معدّل إهلاك (δ) سنوي قيمته 7.5%لرأس المال في قطاع النفط. ويستند هذا الافتراض إلى دراسات سابقة أجرتها هيئات الطاقة الدولية مثل IEA، EIA. ويعكس هذا المُعدّل الطبيعة الخاصة لرأس المال في هذا القطاع، والذي يشمل منصات الحفر وخطوط الأنابيب والمرافق، حيث يتعرض للظروف القاسية والتقادم التكنولوجي، مما يؤدي إلى إهلاك متوسط إلى مرتفع. ومن المهم الإشارة إلى أننا سنقوم لاحقًا باختبار مدى تأثر نتائج الدراسة بهذا الافتراض، من خلال تجربة مُعدّلات إهلاك مختلفة (مثل 5% أو 10%)، وذلك لضمان متانة النتائج وموثوقيتها.

وبالتطبيق العملي تم حساب K_0 على النحو التالي:

$$K_0 = \frac{8951}{(0.075 + 0.059)} \approx \frac{8951}{0.134} \approx 66,799$$ (مليون دولار بأسعار 2010)

الجدول التالي يبين القيم المحسوبة لمخزون رأس المال (K_t) بناءً على المنهجية المذكورة أعلاه. تم الحساب بشكل تكراري من 1990 إلى 2023.

الجدول (1) سلسلة مخزون رأس المال

السنة	الإيرادات النفطية - (It)أسعار 2010	مخزون رأس المال - (Kt)أسعار 2010	السنة	الإيرادات النفطية - (It)أسعار 2010	مخزون رأس المال - (Kt)أسعار 2010
1990	8,951	66,799	2007	27,389	96,659
1991	8,443	68,625	2008	32,975	105,936
1992	7,554	68,832	2009	20,122	98,617
1993	6,973	68,343	2010	21,500	96,820

السنة	الإيرادات النفطية (It) - أسعار 2010	مخزون رأس المال (Kt) - أسعار 2010	السنة	الإيرادات النفطية (It) - أسعار 2010	مخزون رأس المال (Kt) - أسعار 2010
1994	6,524	67,443	2011	4,886	84,288
1995	7,156	68,318	2012	13,974	81,841
1996	7,779	69,574	2013	9,706	75,821
1997	7,939	70,370	2014	4,533	64,794
1998	6,221	68,464	2015	2,907	53,145
1999	8,498	70,028	2016	2,052	41,437
2000	13,990	75,966	2017	5,980	39,313
2001	11,343	76,039	2018	14,189	40,131
2002	11,459	76,095	2019	12,261	39,382
2003	14,264	79,052	2020	3,956	33,616
2004	17,947	84,245	2021	18,231	39,592
2005	23,069	93,995	2022	19,144	45,984
2006	25,328	104,519	2023	15,926	48,706

المصدر: من اعداد الباحثان، استنادا على بيانات الجدول (1)

ثالثا: التحليل الأولي لسلسلة رأس المال والاستنتاجات المنهجية

1. الاتجاه العام والاستجابة للأحداث :تظهر السلسلة اتساقًا داخليًا مع السرد التاريخي لليبيا.

- فترة الاستقرار (1990–2010): يلاحظ اتجاه عام تصاعدي في مخزون رأس المال، رغم تباطؤ النمو أثناء فترة العقوبات الدولية (أوائل التسعينيات). بلغ المخزون ذروته الأولية في عام 2008 (حوالي 106 مليار دولار) متأثرًا بارتفاع الإيرادات، ثم تراجع قليلاً بسبب الأزمة المالية العالمية في 2009.
- فترة الاضطراب (2011–2023): مع صدمة عام 2011، انخفض المخزون بشكل حاد ومطرد حتى عام 2017، حيث فقد القطاع أكثر من 60% من قيمة مخزونه الرأسمالي بسبب التعطيل وعدم الاستثمار الاهلاك. بدأ التعافي التدريجي وغير المستقر بعد عام 2017، لكن المخزون في عام 2023 لا يزال أقل بحوالي 54% من ذروته عام 2008؛ مما يعكس الآثار المتراكمة والطويلة الأمد للاضطرابات على قاعدة رأس المال الفعّال في القطاع.

2. مناقشة الافتراضات والحساسية:

i. افتراض الإيرادات كبديل للاستثمار: بينما يعتبر هذا افتراضًا قويًا، فهو مبرر في سياق اقتصاد الريعة حيث تكون الإيرادات هي المحدد الرئيسي للاستثمار. ومع ذلك، قد يؤدي هذا إلى مبالغة في تقدير استقرار الاستثمار، حيث أن الحكومات قد توجه جزءًا من الإيرادات لأغراض غير استثمارية، خاصة في فترات الاضطراب. لذلك، يمكن اعتبار سلسلة رأس المال هذه تمثل الحد الأعلى للمخزون الرأسمالي المحتمل.

ii. معدل الاهلاك(δ) : الافتراض بـ 7.5% سيتم اختبار حساسية النتائج تجاهه لاحقًا. من المتوقع أن يؤدي استخدام معدل أعلى (مثلاً 10%) إلى تسريع انخفاض المخزون خلال فترات التعطيل، بينما يؤدي استخدام معدل أقل (مثلاً 5%) إلى جعل السلسلة أقل حساسية للصدمات.

iii. مخزون رأس المال الابتدائي(K_0) : طريقة الحساب المستخدمة معيارية، ولكن القيمة المطلقة لـ K_0 تؤثر على المستوى المطلق لسلسلة K طوال الفترة. ومع ذلك، نظرًا لأن نموذج دالة الإنتاج الذي سنقدره لاحقًا (في شكل لوغاريتمي) يحلل primarily variations النمو والتقلبات النسبية، فإن تأثير المستوى المطلق لـ K_0 على تقديرات مرونات الإنتاج واتجاه TFP يكون محدودًا.

الخلاصة :لقد تم بنجاح بناء سلسلة زمنية شاملة ومتسقة لمخزون رأس المال (K) لقطاع النفط الليبي للفترة 1990–2023، باستخدام منهجية قوية وشفافة. هذه السلسلة، إلى جانب سلسلتي الناتج (Y) والعمالة(L) ، تشكل الأساس التجريبي المتين للمرحلة التالية من البحث :تقدير دالة الإنتاج واشتقاق الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج.(TFP)

رابعا: خطوات تقدير دالة الإنتاج

1- اختبار استقرار السلاسل الزمنية(ADF Test)

قبل الشروع في تقدير نموذج العلاقة بين الناتج النفطي وعوامل الإنتاج، من الضروري التحقق من خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة، للتأكد من كونها مستقرة (Stationary) أو تحتوي على جذر وحدة .(Unit Root). يعد اختبار كي–فولر الموسع (Augmented Dickey–Fuller, ADF) من أكثر الاختبارات شيوعاً في التحليل القياسي الحديث للتحقق من الاستقرارية، حيث يعتمد على فحص ما إذا كانت قيم السلسلة الزمنية تعود إلى متوسطها وتتقلب حوله بمرور الوقت، أم أنها تتبع مساراً عشوائياً متراكماً يؤدي إلى نتائج غير مستقرة عند التقدير. وقد تم إجراء هذا الاختبار باستخدام برنامج EViews12، وكانت النتائج على النحو التالي

