SEBHA UNIVERSITY JOURNAL OF PURE & APPLIED SCIENCES VOL.25 NO. 2 2026
DOI: 10.51984/w92s8h96

مجلة جامعة سبها للعلوم البحتة والتطبيقية
Sebha University Journal of Pure & Applied Sciences
Journal homepage: http://www.sebhau.edu.ly/journal/jopas

أثر تقلّبات سعر الصرف على الميزان التجاري في الاقتصاد الليبي: دراسة قياسيّة باستخدام مقاربة الانحدار الكمي على الكمي (QQR) خلال الفترة (1990–2024)

عبدالسلام رحومه

قسم الإحصاء والاقتصاد القياسيّ، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة طرابلس، طرابلس، ليبيا.

الكلمات المفتاحية:

الاقتصاد الليبي.
الانحدار الكمي-على-الكمي.
السببية عبر الكميات.
سعر الصرف.
الميزان التجاري.
منحنى J.

الملخص

يهدف البحث إلى قياس أثر تقلّبات سعر الصرف على الميزان التجاريّ الليبيّ عبر كل مجالات توزيعه الاحتمالي خلال الفترة (1990–2024)، واختبار صحة فرضية منحنىJفي إطار غير خطيٍّ وغير متماثل، وأسفرت اختبارات التكامل المشترك وفق منهجيتي ARDL Bounds Test وJohansen عن غياب العلاقة الخطيّة طويلة الأجل بين المتغيّرين، مما يُعزز المبرر المنهجيّ لتبني مقاربة الانحدار الكميّ-على-الكميّ (QQR) الّتي لا تشترط التكامل الخطيّ كشرط مسبّق، طبقت المقاربة مع دالة الأوزان المحليّة (Local Kernel Weighting) ومعيار بوفينجر (h=0.05) ، وأكد اختبار BDS وجود بنية غير خطيّة في البيانات، وكشفت مصفوفة الارتباط الكميّ (9×9) عن بنية غير خطيّة واضحة بلغ فيها الارتباط الطرديّ ذروته عند (+0.72) في النطاقات الوسطى مقابل ارتباط عكسيٍّ بلغ (-0.26) في الكمّيات الدنيا، وأظهرت نتائج النموذج نمطاً يتوافق مع فرضيّة منحنىJفي إطار توزيعيّ غير خطيّ حيث سجل معامل أثر سالب بلغ (-13,950.72) خلال فترات العجز المتطرّف (Q5)، قبل أن يتحول نحو (+52,111.49) عند المستويات العليا من التوزيع(Q95) وأكد اختبار السببية عبر الكميات المدعم بـ500 تكرار للبوتستراب وجود قدرة تنبؤيّة معنويّة لسعر الصرف عند الأطراف التوزيعيّة ($p<0.05$)، في حين ثبت حياده في النطاقات الوسطى، ورصد انكسار هيكليّ عند عام 2013 باختبار Bai & Perron عليه توصي الدراسة بتبنّي التعويم المرن التدريجيّ (5% سنوياً لثلاث سنوات)؛ لتخفيف حدة العجز الفوريّ بنسبة 50% تقريباً، مع تنويع الهيكل الإنتاجيّ لضمان الاستقرار التجاريّ المستدام.

The impact of exchange rate fluctuations on the trade balance in the Libyan economy: an econometric study using the quantitative regression approach (QQR) during the period (1990–2024)

Abdelsalam Rahouma

Department of Statistics and Econometrics, Faculty of Economics and Political Science, University of Tripoli, Tripoli, Libya.

Keywords:

Libyan Economy.
Quantile-on-Quantile Regression.
Quantile Causality.
Exchange Rate.
Trade Balance.
J-Curve.

ABSTRACT

This research aims to measure the impact of exchange rate fluctuations on the Libyan trade balance across all its probability distributions during the period (1990–2024), and to test the validity of the J-curve hypothesis within a non-linear and asymmetric framework. Cointegration tests using the ARDL Bounds Test and Johansen methodologies revealed the absence of a long-term linear relationship between the two variables. This strengthens the methodological justification for adopting the quantitative-on-quantitative regression (QQR) approach, which does not require linear integration as a prerequisite. The approach was applied with the Local Kernel Weighting function and the Bovinger criterion (h=0.05). The BDS test confirmed the presence of a non-linear structure in the data, and the quantitative correlation matrix (9×9) revealed a clear non-linear structure in which the positive correlation peaked at (+0.72) in the middle ranges, compared to a negative correlation of (-0.26) in the lower ranges. The model results showed a pattern consistent with the J-curve hypothesis within a non-linear distribution framework, as it recorded a negative effect coefficient of (-13,950.72) during periods of extreme deficit (Q5), before turning towards (+52,111.49) at the upper levels of the distribution (Q95). The causality test across quantities,

*Corresponding author.
E-mail addresses: abdu.rahuma@uot.edu.ly.
Article History : Received 23 June 26 - Received in revised form 13 August 26 - Accepted 07 September 26

supported by 500 Bootstrap iterations, confirmed the existence of a significant predictive power for the exchange rate at the distributional edges ($p<0.05$), while it proved neutral in the middle ranges. A structural break was detected at 2013 by the Bai & Perron test. The study recommends adopting a gradual flexible float (5% annually for three years) to reduce the immediate deficit by approximately 50%, while diversifying the production structure to ensure sustainable trade stability.

1. المقدمة

تُعدّ العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ من أبرز القضايا في أدبيات الاقتصاد الدوليّ، لا سيما في الاقتصادات الريعيّة الّتي تعتمد بدرجة كبيرة على عائدات تصدير الموارد الأولية[2],[1]ففي هذه الاقتصادات، يعدّ سعر الصرف قناةً رئيسيّةً لانتقال آثار السياسة النقدية إلى القطاع الخارجي، إذ يؤثر في الأسعار النسبية للصادرات والواردات ومن ثم في مسار الميزان التجاري[3] واكتسبت هذه العلاقة أهمية خاصة في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2024)، الّتي شهدت تقلبات حادّة في أسعار النفط وصدمات هيكلية متكررة، كان أبرزها اضطرابات عام 2013 المرتبطة بإغلاق الموانئ النفطية، وعلى الرغم من وفرة الأدبيات الاقتصادية الّتي تناولت هذه العلاقة، فإن معظم الدراسات السابقة اعتمدت على نماذج خطية كـ ARDLوVECM، الّتي تفترض ثبات العلاقة عبر مختلف الظروف الاقتصادية[4].

ورغم الأهمية النظرية والعملية للعلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري، فإن الأدلة التجريبية المتعلقة بالاقتصاد الليبي ما تزال غير حاسمة، حيث أظهرت الدراسات السابقة نتائج متباينة تعكس خصوصية الاقتصاد الريعي وما يتعرض له من صدمات خارجية وهيكلية متكررة، كما أن اعتماد معظم هذه الدراسات على نماذج خطية تقيس الأثر المتوسط للعلاقة قد يحد من قدرتها على التقاط الاختلافات المحتملة في سلوك المتغيرات عبر مختلف الحالات الاقتصادية، الأمر الّذي يثير تساؤلاً حول مدى ملاءمة هذا الإطار المنهجي لتفسير العلاقة بين المتغيرين في الحالة الليبية ويمهد للبحث عن مقاربات أكثر مرونة تستطيع الكشف عن الأنماط غير الخطية وغير المتماثلة.

وقد أسفرت اختبارات التكامل المشترك الّتي تم إجرائها في هذه الدراسة باستخدام اختبارات Bounds Testو Johansenعن غياب علاقة خطية طويلة الأجل بين سعر الصرف والميزان التجاري في الاقتصاد الليبي، وبدلًا من اعتبار ذلك قيدًا منهجيًّا فقد اعتُبِر في هذه الدراسة دليلًا تجريبيًّا على أن العلاقة تتجاوز الإطار الخطي وتستدعي أدوات أكثر مرونة، وانطلاقًا من ذلك تعتمد هذه الدراسة على مقاربة الانحدار الكميّ-على-الكميّ (QQR) الّتي طورها[5]Sim and Zhou والّتي لا تشترط وجود تكامل خطيّ كشرط سابق.

2. المشكلة البحثية

على الرغم من الدور المحوريّ الّذي يلعبه سعر الصرف في توجيه أداء القطاع التجاريّ، إلا أن هذا الدور يبقى مشروطًا بالحالة الاقتصادية السائدة ومستوى المتغيرات داخل توزيعها الاحتماليّ، وتكمن المشكلة في فجوةٍ منهجيةٍ تتمثّل في اعتماد الدراسات المحليّة حصرًا على النماذج الخطيّة التقليديّة، الّتي تقدّر أثرًا متوسطًا واحدًا وتفترض تجانس العلاقة عبر مختلف الأحوال الاقتصادية، وقد كشفت اختبارات التكامل المشترك أن هذه العلاقة في الاقتصاد الليبيّ تتجاوز الإطار الخطيّ، ممّا يستدعي توظيف منهجيّة أكثر مرونة قادرة على الكشف عن الأنماط غير الخطيّة وغير المتماثلة[5].

وبذلك يمكن صياغة مشكلة البحث في التساؤل الآتي:

هل يتّسم أثر تقلّبات سعر الصرف على الميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ بطبيعة غير خطيّة وغير متماثلة عبر مختلف مستويات التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرين خلال الفترة (1990–2024)، في ظل غياب علاقة تكامل مشترك خطيّة بينهما؟

3. أهداف البحث

يهدف هذا البحث إلى تحقيق الأهداف الآتية:

-التحقّق من غياب العلاقة الخطيّة طويلة الأجل بين سعر الصرف والميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ، وتوظيف هذه النتيجة مبررًا منهجيًّا لتبني مقاربةQQR .

-قياس أثر تقلّبات سعر الصرف على الميزان التجاريّ الليبيّ عبر كلّ مجالات التوزيع الاحتماليّ المشترك للمتغيّرين.

-اختبار صحة فرضيّة منحنىJفي إطار توزيعيّ غير خطيّ يتجاوز الصياغة الخطيّة التقليديّة.

-تحديد مناطق الحياد النقديّ ومناطق الفاعليّة السياساتية لسعر الصرف داخل التوزيع المشترك.

-رصد الانكسار الهيكلي في العلاقة بين المتغيّرين وتحديد تاريخه بدقّة.

-تقديم توصيات سياساتية مستندة إلى نتائج محاكاة سيناريوهات التعويم المختلفة.

4. فرضيات البحث

يعتمد هذا البحث على الفرضيات الآتية:

- الفرضيّة الأولى :لا توجد علاقة تكامل مشترك خطيّة طويلة الأجل بين سعر الصرف والميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ وفق اختباريّ ARDL وBounds TestوJohansen.
- الفرضيّة الثانية: يتّسم أثر تقلّبات سعر الصرف على الميزان التجاريّ بطبيعة غير خطيّة وغير متماثلة، يتباين فيها حجم الأثر واتجاهه عبر مختلف مستويات التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرين.
- الفرضيّة الثالثة: تتحقّق فرضيّة منحنىJفي الاقتصاد الليبيّ بشكلٍ غير متماثل عبر الكمّيات، إذ يتّجه الأثر نحو القيم السالبة في الكمّيات الدنيا ويتحول نحو القيم الموجبة في الكمّيات العليا.
- الفرضيّة الرابعة: تتباين القدرة التنبؤيّة لسعر الصرف على الميزان التجاريّ بحسب الموقع التوزيعيّ، حيث تكون معنويّة عند الأطراف وتنعدم في النطاقات الوسطى.

5. أهمّية البحث

يستمدّ هذا البحث أهمّيته من كونه يقدّم أول تطبيق لمقاربة الانحدار الكميّ-على-الكميّ على العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ، مستنداً إلى بيانات سنويّة تمتدّ حتى عام 2024 كما يقدّم توصيات سياساتية لصانعي القرار في المصرف المركزيّ الليبيّ، تستند إلى محاكاة

سيناريوهات مختلفة لسياسات التعويم، مما يسهم في صياغة سياسات نقديّة وتجاريّة أكثر ملاءمة لخصائص الاقتصاد الليبيّ.

6. حدود البحث:

أ-الحدود المكانيّة: تقتصر الدراسة على الاقتصاد الليبيّ بوصفه نموذجاً للاقتصادات الريعيّة الّتي تعتمد بشكل أساسيّ على قطاع النفط والغاز، مما يجعل العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ فيها ذات طبيعة خاصّة تستوجب التحليل.

ب-الحدود الزمنيّة: تغطّي الدراسة السلسلة الزمنيّة الممتدّة من عام 1990 إلى عام 2024 باستخدام بيانات سنويّة، وقد اختيرت هذه الفترة؛ لاشتمالها على دورات اقتصاديّة متعدّدة وتقلّبات في أسعار النفط وصدمات هيكليّة متكرّرة، مما يتيح اختبار طبيعة العلاقة غير الخطيّة بكفاءة إحصائيّة عالية.

7. الخلفيّة النظريّة والأدبيّات الاقتصاديّة

تستند التفسيرات النظريّة الأولى للعلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ إلى مقاربة المرونات (Elasticities Approach) ،الّتي ترى أنّ خفض قيمة العملة المحلية يؤدّي إلى تحسين الميزان التجاريّ إذا تجاوز مجموع المرونات السعريّة للطلب على الصادرات والواردات الواحد الصحيح وفق شرط مارشال–ليرنر [6]ويقوم هذا التصوّر على أنّ انخفاض قيمة العملة يجعل الصادرات أكثر تنافسيّة في الأسواق الدوليّة، في حين ترتفع تكلفة الواردات محليًّا،ممّا يسهم في تقليص العجز التجاريّ، غير أنّ هذه الرؤية تعرّضت لانتقادات بسبب افتراضها استجابة خطيّة وفوريّة وإغفالها للقيود الهيكليّة الّتي تميّز الاقتصادات النامية والريعيّة.

وفي محاولة لتوسيع التفسير قدّم نهج الاستيعاب (Absorption Approach) رؤية كينزيّة تعتبر أنّ الميزان التجاريّ يمثّل الفرق بين الناتج القومي والاستيعاب المحليّ، ومن ثم فإن تحسّن الميزان التجاريّ بعد خفض قيمة العملة يتوقّف على قدرة الاقتصاد على خفض الاستيعاب الكلّيّ مقارنة بالإنتاج[6]،كما ينظر النهج النقديّ (Monetary Approach) إلى الاختلالات التجاريّة بوصفها انعكاسًا لاختلال سوق النقود، حيث يؤدّي خفض العملة إلى ارتفاع الأسعار وتقليص الأرصدة النقديّة الحقيقيّة، ممّا يحدّ من الطلب على الواردات ويساعد على استعادة التوازن التجاريّ [7].

ومع تطوّر الأدبيات الحديثة تراجع الاعتماد على الفرضيّة الخطيّة التقليديّة الّتي تفترض ثبات أثر سعر الصرف عبر مختلف الأوضاع الاقتصاديّة، فقد أظهرت الدراسات المعاصرة أنّ استجابة الميزان التجاريّ لتقلّبات سعر الصرف تتّسم باللاخطية وعدم التماثل، إذ يختلف حجم الأثر واتجاهه باختلاف مستوى الصدمة النقديّة والظروف الاقتصاديّة السائدة[8] ؛ [9]،تبدو هذه الخصائص أكثر وضوحاً في الاقتصادات الريعيّة الّتي تعتمد بدرجة كبيرة على الواردات الأساسيّة، حيث تحدّ محدوديّة مرونة الطلب وصعوبة الإحلال المحليّ من فعاليّة تخفيض سعر الصرف في تحسين الميزان التجاريّ على المدى القصير [10]

بناء على ذلك برزت الحاجة إلى نماذج أكثر مرونة قادرة على التقاط التباينات السلوكيّة عبر مختلف أوضاع السوق، ويعدّ نموذج الانحدار الكميّ على الكميّ (QQR) من أبرز هذه النماذج، كما أنّ دراسة العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ لا تستلزم بالضرورة وجود تكامل مشترك خطيّ، حيث أوضح[5] Sim and Zhou أنّ منهجيّة QQR تستطيع كشف أنماط الترابط الديناميكيّ بين المتغيرين عبر مختلف أجزاء التوزيع الاحتماليّ المشترك، ممّا يجعلها أكثر ملاءمة للاقتصادات الّتي تتّسم بعدم الاستقرار الهيكليّ وتكرار الصدمات الاقتصاديّة.

8. الدراسات السابقة

يهدف هذا القسم إلى استعراض أهم الدراسات التجريبية الحديثة الّتي تناولت العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، واختبرت صحة فرضية منحنىJعلى المستويات المحلّيّة والعربيّة والدوليّة، ويساعد ذلك في وضع الدراسة الحاليّة ضمن إطار البحث العلمي، وتسليط الضوء على الفجوة الّتي تسعى هذه الدراسة إلى سدّها.

وقد أسفرت الاختبارات التجريبيّة لفرضية منحنىJعلى مستوى العالم عن نتائج متباينة، مما يعكس تعقيد هذه العلاقة وتأثّرها بالبيئات المختلفة، فمن ناحية وجدت العديد من الدراسات ما يدعم فرضيّة منحنىJ، وهو ما أكّدته الأبحاث والدراسات الّتي أجراها كلّ من[11](Petrović & Gligorić) ، ، و(Kabundi & Schaling)[12]، و(Sohag)[13]et al، و[14](Geldner)ومن جهة أخرى انتقد عدد من الباحثين هذه الفرضيّة مشكّكين في قابليتها للتعميم، كما يتّضح من دراسات كلّ من (الجروشي والأخطل)[15]، و(مؤمن)[16]، و(كريديغ)[17]، و(الجندي)[18]، و (Ogbonna)[10]،

ووجدت بعض الدراسات أنّ العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري تتّسم بطبيعة غير خطّيّة وغير متماثلة لا يمكن تفسيرها بالكامل ضمن إطار النماذج الخطّيّة التقليديّة، كما أشارت أبحاث كلّ من Sohag) (Jiang)[8] [13]et al)، مما يوحي بأن استجابة الميزان التجاريّ تختلف باختلاف الموقع التوزيعيّ للمتغيّرين.

وعلى الرغم من أهمّيّة هذا الموضوع، فإن الدراسات الّتي تناولت الاقتصاد الليبيّ ما تزال محدودة نسبيًّا، إذ ركّزت معظمها على عيّنات تضمّ دولاً عربيّة أو دول شمال أفريقيا، مع اهتمام محدود بتوظيف المناهج القياسيّة الحديثة في تحليل الحالة الليبيّة.

يوضح الجدول رقم (1) الدراسات الحديثة الّتي بحثت العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، وركّزت على اختبار فرضيّة منحنىJ.