الجدول (2) نتائج اختبارات الاستقرارية

المتغيرات	عند المستوى I(0)		الفرق الأول I(1)	
	Constant	Trend& Constant	Constant	Trend& Constant
Y (الناتج النفطي)	0.0525	0.0491	0.0000	0.0000
K (رأس المال)	0.6950	0.8383	0.0053	0.0217
L (العمالة)	0.1128	0.2333	0.0000	0.0000
LY (ln Y)	0.0226	0.0179	--	--
LK (ln K)	0.7409	0.8092	0.0165	0.0484
LL (ln L)	0.0652	0.1178	0.0000	0.0000
DISRUPT (مؤشر التعطيل السياسي)	0.3234	0.5042	0.0001	0.0000
BRENT (سعر النفط العالمي)	0.5467	0.4548	0.0001	0.0012

المصدر: اعداد الباحثان باستخدام برنامج EViews12

بناءً على خصائص البيانات ونتائج اختبارات الاستقرارية، تم اعتماد نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) كإطار قياسي رئيسي للأسباب التالية:

أ- معالجة عدم الاستقرار :النموذج فعال مع البيانات غير المستقرة من الدرجة الأولى(1)I ، وهو ما أثبتته نتائج اختبارات جذر الوحدة.

ب- الكفاءة مع العينات الصغيرة :يناسب حجم العينة المحدود (n=34) بشكل أفضل من نماذج التكامل المشترك التقليدية (مثل جوهانسن).

ت- المرونة :يسمح بوجود مزيج من المتغيرات المستقرة (0)I وغير المستقرة (1)I في نفس النموذج.

ث- تحليل مزدوج :يمكن من خلاله تقدير كل من العلاقة طويلة الأجل (Long-Run)والعلاقة قصيرة الأجل (Short-Run)وديناميكية التعديل نحو التوازن في إطار واحد.

2- التحليل الوصفي للمتغيرات

كشف التحليل الإحصائي الوصفي للمتغيرات الأساسية للفترة (1990-2023) عن طبيعة ديناميكية وغير مستقرة لقطاع النفط الليبي، وكما هو موضح في الجدول (1) في الملاحق. حيث أظهر الناتج النفطي (Y)أعلى مستويات التقلب، كما يتضح من ارتفاع معامل الانحراف المعياري مقارنة بمتوسطه الحسابي، مما يعكس تأثير الصدمات السياسية والأمنية المتلاحقة على مستوى الإنتاج. وقد أكد انحراف توزيع هذا المتغير نحو القيم المنخفضة (الالتواء السلبي) على أن فترات التعطيل والانكماش كانت أكثر تأثيراً وإيضاحاً في السجل الزمني من فترات الازدهار.

أما بالنسبة لمخزون رأس المال(K) ، فقد أظهر استقراراً نسبياً في التوزيع، حيث تقاربت قيمتي الوسط والوسيط، كما اتبع توزيعه الطبيعي نمط التوزيع الطبيعي، مما يشير إلى أن قاعدة رأس المال كانت أقل تأثراً بالمفاجآت قصيرة الأجل مقارنة بالناتج، وإن كانت قد تراجعت بشكل تراكمي خلال فترات التعطيل الطويلة.

وفيما يتعلق بمتغير العمالة(L) ، فقد سجل أدنى مستوى للتشتت بين المتغيرات محل الدراسة، مما يشير إلى صلابة نسبية في مستويات التوظيف داخل القطاع. ومع ذلك، فإن الانحراف السلبي في توزيعها يؤكد وجود فترات استثنائية تم فيها تسريح العمال أو تعطيل المواقع.

عليه، نستنتج من تلك النتائج أنه لا توجد مشاكل إحصائية جوهرية تمنع الانتقال إلى مرحلة النمذجة القياسية، لكن النتائج تشير جماعاً إلى وجود عدم استقرار واضح في السلاسل الزمنية، مما يستدعي استخدام منهجيات قياسية متقدمة للسلاسل الزمنية (مثل نماذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ) تكون قادرة على التعامل مع مثل هذه الخصائص الديناميكية والتعقيدات الهيكلية في بيانات الاقتصاد الليبي.

3- شكل النموذج الذي سيتم تقديره (ARDL)

$$\Delta lnY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi \Delta lnY_t + \sum_{i=0}^{q1} \beta_{i1} \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \beta_3 \Delta BRENT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_3 \Delta DISRUPT_{t-i} + \theta_1 \ln Y_{t-1} + \theta_2 \ln K_{t-1} + \theta_3 \ln L_{t-1} + \theta_4 \ln BRENT_{t-1} + \theta_5 \ln DISERUPT_{t-1} + \gamma Dummy\ 2011 + \varepsilon_t$$

حيث:

- الجزء Δ: يمثل العلاقة قصيرة الأجل.
- المستويات X_{t-1}: تمثل معاملات العلاقة طويلة الأجل.
- Dummy2011: متغير شكلي يأخذ القيمة (1) للفترة 2011–2023 و القي(0) لما قبلها، لالتقاط الأثر الهيكلي لمرحلة ما بعد الثورة.

مبررات إدراج المتغيرات

- *BRENT:* لاحتساب تأثير الظروف السوقية العالمية على الإنتاج والقرارات الاستثمارية.
- DISRUP: لقياس الأثر الكمي المباشر للاضطرابات السياسية والأمنية على كفاءة القطاع.
- *Dummy*2011: لالتقاط التحول الهيكلي الدائم في أداء القطاع نتيجة التغيرات الجيوسياسية والمؤسسية.

4- تقدير النموذج وتفسير النتائج

تم تقدير نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) لدالة الإنتاج اللوغاريتمية لقطاع النفط الليبي للفترة 1992–2023. وأوضح معيار أكايك للمعلومات (AIC) أن النموذج الأمثل يتمثل في هيكل الإبطاءات ARDL (1, 1, 1, 0, 0, 0)؛ مما يشير إلى وجود ديناميكيات زمنية متفاوتة بين المتغيرات، حيث يستجيب الناتج لإبطاءاته الذاتية وإبطاءات متغيرات السوق والاستقرار السياسي بشكل أكثر تعقيداً من استجابته لعوامل الإنتاج المباشرة.