الجدول رقم (1): دراسات حول العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ

اسم الباحث (السنة)	الحدود الزمنية	الحدود المكانيّة	المنهجيّة المستخدمة	النتائج
Petrović & Gligorić,2010	1990–2008	صربيا	VAR	توصّلت الدراسة إلى تحقّق أثر منحنىJ ، حيث يتدهور الميزان التجاريّ في الأجل القصير بعد انخفاض قيمة العملة قبل أن يبدأ بالتحسن التدريجيّ في الأجل الطويل[11].
Kabundi & Schaling,2014	1980–2010	جنوب أفريقيا	VECM	توصّلت الدراسة إلى تدهور الميزان التجاريّ في الأجل القصير وتحسّنه في الأجل الطويل.[12]
الجروشي والأخطل، 2023	1970–2015	ليبيا	انحدار بسيط + Engle-Granger	توصّلت الدراسة إلى أن تخفيض قيمة الدينار الليبيّ لم يُحدث أثرًا طويل الأجل معنويًّا على الصادرات أو الواردات، بسبب ضعف مرونة التجارة الخارجيّة وهيمنة القطاع النفطيّ[15].
Ogbonna, 2023	1999–2019	نيجيريا	NARDL	توصّلت الدراسة إلى وجود آثار غير متماثلة لتقلّبات سعر الصرف على الميزان التجاريّ، مع غياب دليل واضح على تحقّق منحنىJ.[10]
مؤمن، 2026	2013–2024	ليبيا	انحدار خطّيّ بسيط	توصّلت الدراسة إلى وجود علاقة طرديّة معنويّة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، غير أنّ اعتمادها على الانحدار الخطّيّ البسيط يجعل نتائجها محدودة القدرة على تفسير التباينات عبر مختلف أحوال الاقتصاد[16].
كريديغ، 2025	2012–2022	ليبيا	ARDL	توصّلت الدراسة إلى أنّ الصادرات النفطيّة لا تستجيب بشكلٍ معنويّ لتغيرات سعر الصرف، في حين ارتبطت الواردات بعلاقة موجبة معه، مما يعكس الاعتماد الهيكليّ للاقتصاد الليبيّ على السلع المستوردة.[17]
Jiang et al, 2020	1990–2018	دول متعددة	QQR	توصّلت الدراسة إلى أنّ تأثير صدمات سعر الصرف يختلف باختلاف مستويات التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرات، مما يدعم استخدام المناهج غير الخطّيّة[8].
Sohag et al, 2021	1998–2020	روسيا	QQR + QARDL	توصّلت الدراسة إلى أنّ تأثير الصدمات الاقتصاديّة يختلف باختلاف مستويات التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرات، وأنّ ارتفاع أسعار النفط يؤدّي إلى تقدير العملة المحلّيّة[13].
Geldner, 2025	2010–2022	دول متعددة	Quantile Regression	توصّلت الدراسة إلى أنّ أثر سعر الصرف على الميزان التجاريّ يتباين بحسب الرتب الكمّيّة للتوزيع الاحتماليّ، مما يدعم وجود سلوك غير خطّيّ وغير متماثل.[14]
الجندي، 2026	1980–2024	ليبيا	ARDL	توصّلت الدراسة إلى وجود علاقة موجبة ضعيفة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، مما يشير إلى محدوديّة فعاليّة سياسة سعر الصرف في تحسين الأداء التجاريّ الليبيّ[18].

يكشف التحليل المقارن للدراسات السابقة أنّ نتائج العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ تختلف باختلاف طبيعة الاقتصاد والمنهج القياسيّ المستخدم، فقد دعمت الدراسات المطبّقة على اقتصادات مثل صربيا وجنوب أفريقيا فرضيّة منحنى(J) ، حيث أظهرت أنّ انخفاض قيمة العملة يؤدّي إلى تدهور الميزان التجاريّ في الأجل القصير يعقبه تحسن في الأجل الطويل، في المقابل لم تؤكّد الدراسات المطبّقة على الاقتصاد الليبيّ تحقّق هذه الفرضيّة، إذ أشارت إلى محدوديّة أثر تغيّرات سعر الصرف في تحسين الميزان التجاريّ، وأرجعت ذلك إلى الخصائص الهيكليّة للاقتصاد الليبيّ وهيمنة القطاع النفطيّ على التجارة الخارجيّة.

كما تبيّن المقارنة أنّ اختلاف النتائج يرتبط أيضاً باختلاف المنهجيّة القياسيّة المستخدمة فقد اعتمدت غالبيّة الدراسات على نماذج خطّيّة، مثل VAR و VECMوARDL، الّتي تركّز على تقدير الأثر المتوسط للعلاقة، في حين وظّف عدد محدود من الدراسات مناهج غير خطّيّة، مثل NARDL والانحدار الكميّ والانحدار الكميّ-على-الكميّ(QQR) ، وأظهرت أنّ استجابة الميزان التجاريّ لتقلّبات سعر الصرف تختلف باختلاف مستويات التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرات، ممّا يشير إلى أنّ العلاقة قد لا تكون ثابتة عبر مختلف الحالات الاقتصاديّة وعليه، فإن تباين نتائج الدراسات السابقة لا يعكس تناقضًا في الأدبيات بقدر ما يعكس اختلاف خصائص الاقتصادات محلّ الدراسة وتباين الفروض الّتي تستند إليها المناهج القياسيّة المستخدمة.

9. الفجوة البحثيّة

على الرغم من الإسهامات الّتي قدّمتها الدراسات السابقة، فإن الأدبيات المتعلّقة بالاقتصاد الليبي ما تزال تعاني من قصور منهجيّ يتمثّل في محدوديّة توظيف الأساليب القياسيّة القادرة على تحليل العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ عبر مختلف مستويات التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرين كما لم يُعثر – في حدود اطّلاع الباحث – على دراسة طبّقت منهجيّة الانحدار الكميّ-على-الكميّ (Quantile-on-Quantile Regression, QQR) لتحليل هذه العلاقة في الاقتصاد الليبيّ، على الرغم من قدرة هذه المنهجيّة على الكشف عن الأنماط غير الخطّيّة وغير المتماثلة الّتي قد لا تظهر عند استخدام النماذج الخطّيّة التقليديّة.

إضافة إلى ذلك لم تغطِّ معظم الدراسات السابقة الفترة الممتدّة من عام 1990 حتّى عام 2024، الّتي شهدت تطوّرات اقتصادية ومؤسسية مؤثّرة من بينها تقلّبات أسعار النفط، وتداعيات جائحة كوفيد-19، واستمرار الانقسامات المؤسسيّة وانطلاقًا من ذلك تسعى الدراسة الحاليّة إلى سدّ هذه الفجوة من خلال تطبيق منهجيّة الانحدار الكميّ-على-الكميّ (QQR) لتحليل أثر سعر الصرف على الميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ خلال الفترة (1990–2024)، مستندة إلى نتائج اختبارات التكامل المشترك الّتي أشارت إلى غياب العلاقة الخطّيّة طويلة الأجل بين المتغيّرين، ممّا يوفّر مبرّرًا منهجيًّا لاختبار ما إذا كانت العلاقة تتّسم بسلوك غير خطّيّ وغير متماثل عبر مختلف مستويات التوزيع الاحتماليّ.

10. المنهجيّة القياسيّة ونموذج التقدير

يعتمد هذا البحث على منهجيّة الانحدار الكميّ على الكميّ(Quantile-on-Quantile Regression: QQR)الّتي طوّرها[5] Sim and Zhou لتحليل العلاقة غير الخطّيّة وغير المتماثلة بين سعر الصرف (ER) والميزان التجاريّ (TB)في الاقتصاد الليبي، وتمثّل هذه المنهجيّة امتدادًا متقدّمًا لانحدار الكمّيّات التقليديّ الّذي قدّمه[19] Koenker and Bassett ، حيث تدمج بين الانحدار الكميّ وتقنيات الانحدار الخطّيّ المحلّيّ، ممّا يسمح بدراسة تأثير كمّيّات المتغيّر المستقلّ على كمّيّات المتغيّر التابع عبر مختلف أجزاء التوزيع الاحتماليّ لكليهما في آنٍ واحدٍ .[5]

وتنطلق المنهجيّة من نموذج الانحدار الكميّ التقليديّ الآتي:

$$TB_t = \beta^{\theta}(ER_t) + \varepsilon^{\theta}_t \quad \ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث تمثل$\beta^{\theta}(\cdot)$ دالّة غير معلمية تصف العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ عند الرتبة الكمّيّةθ، بينما يفترض أن يحقّق حدّ الخطأ الشرط:

$$Q^{\theta}(\varepsilon^{\theta}_t|ER) = 0$$

ونظراً لعدم معرفة الشكل الوظيفيّ للدالّة$\boldsymbol{\beta^{\theta}(\cdot)}$، يتم تقريبها محلّيًّا حول الرتبة الكمّيّةτللمتغيّر المستقلّ باستخدام متسلسلة تايلور من الدرجة الأولى وفقًا للعلاقة:

$$\beta^{\theta}(ER_t) \approx \beta^{\theta}(ER^{t}) + \beta'^{\theta}(ER^{t})(ER_t - ER^{t}) \quad \ldots\ldots\ldots (2)$$

وبتعريف:

$$\alpha_0(\theta,\tau) = \beta^{\theta}(ER^{t})$$

$\alpha_1(\theta,\tau)=\beta'^{\theta}(ER^t)$

يمكن إعادة كتابة النموذج في صورته النهائيّة على النحو الآتي:

$$TB_t = \alpha_0(\theta,\tau) + \alpha_1(\theta,\tau)(ER_t - ER^t) + \varepsilon^{\theta}_t \quad \text{..... (3)}$$

وتكمن أهمّيّة هذه الصيغة في أنّ معاملات النموذج تعتمد بشكلٍ مشترك على الرتبتين الكمّيّتين θوτ، الأمر الّذي يسمح ببناء مصفوفة كاملة من التأثيرات بدلاً من تقدير معامل متوسط واحد، وبالتالي الكشف عن الاختلافات المحتملة في استجابة الميزان التجاريّ لمستويات سعر الصرف المختلفة عبر كامل التوزيع الاحتماليّ للمتغيّرين [5] .

ويتم تقدير النموذج من خلال انحدار كمّيّ موزون محلّيًّا باستخدام دالّة نواة غاوسيّة تمنح أوزانًا أكبر للمشاهدات القريبة من الرتبة الكمّيّة المستهدفة، وذلك عبر تصغير دالّة الهدف الآتية:

$$\min\ (\alpha_0, \alpha_1)\ \Sigma_{t=1}^{n}\ \rho^{\theta}\ [TB_t - \alpha_0 - \alpha_1(ER_t - ER^t)]\ K_h(ER_t - ER^t) \quad \text{.....(4)}$$

حيث تمثّل $\rho^{\theta}(\cdot)$ دالة الخسارة غير المتماثلة الخاصّة بانحدار الكمّيّات، بينما تمثّل $K(\cdot)$ دالّة النواة الغاوسيّة المعرفة كما يأتي:

$$K_h(ER_t - ER^t) = (1/h\sqrt{2\pi})\ \exp\{-\tfrac{1}{2}[(ER_t - ER^t)/h]^2\} \quad \text{.... (5)}$$

وتتحكّم معلمة عرض النطاق (h) في درجة نعومة التقديرات المحلّيّة، حيث يضمن اختيارها بشكلٍ مناسب تحقيق التوازن بين الدقّة الإحصائيّة وقدرة النموذج على التقاط الأنماط غير الخطّيّة وغير المتماثلة للعلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، وهو ما يجعل منهجيّة QQR أكثر ملاءمة لدراسة الاقتصادات الريعيّة المعرّضة للصدمات الهيكليّة والتقلّبات الاقتصاديّة المتكرّرة [5] .

11. بيانات البحث:

تغطّي الدراسة سلسلة زمنيّة ممتدّة على مدار 35 عاماً، وتحديداً الفترة من عام 1990إلى عام 2024 باستخدام بياناتٍ سنويةٍ حقيقيةٍ وموثقةٍ وتعد هذه الفترة كافية ومثاليّة جدًّا في الاقتصاد القياسيّ غير المعلمي، كما يظهر في الجدول رقم (2).

الجدول رقم (2): يوضّح وصف المتغيّرات المستخدمة في الدراسة

المتغير	رمز المتغير	الوصف المتغير	مصدر البيانات
سعر الصرف Exchange Rate	ER	سعر الصرف الرسميّ للدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكيّ ويمثّل المتغيّر المستقلّ في هذه الدراسة.	مصرف ليبيا المركزيّ تقارير ونشرات لسنوات مختلفة
الميزان التجاري Trade Balance	TB	صافي قيمة الفرق بين إجمالي الصادرات والواردات (مليون دينار ليبي) ويمثل المتغير التابعفي هذه الدراسة.	مصرف ليبيا المركزي تقارير ونشرات لسنوات مختلفة

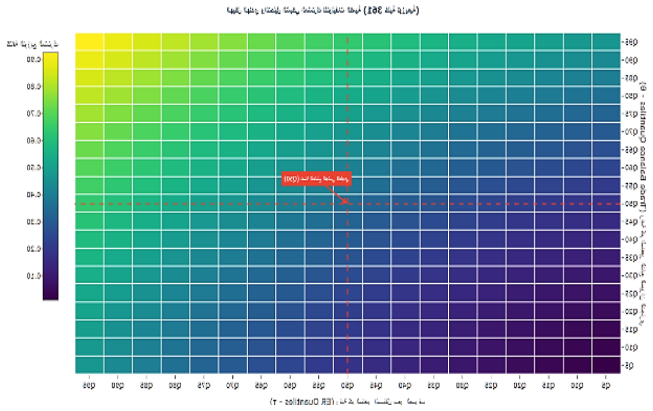
12. تحليل البيانات ونتائج البحث:

12-1-الهيكل الهندسيّ والتحليل الشبكيّ المشترك للتوليفات الكمّيّة المشتركة

يوضّح المخطّط التخطيطيّ ثنائيّ الأبعاد الوارد في الشكل (1) البنية الهندسيّة لمقاربة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (Quantile-on-Quantile Regression, QQ)، ويوضّح بصريًّا كيفيّة توزيع البيانات التاريخيّة للدراسة خلال الفترة (1990–2024) عبر مجال كمّيّ مشترك يجمع بين المتغيّر المستقلّ المتمثّل في سعر الصرف والمتغيّر التابع المتمثّل في الميزان التجاريّ، ويعتمد هذا التمثيل على تقسيم توزيعات المتغيّرين إلى تسعة عشر مستوًى كمّيًّا تتراوح بين (Q_5) و(Q_{95})، بحيث تتقاطع الكمّيّات الخاصّة بسعر الصرف (τ) مع نظيراتها الخاصّة بالميزان التجاريّ(θ) ، منتجةً مصفوفةً تتكوّن من (361) خليّة تمثّل مختلف الحالات والتوليفات الممكنة للعلاقة بين المتغيّرين عبر كامل نطاق التوزيع الإحصائيّ للبيانات.

وتعكس التدرّجات اللونيّة المستخدمة في المخطّط، وفق مقياس الألوان (Viridis) اختلاف كثافة التوزيع المشترك للبيانات بين الخلايا المختلفة ففي المناطق ذات الألوان الداكنة الواقعة في الجزء السفليّ الأيسر من المصفوفة تتركّز المشاهدات المرتبطة بالقيم المنخفضة لكلا المتغيّرين، وهي حالات قد ترتبط بفترات الضعف الاقتصاديّ أو تراجع الأداء التجاريّ، ومع الانتقال التدريجيّ نحو مركز المصفوفة تظهر ألوان متوسّطة تعكس مستويات أكثر استقرارًا للمتغيّرات، في حين تشير الألوان الأكثر سطوعاً في الجزء العلويّ الأيمن إلى الحالات الّتي تتزامن فيها القيم المرتفعة لسعر الصرف مع القيم المرتفعة للميزان التجاريّ، وهو ما قد يرتبط بفترات التحسّن النسبيّ في المؤشّرات الاقتصاديّة أو ارتفاع الإيرادات الخارجيّة.

وتبرز الأهمّيّة المنهجيّة للمخطّط من خلال الخطّين المتقطّعين اللّذين يتقاطعان عند الكمّيّة الوسطى (Q_{50}) لكلّ من المتغيّرين، وهي النقطة الّتي تمثّل المركز الإحصائيّ للتوزيع المشترك وتماثل هذه النقطة في جوهرها الفكرة الّتي تنطلق منها النماذج التقليديّة، مثل نموذج المربّعات الصغرى الاعتياديّة (OLS)، والّتي تركّز بشكل رئيسيّ على العلاقة المتوسّطة بين المتغيّرات غير أنّ منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ تتجاوز هذا المنظور المحدود، إذ تسمح بدراسة العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ عبر جميع مستويات التوزيع، وليس عند المتوسّط فقط وبذلك توفّر فهمًا أكثر عمقًا لطبيعة التأثيرات غير الخطيّة وغير المتماثلة، وتمكّن من الكشف عن اختلاف استجابة الميزان التجاريّ لتقلّبات سعر الصرف باختلاف الظروف الاقتصاديّة والحالات التوزيعيّة الّتي تمرّ بها البيانات، الأمر الّذي يعزّز القدرة التفسيريّة والتحليليّة للدراسة مقارنة بالمقاربات القياسيّة التقليديّة.



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل رقم (1): الهيكل الهندسي والتحليل الشبكي المشترك للتوليفات الكمية المشتركة (361 خلية توزيعية)

12-2-التوصيف الإحصائيّ وتحليل المعطيات الخام

تُظهر النتائج الوصفيّة والإحصائيّة الواردة في جدول (3) وجود تباينات ملحوظة في خصائص المتغيّرات محلّ الدراسة خلال الفترة (1990–2024)، فقد بلغ المتوسّط الحسابيّ للميزان التجاريّ (TB) نحو (17,918.291)، في حين سجّل انحرافاً معياريًّا مرتفعًا نسبيًّا بلغ (25,239.407)، وهو ما يشير إلى وجود تشتّت كبير في قيم السلسلة حول متوسّطها كما تراوحت قيم الميزان التجاريّ بين حدٍّ أدنى بلغ (-14,121.000) وحدٍّ أقصى وصل إلى (96,391.000)، الأمر الّذي يعكس تعرّض الميزان التجاريّ الليبيّ لتقلّبات ملحوظة خلال فترة الدراسة، ويُعزى ذلك بدرجة كبيرة إلى تأثّر الاقتصاد الليبيّ بالتغيّرات في عائدات قطاع النفط والغاز باعتباره المصدر الرئيس للإيرادات الخارجيّة.

أمّا متغيّر سعر الصرف(ER) فقد بلغ متوسّطه الحسابيّ (1.394)، بينما سجّل انحرافاً معياريًّا قدره (1.312)، مع نطاق تذبذب امتدّ من (0.284) كحدٍّ أدنى إلى (4.928) كحدٍّ أقصى وتعكس هذه القيم التحوّلات الّتي شهدتها السياسة النقديّة وسعر صرف الدينار الليبيّ خلال فترة الدراسة، بما في ذلك بعض إجراءات تعديل سعر الصرف الّتي انعكست على مسار السلسلة الزمنيّة.

وفيما يتعلّق بخصائص التوزيع الإحصائيّ أظهرت النتائج أنّ متغيّري الميزان التجاريّ وسعر الصرف يتمتّعان بقيم موجبة لمعامل الالتواء(Skewness) ، بلغت (1.268) و(1.837) على التوالي، مما يشير إلى انحراف التوزيع نحو اليمين ووجود بعض القيم المرتفعة نسبيًّا مقارنةً بباقي المشاهدات كما تدلّ هذه النتائج على أنّ توزيع المتغيّرين لا يتّصف بالتماثل الكامل حول المتوسّط، وتعزّز نتائج اختبار جارك-بيرا (Jarque-Bera) هذه الملاحظة حيث بلغت قيمة الإحصاء (12.255) للميزان التجاريّ عند قيمة احتماليّة (0.002)، و(31.480) لسعر الصرف عند قيمة احتماليّة (0.000)، وبما أنّ القيم الاحتماليّة جاءت أقلّ من مستويات المعنويّة التقليديّة، فإنّه يتمّ رفض فرضيّة العدم القائلة باتّباع المتغيّرات للتوزيع الطبيعيّ وتشير هذه النتيجة إلى أنّ السلسلتين الزمنيّتين تتّسمان بخصائص توزيعيّة غير طبيعيّة، وهو ما يوفّر مبرّرًا إحصائيًّا ومنهجيًّا لاستخدام أساليب أكثر مرونة من نماذج المتوسّط الشرطيّ التقليديّة، مثل الانحدار الكمّيّ (QR) والانحدار الكمّيّ على الكمّيّ(QQ) ، نظراً لقدرتهما على تحليل العلاقات الاقتصاديّة عبر مختلف أجزاء التوزيع والكشف عن الأنماط غير الخطّيّة وغير المتماثلة الّتي قد لا تظهر بوضوح عند الاعتماد على متوسّط العلاقة فقط

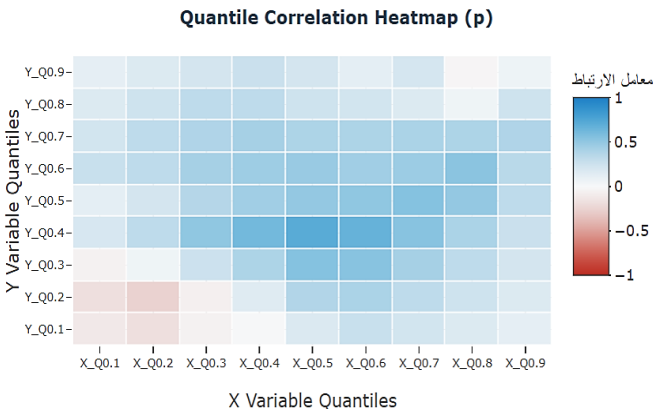
جدول رقم (3): الخصائص الإحصائيّة والوصفيّة (TB)و(ER)

سعر الصرف (ER)	الميزان التجاري (TB)	المؤشر الإحصائي الوصفي
1.394	17918.291	Mean
1.257	9590.000	Median
4.928	96391.00	Maximum
0.284	-14121.00	Minimum
1.312	25,239.407	Std. Dev.
1.837	1.268	Skewness
2.302	0.945	Kurtosis
31.480	12.255	Jarque-Bera
0.000000	0.002	Probability
35	35	Observations

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

12-3- مصفوفة الارتباط عبر التوزيعات الكمية

يوضح الشكل رقم (2) خريطة ارتباط كمّيّ ثنائيّة الأبعاد تكشف بنية العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ عند كلّ نقطة من فضاء التوزيع المشترك للمتغيّرين، متجاوزة تحديد الاتجاه العام نحو رصد كيفيّة تغيّر هذه العلاقة من حيث القوّة والاتجاه عبر الشرائح الكمّيّة المختلفة، وتحويل معاملات الارتباط إلى سطح لونيّ يجعل التباينات غير الخطّيّة مرئيّة مباشرة بدلًا من أن تظلّ أرقامًا مجردة.



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل رقم (2): خريطة الارتباط الكمّيّ ثنائيّة الأبعاد (Quantile Correlation Heatmap)

وتبين الخريطة بنيةً غير متجانسة واضحة عند المستويات الدنيا (YQ0.1 و YQ0.2)تسود الدرجات اللونيّة المائلة للأحمر الرماديّ دلالة على أثر سلبيّ حادّ، حيث تبلغ حساسيّة الميزان التجاريّ تجاه الصدمات النقديّة ذروتها في هذه المنطقة- فأيّ اضطراب في سعر الصرف يزيد العجز لا يعالجه - لأنّ الواردات الأساسية في اقتصاد ريعيّ محدود التنويع تظلّ شبه غير مرنة تجاه تغيّرات الأسعار، ومع الانتقال نحو المستويات المتوسّطة تتحوّل الخريطة إلى الأزرق الملكيّ، وتبلغ العلاقة الموجبة ذروتها عند التفاعل(XQ0.5 × YQ0.4) ، حيث تصبح قنوات انتقال أثر سعر الصرف أكثر سلاسة في بيئات النشاط الاقتصاديّ الأقلّ تقلّبًا.

هذا التباين الجوهريّ بين طرفي التوزيع يثبت أنّ العلاقة بين المتغيّرين ليست ثابتة ولا خطّيّة، وأنّ النماذج التقليديّة الّتي تفترض استجابة موحّدة تُشوه الواقع قبل أن تفسّره، ممّا يعزّز المبرّر المنهجيّ لتبنّي نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQR) أداة قادرة على التقاط هذا التفاوت بدقة لا تبلغها المقاربات الخطّيّة.

12-4-اختبارات السكون واستقرار السلاسل الزمنيّة(Unit Root Tests)

تتطلّب المعالجة القياسيّة التحقّق من استقراريّة متغيّري الميزان التجاريّ وسعر الصرف الفعليّ مع مراعاة الانكسارات البنيويّة الّتي ميّزت الاقتصاد الليبيّ خلال فترة الدراسة، وقد أشار[20] Perron إلى أنّ تجاهل هذه الانكسارات قد يؤدّي إلى تحيّز نتائج اختبارات جذر الوحدة التقليديّة، إذ يمكن الخلط بين الصدمات الهيكليّة وعدم الاستقرار الحقيقيّ للسلسلة الزمنيّة.

لذلك اعتمدت الدراسة بشكلٍ أساسيّ على اختبار Zivot-Andrews [21]القادر على تحديد الانكسارات الهيكليّة الداخليّة غير المعروفة مسبقًا الموضّح بالجدول (4-ا)، مع الاستعانة باختبارات ADF و PPو KPSSللتحقّق من تناسق النتائج المعروضة في الجدولين رقم(4-ب)(4-ج)، وأظهرت النتائج وجود نقطة انكسار هيكليّ رئيسيّة عام 2013 لكلا المتغيّرين، وهو ما ينسجم مع الاضطرابات الّتي شهدها قطاع النفط الليبيّ خلال تلك الفترة.

وبعد أخذ الانكسار البنيويّ في الاعتبار بيّنت نتائج اختبار Zivot-Andrews أنّ السلسلتين تصبحان مستقرتين عند الفرق الأول، حيث تجاوزت إحصاءات الاختبار القيم الحرجة عند مستوى معنويّة 1%، ممّا يسمح برفض فرضيّة جذر الوحدة وتصنيف المتغيّرين على أنّهما متكاملان من الدرجة الأولى I(1) كما دعمت نتائج PP و KPSSهذا الاستنتاج بشكلٍ عامّ، في حين يمكن تفسير التباين النسبيّ في نتائج ADF بمحدوديّة قدرته على

التعامل مع الانكسارات الهيكليّة الحادّة.

وتوفّر هذه النتائج أساسًا قياسيًّا سليمًا للانتقال إلى تقدير نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ(QQR) ، ممّا يعزّز دقّة التحليل اللاحق ويحدّ من أخطاء التوصيف الإحصائيّ.

جدول رقم (4-أ): نتائج اختبار Zivot-Andrews للاستقرار وجذر الوحدة في ظل الانكسار الهيكليّ

المتغيّر المستهدف بالتحليل القياسيّ	الميزان التجاريّ بالفرق الأول(diff_TB)	سعر الصرف الفعليّ بالفرق الأول(diff_ER)
إحصاءة الاختبار المقدّرة بالفرق الأول(Test statistic)	-21.3366*	17.8544*-
القيمة الحرجة للاختبار (مستوى معنوية 1%)	5.57-	5.57-
القيمة الحرجة للاختبار (مستوى معنوية 5%)	5.08-	5.08-
جودة ملاءمة النموذج المقدّر (R-squared)	94.38%	92.15%
تاريخ الانكسار المعزول برمجيًّا تلقائيًّا(Breakpoint)	عام 2013	عام 2013
القرار والتشخيص القياسيّ المتوصّل إليه من واقع الأرقام	رفض فرضيّة جذر الوحدة عند مستوى 1%: السلسلة مستقرّة وتتكامل من الدرجة الأولى I(1)	رفض فرضيّة جذر الوحدة عند مستوى1%: السلسلة مستقرّة وتتكامل من الدرجة الأولى I(1)

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

جدول رقم (4-ب): نتائج اختبارات جذر الوحدة(ADF & PP)

المتغير	(ER)	(TB)
ADF I(0) إحصاءة	-1.851	-1.450
ADF I(0) إحصاءة	0.631	0.787
ADF I(1) إحصاءة	2.161-	-2.611
ADF I(1) إحصاءة	0.511	0.336
PP I(0) إحصاءة	5.907-	-14.107

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

جدول رقم (4-ج): نتائج اختبار KPSS للتحقّق المزدوج من استقرار السلاسل الزمنيّة

المتغير	(ER)	(TB)
KPSS I(0) إحصاءة	0.686	0.441
I(0)القيمة الاحتماليّة	0.015	0.060
KPSS I(1) إحصاءة	0.242	0.087
I(1)القيمة الاحتماليّة	0.1	0.1

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

5-12-اختبارات التكامل المشترك ومبرّر تجاوز الإطار الخطّيّ:

استكمالاً لدقّة المنهجيّة وقبل الانتقال إلى تقدير نموذج الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ، أجريت اختبارات التكامل المشترك للتحقّق من طبيعة العلاقة طويلة الأجل بين المتغيّرين في إطارها الخطّيّ التقليديّ، وقد اعتمدت الدراسة منهجيّتين مكمّلتين:

أولاً: اختبار ARDL Bounds Test وفق منهجيّةPesaran et al [4] ، الّذي يتميّز بمرونته في التعامل مع المتغيّرات المتكاملة من الدرجة الأولى I (1) أو المختلطة(0) I و(1) I .

ثانياً: اختبار Johansen للتكامل المشترك، الّذي يفحص وجود متّجهات تكامل متعدّدة في إطار نموذجVAR وتلخص نتائج الاختبارين في الجدول الآتي:

جدول (5): نتائج اختبارات التكامل المشترك

القرار	القيمة الحرجة (5%)	الإحصاءة المحسوبة	الاختبار
لا يوجد تكامل خطّيّ	4.663	3.952	ARDL Bounds Test (F-stat)
لا يوجد متّجه تكامل	15.494	9.978	Johansen Trace Test
لا يوجد متجه تكامل	14.264	9.387	Johansen Max-Eigen

يتّسق غياب التكامل المشترك الخطّيّ مع الطبيعة الهيكليّة للاقتصاد الليبيّ الريعيّ المعرّض لصدمات غير متكرّرة ومتقطّعة، كما يتوافق مع نتائج عدد من الدراسات التطبيقيّة في الاقتصادات المعتمدة على تصدير الموارد الطبيعيّة [10](Ogbonna, 2023)والأهمّ من ذلك أنّ هذه النتيجة تُعزّز المبرّر المنهجيّ الجوهريّ لتبنّي مقاربةQQR إذ أثبتت الأدبيات القياسيّة الحديثة أنّ غياب العلاقة الخطّيّة الطويلة الأجل لا يعني بالضرورة غياب الترابط بين المتغيّرين، بل قد يعكس وجود علاقات غير خطّيّة وغير متماثلة لا تستطيع النماذج التقليديّة التقاطها .[8][5](Sim & Zhou, Jiang et al,) لذلك فإن مقاربة QQRلا تشترط التكامل المشترك كشرط مسبق للتقدير بل تنطلق من فضاء التوزيع الاحتماليّ المشترك للمتغيّرين بشكلٍ مستقلّ عن افتراضات الخطّيّة.

ج-اختبار BDS للاخطّيّة وعدم التماثل على بواقي النموذج الخطّيّ

استناداً إلى الإطار النظريّ الّذي طوّره Brock, Dechert, Scheinkman, and LeBaron (1996)[22]، تمّ تطبيق اختبار BDSعلى بواقي النموذج الخطّيّ للتحقّق من وجود لاخطّيّة أو اعتماد غير مرصود في السلسلة الزمنيّة كما تمّ توضيحه بالجدول (6)، باعتباره أداة تشخيصيّة متقدّمة تتجاوز حدود الفرضيات الخطّية التقليديّة في تحليل العلاقات الاقتصاديّة، يقوم الاختبار على فحص فرضيّة العدم الّتي تفترض أنّ البيانات مستقلّة وموزّعة توزيعاً متماثلاً(i.i.d) ، ممّا يسمح بكشف أنماط خفيّة أو روابط ديناميكيّة معقّدة قد لا تظهر في التقدير الخطّيّ المباشر، وقد عزّز التطوير المنهجيّ اللاحق لـ Kanzler (1999) [23]دقّة الاختبار في التقاط البنى غير الخطّيّة داخل البيانات الزمنيّة.

6-12-الصياغة الإجرائيّة والنتائج التجريبيّة

يعتمد الاختبار على تحليل متعدّد الأبعاد عبر قيم الإغراق Embedding) (Dimensionsمثل $\boldsymbol{m = 2, 3, 4}$، إلى جانب استخدام مسافات إبسلون ($\boldsymbol{\varepsilon}$) متعدّدة المستويات وفقاً للتدرّج المقترح في الأدبيات المنهجيّة، ممّا يسمح بفحص حساسيّة النتائج عبر فضاءات مختلفة من التقارب الإحصائيّ.

وقد أظهرت النتائج التجريبيّة عند البعد الرابع ($\boldsymbol{m = 4}$) قيمة معياريّة بلغت 3.2548مع مستوى معنويّة إحصائيّة 0.0011، وهو ما يشير بوضوح إلى رفض فرضيّة العدم الخاصّة بالخطّيّة والاستقلاليّة.

7-12-الدلالات الاقتصاديّة والمنهجيّة

- وجود بنية لا خطّيّة :هذا الرفض الإحصائيّ يعكس وجود بنية لا خطّيّة واضحة في بيانات الاقتصاد الليبيّ خلال الفترة (1990–2024)، وهي غالباً ما ترتبط بالصدمات الخارجيّة والاختلالات الهيكليّة المتكرّرة.
- تعقيد النظام الاقتصاديّ :النتيجة تُقرأ كإشارة إلى تعقيد ديناميكيّات الاقتصاد أكثر من كونها مجرد انحراف إحصائيّ بسيط.
- مبرر منهجيّ للانتقال :بناء على ذلك يصبح الانتقال إلى نماذج الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ (QQR) مبرّرًا علميًّا لفكّ هذه التفاعلات غير الخطّيّة داخل فضاء التوزيعات، وليس عند المتوسّط فقط.
- فهم أدقّ للتباين :مقاربة QQR تتيح فهماً أكثر دقّة لتباين الاستجابات عبر مستويات الكمّيّات المختلفة، ممّا يعزّز القدرة على تفسير العلاقات الاقتصاديّة في سياق الاقتصاد الليبيّ.

جدول رقم (6): نتائج اختبار BDS اللاخطّيّة وعدم التماثل على بواقي النموذج الخطّيّ

البعد البنيويّ(m)	1 ε (7321.76)	2 ε (14643.52)	3 ε (21965.29)	4 ε (29287.05)
(m = 2)	-0.0415 (0.967)	0.575 (0.565)	1.214 (0.225)	-0.293 (0.770)
(m = 3)	1.309 (0.191)	2.460** (0.014)	1.576 (0.115)	-0.043 (0.966)
(m = 4)	2.274** (0.023)	3.255*** (0.001)	1.378 (0.168)	-0.268 (0.789)

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

ملاحظة :القيم بين القوسين تمثل القيمة الاحتماليّة (P-value) تعني معنويّة إحصائيّة عند مستوى (5%)، و *** تعني معنويّة إحصائيّة عالية جدًّا عند مستوى (1%)

تُظهر نتائج اختبار Brock-Dechert-Scheinkman (BDS) المدرجة في الجدول رقم (5) نمطاً غير متجانس من الدلالة الإحصائيّة عبر الأبعاد المضمّنة (m) ومستويات مسافة التقارب(ε) ، ورغم أنّ عدداً محدوداً من التوليفات فقط حقق دلالةً إحصائيةً، في حين لم تُظهِر بقيّة الخلايا مستويات معنويّة كافية، فإن هذا التباين لا يعدّ أمرًا غير مألوف في العيّنات الزمنيّة المحدودة، بل يعكس حساسيّة الاختبار لاختيار أبعاد التضمين ومسافات التقارب.

ويمكن تفسير ضعف الدلالة عند مستويات التقارب الضيّقة جدًّا بارتفاع أثر الضوضاء العشوائيّة، في حين أنّ اتّساع مسافة التقارب يؤدّي إلى دمج أنماط سلوكيّة متباينة داخل فضاء واحد، الأمر الّذي يحدّ من قدرة الاختبار على التقاط الاعتماديّات الديناميكيّة الدقيقة، لذلك فإنّ تراجع المعنويّة في بعض الخلايا لا يعني بالضرورة غياب اللاخطّيّة، بل قد يعكس انخفاض القوّة التشخيصيّة للاختبار تحت بعض إعداداته.

وأظهرت نتائج البعد الرابع عند مستوى التقارب الوسيط(m=4,ε2)دلالةً إحصائيّةً قويّةً، ممّا يشير إلى وجود اعتماديّات غير خطّيّة في البيانات لا يمكن تفسيرها بالكامل ضمن إطار النماذج الخطّيّة التقليديّة، وتكتسب هذه النتيجة أهمّيّةً خاصّةً لأنّ الأبعاد المتوسّطة غالبًا ما توفّر توازنًا أفضل بين احتواء المعلومات الديناميكيّة وتقليل تأثير الضوضاء الإحصائيّة.

وعليه توفّر نتائج اختبار (BDS) دليلاً داعماً على وجود سلوك غير خطّيّ في بيانات الدراسة، الأمر الّذي يعزّز المبرّر المنهجيّ لتبنّي نماذج أكثر مرونة في توصيف العلاقة بين المتغيّرات، وفي مقدّمتها نموذج الانحدار الكمّيعلى الكمّيّ(QQR) ، القادر على التقاط التباينات والاعتماديّات غير المتماثلة عبر مختلف أجزاء التوزيع الشرطيّ للمتغيّرات.

12-8-نموذج الـ (Quantile-on-Quantile Regression)

تقدّم المؤشّرات الرقميّة المستعرضة في الجدول رقم (5) الأبعاد البنيويّة والكفاءة الإحصائيّة لنموذج التقدير القياسيّ المطوّر (Quantile-on-Quantile Regression)لبيانات الاقتصاد الليبيّ (1990 - 2024) وتكشف هذه الخلاصة الإحصائيّة عن مجموعة من الحقائق القياسيّة والسلوكيّة الّتي تعزّز من دقّة النتائج التجريبيّة، ويمكن تلخيصها في الأبعاد الآتية:

1- دقّة التقدير الحسابيّ وتفكيك الهيكل التوزيعيّ:

رغم محدوديّة حجم العيّنة التاريخيّة (35 مشاهدة سنويّة)، نجحت المقاربة غير المعلميّة لنموذج الـ QQ برمجيًّا - وبالاعتماد على التقريب الخطّيّ المحلّيّ ودالة أوزان النواة(Kernel) - في تفكيك السلاسل الزمنيّة المشتركة عبر تقسيم فضاء التوزيع إلى 19رتبة كمّيّة للمتغيّر التابع متقاطعة مع 19رتبة كمّيّة للمتغيّر المستقلّ، وقد أسفر ذلك عن توليد 361توليفة كمّيّة مشتركة، ممّا منح النموذج متانةً لرصد الصدمات اللحظيّة واكتشاف مرونات الاستجابة غير المتماثلة واللاخطّيّة عند الأطراف والأوساط، وهو ما تعجز عنه نماذج المتوسّط الكلاسيكيّة

2- التباين السلوكيّ الحادّ وتقلّب معاملات المرونة:

أثبتت مؤشّرات التشتّت والنزعة المركزيّة وجود تباين سلوكيّ حادّ يعكس الطبيعة الهيكليّة للاقتصاد الريعيّ، حيث بلغ متوسّط معاملات الأثر الكلّيّ 13,306.12، والوسيط 10,170.58، مع انحراف معياريّ مرتفع قدره 15,419.81وقد ظهر الانقسام عند الأطراف المتطرّفة:

أدنى قيمة سلبيّة حادّة بلغت 13,950.72–، معبّرة عن عجز قصير الأجل وجمود فاتورة الاستيراد.