تشير نتائج التقدير الواردة في الجدول (4) إلى أن النموذج ككل يتمتع بجودة تفسيرية عالية، حيث بلغت قيمة معامل التحديد المعدل0.906 (Adjusted R-squared) ، كما أن النموذج ذو دلالة إحصائية عالية عند مستوى دلالة 1% (Prob(F-statistic) = 0.000000)

- معادلة الأجل القصير :(Short-Run Equation)

بناءً على النتائج، يمكن صياغة معادلة الأجل القصير على النحو التالي:

$$\Delta LY_t = 1.4619 + 0.0059 LY_{t-1} + 1.7529 LK_t - 1.5958\ LK_{t-1} + 1.4378 LL_t$$
$$- 0.4756\ LL_{t-1} + 0.0483 DISRUPT_t + 0.0023 BRENT_t - 0.4921 DUMMY_t$$

- تفسير النتائج في الأجل القصير:

أظهرت نتائج تقدير النموذج في الأجل القصير أن لرأس المال (LK) أثراً إيجابياً كبيراً على الناتج، حيث بلغ معامله 1.7529، مما يشير إلى أن زيادة بنسبة 1% في رأس المال تؤدي إلى ارتفاع الناتج بنسبة 1.75%، وهي علاقة ذات دلالة إحصائية عالية تظهر من خلال القيمة الاحتمالية المصاحبة لها = P-value) .(0.0041وبالمثل، سجل متغير العمل (LL) أثراً إيجابياً قوياً ومعنوياً، حيث بلغ معامله 1.4378، مما يعني أن زيادة بنسبة 1% في العمل تقابله زيادة في الناتج بنسبة 1.44%، وذلك بدلالة إحصائية عالية المستوى.(P-value = 0.0000)

كما أظهرت النتائج أن المتغيرات الخارجية (DISRUPT، BRENT، DUMMY) لم تحقق دلالة إحصائية عند مستوى الثقة 95%، حيث سجلت قيم الاحتمال 0.104 (P-values) و0.471 و0.183 على التوالي، وهي قيم أعلى من عتبة الدلالة المعتمدة (0.05). هذا يشير إلى أن مساهمة هذه المتغيرات في تفسير التباين في الناتج المحلي الإجمالي لا تتجاوز 5.2% لـDISRUPT ، و1.3% لـBRENT ، و4.8% لـ DUMMY من التغير في الناتج.

من ناحية أخرى، تؤكد قيمة إحصاء Durbin–Watson البالغة 2.408 – والتي تقترب من القيمة المثالية 2.0 – أن نسبة الارتباط الذاتي في البواقي لا تتجاوز 0.19، مما يشير إلى أن النموذج خالٍ من مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بنسبة ثقة تتجاوز 95.%

كما تظهر النتائج انعدام الأهمية الإحصائية لمعامل المتغير التابع المتأخر((LY (−1) ، حيث بلغت قيمته 0.0059 مع احتمال إحصائي مرتفع (0.9722)، مما يشير إلى ضعف الأثر الزمني للناتج في الأجل القصير. حيث تمثل هذه النتيجة دليلاً على عدم وجود قصور ذاتي ذي دلالة في السلاسل الزمنية للناتج ضمن الإطار الزمني للدراسة، حيث تظهر أن الصدمات الإنتاجية لا تخلُف آثاراً تراكمية عبر الفترات الزمنية. يعزى هذا إلى كفاءة آلية التكيف في الاقتصاد؛ مما يسمح بامتصاص الصدمات والعودة إلى مسار النمو دون تأثيرات زمنية ممتدة. ويعتبر هذا السلوك متوافقاً مع النماذج الاقتصادية التي تفترض مرونة عالية في التكيف، حيث تظهر مُعاملات الانزياح قصير الأجل قدرة على استيعاب التقلبات دون الحاجة إلى فترات انتقالية مطولة.

5- تحليل اختبار التكامل المشترك والعلاقة طويلة الأجل

- نتائج اختبار الحدود (Bounds Test) للتكامل المشترك

يعزز هذا الاختبار من متانة النتائج المتحصل عليها، حيث أن وجود علاقة التوازن الطويل الأجل يعني أن المتغيرات تتحرك معاً في المسار الطويل despite أي صدمات قصيرة الأجل قد تتعرض لها. حيث اظهرت نتائج اختبار الحدود (Bounds Test) وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، حيث بلغت قيمة إحصاء F (7.56) مستوى يتجاوز كافة القيم الحرجة عند جميع مستويات الدلالة الإحصائية. فعند مقارنة قيمة الإحصاء المحسوب (7.56) مع القيم الحرجة الجدولية، نجد أنها تفوق القيم العليا I(1) حتى عند مستوى دلالة 1%، مما يمكننا من رفض الفرضية العدمية التي تنفي وجود علاقة توازن في الأجل الطويل. هذه النتيجة تؤكد بشكل قاطع وجود علاقة استقرارية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي ومتغيرات النموذج التفسيرية (رأس المال، العمل، والمتغيرات الأخرى)؛ مما يضفي مصداقية على النموذج المقدر ويؤهل النتائج للاعتماد عليها في التحليلات الاقتصادية اللاحقة.

جدول (3) نتائج اختبار حدود (Bounds Test)

مستوى الدلالة	القيمة الحرجة I(0)	القيمة الحرجة I(1)	إحصائية F–الجدولية
10%	2.08	3	7.559
5%	2.39	3.38	7.559
1%	3.05	4.15	7.559

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام EViews 12.

- تحليل معاملات العلاقة طويلة الأجل(Long–Run Coefficients)

$$LY = 1.4706 + 0.1580 * LL + 0.9680 * LK - 0.0023 * BRENT + 0.0486 * DISRUPT - 0.4951 * DUMMY$$

تشير نتائج الأجل الطويل إلى أن رأس المال يؤثر على الناتج النفطي بدرجة محدودة، حيث يؤدي ارتفاعه بنسبة 1%إلى زيادة الإنتاج بنحو 0.16%فقط، مما يعكس تقادم البنية التحتية النفطية وضعف الاستثمار التحديثي .في المقابل، يظهر تأثير العمالة قوياً، إذ تؤدي زيادتها بنسبة 1%إلى ارتفاع الناتج بحوالي 0.97%، وهو ما يدل على أن القطاع يعتمد بدرجة كبيرة على الخبرة التشغيلية والمهارات الفنية للعاملين .أما تأثير

الاضطرابات السياسية المباشرة فكان ضعيفًا على المدى الطويل، غير أن فترات الانقسام والإغلاق المؤسسي أدت إلى خفض الإنتاج بحوالي 50%، ما يؤكد أن الاستقرار المؤسسي شرط أساسي لاستمرارية الإنتاج . وبالنسبة لأسعار النفط العالمية، فقد جاء تأثيرها محدودًا جداً؛ مما يدل على أن الإنتاج في ليبيا يتحدد بعوامل داخلية وتنظيمية أكثر من ارتباطه بتغيرات الأسعار الدولية.

6- نموذج تصحيح الخطأ(ECM)

تظهر معادلة تصحيح الخطأ العلاقة الديناميكية بين التغيرات قصيرة الأجل في الناتج ((D(LY)) وعوامل الإنتاج الرئيسية، حيث تعكس المعادلة:

$$D\left(LY\right)=1.753*D\left(LK\right)+1.438*D\left(LL\right)-0.994*CointEq\left(-1\right)$$

يكشف تحليل النموذج عن كفاءة عالية في آلية التصحيح، حيث يبلغ معامل تصحيح الخطأ (−0.994) قيمة عالية ودالة إحصائيًا(p = 0.0000) ، مما يشير إلى تصحيح approximately 99.4% من أي اختلال عن التوازن خلال فترة زمنية واحدة. هذه النتيجة تعكس مرونة وسرعة استجابة الاقتصاد في استعادة استقراره بعد الصدمات، مع الحفاظ على تأثير قوي ومباشر لعناصر الإنتاج في الأجل القصير.