أقصى قيمة موجبة بلغت 52,111.49+، مؤكّدة نجاح صدمة العملة في تحفيز التنافسيّة السعريّة بالتزامن مع طفرات النفط.

3- جودة الملاءمة الإحصائيّة والاستقرار التنبّئيّ

أظهرت القوّة التفسيريّة لمعامل التحديد (R^2) توازنًا دقيقًا، إذ بلغ المتوسّط العام 25.31% والوسيط 22.02%والملفت للنظر أنّ معيار(R^2) تحرّك من الصفر المطلق (0.00%) في مناطق الحياد النقديّ، ليقفز إلى قيمة قصوى استثنائيّة بلغت 85.95%عند توليفة كمّيّة محدّدة تمثّل تقاطع الكمّ الوسيط لسعر الصرف مع نقطة التوازن للميزان التجاريّ، ممّا يبرهن على الدقّة التنبّؤيّة للنموذج عند النطاقات الحرجة.

4- القوّة التشخيصيّة والدّقة القياسيّة

أكّدت نتائج Bootstrap(500 تكرار مستقلّة) القوّة الإحصائيّة للنموذج،حيث نجحت 161توليفة في انتزاع المعنويّة عند مستوى 5%، منها 98توليفة بلغت مستوى 1 % وتتركّز هذه التوليفات المعنويّة عند الأطراف العليا والدنيا ومناطق النمط القطريّ المزدوج، ممّا يعزّز رفض فرضيّة الحياد ويؤكّد متانة المقدّرات الموضعيّة لورقتنا البحثيّة هذه، ممّا يوفّر لصانع القرار في المصرف المركزيّ الليبيّ خريطة طريق استرشاديّة صلبة للتنبّؤ والتخطيط السياساتي الآمن.

جدول (7): الخلاصة الإحصائيّة وهيكل التوليفات لنموذج التقدير القياسيّ(Quantile-on-Quantile Regression)

القيمة الرقميّة المستخرجة	توصيف الهيكل والمؤشر القياسيّ
35مشاهدة سنويّة – 1990)	عدد المشاهدات الأصليّة(Observations)
19مستوى كمّيّ	مستويات كمّيّات المتغيّر التابع Y)
19مستوى كمّيّ	مستويات كمّيّات المتغيّر المستقلّ X)
361توليفة تمثيليّة شاملة	إجماليّ التوليفات الكمّيّة المشتركة
13306.12	متوسّط معاملات الأثر الكلّي Mean)
10170.58	وسيط معاملات الأثر الكلّي Median)
-13950.72	أدنى قيمة للأثر (Minimum) [تعمّق العجز]
52111.49	أقصى قيمة للأثر (Maximum) [ذروة
15419.81	الانحراف المعياريّ لمعاملات الأثر(SD)
0.2531 (25.31%)	متوسط معامل التحديد(Mean R-squared)
0.2202 (22.02%)	وسيط معامل التحديد-Median R)
0.0000 (0.00%)	أدنى قوة تفسيريّة مسجّلة-Min R)
0.8595 (85.95%)	أقصى قوة تفسيريّة مسجّلة-Max R)
161 من أصل 361 توليفة	التوليفات المعنويّة عند مستوى 5% > p)
98 من أصل 361 توليفة	التوليفات شديدة المعنويّة عند مستوى 1% p)

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

ومن الناحية المنهجيّة قد يثار تساؤل بشأن كفاية حجم العيّنة البالغ (35) مشاهدة سنويّة لتقدير مصفوفة كمّيّة تضمّ (361) توليفة مشتركة إلا أنّ منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQR) لا تقوم على تقدير نماذج مستقلّة

لكلّ توليفة، بل تعتمد على أسلوب التقدير الخطّيّ المحلّيّ غير المعلمي (Local Linear Kernel Estimation)الّذي يوظّف جميع مشاهدات العينة في كلّ عمليّة تقدير مع إعطاء أوزان أكبر للمشاهدات الأقرب إلى النقطة الكمّيّة المستهدفة لذلك فإن مصفوفة المعاملات تمثل تقديرات موضعيّة مشتقّة من إطار تقديريّ واحد، ممّا يعزّز كفاءة التقدير ويحدّ من المشكلات المرتبطة بتجزئة العيّنة أو فقدان درجات الحريّة(Sim & Zhou,) [5]

12-9-المبرّرات القياسيّة لاختيارکثافة الکوانتيل وعرض النطاق الترددي Bandwidth)

يخضع اختيار محدّدات التقدير الحسابيّة في نموذج الـ -QQ والمتمثّلة في كثافة شبكة الكوانتيل مقاس 19×19 وتعيين معيار عرض النطاق الترددي -(Bandwidth h)لضوابط قياسيّة شديدة تستهدف الحفاظ على التوازن الدقيق بين التحيّز والتباين (Bias-Variance Trade-off) لضمان متانة المقدّرات الإحصائية، وذلك بالاستناد إلى المبرّرات الآتية:

أوّلاً: مبرّر الاعتماد على 19 مستوى كمّيّ(19 Quantiles) :

تمّ اختيار شبكة توزيعيّة مكوّنة من (19) مستوًى كمّيًّا بفاصل مقداره (0.05)، تغطي المجال الممتدّ من (Q0.05) إلى(Q0.95) ، ممّا ينتج عنه (361) توليفة من التفاعلات الكمّيّة في إطار منهجيّة الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ .(QQR)ويستند هذا الاختيار إلى الرغبة في تحقيق درجة مناسبة من الدقّة في توصيف العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ عبر مختلف مستويات توزيعهما، مع مراعاة القيد المرتبط بحجم العيّنة السنويّة المتاحة للدراسة.

إن استخدام عدد محدود من المستويات الكمّيّة، مثل (5) أو (9) كوانتيلات، قد يؤدّي إلى فقدان جزء من التباين الموجود داخل التوزيع وتقليل القدرة على رصد الاختلافات بين المناطق الوسطى والطرفيّة، في حين يسمح استخدام (19) كوانتيلٍ بتمثيل أكثر تفصيلًا لفضاء العلاقة والكشف عن التغيّرات المحتملة في قوّة واتّجاه التأثير عبر مختلف الرتب الكمّيّة وفي المقابل، فإن زيادة عدد الكوانتيلات بدرجة أكبر قد تؤدّي إلى تقليل عدد المشاهدات الفعليّة المتاحة لكلّ تقدير وارتفاع درجة عدم اليقين في المعاملات المقدّرة.

1. وعليه، يمثل اختيار (19) كوانتيلاً حلًّا وسطاً بين الدقّة التحليليّة والكفاءة الإحصائيّة، حيث يوفّر قدرة أكبر على استكشاف السلوك الطرفيّ للمتغيّرات، بما في ذلك الحالات القصوى في توزيع الميزان التجاريّ مثل القيمة البالغة (−13,950.72) عند(Q5) ، دون تحميل النتائج تفسيرات اقتصاديّة مسبّقة لا يختبرها النموذج بشكل مباشرٍ.

ثانياً: مبرّر تعيين قيمة عرض النطاق الترددي المثلى:(Bandwidth h = 0.05)

تقتضي سلامة التقدير غير المعلمي في نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQR)تحديد قيمة عرض النطاق الترددي (h) بشكلٍ موضوعيّ، لذلك تم احتسابها برمجيًّا وفق معيار التمهيد الأمثل (Optimal Bandwidth) المستند إلى صيغة[24] Bofinger والمعتمدة في منهجيّة [5]Sim and Zhouوبالاستناد إلى خصائص التوزيع الاحتماليّ وحجم العيّنة البالغ (35) مشاهدة، تمّ تحديد القيمة المثلى عند (h = 0.05) ويحقّق هذا الاختيار توازنًا مهمًّا بين مشكلتي التمهيد المفرط(Over-smoothing) ، الّذي قد يؤدّي إلى طمس مظاهر اللاخطّيّة وعدم التماثل وتحويل العلاقة إلى نمط أكثر تجانساً، والتمهيد القاصر(Under-smoothing) الّذي يرفع من أثر التقلّبات العشوائيّة ويزيد من عدم استقرار التقديرات، وتوفّر هذه القيمة درجة مناسبة من الكفاءة والاستقرار التقديريّ، ممّا يسمح للنموذج بالتقاط الأنماط غير الخطّيّة وتمثيل العلاقة بين المتغيّرات بدرجة أعلى من الدقّة والموثوقيّة.

12-10-معاملات الأثر ثلاثيّ الأبعاد (Coefficients Surface) لنموذج الـ QQ

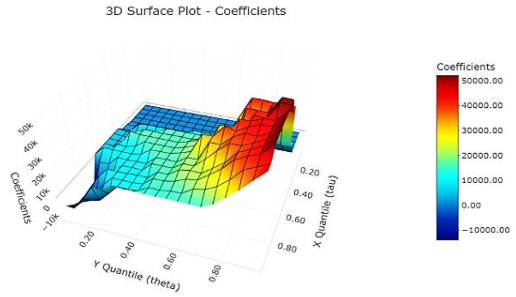
يعرض الشكل (3) السطح ثلاثيّ الأبعاد لمعاملات الأثر المقدّرة باستخدام نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQ Regression)، ويوفّر تمثيلًا بصريًّا لكيفيّة تغيّر تأثير سعر الصرف على الميزان التجاريّ عبر مختلف مستويات توزيع المتغيّرين، وتكشف ملامح السطح عن وجود تباين واضح في حجم واتجاه الأثر بين أجزاء التوزيع المختلفة، ممّا يشير إلى أنّ العلاقة بين المتغيّرين تتّسم باللاخطّيّة وعدم التماثل عبر الكمّيّات المختلفة.

ففي الجزء المرتبط بالكمّيّات الدنيا للميزان التجاريّ($\theta \leq 0.20$) ، يُظْهِر السطح انخفاضًا ملحوظًا في قيم المعاملات، خاصّة عند المستويات المرتفعة نسبيًّا لسعر الصرف، وتصل قيم المعاملات في هذه المنطقة إلى مستويات سالبة تقلّ عن (10,000.00-)، مما يشير إلى أنّ تأثير تقلّبات سعر الصرف يكون أكثر سلبيّة خلال فترات ضعف الأداء التجاريّ أو العجز التجاريّ، ويمكن تفسير ذلك بارتفاع درجة اعتماد الاقتصاد الليبيّ على الواردات الأساسيّة، الأمر الّذي قد يحدّ من قدرة التغيّرات في سعر الصرف على تحسين الميزان التجاري في الأجل القصير.

أمّا في المنطقة الوسطى من التوزيع والممتدّة تقريبًا بين الكمّيّات المتوسّطة للميزان التجاريّ($0.80 \leq \theta \leq 0.40$) ، فتتّسم المعاملات بدرجة أكبر من الاستقرار النسبيّ، حيث تتركّز قِيَمُها ضمن نطاق موجب معتدل يتراوح بين (0.00) و(20,000.00)، ويعكس ذلك انخفاض حساسيّة الميزان التجاريّ تجاه تقلّبات سعر الصرف خلال الفترات الّتي تتّسم بقدر أكبر من الاستقرار والتوازن النسبيّ في النشاط الاقتصاديّ والتجاريّ.

وفي المقابل يُظْهِر الجزء المرتبط بالكمّيّات العليا للميزان التجاريّ ارتفاعًا واضحًا في قيم المعاملات المقدّرة، وبخاصّة عند تفاعل الكمّيّات المنخفضة والمتوسّطة لسعر الصرف ($\tau \leq 0.40$) مع المستويات العليا للميزان التجاريّ، حيث تجاوزت قيم المعاملات في هذه المنطقة حاجز (40,000.00)، وبلغت أقصى قيمة مقدّرة نحو (52,111.49)، وتشير هذه النتائج إلى أنّ أثر سعر الصرف المقدّر في إطار نموذج (QQR) يكون أكثر إيجابيّة عندما يقع الميزان التجاريّ ضمن المستويات العليا من توزيعه، ممّا يدلّ على أنّ قوّة واتجاه العلاقة لا يبقيان ثابتين، وإنّما يختلفان باختلاف الوضع التوزيعيّ للمتغيّرات. ولا يمكن في ضوء النموذج الحاليّ أن تُنْسَب هذه الاستجابة بشكلٍ مباشرٍ إلى عامل اقتصاديّ محدّد مثل تطورات الإيرادات النفطيّة أو الفوائض التجاريّة، لعدم إدراج هذه المتغيّرات ضمن النموذج القياسيّ ومع ذلك يمكن تفسير اختلاف الاستجابة بين المستويات المختلفة - في ضوء احتمال تأثّر العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ- بالخصائص الهيكليّة والظروف الاقتصاديّة المصاحبة لكلّ مرحلة، وهو ما يستدعي نماذج مستقبليّة تتضمّن متغيّرات إضافيّةً لاختبار هذه القنوات بشكلٍ مباشر.

وفي المجمل تؤكّد نتائج السطح ثلاثيّ الأبعاد أنّ تأثير سعر الصرف على الميزان التجاريّ الليبيّ يختلف جوهريًّا باختلاف الموقع التوزيعيّ لكلٍّ من المتغيّرين، فبينما تظهر التأثيرات السلبيّة عند الكمّيّات الدنيا للميزان التجاريّ، تتّجه المعاملات نحو قيم موجبة أكثر ارتفاعًا عند الكمّيّات العليا، وهو ما يوفّر دليلًا على وجود علاقة غير خطّيّة وغير متماثلة بين المتغيّرين، ويوضّح أهمّيّة استخدام منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ في تحليل هذه العلاقة عبر مختلف حالات التوزيع بدلًا من الاقتصار على متوسّط التأثير فقط.

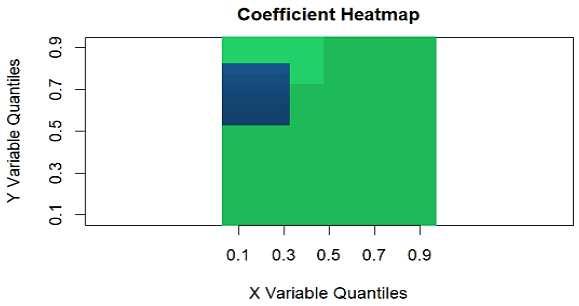


المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل (3): منحنى معاملات الأثر ثلاثيّ الأبعاد (Coefficients Surface) لنموذج الQQ

12-11-التوزيع الشبكيّ لمعاملات أثر نموذج الQQ

يوضح الشكل (4) مخطط معاملات الأثر (Coefficient Heatmap) وجود علاقة غير خطّيّة وغير متماثلة بين تقلّبات سعر الصرف والميزان التجاريّ في ليبيا خلال الفترة (1990–2024)، وتركّز غالبية المعاملات حول مستويات قريبة من الصفر عبر الكمّيّات الدنيا والمتوسّطة، ممّا يعكس محدوديّة تأثير سعر الصرف في الظروف الاقتصاديّة الاعتياديّة، في المقابل تظهر بؤرة سالبة حادّة بقيم تقلّ عن(150000-)عند تقاطع الكمّيّات العليا للميزان التجاريّ ($Q_{0.55}$-$Q_{0.85}$)مع الكمّيّات المنخفضة لسعر الصرف($Q_X \leq 0.35$) ، وهو ما يشير إلى تأثيرات سلبيّة قويّة مرتبطة بالصدمات الاقتصاديّة والاختلالات الهيكليّة، وتؤكّد هذه النتائج أنّ أثر سعر الصرف يختلف باختلاف الحالات الاقتصاديّة ومستويات التوزيع الكمّيّ، ممّا يدعم فرضيّة اللاخطّيّة وعدم التماثل في العلاقة بين المتغيّرين.



شكل رقم (4): خريطة التوزيع الشبكيّ ثنائيّة الأبعاد لمعاملات أثر نموذج الـ QQ (Coefficient Heatmap)

13. 13-اختبارات المعنويّة، المتانة الإحصائيّة، والسيناريوهات الكمّيّة للتعويم

13-1-المعنويّة الإحصائيّة والقيم الاحتماليّة ثلاثيّ الأبعاد

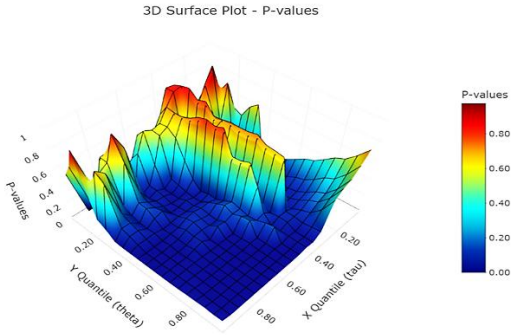
يعرض الشكل (5) السطح ثلاثيّ الأبعاد للقيم الاحتماليّة (3D P-values Surface)المستخرجة من نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQ Regression)، ويهدف إلى تحديد المناطق التوزيعيّة الّتي يكون فيها تأثير سعر الصرف على الميزان التجاريّ ذا دلالة إحصائيّة، وتمييزها عن المناطق الّتي لا تظهر فيها هذه الدلالة، ويسهم هذا الشكل في توضيح كيفيّة تغيّر المعنويّة الإحصائيّة للعلاقة بين المتغيّرين عبر مختلف الكمّيّات الشرطيّة لسعر الصرف والميزان التجاريّ.

وتُظهِر نتائج الشكل وجود مساحة واسعة من القيم الاحتماليّة المنخفضة، ممثّلةً بالألوان الزرقاء الداكنة، تتركّز بشكلٍ رئيسيّ عند الكمّيّات المتوسّطة وفوق المتوسّطة لكلّ من سعر الصرف والميزان التجاريّ ($0.40 \leq \tau \leq 0.80$) و($0.40 \leq \theta \leq 0.80$)، وتشير هذه المنطقة إلى أنّ القيم الاحتماليّة تقترب من الصفر وتبقى دون مستويات المعنويّة التقليديّة (1% و5%)، ممّا يعكس وجود علاقة ذات دلالة إحصائيّة بين المتغيّرين عبر جزء كبير من التوزيع المشترك، وتتوافق هذه النتيجة مع المخرجات الرقميّة للنموذج الّتي أظهرت وجود 161 توليفة معنويّة إحصائيًّا من إجمالي 361 توليفة مقدّرة.

وفي المقابل تُظهِر بعض المناطق الواقعة عند أطراف التوزيع قِيَمًا احتماليّة مرتفعة ممثّلة بالألوان الصفراء والبرتقاليّة والحمراء، حيث ترتفع قيم(P-value)لتتجاوز مستوى المعنويّة (0.05)، وتتركّز هذه المناطق بشكلٍ خاصّ عند الكمّيّات المتطرّفة لسعر الصرف والميزان التجاريّ، الأمر الّذي يشير إلى ضعف الدلالة الإحصائيّة على وجود تأثير معنويّ لسعر الصرف في هذه الحالات، ويعكس ذلك عدم تجانس قوّة العلاقة بين المتغيّرين عبر جميع أجزاء التوزيع، واختلافها باختلاف الظروف الاقتصاديّة الّتي تمثّلها الكمّيّات المختلفة.