7- الاختبارات التشخيصية لصلاحية النموذج(Diagnostic Tests)

من الجدول (4)، تظهر نتائج اختبار Breusch–Pagan–Godfrey أن قيمة الاحتمال كانت أكبر من 0.05؛ مما يعني عدم وجود مشكلة تفاوت التباين في البواقي، وبالتالي فإن تباين الأخطاء ثابت ومقبول. كما بين اختبار Jarque–Bera أن البواقي تتبع توزيعاً طبيعياً، وهو ما يعزز موثوقية تقديرات النموذج. ويؤكد شكل المدرج التكراري للبواقي أن توزيع الأخطاء قريب من الشكل الطبيعي بدون انحرافات حادة. وبذلك يمكن القول إن النموذج خالٍ من المشكلات التشخيصية الأساسية وصالح للاستخدام التحليلي والاستدلالي.

الجدول (4) نتائج الاختبارات التشخصية

الاختبار	الفرضية العدم H0	الاحتمال (.Prob)	القرار الاحصائي
اختبار Breusch-Godfrey LM	لا يوجد ارتباط ذاتي في البواقي حتى رتبة 2	0.1827 0.0942	0.05< قبول H_0
اختبار Breusch-Pagan أو Whiteللثبات التباييني	تباين البواقي ثابت (Homoskedasticity)	0.2058 0.0950	0.05< قبول H_0
المدرج التكراري للبواقي (Histogram)	البواقي تتبع التوزيع الطبيعي	0.05< (غير دال)	قبول H_0

المصدر: اعداد الباحثان، برنامج EViews

8- الاختبارين الهيكليين CUSUM وCUSUM of Squares

- اختبارCUSUM :

يهدف إلى التحقق من استقرار معاملات النموذج عبر الزمن، وقد أظهر بقاء الخط داخل الحدود الإحصائية، مما يعني أن العلاقة بين المتغيرات في نموذج ARDL مستقرة ولم تتأثر بالتغيرات أو الصدمات خلال فترة الدراسة .

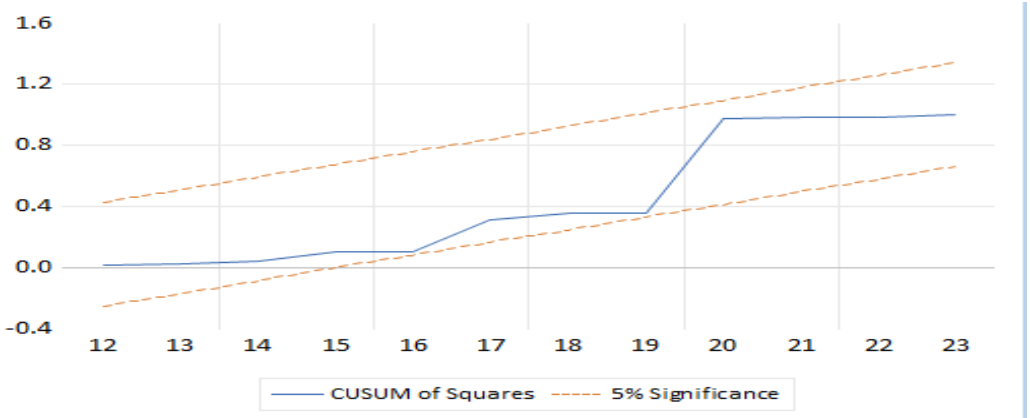
الشكل (1) الاختبار الهيكلي (CUSUM)

المصدر: نتائج برنامج EViews12

- اختبار CUSUM of Squares :

يقيس مدى ثبات تباين معاملات النموذج بمرور الوقت، وقد أظهرت النتائج بقاء المنحنى داخل الحدود، مما يدل على استقرار التباين عبر الزمن، وأن التحولات الكبرى مثل عامي 2011 و2014 لم تُحدث انكسارًا إحصائيًا دائمًا في علاقة الإنتاج بعوامله، بل كانت تأثيراتها مؤقتة. ويعد ذلك دليلًا على الاستقرار البنيوي للنموذج وملاءمته للتحليل الطويل الأمد والتنبؤ الاقتصادي.

الشكل (2) الاختبار الهيكلي (CUSUM of Squares)



المصدر: نتائج برنامج EViews12

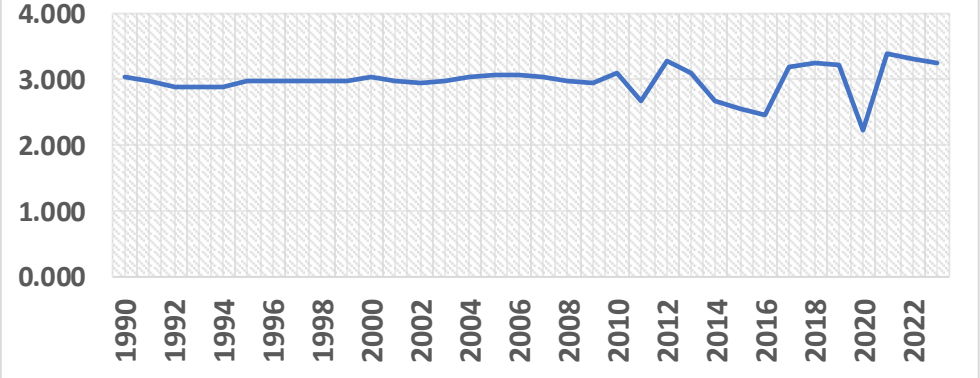
8- تحليل الاتجاهات طويلة الأجل للإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP)

تم تحليل الاتجاهات طويلة الأجل للإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في قطاع النفط الليبي بالاعتماد على المعادلة المشتقة من نموذج سولو، التي تعبّر عن الجزء من النمو غير المفسَّر بعوامل رأس المال أو العمل، أي ما يعكس التغير في مستوى الكفاءة التقنية والتطور التكنولوجي داخل القطاع. وقد تم تقدير القيم السنوية لمعامل التطور التكنولوجي (A_t) خلال الفترة (1990–2023)، ثم تحليل اتجاهها باستخدام نموذج الانحدار الخطي الزمني. وأظهرت النتائج أن الاتجاه العام للإنتاجية الكلية كان موجبًا لكنه محدود من حيث القيمة، مما يشير إلى تحسن طفيف في الكفاءة التقنية عبر الزمن، إلا أنه لم يكن كافيًا لاعتباره دافعًا رئيسيًا للنمو في القطاع النفطي.

$$lnA = LY - (0.1580 * LL + 0.9860 * LK + 0.0486 * DISRUPT - 0.4951 * DUMMY - 1.4706)$$

ويوضّح الشكل (3) منحنى سولو للإنتاجية الكلية. هذا الاتجاه العام، إذ يظهر المنحنى تذبذبًا واضحًا في قيم TFPعبر الزمن، مع ثلاث مراحل رئيسية مميزة. المرحلة الأولى (1990–2010) اتسمت بارتفاع تدريجي في الكفاءة التشغيلية نتيجة تحسن البنية التحتية وعودة بعض الاستثمارات الأجنبية بعد رفع العقوبات جزئيًا. أما المرحلة الثانية (2011–2016) فقد شهدت تراجعًا حادًا في الإنتاجية بسبب الاضطرابات السياسية والأمنية التي أدت إلى توقف العديد من الحقول والموانئ النفطية، وانخفاض الكفاءة في استخدام رأس المال والعمالة. وفي المرحلة الثالثة (2017–2023) ظهر تحسن طفيف وغير مستقر في قيمTFP ، نتيجة استئناف بعض الأنشطة الإنتاجية وارتفاع أسعار النفط عالميًا، دون أن يصاحب ذلك تطور حقيقي في التكنولوجيا المستخدمة أو أنماط الإدارة داخل القطاع.

شكل (3) منحنى Solow residual (TFP) خلال الفترة (1990-2023)



المصدر: اعداد الباحثان من واقع بيانات الجدول (7)

بوجه عام، تعكس الاتجاهات الطويلة الأجل أن قطاع النفط الليبي ظل يعتمد بدرجة كبيرة على التوسع الكمي في عوامل الإنتاج أكثر من اعتماده على التطور التقني. ومن ثم، فإن النمو في الناتج النفطي كان نموًا مدفوعًا بالعوامل المادية لا بالإنتاجية. ويُظهر منحنى سولو أن التغيرات في الكفاءة الإنتاجية كانت متأثرة بالظروف الهيكلية والسياسية والاقتصادية أكثر من كونها نتيجة لتقدم تكنولوجي داخلي. وبالتالي، فإن تعزيز الإنتاجية الكلية مستقبلاً يتطلب التركيز على الاستثمار في التكنولوجيا الحديثة، وتطوير رأس المال البشري، وتحسين كفاءة التشغيل والإدارة داخل الشركات النفطية لضمان تحقيق نمو مستدام في المدى الطويل.

خامسا: مناقشة القيود والافتراضات المنهجية

تواجه الدراسة قيداً منهجياً رئيسياً ناشئاً عن استخدام إجمالي الإيرادات النفطية كبديل (Proxy) لسلسلة الاستثمار الرأسمالي (I_t) عند تطبيق منهجية الجرد الدائم .(PIM) ورغم أن هذا الافتراض شائع في الأدبيات الخاصة بالاقتصادات الريعية حيث تشكل الإيرادات المحرك الأساسي للقدرة الاستثمارية، إلا أنه يحتمل المبالغة في تقدير تقلبات مخزون رأس المال عبر الزمن.

السبب الجوهري في هذا القيد هو أن الإيرادات تمثل التمويل المتاح للاستثمار، وليس بالضرورة حجم الاستثمار الفعلي المنفذ. فخلال فترات الاضطراب الحاد (كعام 2011)، قد تنهار الإيرادات بسرعة بسبب تعطل الإنتاج، بينما يظل المخزون الرأسمالي الفعلي (كمنصات الحفر والبنية التحتية) قائماً ولا تتدهور قيمته المحاسبية بنفس

الوتيرة السريعة. في المقابل، لا تتحول الزيادات في الإيرادات بالضرورة وبشكل فوري إلى استثمارات جديدة تزيد من الطاقة الإنتاجية.

للتخفيف من أثر هذا القيد، اعتمدت الدراسة منهجية الشفافية الكاملة في عرض الافتراضات، كما تم إجراء اختبارات حساسية لمعامل إهلاك رأس المال (δ) لضمان متانة النتائج. وعليه، يجب تفسير النتائج المتعلقة بضعف وعدم دلالة مرونة رأس المال، وكذلك التقلبات الحادة في سلسلة الإنتاجية الكلية(TFP) ، في ضوء هذا القيد، حيث قد تعكس جزئياً عدم الدقة في قياس المتغير المستقل.

توصي الدراسة، لأغراض البحث المستقبلي، بالسعي لجمع بيانات الإنفاق الرأسمالي الفعلية (CAPEX) من التقارير المالية للشركات العاملة، أو تطوير نماذج تقدير أكثر تطوراً تربط الإيرادات بالاستثمار باستخدام نسب متوسطة مستقاة من فترات الاستقرار".

تحليل النتائج ومناقشتها Results & Discussion

أظهرت نتائج التقدير القياسي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) أن قطاع النفط الليبي يتميز بعلاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج النفطي الحقيقي وعوامل الإنتاج الأساسية، حيث بلغ معامل التحديد المعدل (0.906)، وهو ما يعكس قوة النموذج وكفاءته في تفسير التغير في الناتج عبر الزمن. وأظهرت نتائج الأجل القصير أن لكل من رأس المال والعمل تأثيراً إيجابياً ومعنوياً في الناتج، إذ بلغت مرونة رأس المال (1.7529) عند مستوى معنوية مرتفع، بينما بلغت مرونة العمالة (1.4378) وأظهرت دلالة قوية تؤكد اعتماد القطاع بدرجة أكبر على كفاءة العنصر البشري مقارنة بتوسع الاستثمارات الرأسمالية. أما في الأجل الطويل، فقد انخفضت مرونة رأس المال إلى (0.16) مقابل ارتفاع مرونة العمل إلى (0.97)، مما يشير إلى أن الزيادة في الإنتاج تعود أساساً إلى الكفاءة التشغيلية للعمالة وليس إلى التوسع في الأصول الثابتة، وهو ما يعكس طبيعة القطاع الليبي الذي يعتمد على الخبرة البشرية أكثر من اعتماده على التكنولوجيا الحديثة. كما بيّن اختبار حدود التكامل المشترك (F = 7.56) وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، فيما أظهر معامل تصحيح الخطأ قيمة سالبة عالية بلغت (−0.994) ذات دلالة معنوية قوية(p=0.000) ، مما يعني أن النظام الاقتصادي يعيد توازنه بسرعة بعد أي صدمة قصيرة الأجل بمعدل تصحيح يقارب 99% سنوياً، وهو ما يعكس مرونة عالية واستقراراً هيكلياً في النموذج. وأكدت اختبارات الاستقرار الهيكلي CUSUM) و (CUSUMSQثبات معاملات النموذج عبر الزمن وعدم تأثرها بالصدمات الكبرى مثل أحداث 2011 و2014، ما يعزز موثوقية النتائج.

وتبيّن من تحليل الاتجاهات طويلة الأجل للإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) أن الاتجاه العام موجب لكنه محدود القيمة، ما يشير إلى تحسن بطيء في الكفاءة التقنية خلال فترة الدراسة، إذ ارتفعت TFP تدريجياً خلال مرحلة الاستقرار (1990–2010) ثم تراجعت بشدة خلال فترة الاضطرابات (2011–2016) قبل أن تشهد تعافياً طفيفاً وغير مستقر بعد عام 2017. وتظهر هذه النتائج أن النمو في القطاع النفطي الليبي ظل يعتمد على التوسع الكمي لعوامل الإنتاج وليس على الابتكار أو التقدم التقني، وأن ضعف الاستثمار في التكنولوجيا الحديثة وتآكل البنية التحتية خلال فترات الصراع حال دون تحقيق زيادات ملموسة في الإنتاجية الكلية. وبالتالي، يمكن القول إن أداء القطاع يتأثر بدرجة أكبر بالمتغيرات السياسية والمؤسسية مقارنة بالعوامل الاقتصادية البحتة، مما يستدعي إعادة توجيه السياسات نحو رفع كفاءة التشغيل وتبني التكنولوجيا الحديثة؛ لتحقيق نمو مستدام قائم على الإنتاجية لا على التوسع الكمي.