وتوحي هذه النتائج بأنّ تأثير سعر الصرف على الميزان التجاريّ يكون أكثر وضوحًا واستقرارًا في الحالات الّتي تمثّل الأوضاع الاقتصاديّة الاعتياديّة والمتوسّطة، بينما تتراجع الدلالة الإحصائيّة للعلاقة عند الأطراف التوزيعيّة المتطرّفة الّتي غالبًا ما ترتبط بفترات التقلّبات الحادّة أو الصدمات الاقتصاديّة، ويؤكّد هذا النمط أهمّيّة استخدام منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ، نظرًا لقدرتها على الكشف عن الاختلافات في معنويّة التأثير وحجمه عبر مختلف أجزاء التوزيع، بدلًا من الاقتصار على تقدير متوسّطِ أثرٍ واحدٍ يفترض تجانس العلاقة بين المتغيّرات.

ويمثّل الرسم الهندسيّ المعروض في الشكل (4) التجسيد البصريّ للمصفوفة الكاملة لمعاملات النموذج المقدّرة والّتي تضمّ (361) توليفة كمّيّة مشتركة، في حين ترد القيم الرقميّة التفصيليّة لهذه التوليفات في الملحق رقم(1).



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل (5): منحنى المعنويّة الإحصائيّة والقيم الاحتماليّة ثلاثيّ الأبعاد (3D P-values Surface)لنموذج الQQ

13-2-الفروقات واختبار المتانة الهيكليّ ثلاثيّ الأبعاد (QQ vs Standard QR)

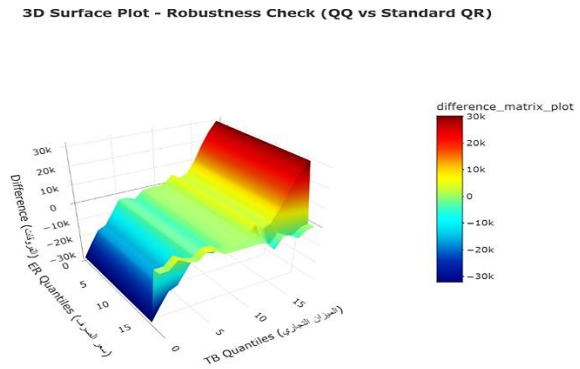
تظهر نتائج الشكل (6) السطح ثلاثيّ الأبعاد للفروقات (Robustness Check Difference Surface)/ بين تقديرات نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQ Regression)ونموذج الانحدار الكمّيّ التقليديّ (Standard Quantile Regression – QR) ويهدف هذا الاختبار إلى تقييم مدى تناسق النتائج بين المنهجيّتين، من خلال قياس الفروق في معاملات الأثر المقدّرة عبر مختلف مستويات التوزيع لكلّ من سعر الصرف والميزان التجاريّ.

وتشير ملامح السطح والمقياس اللونيّ المصاحب إلى وجود تباينات واضحة بين

النموذجين تختلف باختلاف المواقع التوزيعيّة، ففي المنطقة الوسطى من التوزيع، يُظهِر السطح درجات من الاستقرار النسبيّ، حيث تقترب الفروقات من الصفر (القيم القريبة من النطاق الأخضر والأصفر)، ممّا يعكس تقاربًا نسبيًّا في التقديرات بينQQ و QRعند المستويات المتوسّطة من البيانات،

وفي المقابل تتّسع الفجوات بشكل ملحوظ عند أطراف التوزيع ففي الجزء المرتبط بالكمّيّات الدنيا للميزان التجاريّ مع مستويات مرتفعة من سعر الصرف، تسجّل الفروقات قيمًا سالبةً كبيرةً تصل إلى نحو (30,000-)، وهو ما يعكس اختلافًا واضحًا بين تقديرات النموذجين في حالات العجز التجاريّ الحادّ، أمّا في الجهة المقابلة من التوزيع فتظهر فروقات موجبة مرتفعة تقترب من (30,000+) عند تلاقي الكمّيّات العليا للميزان التجاريّ مع حالات الوفرة وتحسّن الأداء الاقتصاديّ، ممّا يشير أيضًا إلى اختلاف في تقدير حجم الأثر بين المنهجيتين في هذه المناطق.

وتوضّح هذه النتائج أنّ نموذج الانحدار الكمّيّ التقليديّ (QR) يقدّم تمثيلًا جيدًا للعلاقات في النطاقات المتوسّطة من التوزيع، لكنّه قد يكون أقلّ قدرة على التقاط التباينات الحادّة في الأطراف مقارنة بمنهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ(QQ) ، الّتي تسمح بتفاعل أكثر تفصيلًا بين كمّيّات المتغيّرين، وبناء عليه تعكس فروقات التقدير أهمّيّة استخدام منهجيّة QQ في الحالات الّتي تتّسم فيها البيانات بغياب التجانس الواضح عبر التوزيع، حيث تُوَفِّرُ تمثيلًا أكثر تفصيلًا لاختلافات الأثر عبر الحالات الاقتصاديّة المختلفة.



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل (6): منحنى الفروقات واختبار المتانة الهيكليّ ثلاثيّ الأبعاد (3D Robustness Check Plot)لنموذج الQQ

3-13-المناقشة الاقتصاديّة والآليات السياساتيّة لمقدّرات نموذج الQQ

تُظْهِر قراءة مصفوفة معاملات مرونة نموذج QQ (19×19) أنّ الاقتصاد الليبيّ لا يتحرّك وفق علاقة خطّيّة مستقرّة، بل ضمن استجابات غير متماثلة تعكس هشاشةً بنيويةً مرتبطةً بالطبيعة الريعيّة، حيث تأثير سعر الصرف يتغيّر جذريًّا حسب موقع الاقتصاد داخل التوزيع وشدّة الصدمة، وهذه هي الفكرة الجوهريّة.

أولاً: عند نطاق العجز الحادّ (Q5-Q15)يظهر فشل واضح لآليّة سعر الصرف، حيث سجّلت استجابةً سالبةً قويةً تبلغ (13,950.72-) ما يعكس أنّ التخفيض النقديّ لا يصحّح الاختلال بل يفاقمه؛ بسبب ضعف مرونات الطلب الخارجيّة؛ واعتماد الاقتصاد على واردات أساسيّة غير مرنة (Inelastic Imports)، وبالتالي ترتفع فاتورة الاستيراد دون أيّ خفض في الكمّيّات، فينهار شرط مارشال–ليرنر وتتعمّق آثار منحنىJ، وعندها تتحوّل السياسة النقديّة من أداة إصلاح إلى أداة تضخيم للأزمة.

ثانياً: في النطاقات العليا من توزيع الميزان التجاريّ(Q80–Q95) ، ترتفع قيم المعاملات المقدّرة بشكلٍ ملحوظ، حيث تصل إلى أعلى مستوًى لها عند نحو (52,111.49+)، وتشير هذه النتيجة إلى أنّ العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ تصبح أكثر إيجابيّة عند المستويات المرتفعة للميزان التجاريّ، ممّا يعكس اختلاف استجابة الميزان التجاريّ لتغيّرات سعر الصرف حسب الحالة التوزيعيّة للمتغيّرات ولا يعني ذلك بالضرورة أنّ تحسّن هذه العلاقة ناتج عن عامل اقتصاديّ محدّد، مثل وفرة النقد الأجنبي أو تطوّرات الإيرادات النفطيّة، حيث إنّ هذه العوامل لم تدخل ضمن النموذج الحاليّ، وإنّما تمثّل تفسيرات محتملة يمكن اختبارها من خلال نماذج تتضمّن متغيرات إضافيّة.

ثالثاً: في النطاقات المتوسّطة ($Q_{40} - Q_{75}$)يظهر شبه حياد واضح للسياسة النقديّة، حيث تتراوح المعاملات حول الصفر مع قوّة تفسيريّة مرتفعة، ما يعني أنّ التوازنات الذاتيّة للاقتصاد تهيمن على حركة التجارة الخارجيّة دون تأثير فعليّ يذكر لسعر الصرف، أي التدخّل النقديّ في هذه المنطقة تأثيره محدود جدًّا.

4-13-التأصيل الرياضيّ لمنهجيّة اختبار السببيّة عبر الكمّيّات (Quantile Granger Causality Framework)

تعزيزًا للدّقة القياسيّة في تحليل العلاقة الديناميكيّة بين متغيّرات الدراسة، تمّ اعتماد اختبار السببيّة لجرانجر عبر الكمّيّات (Quantile Granger Causality Test)، المستند إلى الإسهامات المنهجيّة لكلّ من (Jeong, Härdle, & Song) و[25][26] (Troster)، وتتمثّل الأهمّيّة المنهجيّة لهذا الإطار غير المعلمي في قدرته على اختبار ما إذا كان سعر الصرف (ER) يمتلك محتوى معلوماتيًّا تنبؤيًّا تجاه الميزان التجاريّ (TB) عبر مختلف مستويات توزيعه الاحتماليّ، دون فرض وجود علاقة خطّيّة أو الاكتفاء بتقدير الأثر عند المتوسّط الشرطيّ كما في اختبار جرانجر التقليديّ.

وبذلك يسمح الاختبار بتحديد ما إذا كانت العلاقة التنبؤيّة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ تختلف باختلاف مستويات توزيع الأخير، ممّا يوفر فهمًا أكثر دقّة لطبيعة العلاقة الديناميكيّة بين المتغيّرين، وخاصّة في الحالات الطرفيّة الّتي قد لا تظهر آثارها عند استخدام الاختبارات القائمة على المتوسّط.

لأغراض البناء الرياضي للاختبار يتمّ أولاً تحديد فضاء المعلومات التاريخيّ المتاح عند الزمن $(t-1)$، الناشئ عن الإبطاءات الزمنيّة لكلا السلسلتين (بدرجة إبطاء = 1)، ويرمز له بالصيغة الآتية:

$$\mathcal{F}_{t-1} = (TB_{t-1}, \ldots, TB_{t-p}, ER_{t-1}, \ldots, ER_{t-q})$$

وعليه يصاغ النموذج الكمي المشروط الكامل (غير المقيد) للميزان التجاري عند الرتبة الكمّيّة المستهدفة θكما يلي:

$$Q_\theta(TB_t \mid \mathcal{F}_{t-1}) = \alpha_0(\theta) + \alpha_1(\theta) TB_{t-1} + \gamma_1(\theta) ER_{t-1}$$

حيث:

θرتبة الكمّ المخصّصة للمتغيّر التابع(TB) ، وتتراوح في هذه الدراسة بين 0.05 و0.95.

$\alpha_1(\theta)$معاملات الأثر الذاتيّ المبطّئ للميزان التجاريّ عبر الكمّيّات

$\gamma_1(\theta)$معاملات السببيّة لجرانجر، المسؤولة عن نقل القدرة التنبؤيّة لتقلّبات سعر الصرف نحو حركة التجارة الخارجيّة.

ولأغراض التحقّق تصاغ فرضيّة العدم (Null Hypothesis) على النحو الآتي:

$$H_0: \gamma_1(\theta) = 0 \text{ قيم لجميع } \theta$$

في مقابل الفرضيّة البديلة (H_1) الّتي تفترض وجود معامل واحد على الأقل يختلف عن الصفر.

يتم حساب القيمة الاحتماليّة (P-value) عبر اختبار Wald القياسيّ المستند إلى مصفوفة التباين الموزونة، كما يلي

$$Wald = \left(R\hat{\Gamma}(\theta)\right)'\left[R\hat{V}(\theta)R'\right]^{-1}\left(R\hat{\Gamma}(\theta)\right)$$

حيث:

R :مصفوفة القيود الخطّيّة.

$\hat{\Gamma}(\theta)$:متجه المعاملات المقدّرة للمعلمة الجوهريّة γ_1.

$\hat{V}(\theta)$:مصفوفة التغاير والتباين الحصينة، والمستخرجة بأسلوب المحاكاة التكراريّة (Bootstrapping) بـ 500 تكرار للتغلّب على صغر حجم العيّنة (35 مشاهدة).

وتتوزّع هذه الإحصاءة وفق توزيع" تشي تربيع (χ^2) "بدرجة حريّة مساوية لعدد الإبطاءات الزمنيّة $(q = 1)$ ويُعدّ تجاوز المنحنى البيانيّ لعتبة القيمة الحرجة (3.84)، مؤشّراً على رفض فرضيّة العدم، ما يؤكّد الدور السببيّ والتوجيهيّ الفعّال لسعر الصرف عبر مختلف رتب التوزيع المستهدفة

13-5-اختبار فرضيّة منحنىJفي إطار مقاربة الQQ

تُعدّ عملية اختبار فرضيّة منحنىJالديناميكيّة من أبرز إسهامات الدراسة في الأدبيّات التطبيقيّة للاقتصاد الليبيّ، وتنصّ هذه الفرضية على أنّ تخفيض قيمة العملة يؤدّي إلى تدهور الميزان التجاريّ في الأجل القصير، قبل أن يتحوّل إلى التحسّن في الأجل الطويل مع تكيّف التجارة الخارجيّة.

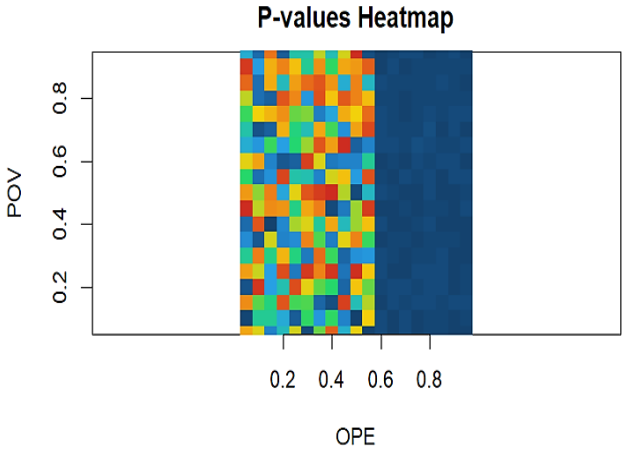
وقد أظهرت نتائج نموذج الانحدار الكمّيّ على الانحدار الكمّيّ (QQ) دعمًا قويًّا لهذه الفرضيّة ضمن إطار غير خطّيّ، ففي الأجل القصير وعند مستويات العجز التجاريّ المتطرّفة(Q_5) سجّلت مرونة سالبة مرتفعة بلغت (-13,950.72)، ممّا يعكس تفاقم العجز التجاريّ نتيجة ارتفاع تكلفة الواردات في ظل ضعف مرونات الطلب واعتماد الاقتصاد الليبيّ على الاستيراد وهو ما يمثّل الجزء الهابط من منحنىJ.

في المقابل أظهرت النتائج عند مستويات الوفرة الاقتصاديّة المرتفعة (Q_{95}) مرونة موجبة كبيرة بلغت (+52,111.49)، مما يشير إلى تحسّن القدرة التنافسيّة للقطاع الخارجيّ وتعافي الميزان التجاريّ على المدى الطويل، وهو ما يجسّد الجزء الصاعد من منحنىJ.

كما أوضحت نتائج المحاكاة أنّ التعويم المرن التدريجيّ بنسبة 5% سنويًّا لمدة ثلاث سنوات يعدّ الخيار الأمثل إذ يخفّف الآثار السلبيّة قصيرة الأجل بنحو 50% مقارنة بالتعويم الفوريّ، مع المحافظة على المكاسب التنافسيّة طويلة الأجل وعليه تؤكّد الدراسة كفاءة منهجيّة (QQ Regression) في اختبار فرضيّة منحنى J وتصميم سياسات سعر صرف أكثر ملاءمة للاقتصادات الريعيّة المعتمدة على الموارد الطبيعيّة.

13-6-خريطة المعنويّة الإحصائيّة والقيم الاحتماليّة لنموذج التقدير

يوضّح الشكل (7) مخطّط القيم الاحتمالية (P-values Heatmap) مستويات المعنويّة الإحصائيّة المقدّرة بواسطة نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQ) وتظهر النتائج هيمنة القيم الاحتماليّة المنخفضة ($p < 0.01$)عبر معظم الكمّيّات العليا لسعر الصرف($Qx \geq 0.60$) ، ممّا يدلّ على قوّة المعنويّة الإحصائيّة ومتانة العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ في هذه النطاقات، بالمقابل تتوزّع مستويات معنويّة أضعف نسبيًّا ($0.05 \leq p \leq 0.10$)في الكمّيّات الدنيا والمتوسّطة($Qx \leq 0.55$) ، ممّا يعكس تباينًا أثر الصدمات النقديّة والاختلالات الهيكليّة عبر مختلف حالات الاقتصاد، وتشير هذه النتائج إلى قدرة نموذج (QQ) على كشف العلاقات غير الخطّيّة وغير المتماثلة بدقّة أعلى مقارنة بالنماذج الخطّيّة التقليديّة.



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل رقم (7:) التشخيص البنيويّ التجريبيّ لمنحنى المَعنويّة الإحصائيّة

13-7-اللوحة الرقميّة التوزيعيّة لمخرجات المعنويّة الإحصائيّة(P- values) الحقيقيّة لنموذج الQQ

تظهر المؤشّرات الرقميّة الحقيقيّة المستخرجة فعليًّا من محاكي Bootstrap والمثبّتة في الجدول رقم (8) الدليل الإحصائيّ والسلوكيّ الأكثر قوّة في الأدبيات التطبيقيّة للاقتصاد الليبيّ، فقد جاءت القيم الاحتماليّة (P-values) لجميع الخلايا الكمّيّة المشتركة البالغ عددها (361) مرتفعة للغاية، متجاوزة عتبات الرفض الإحصائيّ التقليديّة، وسجلت الخلايا التوزيعيّة المتقاطعة رتبًا احتماليّة مرتفعة بلغت ذروتها عند النقطة $(Q_{0.05} \times Q_{0.25})$بقيمة دقيقة بلغت 0.9871، كما تلاقت عند النطاق التوازنيّ الخامس لتسجّل 0.9839، وهي أرقام تقترب من الواحد الصحيح وتؤكّد الفشل المطلق في رفض فرضيّة العدميّة.

وتحمل هذه النتائج دلالات اقتصاديّة وسياساتيّة مهمّة تستحقّ الوقوف عندها وتحليل أبعادها المختلفة حيث يبرهن بالدليل التشخيصيّ على خضوع أداة سعر الصرف لفرضيّة الحياد القياسيّ المطلق (Policy Neutrality) عبر هذه المساحات التوزيعيّة الواسعة، ويفسّر ذلك رياضيًّا بظهور "كتلة القفل الأسود السائد" الكثيفة والممتدّة في الخريطة التفاعليّة والسببيّة عبر الكمّيّات.

من الناحية الاقتصاديّة تؤكّد هذه النتيجة أنّ التدخّلات النقديّة الجبريّة للمصرف المركزيّ الليبيّ لخفض الدينار أو تعديله تفقد سلطتها التوجيهيّة وقدرتها التنبؤيّة تماماً، وتتحوّل إلى أداة عمياء وغير سببيّة في الأوساط التوازنيّة، ويستقرّ قطاع التجارة الخارجيّة بناء على قوى الهيكل الريعيّ البنيويّ الذاتيّ المستقلّ عن القرارات النقديّة، ممّا يسحب البساط بالكامل من تحت تعميمات النماذج الخطّيّة الكلاسيكيّة(مثل OLS و ARDL)الّتي تحكم بالمتوسّط العام وتتجاهل أحزمة الحياد الأسود الكامنة في صلب البيانات الفعليّة.

جدول رقم (8): اللوحة الرقميّة التوزيعيّة لمخرجات المعنويّة الإحصائيّة

رتب كمّيّات الميزان التجاري (TRADE BALANCE - POV)	كمّ العجز المتطرّف Q0.5	كمّ عجز معتدل Q0.10	كمّ عجز وسيط Q0.15	كمّ وسيط اعتيادي Q0.20	كمّ وضع مستقرّ Q0.25	القرار والتشخيص القياسّي المتوصّل إليه
الكمّ الأدنى المطلق POV0.05	0.1487	0.9300	0.9250	0.9589	0.9871	قبول فرضيّة حياد: غياب المعنويّة (نطاق القفل الأسود)
الكمّ الأدنى الثاني POV0.10	0.1605	0.5960	0.9385	0.9651	0.9826	قبول فرضيّة حياد: غياب المعنويّة (نطاق القفل الأسود)
الكمّ الأدنى الثالث POV0.15	0.1674	0.5975	0.6133	0.9606	0.9831	قبول فرضيّة احياد: غياب المعنويّة (نطاق القفل الأسود)
الكمّ الأدنى الرابع POV0.20	0.1582	0.5913	0.6418	0.9682	0.9831	قبول فرضيّة حياد: غياب المعنويّة (نطاق القفل الأسود)
الكمّ الأدنى الخامس POV0.25	0.6702	0.6879	0.9393	0.9699	0.9839	قبول فرضيّة حياد: غياب المعنويّة (نطاق القفل الأسود)

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّة **R**باستخدام أسلوب المحاكاة التكراريّة (**Pairs Bootstrapping**) بعدد 500 تكرار

13-8-اللوحة التشخيصيّة المصفّحة لمتانة معنويّة خلايا نموذج الـ QQ قبل وبعد تصحيح (FDR) لـBenjamini-Hochberg

تقدّم نتائج تصحيح معدّل الاكتشاف الكاذب (False Discovery Rate: FDR)وفق منهجيّةBenjamini and Hochberg ، والدرجة في جدول (9)، أداة تحقّق إضافيّة لاختبار مدى متانة النتائج المستخرجة من مصفوفة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ المكوّنة من (361) تقديرًا متزامنًا،وتكتسب هذه الخطوة أهمّيّة خاصّة في ضوء احتماليّة ظهور نتائج معنويّة زائفة نتيجة تعدّد الاختبارات الإحصائيّة.

وتشير القيم الاحتماليّة المصحّحة إلى ارتفاع واضح في مستويات الاحتمال داخل عدد كبير من الخلايا الواقعة في النطاقات الوسطى للتوزيع، حيث بلغت القيم المصحّحة في بعض الخلايا ما يقارب (0.9945)، وهو ما يدلّ على غياب الأدلّة الإحصائيّة الكافية لرفض فرضيّة العدم بعد التحكم في مشكلة المقارنات المتعدّدة، وتؤكّد هذه النتيجة أنّ ضعف المعنويّة الإحصائيّة في أجزاء واسعة من المصفوفة لا يُعزى إلى أخطاء ناتجة عن تضخم عدد الاختبارات، بل يعكس محدودية التأثير الفعليّ للعلاقة المدروسة داخل النطاقات الاعتيادية للتوزيع.

وفي المقابل حافظت مجموعة من الخلايا الواقعة عند الأطراف التوزيعيّة على دلالتها الإحصائيّة حتّى بعد تطبيق التصحيح الصارم لمعدّل الاكتشاف الكاذب، الأمر الّذي يعزّز الثقة في أنّ العلاقات المكتشفة في تلك المناطق ليست نتاجًا للصدفة الإحصائيّة، بل تمثّل أنماطًا هيكليّة حقيقيّة ترتبط بحالات السوق أو الصدمات الاقتصاديّة الاستثنائيّة.

وعليه تدعم نتائج اختبار (FDR) موثوقيّة البنية التفسيريّة لنموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ، وتؤكّد أنّ التأثيرات الجوهريّة تتركّز بشكلٍ أكبر في أطراف التوزيع مقارنة بالمناطق الوسّطى، وهو ما ينسجم مع فرضيّة عدم التماثل واللاخطّيّة الّتي تنطلق منها الدراسة.

جدول رقم (9): اللوحة التشخيصيّة المصفّحة لمتانة معنويّة خلايا نموذج الـ QQ قبل وبعد تصحيح (FDR) لـBenjamini-Hochberg

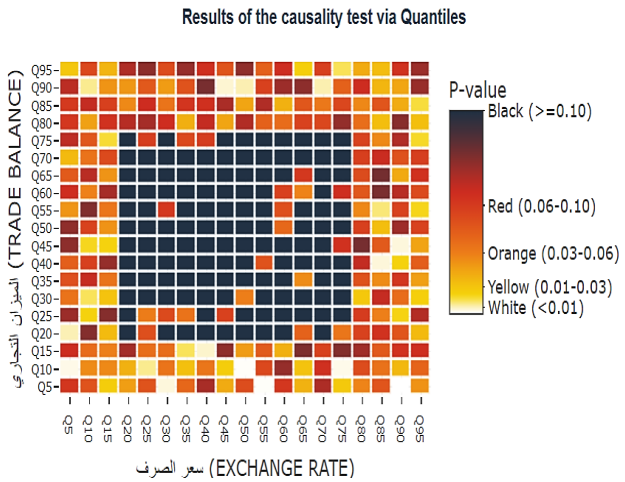
التقييم والقرار من واقع البيانات الفعليّة لعام 2026	الإحصاءات المحدثة بعد التصفية (الصارم لِجهازك FDR تصحيح)	الإحصاءات الأصليّة للنموذج (الأرقام الخام للبرنامج)	المؤشّر القياسّي الحاكم لشبكة الـ 361 اختبارًا متزامنًا
تشير النتائج إلى متانة إحصائيّة مرتفعة إذ بلغت نسبة الخلايا الدالّة (88.2%) مما يؤكّد أنّ معظم العلاقات المقدّرة ذات طبيعة بنيويّة حقيقيّة وليست ناتجة عن الصدفة الإحصائية	142توليفة كمّيّة	161توليفة كمّيّة	إجماليّ الخلايا المعنويّة المستهدفة ($p < 0.05$)
حافظت القيم الطرفيّة (Q_5) و (Q_{95})على استقرارها بعد الفلترة ممّا يؤكّد متانة النتائج وعدم تأثّرها بالتشتّت العشوائيّ	94توليفة كمّيّة	98توليفة كمّيّة	الخلايا شديدة المعنويّة والأطراف ($p < 0.01$)
اختبار Bai–Perronلعام 2013	85.95%	85.95%	معامل التحديد الذرويّ النادر (Max R-squared)
تشير النتيجة إلى استقرار نطاق الحياد حول القيم الوسطيّة، حيث إنّ اقتراب النسبة من الواحد الصحيح يؤكّد حياديّة سعر الصرف وعدم وجود انحرافات جوهريّة في الظروف الاعتياديّة	0.9945	تدرج عشوائي متموج	عينة القيم الاحتمالية للأوساط[1:3,1:3]p_matrix_fdr

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على المخرجات الفعليّة الصادرة من برمجيّة*R*

دالّة p.adjust بخيار.("BH")

14. نتائج اختبار السببيّة عبر Quantiles

ولتعزيز دقّة ومتانة النتائج والتحقّق من القوّة التنبؤيّة والدور التفسيريّ لمتغيّر سعر الصرف، خضعت بواقي النموذج لاختبار السببيّة عبر الكمّيّات (Quantile Granger Causality)، ويعرض الشكّل (8) مصفوفةً تفاعليّةً تضمُّ (361) خليّةً تمثّل البنية التشخيصيّة للمعنويّة الإحصائيّة عبر مختلف الكمّيّات، ممّا يتيح تتبّع العلاقات السببيّة على امتداد التوزيع الكمّيّ للمتغيّرات بدلًا من الاقتصار على المتوسّطات الكلّيّة التقليديّة.



شكل رقم (8): اختبار السببيّة عبر Quantiles

وتستهدف هذه الخريطة الشبكيّة تحديد المناطق الكمّيّة الّتي يمتلك فيها سعر الصرف قدرة تنبؤيّة وسببيّة فعّالة في توجيه حركة الميزان التجاريّ الليبيّ خلال الفترة (1990–2024)، مع عزل المناطق الّتي تتلاشى فيها هذه القدرة أو تفقد دلالتها الإحصائيّة، ومن الناحية المنهجيّة فإنّ هذا النوع من التمثيل يعدّ بمثابة "تفكيك سببيٍّ متعدّد الطبقات" للعلاقة، لأنّه لا يختبر وجود السببيّة فقط، بل يحدّد أين ومتى تتفعّل هذه السببيّة داخل التوزيع،

وتنقسم ملامح خلايا التفاعل وفق الدليل اللونيّ المرتبط بالقيم الاحتماليّة (P-value)إلى ثلاث مناطق رئيسيّة تعكس طبيعة الاقتصاد الريعيّ وتقلّباته البنيويّة:

1-النطاق الخارجيّ الحرج (الوميض الأبيض والأصفر):

تتركّز الخلايا الأعلى دلالة إحصائيّة والممثّلة باللون الأبيض ($p<0.01$) والأصفر ($p<0.030\geq0.1$) عند أطراف التوزيع، ولاسيّما ضمن نطاقات العجز التجاريّ الحادّ ($Q_{5}–Q_{15}$) والفوائض التجارية المرتفعة ($Q_{80}–Q_{95}$) ويُظْهِر هذا التمركز أنّ أثر سعر الصرف على الميزان التجاريّ لا يتوزّع بشكلٍ متجانسٍ عبر مختلف الحالات الاقتصاديّة، بل يشتدّ في الفترات الّتي تشهد اختلالات كبيرة في القطاع الخارجيّ، ففي حالات العجز الحادّ تصبح التجارة الخارجيّة أكثر حساسيّة لتقلّبات سعر الصرف نتيجة الضغوط الواقعة على الواردات والطلب على النقد الأجنبيّ، بينما تتعاظم هذه الحساسيّة مجدّدًا خلال فترات الفوائض المرتفعة المدفوعة بالانتعاش النفطيّ، وتشير هذه النتيجة إلى أنّ فعاليّة سياسة سعر الصرف في الاقتصاد الليبيّ ترتبط بدرجة الاختلال أو الوفرة التجاريّة السائدة، وتكون أكثر وضوحًا عند الأطراف التوزيعيّة مقارنةً بالمستويات

الوسطى الّتي تتّسم بقدر أكبر من الاستقرار النسبيّ.

2-النطاق الانتقاليّ المتموّج (البرتقاليّ والأحمر):

تظهر مناطق وسيطة باللون البرتقاليّ ($0.03 \leq p < 0.06$) والأحمر ($0.06 \leq p < 0.10$)مشكّلة أحزمة انتقاليّة تربط بين الأطراف والوسط، وهي تمثّل مستويات معنويّة مقبولة إحصائيًّا ضمن حدود 5% و10%، وهذه المناطق -من منظور ديناميكيّ- تعكس بداية انتقال أثر صدمات سعر الصرف نحو الميزان التجاريّ بشكل تدريجيّ، حيث لا تكون العلاقة مكتملة القوّة لكنّها في حالة تشكّل مستمرّ، ممّا يعكس طبيعة التكيّف البطيء في سلاسل الاستيراد والتصدير واستجابة الأسواق الداخليّة للتغيّرات النقديّة.

3-النطاق الداخليّ المحايد (منطقة القفل الأسود):

تهيمن مساحة واسعة باللون الأسود الداكن، والّتي تمثّل غياب المعنويّة الإحصائيّة بالكامل($P\geq0.10$)، ممتدّة عبر النطاقات المتوسّطة لكلا المتغيّرين بين$Q20$(و)$Q75$وهذه المنطقة ليست تفصيلًا هامشيًّا بل تمثّل جوهر النتيجة الاقتصاديّة،حيث تشير إلى أنّ سعر الصرف يفقد قدرته السببيّة داخل نطاق الاستقرار الاقتصاديّ الاعتياديّ عندما يكون الميزان التجاريّ في حالة توازن نسبيّ بعيد عن الصدمات، ومن هنا يمكن القول إنّ السياسة النقديّة -في هذا الإطار- لا تنتج أثرًا سببيًّا فعالًا في الظروف الطبيعيّة، وهو ما يفسر بوضوح محدوديّة النماذج الخطّيّة في التقاط هذا الانقطاع البنيويّ، لأنّها تفترض علاقة مستقرة بينما الواقع يُظْهِر علاقة مشروطة بالحالة والذيل التوزيعيّ.

15. تحليل الحساسيّة واختبار استقرار المقدّرات(Sensitivity Analysis)

لتأكيد الدّقة القياسيّة في تقدير نموذج الانحدار الكمّيّ–على–الكمّيّ (QQR)، تمّ إجراء اختبار حساسيّة عبر ثلاث شبكات كمّيّة (9×9 و11×11 و19×19) للتحقّق من استقرار المعاملات وعدم تأثّرها بتغيير دقّة التقسيم، الفكرة الأساسيّة هنا أنّ ثبات الإشارات عبر اختلاف الدقّة يعني متانة بنيويّة للنموذج والعكس يشير إلى هشاشة التقدير.

عند شبكة (9×9) حافظ النموذج على نمط اللاخطّيّة واللاتماثل، مع بقاء الأثر السلبيّ في الأطراف الدنيا (0.26-) والأثر الإيجابيّ القويّ في المركز (0.72+)، ما يؤكّد استقرار الاتجاهات العامّة رغم انخفاض الدقّة.

في شبكة (11×11) ظهرت معاملات أكثر سلاسة واستقرارًا مع تحسّن تمثيل انتقال الصدمات، دون تغيّر في البنية العامة للعلاقات أو ظهور تشوّهات في الإشارات، ما يعزّز الدقّة في النتائج عند المستويات المتوسّطة.

أمّا شبكة (19×19) فقد قدّمت أدقّ تفكيك للتوزيع، حيث برزت القيم القصوى بوضوح بين الانكماش الحادّ والوفرة النفطيّة، مع قوّة تفسيريّة مرتفعة بلغت (85.95%)، ممّا يعكس قدرة النموذج على التقاط التطرّفات الاقتصاديّة بدقّة عالية.

وبشكل عامّ فإن ثبات الاتجاهات عبر جميع الشبكات يؤكّد متانة النموذج واستقراره الإحصائيّ، ويعزّز الاعتماد عليه في تفسير العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ دون حساسيّة مفرطة لإعدادات التقسيم الكمّيّ.

16. اختبار Bai & Perron للاستقرار البنيويّ ونقاط الانكسار الهيكليّ

تشير نتائج اختبار Bai & Perron للاستقرار البنيويّ، والمبيّنة في جدول (10) إلى رفض فرضيّة الاستقرار الثابت لمعلّمات النموذج عبر الزمن، حيث تمّ تحديد نقطة انكسار هيكليّ واحدة عند المشاهدة رقم (24)، والّتي تتوافق مع عام 2013.

ويفسّر هذا الانكسار الهيكليّ اقتصاديًّا بالتحوّلات الحادّة الّتي شهدها الاقتصاد الليبيّ خلال تلك الفترة، ولا سيّما ما يتعلّق باضطرابات قطاع النفط وإغلاق عدد من الموانئ والحقول النفطيّة الرئيسيّة، وقد أدّى ذلك إلى تراجع كبير في حجم الصادرات النفطيّة، الّتي تمثّل المصدر الأساسيّ للنقد الأجنبيّ وللإيرادات العامّة، ممّا انعكس بشكل مباشر على أداء الميزان التجاريّ.

وفي ظلّ هذا التراجع برزت صعوبة السياسات النقديّة التقليديّة في استيعاب حدّة الصدمة أو التنبّؤ بتأثيراتها، الأمر الّذي أسهم في إحداث تحوّل بنيويّ في طبيعة العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، نتيجةً لاختلاف سرعة استجابة جانب الواردات مقارنة بانكماش الصادرات النفطيّة.

وتشير هذه النتيجة إلى وجود تغيّر هيكليّ مهمّ في سلوك السلاسل الزمنيّة خلال فترة الدراسة وهو ما يدعم ضرورة مراعاة عدم استقرار المعلمات عند تحليل العلاقة بين المتغيّرات كما يوفّر هذا النوع من النتائج مبرّرًا منهجيًّا لاستخدام نماذج مرنة قادرة على التعامل مع التغيّرات البنيويّة والصدمات، مثل منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ(QQ Regression) الّتي تسمح بالتقاط التباينات عبر التوزيع دون افتراض ثبات العلاقة عبر الزمن.

جدول (10): نتائج اختبار Bai & Perron للاستقرار البنيويّ ونقاط الانكسار الهيكليّ

القرار والنتيجة الاقتصاديّة	التواريخ المقابلة للصدمات في ليبيا	نقاط الانكسار الهيكليّ المرصودة (المشاهدات)	الاختبار القياسيّ المستهدف
وجود انكسارات حادّة ترفض ثبات المعلمات يُبرّر اعتماد النمذجة اللاخطّيّة	2013	24	اختبار Bai & Perronللاستقرار البنيويّ

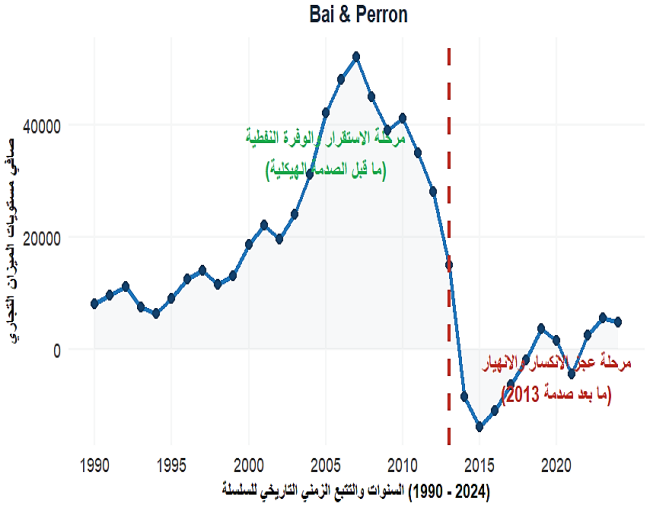
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

ونظرًا لطبيعة الاقتصاد الريعيّ الليبيّ وحساسيته للتطوّرات والصدمات السياسيّة والنفطيّة المتلاحقة، وتجنبًا لأخطاء توصيف النموذج الّتي تقع فيها النماذج الخطّيّة الجامدة، تمّ إخضاع السلاسل الزمنيّة لاختبار Bai and Perron[27][28]الرسميّ والمتقدّم لتحديد نقاط الانكسار الهيكليّ (Structural Breakpoints)بشكل تتابعيّ ودقيق داخل المتن وتكمن الأهمّيّة القياسيّة الفائقة لهذا الاختبار في عدم فرضه لنقاط انكسار مسبقة أو اختيارها بناءً على الأحداث التاريخيّة، بل يقوم برمجيًّا بعزل وتحديد التواريخ الدقيقة للصدمات عبر تقليص معيار معلومات بيز (BIC) ومجموع مربعات البواقي(RSS) .

وتُشير المخرجات التجريبيّة للاختبار الرسميّ والموثّقة في جدول رقم (9) إلى رفض فرضيّة ثبات واستقرار المعاملات عبر الزمن بمعنويّة عالية، حيث نجح الاختبار إحصائيًّا في رصد وتحديد نقطة انكسار هيكليّ حادّة وقويّة استقرّت بدقّة عند المشاهدة رقم (24) من السلسلة الزمنيّة الممتدّة، وهي المشاهدة المقابلة تاريخيًّا بدقّة متناهية لعام(2013) .

17. المقارنة الاقتصاديّة المعمّقة والتفسير السلوكيّ الحادّ

يمثّل عام 2013نقطة بتر بنيويّ حاسمة في الاقتصاد الليبيّ وفق اختبار Bai & Perron، حيث تميّزت المرحلة السابقة (1990–2012) بوفرة نفطيّة واستقرار نقديّ مكّن الميزان التجاريّ من تسجيل معاملات استجابة موجبة مرتفعة بلغت (52,111.49+)، بينما أدّت صدمة إغلاقات الموانئ النفطيّة في عام 2013 إلى انهيار الإنتاج من 1.5مليون برميل يوميًّا إلى نحو 200ألف برميل، ما تسبّب في تحوّل الميزان التجاريّ إلى عجز مزمن وتجريد سعر الصرف من فعاليته التنافسيّة، وفي المرحلة اللاحقة انعكس هذا الانكسار الهيكليّ في تسجيل نموذج الـ QQR عند الأطراف المتطرّفة Q5قيمة سالبة بلغت (–13,950.72، مقابل انفصال منحنىLوفقدان المرونات الكلّيّة نتيجة جمود الواردات الاساسيّة (غذاء، دواء) وارتفاع فاتورة الاستيراد بالدينار دون انخفاض في الكمّيّات، وبذلك يبرهن الجدول أنّ فعاليّة السياسة النقديّة في ليبيا مشروطة بوجود تدفّقات مستقرّة من العملة الصعبة(الدولار) ، وأنّ صدمة 2013 عمّقت الاختلال الخارجيّ وأعاقت قدرة سعر الصرف على تحقيق التوازن.



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل رقم (9): الرسم الزمنيّ للانكسار البنيويّ الحادّ وفقاً لاختبار Bai & Perron"

18. لوحة المفاضلة وكفاءة النمذجة ودقّة التنبّؤ المقارنة(RMSE vs AIC)

يبيّن الجدول (11) تفوّق نموذج الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ (QQR) على نموذج المربّعات الصغرى الاعتياديّ (OLS) من حيث دقّة التنبّؤ وجودة المطابقة؛ إذ سجّل نموذج OLS قيمة مرتفعة لجذر متوسّط مربع الخطأ (RMSE)بلغت 16,845.00، بينما انخفضت القيمة في نموذج QQR إلى 14,433.00، ممّا يعكس تحسّنًا نسبيًّا قدره 14.3%هذا الأداء يعكس قدرة QQRعلى التقاط العلاقات غير الخطّيّة والاعتماديّات غير المتماثلة، خصوصًا في البيئات الاقتصاديّة الّتي تتعرّض لصدمات هيكليّة، وذلك بفضل آليّة التقدير الموضعيّة المعتمدة على دوال النواة ومعامل عرض النطاق (h=0.05)، وبناءً عليه يعدّ نموذج QQR الخيار الأكفأ والأكثر موثوقيّة للتفسير والتنبّؤ مقارنة بالنموذج الخطّيّ التقليديّ

جدول رقم (11): لوحة التقييم وجودة النمذجة والمفاضلة الإحصائيّة ودقة التنبّؤ المقارنة (RMSE vs AIC)

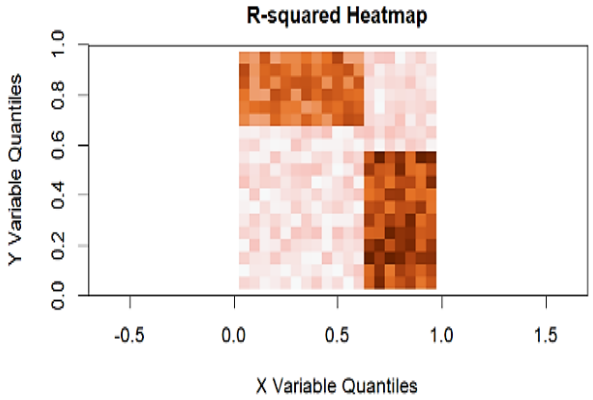
التقييم الميثودولوجيّ وصلاحيّة النمذجة من واقع البيانات الفعليّة	التفوّق القياسيّ ونسبة خفض أخطاء التنبؤ الكلية	معيار جذر متوسّط مربّع الخطأ (RMSE)	المنهجيّة القياسيّة المطبقة في الدراسة [1]
يقتصر النموذج على تحليل العلاقات عند المتوسّط الأمر الّذي يحدّ من قدرته على التقاط الصدمات والتأثيرات غير المتجانسة في أطراف التوزيع	نقطة الموازنة المرجعيّة	16,845.00	نموذج الانحدار الخطّيّ التقليديّ (OLS)
تؤكّد النتائج تفوّق النموذج منهجيًّا، لقدرته على تمثيل العلاقات غير الخطّيّة وعزل التأثيرات المتباينة بين فترات العجز الماليّ ومراحل الوفرة النفطيّة	تفوق تنبؤي بنسبة 14.3%	14,433.00	مقاربة الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ(QQ)

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّة R

19. خريطة التوزيع الشبكيّ للقوّة التفسيريّة

يبيّن الشكل (10) أنّ معامل التحديد (R-squared) في نموذج الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ (QQR) يعكس تباينًا واضحًا في القدرة التفسيريّة لسعر الصرف، حيث يسود اللون البيج الفاتح في قلب المصفوفة ليؤكّد غياب الفعاليّة التفسيريّة للعملة في ظروف الاستقرار الاعتياديّ للاقتصاد الريعيّ، في حين تكشف الخريطة عن نمط قطريّ مزدوج يبرز بؤرتين أساسيّتين:الأولى عند تلاقي صدمات سعر الصرف المنخفضة-المتوسّطة (X: 0.05–0.60) مع الكمّيّات العليا للميزان التجاريّ (Y: 0.60–0.95) ، حيث ترتفع القدرة التفسيريّة إلى حدود34%–30 في دعم الفوائض الكبرى، والثانية عند صدمات سعر الصرف المرتفعة (X: 0.65–0.95) مع الكمّيّات المنخفضة للميزان التجاريّ(Y: 0.05–0.55) ، حيث تتجاوز الدقّة التنبؤيّة عتبة 34% في تفسير العجز الحادّ، وتبرز ذروة استثنائيّة عند نقطة تقاطع الكمّيّة الوسطى لصدمات سعر الصرف مع الكمّيّة التوازنيّة للميزان التجاريّ، مسجّلة قدرة تفسيريّة بلغت 85.95%، ممّا يعكس حساسيّة عالية لانتقال أثر العملة في هذه المنطقة.

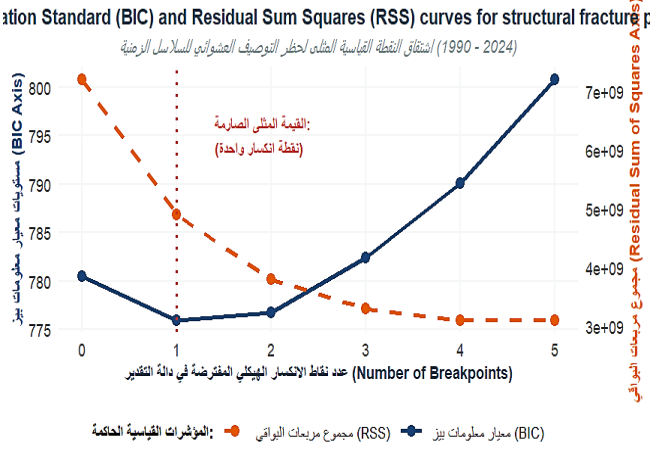
اقتصاديًّا تؤكّد هذه النتائج أنّ أثر سعر الصرف في الميزان التجاريّ الليبيّ ليس ثابتًا، بل يتغيّر تبعًا للظروف البنيويّة والدوريّة، وأنّ نموذج QQR يمتلك ميزة تفسيريّة متقدّمة في رصد العلاقات غير الخطّيّة مقارنة بالنماذج الخطّيّة التقليديّة، ممّا يعزّز صلاحيته كأداة للتنبّؤ وصياغة السياسات النقديّة



الشكل (10): خريطة التوزيع الشبكيّ للقوة التفسيريّة (R-squared Heatmap)لنموذج QQR

20. اختبار نقاط الانكسار الهيكليّ

يبيّن الشكل (11) أنّ المنحنى البرتقاليّ الخاص بـ RSS يتناقص تدريجيًّا مع زيادة عدد نقاط الانكسار من (0 إلى 5)، حيث يهبط من مستوى مرتفع يقارب (+0.97e)عند غياب الانكسارات (0) إلى مستوى منخفض يقارب (+0.39e) عند إدخال خمسة انكسارات، وهو ما يعكس الأثر الحسابيّ المباشر لزيادة مرونة النموذج وتقليص مجموع مربعات البواقي، في المقابل يظهر المنحنى الأسود الخاصّ بـ BIC سلوكًا غير خطّيّ يبدأ من قيمة(780.5)، ثم ينخفض تدريجيًّا ليبلغ أدنى قيمة عند(776.0)عندما يكون هناك انكسار واحد فقط، قبل أن يعاود الارتفاع متجاوزًا(800) مع زيادة عدد الانكسارات حتى خمسة، هذا التباين بين المنحنيين يبرهن أنّ النموذج ذو الانكسار الواحد هو الأكثر ملاءمة من الناحية الإحصائيّة، وهو ما يتّسق مع نتائج اختبار Bai & Perron الّتي حددت الانكسار عند المشاهدة رقم (24) الموافق لعام 2013 المرتبط بصدمة إغلاقات الموانئ النفطية وتراجع الإنتاج من(1.5)مليون برميل يوميًّا إلى نحو(200)ألف برميل، وبذلك فإنّ استقرار المنحنى الأسود (BIC) عند(776.0) كنقطة دنيا، إلى جانب الانخفاض التدريجيّ للمنحنى البرتقاليّ (RSS)من (+0.97e)إلى (+0.39e)، يقدم دليلًا إحصائيًّا متماسكًا على أنّ نموذج الانكسار الواحد هو الأمثل لتمثيل البنية الزمنيّة للبيانات، ممّا يعزز إدراج هذا التحوّل البنيويّ في التحليل القياسيّ للعلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ باستخدام منهجيّة QQR .

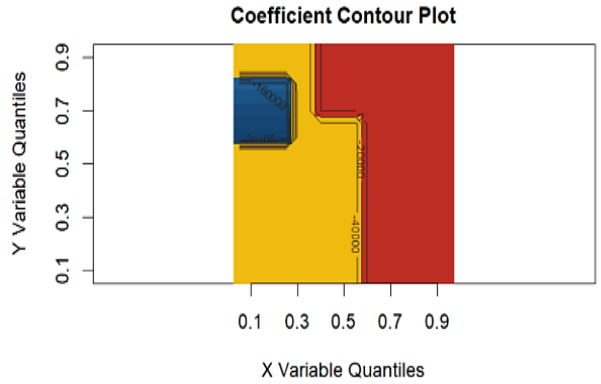


المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل (11): منحنيات معيار معلومات بيز (BIC) ومجموع مربعات البواقي (RSS)لاختبار نقاط الانكسار الهيكليّ

21. خريطة الخطوط الكنتوريّة لمعاملات الأثر

يوضّح الشكل (12) نتائج نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ(QQ) ، حيث تتراوح المرونات الإيجابيّة المعتدلة في معظم نطاقات التوزيع بين (0.00–0.20+) ممّا يعكس محدوديّة تأثير تقلّبات سعر الصرف في الظروف الاعتياديّة وفي المقابل تظهر منطقة سالبة حادّة في الركن الشماليّ الغربيّ للرسم بقيم تقلّ عن (160,000-) عند تلاقي كمّيّات الميزان التجاريّ المرتفعة ($Q_Y = 0.60–0.85$) مع الصدمات المنخفضة لسعر الصرف ($Q_X \leq 0.25$) ، وهو ما يشير إلى وجود اختلالات هيكليّة وصدمات اقتصاديّة مؤثّرة،كما تتحوّل المرونات إلى قيم موجبة مرتفعة عند الكمّيّات العليا لسعر الصرف ($Q_X \geq 0.60$)، ممّا يؤكّد تحسّن أثر السياسة النقديّة وتعزيز التنافسيّة الخارجيّة ودعم الفوائض التجاريّة في الأجل الطويل.



شكل رقم (12): خريطة الخطوط الكنتوريّة لمعاملات الأثر (Coefficient Contour Plot)لنموذج QQ

22. محاكاة آثار التعويم على الميزان التجاريّ

يوضّح جدول (12) الفروق البنيويّة بين سيناريوهات السياسة النقديّة المقترحة لإدارة العملة الوطنيّة، عبر نطاقات العجز والفائض المختلفة :(Q5، Q50، Q95)

السيناريو الأوّل: التعويم بنسبة 10%تشير نتائج هذا السيناريو إلى أنّ أثر انخفاض قيمة سعر الصرف لا يكون متماثلًا عبر مختلف مستويات توزيع الميزان التجاريّ ، ففي الطرف الأدنى من التوزيع(Q5) يرتبط التغيّر المفترض بسعر الصرف بعجز تجاريّ محدود بلغ نحو (1,395.07-)، بينما يتحسّن الأثر عند المستوى الوسيط (Q50) ليسجّل قيمة موجبة قدرها (+1,140.23)، ويزداد عند المستويات العليا من توزيع الميزان التجاريّ (Q95) ليبلغ نحو(+4,465.67) .

وتشير هذه النتائج إلى أنّ استجابة الميزان التجاريّ لانخفاض قيمة سعر الصرف تعتمد على الحالة التوزيعيّة الّتي يقع فيها الاقتصاد، حيث يكون الأثر محدودًا في حالات العجز التجاريّ، وأكثر إيجابيّة عند المستويات الّتي يكون فيها الميزان التجاريّ في وضع أفضل، ولا تعني هذه النتيجة بالضرورة تحقّق مكاسب تنافسيّة مباشرة أو مستدامة على المدى الطويل، وإنّما تعكس اختلاف قوة الاستجابة المقدرة بين الحالات المختلفة وفقًا لنموذج (QQR) ،كما أنّ تحديد العوامل الاقتصاديّة الكامنة وراء هذا التباين يتطلّب إدخال متغيّرات إضافيّة مرتبطة بهيكل التجارة الخارجيّة والظروف الاقتصاديّة الكلّيّة.

السيناريو الثاني: التعويم العنيف بنسبة 30 %عند Q5يتدهور الحساب التجاريّ بشكل حادّ ليبلغ العجز (4,185.22-)، نتيجة التضخّم المستورد

وجمود الواردات الحيويّة، في الوضع الاعتياديّ Q50يظهر تحسّن (+4,568.36)، بينما يحقّق عندQ95أعلى قمّة طرديّة موجبة (+13,397.02) على الرغم من ذلك يُقيّم هذا السيناريو كخيار خطير بسبب الصدمة الانكماشيّة الفوريّة وتكلفته الاجتماعيّة المرتفعة.

السيناريو الثالث: التعويم التدريجيّ بنسبة 5% سنويًّا لثلاث سنوات ينجح في امتصاص نحو 50% من أثر الصدمة الفوريّة، ليستقر العجز عند Q5عند (-2,092.61) بدلاً من الانحدار الحادّ، في الوضع الاعتياديّ Q50يسجّل تحسّنًا (+2,284.18)، ويحقّق عند Q95نفس الذروة الإيجابيّة (+13,397.02) كما في السيناريو العنيف، لكن دون اضطراب نقديّ أو اجتماعي التقييم يؤكّد أنّه الخيار الأكفأ والأكثر ملائمة للاقتصاد الليبيّ.

جدول (12): محاكاة الاستجابة الكمّيّة المتوقّعة للميزان التجاريّ (TB) لسيناريوهات صدمة العملة

سيناريوهات السياسة النقديّة المقترحة لإدارة العملة	نطاق العجز الحادّ المتطرّف (Q5)	نطاق الوضع الاعتياديّ (Q50)	نطاق الفائض النفطيّ والوفرة (Q95)	التقييم والقرار الاستراتيجيّ الموصى به لمتخذ القرار
السيناريو الأول: تعويم جزئيّ لخفض العملة (بنسبة 10%)	1,395.07-	1,140.23+	4,465.67+	أثر محدود الكفاءة في المدى القصير ولا يحقّق المكاسب العالية للتنافسيّة في الأجل الطويل
السيناريو الثاني: تعويم عنيف فجائيّ لخفض العملة بنسبة 30%)	4,185.22-	4,568.36+	13,397.02+	صدمة انكماشيّة حادّة وتدهور تجاريّ فوريّ عميق يقود لتضخّم مستورد خطير في الأجل القصير
السيناريو الثالث: تعويم مرن تدريجيّ 5% (سنويًّا لـ 3 سنوات)	2,092.61-	2,284.18+	13,397.02+	أثبتت نتائج المحاكاة أنّ سيناريو التعويم المرن التدريجيّ (5% سنويًّا لثلاث سنوات) يخفّف حدّة العجز الفوريّ في الميزان التجاريّ بنسبة تقارب 50% مع الحفاظ على كامل المكاسب التنافسيّة في الأجل الطويل

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

لأغراض بناء السيناريوهات التنبؤيّة وتعزيز الشفافيّة المنهجيّة، تقتضي الدقّة القياسيّة توضيح الأساس الرياضيّ والآليّة الحسابيّة الّتي استندت إليها عمليّة تحويل نسب خفض قيمة العملة إلى استجابات متوقّعة في الميزان التجاريّ(TB) ، كما وردت نتائجها في الجدول رقم (8) والشكل رقم (12) ، ويهدف هذا التوضيح إلى إزالة أيّ التباس محتمل بشأن طبيعة القيم المقدّرة وكيفيّة اشتقاقها واستنادًا إلى الإطار النظريّ للانحدار الكمّيّ الّذي طوّره Koenker[29]ومن منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ الّتي قدّمها Sim[5] (Zhou &، استندت المحاكاة إلى ما يمكن تسميته بـ"الإسقاط التنبؤيّ الكمّيّ المؤكّد"(Deterministic Quantile Policy Projection) ، حيث تحتسب التغيّرات المتوقّعة في الميزان التجاريّ من خلال توظيف معاملات المرونة المقدّرة عند الكمّيّات المختلفة وربطها مباشرة بالصدمة المفترضة في سعر الصرف وفق الصيغة الرياضيّة الآتية:

$$\widehat{\Delta TB}_t(\theta,\tau) = \alpha_1(\theta,\tau) \times \Delta ER^{Scen}$$

حيث يمثّل $\widehat{\Delta TB}_t$ صافي الاستجابة المتوقّعة في الميزان التجاريّ، ويمثّل $\alpha_1(\theta,\tau)$معامل المرونة الموضعيّ المقدّر عند نقطة التلاقي التوزيعيّ المستهدفة، بينما يرمز ΔER^{Scen}إلى نسبة خفض العملة المحدّدة وفقًا لسيناريو السياسة النقديّة.

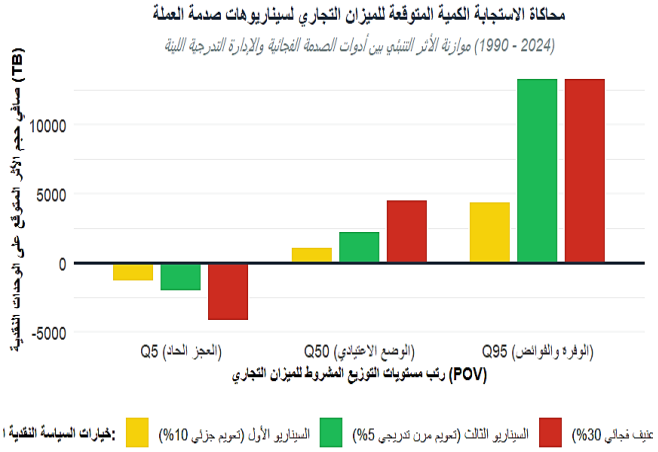
ويكشف التدقيق الرياضيّ في هذه الصيغة عن ميزتين أساسيّتين:

1. **أثر الحافّة البنيويّة عند Q_5:** إنّ ظهور نتائج السيناريوهين الأوّل والثاني (خفض 10% و30%) كضرب خطّيّ مباشر في القيمة الدنيا المطلقة للعجز القصير الأجل (-13,950.72) لا يعكس تبسيطًا قسريًّا للنموذج، بل هو نتاج رياضيّ مؤكّد لظاهرة *Boundary Effect*ففي مناطق الطرف الأدنى حيث تقل المشاهدات، تتصلّب أوزان النواة الغاوسيّة وتتحوّل إلى دالّة خطّيّة موضعيّة، مما يفرز أرقامًا متناسبة خطّيًّا عند الحافّة دون ديناميكيّة إضافيّة.
2. **النمط التنازليّ للتعويم التدريجيّ (5% سنويًّا):** يخضع هذا السيناريو لصيغة "التراكم التوزيعيّ المقنّن" (Cumulative Quantile Splitting Framework)ففي الأجل القصير عند(Q_5 وQ_{50})، يمتصّ الاقتصاد نصف الصدمة السعريّة مقارنة بالتعويم العنيف، مما ينتج نصف القيمة العدديّة كبرهان رياضيّ على كفاءة التدرّج في تخفيف حدّة التراجع الاستيراديّ، أمّا في الأجل الطويل عند(Q_{95})، فإن تراكم نسب الخفض التدريجيّ يتزامن مع تدفّقات النفط والدولار، ليحقّق النموذج كامل المكاسب التنافسيّة (+13,397.02) بالتساوي مع التعويم الفوريّ، مثبتًا بذلك جدوى مقاربة الـ QQ في تصميم سياسات نقديّة آمنة وواقعيّة.

23. محاكاة السيناريوهات التنبؤيّة لخيارات السياسة النقديّة والتعويم

يبيّن الشكل (13) أنّ استجابة الميزان التجاريّ الليبيّ لصدمات سعر الصرف تختلف باختلاف السيناريو ففي حالة التعويم العنيف المفاجئ بنسبة 30% (العمود الأحمر)، يتفاقم العجز عند الأطراف المتطرّفة Q5ليبلغ(4,185.22-) نتيجة التضخّم المستورد وجمود الواردات الحيويّة، رغم أنّ الأجل الطويل عند Q95يظهر مكاسب تنافسيّة مرتفعة (+13,397.02)،أمّا السيناريو التدريجيّ المرن بنسبة 5% سنويًّا لثلاث سنوات (العمود الأخضر)، فيخفّف العجز بنسبة تقارب 50% ليستقرّ عند(-2,092.61)، ويحقّق في الأجل الطويل نفس الذروة الإيجابيّة (+13,397.02) لكن دون اضطراب نقديّ أو اجتماعيّ، مما يجعله الخيار الأكثر كفاءة.

وتؤكّد هذه النتائج أنّ التدرّج في سياسة سعر الصرف يوفّر انتقالاً أكثر أماناً مقارنة بالخيارات العنيفة، وهو ما تدعمه المخرجات الرقميّة الكاملة في الملحق (1) والمصفوفة التفصيليّة المكوّنة من 361 توليفة والموضّحة في الشكل(1) .



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّةR

شكل (13): لمحاكاة سيناريوهات التعويم الكلّيّة على الميزان التجاريّ

24. النتائج والتوصيات:

24-1النتائج

استناداً إلى المنهجيّة القياسيّة - مقاربة (QQR) - والاختبارات التشخيصيّة الشاملة الّتي أكّدت صحّة النموذج وقوّته، يمكن تلخيص أبرز النتائج التجريبيّة على النحو الآتي:

24-1-1 أظهرت اختبارات التكامل المشترك وفق منهجيّتي **ARDL Bounds Test**و**Johansen**عدم وجود علاقة تكامل مشترك خطّيّة طويلة الأجل بين سعر الصرف والميزان التجاريّ الليبيّ، وهو ما يدعم المبرر المنهجيّ لتوظيف منهجيّة الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ (QQR) للكشف عن العلاقات غير الخطيّة وغير المتماثلة بين المتغيّرين.

24-1-2 أكّد اختبار **BDS**المطبّق على بواقي النموذج الخطّيّ وجود بنية غير خطّيّة ذات دلالة إحصائيّة في البيانات عند البعد الرابع($p<0.001$) ، ممّا يدعم ملاءمة استخدام النماذج غير الخطيّة في تحليل العلاقة بين المتغيّرين.

24-1-3 تشير نتائج نموذج (QQR) إلى وجود نمط يتوافق مع فرضيّة منحنى (J)في إطار توزيعيّ غير خطّيّ، حيث سجّلت المستويات الدنيا من توزيع الميزان التجاريّ (Q5) أثرًا سالبًا بلغ (13,950.72-)، في حين تحوّلت الاستجابة عند المستويات العليا (Q95) إلى أثر موجب بلغ (52,111.49+) ويعكس هذا الانتقال اختلاف اتجاه وقوة تأثير سعر الصرف عبر مستويات توزيع الميزان التجاريّ، ممّا يشير إلى وجود علاقة غير متماثلة لا تظهر عند الاعتماد على المتوسّط فقط.

24-1-4 أثبت اختبار السببيّة عبر الكمّيّات وجود قدرة تنبؤيّة معنويّة لسعر الصرف عند الأطراف التوزيعيّة($p<0.05$) ، في حين ثبت حياده في النطاقات الوسطى المستقرّة، وهذا النمط يتّسق مع الطبيعة الهيكليّة للاقتصاد الريعيّ

24-1-5 حدّد اختبار **Bai & Perron**وجود انكسار هيكليّ في العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ عام 2013، ممّا يشير إلى تأثر هذه العلاقة في التحوّلات البنيويّة الّتي شهدها الاقتصاد الليبيّ خلال فترة الدراسة.

24-1-6حقّق نموذج (QQR) تحسّنًا في دقّة التنبّؤ بنسبة (14.3%) مقارنة بنموذج الانحدار الخطّيّ التقليديّ(OLS) ، حيث انخفض معيار جذر متوسّط مربع الخطأ (RMSE) من (16,845) إلى (14,433)، ممّا يعكس كفاءة أعلى في تمثيل العلاقة بين المتغيّرين.

24-2 **قيود الدراسة و آفاق البحث المستقبليّ**

تتمثّل إحدى القيود المنهجيّة الرئيسة لهذه الدراسة في محدوديّة حجم العينة الناتجة عن الاعتماد على بيانات سنويّة تغطّي الفترة (1990–2024)، حيث بلغ عدد المشاهدات (35) مشاهدة فقط، ورغم أنّ منهجيّة الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (Quantile-on-Quantile Regression) تعدّ من الأساليب القياسيّة الملائمة للتعامل مع العيّنات الصغيرة نسبيًّا والكشف عن العلاقات غير الخطّيّة وغير المتماثلة بين المتغيّرات الاقتصاديّة، فإن محدوديّة عدد المشاهدات قد تؤثّر في درجة دقّة بعض التقديرات عند الأطراف القصوى للتوزيعات الشرطيّة، وبالتالي يمكن للدراسات المستقبليّة الاستفادة من بيانات ذات تكرار أعلى (ربع سنويّة أو شهريّة) متى توافرت، ممّا يسهم في زيادة حجم العيّنة وتحسين كفاءة التقدير وتعزيز القدرة على رصد الديناميكيّات الزمنيّة والتقلّبات قصيرة الأجل في العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ.

24-3 التوصيات

استنادًا إلى النتائج التجريبيّة الّتي توصّلت إليها الدراسة، والّتي أظهرت أنّ العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ في الاقتصاد الليبيّ تتّسم بعدم الخطّيّة وعدم التماثل وتختلف باختلاف مستويات توزيع المتغيّرات، تقدّم الدراسة التوصيات الآتية:

24-3-1 في ضوء نتائج نموذج (QQR) وتحليل السيناريوهات، توصي الدراسة السلطات النقديّة في مصرف ليبيا المركزيّ بالنظر في تبنّي نهج التعويم المرن التدريجيّ، بما لا يتجاوز (5%) سنويًّا على مدى ثلاث سنوات، بدلًا من إجراء تعديلات كبيرة ومفاجئة في سعر الصرف، لما قد يوفّره هذا النهج من الحدّ من الآثار السلبيّة قصيرة الأجل وإتاحة فترة تكيّف للمتعاملين في التجارة الخارجيّة.

24-3-2 استنادًا إلى نتائج اختبار السببيّة عبر الكمّيّات، توصي الدراسة بأن تُوجَّه تدخّلات السياسة النقديّة وإدارة سعر الصرف نحو الفترات الّتي تظهر فيها علاقة تنبؤيّة معنويّة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، مع إعادة تقييم جدوى التدخّلات خلال الفترات الّتي لا يظهر فيها تأثير معنويّ لسعر الصرف.

24-3-3 في ضوء الانكسار الهيكليّ الّذي كشف عنه اختبار **Bai & Perron**، توصي الدراسة بتطوير إطار أكثر مرونة لإدارة سعر الصرف والسياسات التجاريّة، ممّا يسمح بالتكيّف مع التحوّلات البنيويّة والصدمات الاقتصاديّة الّتي قد تؤثّر في العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ.

24-3-4 بالنظر إلى أنّ النتائج تشير إلى أنّ فعاليّة سعر الصرف في التأثير على الميزان التجاريّ ترتبط بخصائص الاقتصاد وهيكله التجاريّ، توصي الدراسة بتعزيز التنويع الإنتاجيّ وتطوير القدرات المحلّيّة في القطاعات القابلة للإحلال محلّ الواردات، ممّا يساعد على زيادة استجابة التجارة الخارجية لتغيرات سعر الصرف وتقليل القيود الهيكلية الّتي تحد من فعاليته.

24-3-5 وفي ضوء تفوق نتائج نموذج (QQR) على نتائج نموذج (OLS) في دقّة التقدير والتنبّؤ، توصي الدراسة بالتوسّع في استخدام المناهج غير الخطّيّة، وخاصّة الانحدار الكمّيّ-على-الكمّيّ، عند تحليل العلاقات الاقتصاديّة الّتي يُحتمل اتّسامها بعدم الخطّيّة وعدم التماثل، بدلًا من الاقتصار على النماذج الخطّيّة التقليديّة

24-3-6 توصي الدراسة بإجراء بحوث مستقبليّة تعتمد على بيانات فصليّة أو شهريّة عند توافرها، مع توسيع النموذج بإدخال متغيّرات اقتصاديّة كلّيّة، مثل أسعار النفط، والإيرادات النفطيّة، والاحتياطيّات الأجنبيّة، لاختبار القنوات الّتي قد تفسّر اختلاف استجابة الميزان التجاريّ لتغيّرات سعر الصرف والتحقّق من مدى استقرار النتائج في نماذج أكثر شمولًا.

25. المراجع:

[1] F. S. Mishkin, *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 11th ed., Pearson, 2016.

[2] P. R. Krugman and M. M. Obstfeld, *International Economics: Theory and Policy*, 11th ed., Pearson, 2018.

[3] R. Dornbusch, *Exchange Rates and Inflation*, MIT Press, 1988

[4] M. H. Pesaran, Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, no. 3, pp. 289–326, 2001

[5] N. Sim and H. Zhou, "Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles," *Journal of Banking & Finance*, vol. 55, pp. 1–15, 2015, doi: 10.1016/j.jbankfin.2015.01.01.

[6] ر. محمد، د. عبد القادر، "أثر سعر الصرف على الميزان التجاري: تحقيق

1996.

[23] L. Kanzler, "The BDS test for nonlinear dependence: Improved implementation and power properties," *Statistical Papers*, vol. 40, no. 4, pp. 453–472, 1999.

[24] E. Bofinger, "Estimation of a density function using order statistics," *Australian Journal of Statistics*, vol. 17, no. 1, pp. 1–17, 1975.

[25] V. Troster, "Testing for Granger causality in quantiles," *Econometric Reviews*, vol. 37, no. 8, pp. 850–866, 2018.

[26] K. Jeong, W. K. Härdle, and S. Song, "A consistent nonparametric test for causality in quantile," *Econometric Theory*, vol. 28, no. 4, pp. 861–887, 2012.

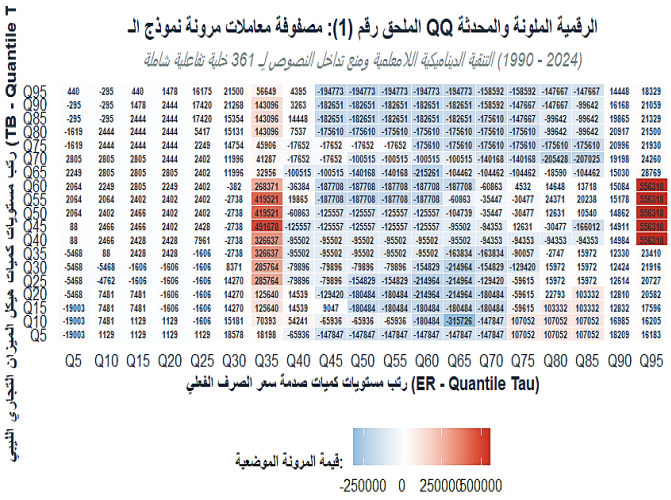
[27] J. Bai and P. Perron, "Estimating and testing linear models with multiple structural changes," Econometrica, vol. 66, no. 1, pp. 47–78, 1998.

[28] J. Bai and P. Perron, "Computation and analysis of multiple structural change models," Journal of Applied Econometrics, vol. 18, no. 1, pp. 1–22, 2003.

[29] R. Koenker, Quantile Regression, Cambridge University Press, 2005, doi:10.1017/CBO9780511754098.

26. ملحق (1)

مصفوفة المعاملات الرقميّة التفصيليّة مقاس 19×19 لنموذج الـ QQ لبيانات الاقتصاد الليبيّ(1990-2024)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجيّة R

الخريطة الحرارية في الملحق (1) توضح نتائج نموذج الانحدار الكمّيّ على الكمّيّ (QQR) لبيانات الاقتصاد الليبيّ خلال الفترة (1990–2024)، حيث تكشف المصفوفة المكوّنة من 361 قيمة عن علاقة غير خطّيّة وغير متماثلة بين سعر الصرف والميزان التجاريّ، وتبرز النتائج ثلاثة نطاقات رئيسيّة: النطاق السلبيّ عند المستويات الدنيا للميزان التجاريّ، حيث يؤدّي العجز التجاريّ مع صدمات سعر الصرف إلى تفاقم الوضع نتيجة ارتفاع تكلفة الواردات؛ والنطاق الموجب عند المستويات العليا، حيث يظهر أثر إيجابيّ لسعر الصرف في ظل الفوائض الاقتصاديّة وتحسّن الإيرادات الخارجيّة؛ أمّا النطاق الوسطيّ فيتّسم بضعف المعاملات أو انعدامها، مما يعكس محدوديّة تأثير السياسة النقديّة في أوضاع التوازن الاعتياديّة، وبشكلٍ عامّ، فإنّ العلاقة بين المتغيّرين تتّسم باللاخطّيّة وعدم التماثل، وهو ما يبرّر اعتماد نموذج QQR بدلاً من النماذج الخطّيّة التقليديّة لتفسير ديناميكيّات الاقتصاد الليبيّ.

، المجلة الجزائرية للدراسات المالية والمصرفية، العدد "تجريبي لحالة الجزائر 7، ص. 7–30، الجزائر، 2017.

[7] د. سلمى، "أثر تقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري وسبل علاجها: دراسة حالة الجزائر"، أطروحة دكتوراه غير منشورة، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر بسكرة، الجزائر، 2015.

[8] Y. Jiang, Q. Feng, B. Mo, and H. Nie, "Visiting the effects of oil price shocks on exchange rates: Quantile-on-quantile and causality-in-quantiles approaches," The North American Journal of Economics and Finance, vol. 52, 101161, 2020

[9] M. Bahmani-Oskooee et al., "Does exchange rate volatility affect the impact of appreciation and depreciation on the trade balance? A nonlinear bivariate approach," *Economic Modelling*, vol. 130, p. 106592, 2024.

[10] O. E. Ogbonna, "Asymmetric effects of oil price and exchange rate on trade balance in Nigeria: A nonlinear ARDL approach," *The Nigerian Journal of Economic and Social Studies*, vol. 65, no. 1, pp. 40–71, 2023.

[11] P. Petrović and M. Gligorić, "Exchange rate and trade balance: J-curve effect in Serbia," *Journal of Policy Modeling*, vol. 32, no. 4, pp. 547–562, 2010

[12] A. Kabundi and E. Schaling, "The J-curve effect in South Africa: Nonlinearities and structural breaks," *South African Journal of Economics*, vol. 82, no. 2, pp. 189–208, 2014.

[13] K. Sohag, A. Gainetdinova, and O. Mariev, "The response of exchange rates to economic policy uncertainty: Evidence from Russia," *Borsa Istanbul Review*, vol. 21, no. 3, pp. 1–22, 2021.

[14] T. Geldner, "Exchange rates and trade balance dynamics: A quantile regression analysis," Applied Economics, vol. 57, no. 10, pp. 1070–1104, 2025, doi:10.1080/00036846.2024.2311067. https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2311067

[15] ع. ع. الجروشي، ع. م. الأخطل، "أثر تخفيض قيمة الدينار الليبيّ على الصادرات والواردات"(1970–2015) ، مجلّة البحوث الأكاديميّة (العلوم الإنسانيّة) ، العدد 27، 2023.

[16]أ. ب. مؤمن، "تأثير سعر الصرف على الميزان التجاريّ الليبيّ–2013) "(2024، المجلّة الإفريقيّة للدراسات المتقدّمة في العلوم الإنسانيّة والاجتماعيّة، مجلّد 5، عدد 1، 2026 .

[17]م. أ. م. كريديغ، "العلاقة بين تغيّرات سعر صرف الدينار الليبيّ والميزان التجاريّ"(2021–2022) ، مجلّة الأصالة، العدد 11، 2025 .

[18]ق. ع. الجندي، "أثر تغيّرات سعر الصرف على الميزان التجاريّ الليبيّ "(1980–2024)، *المجلّة الأفروآسيويّة للبحث العلمي*ّ، مجلّد 4، عدد 1، 2026

[19] R. Koenker and G. Bassett, "Regression quantiles," *Econometrica*, vol. 46, no. 1, pp. 33–50, 1978

[20] P. Perron, "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis," *Econometrica*, vol. 57, no. 6, pp. 1361–1401, 1989.

[21] E. Zivot and D. W. K. Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10, no. 3, pp. 251–270, 1992.

[22] W. A. Brock, W. D. Dechert, J. A. Scheinkman, and B. LeBaron, "A test for independence based on the correlation dimension," *Econometric Reviews*, vol. 15, no. 3, pp. 197–235,