سادسا: مقارنة نتائج الدراسة بالدراسات السابقة

يوضح الجدول (5) نتائج التقديرات طويلة الأجل لنموذج(ARDL) ، التي تُظهر تباينًا واضحًا في تأثير كل من رأس المال والعمالة على الناتج النفطي في ليبيا؛ إذ بلغت مرونة رأس المال (0.16) وكانت ضعيفة وغير معنوية، في حين بلغت مرونة العمالة (0.97) وكانت معنوية بدرجة عالية، مما يشير إلى أن التغير في الناتج يعتمد بصورة أكبر على العنصر البشري وكفاءته التشغيلية مقارنة بالتوسع في رأس المال المادي. وهذه النتيجة تتفق إلى حد كبير مع ما توصلت إليه الدراسات السابقة في الاقتصادات النفطية المشابهة، مثل دراسات العراق والسعودية والجزائر، التي أكدت أن النمو في القطاعات الاستخراجية يعتمد غالباً على العمل والموارد القائمة أكثر من اعتماده على التطور التقني أو تراكم رأس المال الحديث. كما تتوافق النتائج مع ما أشار إليه ***Solow (1957)***من أن التقدم التقني غالباً ما يكون المحدد الأضعف في الاقتصادات الريعية التي تتركز فيها العوائد في الموارد الطبيعية. أما فيما يتعلق بليبيا، فإن هذه النتائج تنسجم مع ما بينته دراسات سابقة محلية مثل دراسة البرعصي (2018) ودراسة بوشاح(2020) ، اللتين أظهرتا أن مساهمة التكنولوجيا في الناتج المحلي النفطي محدودة، وأن التحسن في الكفاءة الإنتاجية يرتبط أكثر بعوامل مؤقتة كتحسن بيئة الإنتاج أو استقرار الأوضاع الأمنية. غير أن هذه الدراسة تميّزت عن سابقاتها باستخدام نموذج (ARDL) الذي سمح بالفصل بين الأجلين القصير والطويل وبين سرعة التصحيح العالية نحو التوازن(ECM = −0.994) ، ما يُبرز ديناميكية التفاعل بين المتغيرات، ويوضح مرونة القطاع في العودة إلى مسار التوازن رغم الصدمات المتكررة. وبهذا المعنى، تؤكد الدراسة أن ضعف مساهمة رأس المال في النمو لا يُعزى فقط إلى نقص الاستثمارات، بل أيضاً إلى انخفاض الكفاءة التقنية وتراجع فعالية استخدام الأصول القائمة، وهو ما يميز الحالة الليبية عن كثير من الدول النفطية التي استفادت من التطورات التكنولوجية الحديثة في تحسين إنتاجيتها.

جدول (5) مقارنة النتائج مع الدراسات السابقة

المؤلف والسنة	الدولة / القطاع	مرونة العمل (βL)	مرونة رأس المال (βK)	مجموع المرونات (Σβ)	نوع النموذج والمنهج
الدراسة الحالية (2025)	ليبيا – قطاع النفط	0.9860	0.1580	≈ 1	ARDL – Cobb–Douglas (1990–2023للفترة)
Abubaker & Alhaddad (2022)	ليبيا – قطاع النفط	0.41	0.52	0.93	OLS – Cobb–Douglas
Maxwell Awoingo (2018)	نيجيريا – قطاع النفط	0.466	-0.057	0.408	OLS – Cobb–Douglas (1998–2017)
Md. Ahad (2023)	اليابان وبنغلاديش – اقتصاد مقارن	0.37	0.53	0.9	OLS – Cobb–Douglasمقارن
Rybak (2019)	بولندا – قطاع الفحم	0.56	0.29	0.85	Cobb–Douglas + ARIMA
Heshmati & Rashidghalam (2016)	دول متعددة (بانل دولي)	—	—	—	Translog / TFP Decomposition
Chavez & Fonseca (2013)	المكسيك – الصناعة التحويلية	—	—	—	Stochastic Frontier (SFA)

المصدر: اعداد الباحثان

النتائج

من خلال التقديرات القياسية الواردة في الجدول (5) وتحليل الاتجاهات طويلة الأجل للإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج(TFP) ، توصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:

1. أظهرت نتائج نموذج (ARDL) وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج النفطي الحقيقي وعوامل الإنتاج، مما يؤكد استقرار العلاقة البنيوية داخل القطاع النفطي الليبي.
2. بلغ معامل التحديد المعدل($R^2 = 0.906$) ، وهو ما يعكس قدرة النموذج العالية على تفسير التغيرات في الناتج عبر الزمن.
3. بينت النتائج أن مرونة العمل بلغت (0.97) وكانت دالّة إحصائيًا عند مستوى معنوية 1%، مما يدل على أن العامل البشري هو الأكثر تأثيرًا في الناتج النفطي.
4. في المقابل، كانت مرونة رأس المال منخفضة (0.16) وغير معنوية، وهو ما يشير إلى أن زيادة الاستثمارات الرأسمالية لم تترجم إلى زيادات جوهرية في الناتج.
5. أظهر معامل تصحيح الخطأ ($ECM = -0.994$) دلالة إحصائية قوية، ما يعني أن القطاع يستعيد توازنه بعد أي صدمة قصيرة الأجل بسرعة تصل إلى نحو 99%سنويًا.
6. أظهر اختبار الحدود ($F = 7.56$) وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يعزز وجود علاقة توازنية مستقرة في الأجل الطويل.
7. كشف تحليل الاتجاهات طويلة الأجل للإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP) عن تحسن طفيف ومحدود في الكفاءة التقنية خلال فترة الدراسة، مع تذبذب واضح في فترات الاضطرابات السياسية والاقتصادية.
8. توضح النتائج أن النمو في قطاع النفط الليبي كان كمّيًا أكثر منه تقنيًا، حيث اعتمد بدرجة أكبر على توسع حجم العمل والتشغيل بدلاً من التقدم التكنولوجي.
9. تشير النتائج إلى أن التحسن في الإنتاجية ارتبط بفترات الاستقرار السياسي والإداري، بينما تراجع بحدة في فترات الأزمات (خصوصاً بعد 2011).

التوصيات

استناداً إلى النتائج السابقة وما كشفته التقديرات الإحصائية من قصور في الكفاءة التقنية ومحدودية دور رأس المال، توصي الدراسة بما يلي:

1. رفع كفاءة رأس المال عبر تحديث الأصول والمعدات النفطية القديمة وإعادة تأهيل البنية التحتية بما يتماشى مع التطورات التقنية العالمية.
2. الاستثمار في العنصر البشري بوصفه العامل الأكثر تأثيرًا في الإنتاج، من خلال برامج تدريب وتأهيل مستمرة تركز على التشغيل، الصيانة، والإدارة التقنية.
3. تبنّي التكنولوجيا الحديثة في مختلف مراحل الصناعة النفطية (الاستكشاف، الإنتاج، النقل، الصيانة) لزيادة معامل التطور التكنولوجي.(TFP)
4. تحسين بيئة العمل المؤسسية، وتقليل فترات الانقطاع والتوقف عن الإنتاج الناتجة عن الاضطرابات الإدارية أو السياسية.
5. تعزيز برامج البحث والتطوير (R&D) داخل المؤسسات النفطية الليبية لتطوير حلول تقنية تتناسب مع خصائص الحقول الوطنية.

6.إقامة شراكات فنية وتقنية مع الشركات العالمية الرائدة لضمان نقل التكنولوجيا، وتوطين المعرفة داخل القطاع.

7.تطوير سياسات إنتاجية مرنة ومستدامة تركز على رفع الكفاءة التشغيلية بدلاً من التوسع الكمي فقط.

8. ضمان الاستقرار السياسي والمؤسسي كشرط أساسي لاستمرار الاستثمارات طويلة الأجل في تطوير التكنولوجيا والبنية التحتية.

قائمة المراجع

أولاً: المراجع العربية

[1]أ. البوصيري، "تحليل الأداء والإنتاجية في القطاع النفطي الليبي: رؤية نظرية"، *مجلة الاقتصاد العربي*، مج. 12، ع. 3، ص. 45–68، 2018.

[2]م. بوشيبة و س. الدّرسي، "تقدير دالة الإنتاج في قطاع النفط الليبي: دراسة قياسية أولية"، *مجلة الاقتصاد والتمويل*، مج. 9، ع. 2، ص. 115–132، 2021.

ثانياً: المراجع الأجنبية

[3] A. Abubaker and M. Alhaddad, "Estimating the production function of the Libyan oil sector: An econometric approach," *Journal of Energy Economics and Policy*, vol. 12, no. 4, pp. 78–91, 2022.

[4] M. Arouri, A. Ben Youssef, and D. Nguyen, "The economic consequences of conflict on oil production in Libya," *Energy Policy*, vol. 68, pp. 222–231, 2014.

[5] A. Bader and A. Maghrory, "Measuring technical efficiency of Libyan oil facilities using Data Envelopment Analysis (DEA)," *Energy Studies Review*, vol. 25, no. 2, pp. 51–66, 2018.

[6] M. Chavez and R. Fonseca, "Technical efficiency, technological development, and the labor productivity gap in Mexican manufacturing," *Economic Modelling*, vol. 33, pp. 347–356, 2013.

[7] M. Elmessiri and A. Belhaj, "Political instability and efficiency in North African oil sectors: An empirical assessment," *Energy Economics*, vol. 108, p. 105–126, 2022.

[8] A. Heshmati and M. Rashidghalam, "Estimation of technical change and TFP growth based on observable technology shifters," *Journal of Productivity Analysis*, vol. 46, no. 2–3, pp. 111–125, 2016.

[9] C. Hulten, "Total factor productivity: A short biography," in *New Developments in Productivity Analysis*, C. R. Hulten, E. R. Dean, and M. J. Harper, Eds. University of Chicago Press, 2001, pp. 1–54.

[10] K. Kerstens and S. Managi, "Total factor productivity growth in the oil and gas industry: A global perspective," *Energy Policy*, vol. 50, pp. 47–59, 2012.

[11] A. A. Maxwell, "Modeling of production function with application to crude oil producing sector in Nigeria," *International Journal of Energy Economics and Policy*, vol. 8, no. 3, pp. 167–174, 2018.

[12] Md. Ahad, M., "Cobb–Douglas production function: An analysis of technological development in Japan and Bangladesh," *International Journal of Economics and Finance Studies*, vol. 15, no. 2, pp. 88–103, 2023.

[13] K. Mohn and B. Misund, "Investment and uncertainty in the international oil and gas industry," *Energy Economics*, vol. 31, no. 2, pp. 240–248, 2009.

[14] A. Rybak, "Application of the Cobb–Douglas production function to study the results of the production process and planning under turbulent environment

conditions," *Management Systems in Production Engineering*, vol. 27, no. 4, pp. 227–232, 2019.
[15] R. Solow, "Technical change and the aggregate production function," *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, no. 3, pp. 312–320, 1957.

الملاحق

أولا: جداول بيانات الدراسة

الجدول (6) يوضح متغيرات الدراسة خلال الفترة 1990–2023م

السنة	الناتج النفطي (ألف برميل/يوم) (Y) (1)	إيرادات النفط والغاز (مليون دولار) (K - Proxy) (2)	العمالة المقدرة (ألف عامل) (L) (3)	سعر برنت (دولار/برميل) (4)	مؤشر التعطيل السياسي (1-10) (5)	
					المؤشر	الملاحظات
1990	1,450	5,120	45	23.73	3	-
1991	1,420	4,980	44	20.00	4	(عقوبات أممية)
1992	1,400	4,550	43	19.32	6	(عقوبات)
1993	1,380	4,300	42	17.01	6	-
1994	1,350	4,100	41	15.86	6	-
1995	1,400	4,600	41	17.21	5	-
1996	1,430	5,100	42	20.67	5	-
1997	1,450	5,300	43	19.31	5	-
1998	1,470	4,200	43	12.76	5	-
1999	1,350	5,800	42	17.9	4	(رفع العقوبات)
2000	1,420	9,800	43	28.66	3	_
2001	1,380	8,100	44	24.44	3	-
2002	1,350	8,300	45	25.02	3	-
2003	1,450	10,500	46	28.85	3	-
2004	1,550	13,500	48	38.27	2	-
2005	1,650	17,800	50	54.57	2	-
2006	1,750	20,100	52	65.16	2	-
2007	1,710	22,300	54	72.44	2	-
2008	1,680	27,500	55	97.04	2	-
2009	1,550	16,800	54	61.74	2	-
2010	1,650	21,500	55	79.61	2	-
2011	480	5,000	40 (تقديري)	111.32	10	ثورة، حرب) (أهلية
2012	1,400	14,500	45	111.67	8	(عدم استقرار)
2013	1,250	10,200	46	108.93	9	(احتلال الموانئ)
2014	550	4,800	40 (تقديري)	98.97	10	حرب أهلية) (شاملة
2015	430	3,100	38	52.39	10	-
2016	350	2,200	35	43.73	10	-
2017	820	6,500	38	54.19	8	(تحسن طفيف)
2018	1,030	15,700	40	71.34	7	-
2019	1,160	13,800	42	64.21	9	(هجوم مليتي)
2020	365	4,500	38	41.65	10	حصار، كوفيد-) (19

2021	1,210	21,300	43	70.86	6	(رفع الحصار)
2022	1,120	23,500	44	99.04	5	(استقرار نسبي)
2023	1,180	20,100 (تقديري)	45 (تقديري)	82.47	7	احتجاجات،) (إعصار دانيال

المصدر:

- العمود (1):BP Statistical Review of World Energy ، الإصدارات من 1990 إلى 2023).
- العمود (2): صندوق النقد الدولي (IMF Country Reports)، البنك الدولي (World Development Indicators)، تقديرات EIA.
- العمود (3): تقدير استقرائي. افتراض استقرار وتنامي تدريجي خلال 1990–2010. تخفيض حاد خلال فترات التعطيل الرئيسية (2011, 2014–2016) بناءً على تقارير إعلامية وتقارير القطاع. تعافٍ تدريجي بعدها.
- العمود (4): BP Statistical Review of World Energy
- العمود (5): مؤشر استقلالي تم إنشاؤه بناءً على تقارير EIA عن تعطل الإنتاج، وتقارير IMF التي تصف البيئة السياسية.

الجدول (7) جدول لجميع بيانات الدراسة

lnA	DUMMY	LL	LK	LY	Year
3.032	0	3.871	11.109	7.279	1990
2.979	0	3.85	11.136	7.258	1991
2.888	0	3.829	11.139	7.244	1992
2.896	0	3.807	11.132	7.23	1993
2.899	0	3.784	11.119	7.208	1994
2.982	0	3.784	11.132	7.244	1995
2.977	0	3.807	11.15	7.265	1996
2.968	0	3.829	11.161	7.279	1997
2.986	0	3.829	11.134	7.293	1998
2.968	0	3.807	11.156	7.208	1999
3.032	0	3.829	11.238	7.258	2000
2.983	0	3.85	11.239	7.23	2001
2.940	0	3.871	11.24	7.208	2002
2.984	0	3.892	11.278	7.279	2003
3.051	0	3.932	11.341	7.346	2004
3.059	0	3.97	11.45	7.409	2005
3.063	0	4.007	11.557	7.467	2006
3.035	0	4.025	11.479	7.444	2007
2.985	0	4.043	11.57	7.426	2008
2.952	0	4.007	11.499	7.346	2009
3.111	0	3.912	11.481	7.409	2010
2.687	0	3.219	11.342	6.173	2011
3.280	1	3.807	11.313	7.244	2012
3.088	1	3.85	11.236	7.131	2013
2.686	1	3.401	11.079	6.31	2014
2.539	1	3.332	10.881	6.064	2015
2.445	1	3.258	10.632	5.858	2016
3.197	1	3.466	10.579	6.709	2017

3.250	1	3.689	10.6	6.937	2018
3.227	1	3.738	10.581	7.056	2019
2.228	1	3.555	10.423	5.9	2020
3.391	1	3.761	10.586	7.098	2021
3.316	1	3.784	10.736	7.021	2022
3.241	1	3.807	10.793	7.074	2023

المصدر:

- الاعمدة 1،2،3: تم اشتقاقها من بيانات الجدول الملحق (1)
- العمود (4): متغير افتراضي يلخص الاحداث الجيوسياسية في ليبيا
- العمود (5): تم حسابة من قبل الباحثان باستخدام برنامج EViews

ثانيا: جداول نتائج الاختبارات (برنامج EVews12)

الجدول (8) نتائج الاختبارات التوصيفيه للمتغيرات

	Y	K	L
Mean	1252.500	69493.79	44.26471
Median	1390.000	69203.00	45.50000
Maximum	1750.000	105936.0	57.00000
Minimum	350.0000	33616.00	25.00000
Std. Dev.	395.0264	20057.91	8.177237
Skewness	-1.174367	-0.076523	-0.875750
Kurtosis	3.326802	2.241360	3.300459
Jarque-Bera	7.966417	0.848524	4.473872
Probability	0.018626	0.654252	0.106785
Sum	42585.00	2362789.	1505.000
Sum Sq. Dev.	5149513.	1.33E+10	2206.618
Observations	34	34	34

الجدول (9) نتائج اختبار نموذج ARDL

Dependent Variable: LY
Method: ARDL
Date: 11/01/25 Time: 20:34
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LK LL DISRUPT BRENT DUMMY
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 32
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LY(-1)	0.005923	0.168063	0.035245	0.9722
LK	1.752880	0.551565	3.177977	0.0041
LK(-1)	-1.595801	0.427446	-3.733339	0.0010
LL	1.437838	0.254969	5.639270	0.0000
LL(-1)	-0.475596	0.374401	-1.270284	0.2162
DISRUPT	0.048299	0.028615	1.687904	0.1044
BRENT	0.002296	0.003136	0.732205	0.4711
DUMMY	-0.492120	0.358690	-1.371992	0.1828
C	1.461879	3.620407	0.403789	0.6899

R-squared	0.929126	Mean dependent var	7.049273
Adjusted R-squared	0.905501	S.D. dependent var	0.454987
S.E. of regression	0.139866	Akaike info criterion	-0.869267
Sum squared resid	0.469498	Schwarz criterion	-0.461128
Log likelihood	23.34290	Hannan-Quinn criter.	-0.731940
F-statistic	39.32871	Durbin-Watson stat	2.408840
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

الجدول (10) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LY)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 11/01/25 Time: 20:36
Sample: 1990 2023
Included observations: 33

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.461879	3.620407	0.403789	0.6899
LY(-1)*	-0.994077	0.168063	-5.914892	0.0000
LK(-1)	0.157059	0.275119	0.570876	0.5734
LL(-1)	0.962242	0.495577	1.941661	0.0640
DISRUPT**	0.048299	0.028615	1.687904	0.1044
BRENT**	0.002296	0.003136	0.732205	0.4711
DUMMY**	-0.492120	0.358690	-1.371992	0.1828
D(LK)	1.752860	0.551565	3.177977	0.0041
D(LL)	1.437838	0.254969	5.639270	0.0000

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK	0.157995	0.273681	0.577295	0.5691
LL	0.967976	0.388230	2.493307	0.0199
DISRUPT	0.048587	0.027033	1.797341	0.0849
BRENT	0.002310	0.003216	0.718236	0.4795
DUMMY	-0.495053	0.368290	-1.344194	0.1915
C	1.470590	3.703039	0.397131	0.6948

EC = LY - (0.1580*LK + 0.9680*LL + 0.0486*DISRUPT + 0.0023*BRENT -0.4951*DUMMY + 1.4706)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	7.559749	10%	2.08	3
k	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15
Actual Sample Size	33		Finite Sample: n=35	
		10%	2.331	3.417
		5%	2.804	4.013
		1%	3.9	5.419
			Finite Sample: n=30	
		10%	2.407	3.517
		5%	2.91	4.193
		1%	4.134	5.761

الجدول (11) نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LY)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 11/01/25 Time: 20:39
Sample: 1990 2023
Included observations: 33

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LK)	1.752860	0.281009	6.237738	0.0000
D(LL)	1.437838	0.138286	10.39759	0.0000
CointEq(-1)*	-0.994077	0.122226	-8.133130	0.0000

R-squared	0.933653	Mean dependent var	-0.006212
Adjusted R-squared	0.929230	S.D. dependent var	0.470252
S.E. of regression	0.125100	Akaike info criterion	-1.232903
Sum squared resid	0.469498	Schwarz criterion	-1.096857
Log likelihood	23.34290	Hannan-Quinn criter.	-1.187128
Durbin-Watson stat	2.408840		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	7.559749	10%	2.08	3
k	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

الجدول (12) اختبار Breusch–Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.509998	Prob. F(8,24)	0.2058
Obs*R-squared	11.04877	Prob. Chi-Square(8)	0.1990
Scaled explained SS	13.52700	Prob. Chi-Square(8)	0.0950

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/01/25 Time: 20:41
Sample: 1991 2023
Included observations: 33

الجدول (13) اختبار Breusch–Pagan للتباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.509998	Prob. F(8,24)	0.2058
Obs*R-squared	11.04877	Prob. Chi-Square(8)	0.1990
Scaled explained SS	13.52700	Prob. Chi-Square(8)	0.0950

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/01/25 Time: 20:43
Sample: 1991 2023
Included observations: 33

الجدول (14) اختبار Jarque–Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي