# إشكالية تنافسية اليوان الصيني وأثر تقلباته على رصيد الميزان التجاري للصين مع الولايات المتحدة الأمريكية: دراسة قياسية للفترة (2000-2022)

**The problem of the competitiveness of the Chinese Yuan and the impact of Fluctuations on China's trade balance with the U.S: An econometric study for the period (2000-2022)**


**معمر قريدة***

جامعة قاصدي مرباح ورقلة - الجزائر

Maamar.guerrida@gmail.com

**محمد لحسن علاوي**

جامعة قاصدي مرباح ورقلة- الجزائر

Elhassen.allaoui@gmail.com



تاريخ الإستلام: 2024/09/06 تاريخ القبول: 2024/09/13 تاريخ النشر: 2024/10/31



**ملخص:**

تبحث هذه الدراسة في تنافسية العملة الصينية اليوان (الرينمينبي)من خلال البحث عن تأثير تقلبات سعر الصرف الفعلي الحقيقيلليوان الصيني على رصيد الميزان التجاري للصين مع الولايات المتحدة الأمريكية، استخدمنا بيانات السلاسل الزمنية الفصلية (ربع سنوية) خلال الفترة من Q1-2000 الى غاية Q4-2022، بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، حيث تم الاستعانة بمتغيرين ضابطين للنموذج هما الناتج المحلي الإجمالي لكل من الصين والولايات المتحدة الأمريكية، خلصت نتائج هذه الدراسة إلى وجود علاقة موجبة بين سعر الصرفالفعلي الحقيقي لليوان مع رصيد الميزان التجاري للصين امام الولايات المتحدة الامريكية خلال فترة الدراسة، بينما وجدنا ان للناتج المحلي الإجمالي للصين علاقة سالبة مع رصيد ميزانها التجاري، بالمقابل وجدنا ان الناتج المحلي الاجمالي للولايات المتحدة الامريكية له علاقة إيجابية بالفائض التجاري للصين تجاه الولايات المتحدة الامريكية.



**الكلمات المفتاحية:** تنافسية العملات الأجنبية، سعر الصرف الفعلي الحقيقي، اليوان الصيني، رصيد الميزان التجاري، ARDL

**تصنيفات JEL: C22, F10, F14, F31**



**Abstract**

This study investigates the impact of real effective exchange rate (REER) fluctuations of the Chinese Yuan (Renminbi) on China's trade balance with the United States. We used quarterly time series data from Q1-2000 to Q4-2022, we employ the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The model incorporates two control variables: China's and the United States' GDP. The findings reveal a positive relationship between the REER of the Yuan and China's trade surplus with the United States during the study period. Additionally, China's GDP exhibits a negative correlation with its trade balance, while the United States' GDP demonstrates a positive association with China's trade surplus with the United States.



**Keywords**: Foreign Currency Competitiveness, Real Effective Exchange Rate, Chinese Yuan, Trade Balance accounting, ARDL

**Jel Classification Codes:: C22, F10, F14, F31**.



* المؤلف المراسل.

**1. مقدمة:**

عرف المشهد الاقتصادي العالمي بعد الأزمة المالية العالمية المالية سنة 2008 تجاذب واتهام كبيرين بين صناع السياسات المالية في العالم بشأن الأسباب وكذا الحلول المقترحة لحل تلك الأزمة، نالت الصين نصيبا أكبر من تلك الانتقادات حيث تم اتهامها على انها تتلاعب بالعملة من خلال اليوان (الرينمينبي)، لا سيما من طرف الولايات المتحدة الأمريكية كأكبر شريك تجاري مع الصين، خصوصا بعد الأداء الاقتصادي المبهر للصين على مدار العقود الثلاثة الماضية وقياسا بأسعار الصرف السوقية، بلغ إجمالي الناتج المحلي في الصين 17,96 تريليون دولار أمريكي عام 2022 (THE WORLD BANK, 2024)، أي أزيد من 70% من إجمالي الناتج المحلي للولايات المتحدة الامريكية، وبزيادة بلغت أكثر من 17% مقارنة بسنة 2020.

نتيجة لذلك أضحت فيما بعد العلاقة بين سعر صرف العملة والميزان التجاري محط اهتمام العديد من الباحثين الاقتصاديين، واستنادا للأدبيات الاقتصادية فإنه يعتقد أن هذه العلاقة الديناميكية تختلف بين المدى القصير والمدى الطويل، إذ من المعتقد وعلى نطاق واسع أن الانخفاض الحقيقي في قيمة العملة يؤدي إلى تحسن في وضعية الميزان التجاري للدولة صاحبة التخفيض على المدى الطويل من خلال تأثير الحجم (بلقاسم، 2023، صفحة 469)حيث تعرف استجابة رصيد الميزان اتجاري لهذا التخفيض باسم منحنى ج **(J.Curve)**، لاسيما في حالة الدول المعتمدة على اقتصاديات التصدير والتي تسعى من وراء ذلك إلى تحسين قدرتها التنافسية مع مختلف الشركاء التجاريين.

اعتمادا على ما تقدم، وباعتبار أن الصين متهمة انها تتلاعب بالعملة من خلال تحديد قيمة اليوان بأقل من قيمته سوف نحاول البحث حول ما إذا كانت التعديلات التي تجريها السلطات الصينية من فترة إلى أخرى في قيمة اليوان تساهم في تحقيق الفائض المسجل في ميزانها التجاري أمام الولايات المتحدة الامريكية، لهذا الغرض سنقوم بصياغة إشكالية هذه الدراسة على النحو التالي:

**هل تؤثر تغيرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني على رصيد الميزان التجاري للصين امام الولايات المتحدة الأمريكية؟**

وبهدف الإجابة على هذه الإشكالية الرئيسية قمنا بصياغة الفرضية التالية: توجد علاقة سلبية لأثر تغيراتسعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني على رصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة الأمريكية.

تهدف هذه الدراسة إلى البحث في تنافسية اليوان الصيني من خلال قيمته الفعلية الحقيقية عبر قياس أثر تغيراته على رصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة الأمريكية خلال فترة الدراسة الممتدة من 2000 الى 2022، وبالتالي محاولة الوقوف على صحة الادعاءات القائلة بأن الصين تتلاعب بالعملة من خلال سياسة سعر الصرف المعتمدة من طرف السلطات الصينية.

وبغية الالمام ومحاولة الإحاطة بمختلف جوانب الموضوع و الإجابة على الإشكالية المطروحة والوصول الى الأهداف المرجوة، اتبعنا خلال هذه الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي لإثراءالجانب النظري من الدراسة وذلك بتقديم اساسيات تتعلق بتنافسية العملات الأجنبية، أشكال سعر الصرف وسياسة سعر صرف اليوان الصيني،أما الجانب التطبيقي فقد تم استخدام المنهج الكمي من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة **(ARDL)** لقياس تأثير سعر الصرف على رصيد الميزان التجاري للصين مع الولايات المتحدة الأمريكية باستخدام مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي

سنة الأساس (2010=100)،معتمدين على قيم البيانات الربع سنوية للفترة من 2000 الى 2022 باستعمال البرنامج الإحصائي **EViews 13**.

**1.1. الدراسات السابقة**

تعددت الدراسات السابقة المرتبطة بموضوع دراساتنا، من ابرزها نجد:

- دراسة(روابح، 2019)التي هدفت إلى قياس أثر تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة الأمريكي خلال الفترة (2000-2016)، تم استخدام نموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام بيانات سنوية من 2000 الى 2016 لكل من صادرات الصين ال الولايات المتحدة الامريكية كمتغير تابع و كذا أسعار الصرف الحقيقة لليوان الصيني امام الدولار الأمريكي لذات الفترة كمتغير مستقل،وقد توصلت النتائج إلى وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي و صادرات الصين إلى الولايات المتحدة الأمريكية.
- دراسة(Yuan, 2012)والتي هدفت إلى قياس أثر سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني على ميزان التجارة البيني مع الولايات المتحدة الامريكية، حيث نجد هذه الدراسة قد استخدمت اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ من خلال ادراج ضمن النموذج المتغيرات الاقتصادية الصينية والأمريكية، وهي الميزان التجاري الثنائي، وسعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني، والناتج المحلي الإجمالي، بيانات العينة من **Q1**.2005 إلى **Q4**.2011، حيث خلصت النتائج الرئيسية للدراسة إلى أن الناتج المحلي الإجمالي للولايات المتحدة يلعب دورا مهما في التجارة الثنائية مع الصين، أما بالنسبة لكل من الناتج المحلي الإجمالي للصين وسعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني لهما تأثير محدود على التجارة الثنائية للصين مع الولايات المتحدة.
- دراسة(Islam, 2022)حاولت البحث في مدى تاثير سعر الصرف الحقيقي لليوان مقابل الدولار على العجز التجاري الأمريكي مع الصين و ذلك من خلال العمل وفق نموذج تجريبي معزز بمتغير العولمة، تم من خلاله الحصول على تقديرات المدى الطويل وفق تحليل التكامل المشترك بالإضافة إلى ديناميكيات المدى القصير المقابلة، حيث توصلت هذه الدراسة إلى تأكيد التوازن على المدى الطويل وأن سعر الصرف الحقيقي لليوان مقابل الدولار الأمريكي يلعب دورا قويا، مع التأكيد أيضا على الدور القوي لكل من الدخل الحقيقي و العولمة في العجز التجاري للولايات المتحدة الامريكية مع الصين.
- دراسة (joon, 2008) هدفت للبحث على آثار أسعار الصرف الحقيقية بين اليوان الصيني والدولار الأمريكي على التجارة بين البلدين، حيث خلصت نتائج هذه الدراسة الى أن انخفاض قيمة الرينمينبي بنسبة 1% يؤدي إلى زيادة الصادرات الصينية إلى الولايات المتحدة بنسبة 1.7%، في حين أن انخفاض قيمة الدولار الأمريكي بنسبة 1% يرفع الصادرات الأمريكية إلى الصين بنحو 0.4%.
- دراسة(Hu, 2012) نجد انها بحثت في العلاقة ما بين سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني وكذا بيانات التجارة الصينية الأمريكية، حيث استخدمت هذه الدراسة تحليل التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ،باستعمال البيانات الفصلية بين الصين والولايات المتحدة الأمريكية، حيث خلصت الى أن العامل الأكثر أهمية للتأثير على التجارة الصينية الأمريكية هو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للولايات المتحدة.

❖دراسة(مريم، 2022)حيث هدفت الى اختبار احتمال وجود عدم التناظر في تفاعلات الميزان التجاري مع تغيرات سعر الصرف، باستخدام البيانات الفصلية للجزائر للفترة من **Q1-1988** الى غاية **Q4-2019**،، باستخدام نموذج **NARDL** ، وبمجرد فصل الارتفاع عن الانخفاض من خلال المجاميع الجزئية، وإدخال اللاخطية في إجراء التقدير والاختبار. أظهرت النتائج القياسية الآثار المتناظرة لتغيرات أسعار الصرف على الميزان التجاري. ففي حين أن انخفاض قيمة الدينار ليس له آثار كبيرة على الميزان التجاري الجزائري فإن ارتفاع الدينار له آثار إيجابية بشكل كبير على الميزان التجاري الجزائري وبالتالي استنتاج بطء انتقال تخفيضات أسعار الصرف إلى الميزان التجاري الجزائري.

**2.1.موقع الدراسة الحالية من الدراسات السابقة**

بعدما استعرضنا عينة من الدراسات السابقة التي عالجت موضوع تأثير تقلبات أسعار الصرف على رصيد الميزان التجاري، فقد وجدنا دراستنا تتفق مع تلك الدراسات في العديد من النقاط وتختلف في البعض الآخر، فمن ناحية نموذج الدراسة والأدوات المستخدمة وجدنا أن اغلب الدراسات ترتبط مع دراستنا الحالية في عديد النقاط، أهمها اعتمادها على الأسلوب الكمي المتمثل في الدراسة القياسية، إضافة إلى أن دراسة كل من (Hu, 2012) و (Yuan, 2012) متفقة مع دراستنا في اعتمادهما على المتغيرين الضابطين و هما الناتج المحلي الإجمالي لكل من الصين و الولايات المتحدة الأمريكية.

اما من حيث الاختلاف فنجد أن دراستنا قد اعتمدت على المتغير المستقل الرئيسي والمتمثل في مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني في حين نجد أن جل الدراسات السابقة التي تم التطرق لها قد استخدمت سعر الصرف الحقيقي، باستثناء دراسة(مريم، 2022) التي اعتمدت هي الأخرى على المتغير المستقل المتمثل في مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي، أما من ناحية النتائج، فجل الدراسات التي تطرقنا لها خلصت إلى وجود علاقة غير تناظرية بين سعر الصرف ورصيد الميزان التجاري باستثناء دراستي(مريم، 2022) و (Yuan, 2012)التين تتفق مع دراستنا اجمالا إلى وجود علاقة تناظرية بين سعر الصرف ورصيد الميزان التجاري أو بتعبير آخر عدم وجود أهمية لسعر الصرف على رصيد الميزان التجاري.

**2.الإطار النظري للدراسة**

سوف نتطرق خلال هذا المحور إلى الإطار النظري للعملة وتنافسيتها خصوصا ما تعلق بالصراع بين العملات الأجنبية إضافة إلى التطرق على اعم مناهج تصحيح الخلل في ميزان المدفوعات.

**2. 1. تنافسية العملات الأجنبية**

بالعودة الى مصطلح تنافسية العملات الأجنبية، نجد انفسنا نتكلم حول مفهومين للتنافسية:

❖ **المفهوم الأول يرتبط بالتخفيض التنافسي للعملة (حرب العملات)**، والهدف منه اكتساب قدرة تنافسية أكبر للدولة صاحبة التخفيض، ووفقا للأدبيات الاقتصادية فإن تخفيض العملة هو أحد المقاربات الكلاسيكية المعتمدة في تعديل ميزان المدفوعات اثناء الخلل والذي يعتمد على المرونات الخاصة بالطلب على صادرات وواردات الدولة(بلقاسم، 2023، الصفحات 462-463)، تاريخيا تم استعمال التخفيض التنافسي أكثر من مرة خلال القرن الماضي و أعيد تسليط الضوء عليه بعد الأزمة المالية العالمية سنة 2008، عندما تم اتهام الصين وبعض الدول انها تتلاعب بالعملة بهدف اكتساب قدرة تنافسية لصادراتها من خلال التخفيض التنافسي للعملة، سميت فيما بعد هذه الظاهرة حرب العملات وهو موضوع دراستنا.

❖ **ثانيا) المفهوم الثاني يتعلق بالرفع التنافسي للعملة (حرب العملات العكسية)(Frankel, 2022)** و الذي يقصد به اللجوء إلى رفع العملة او السعي إلى تعزيز مكانة العملة امام مختلف العملات الدولية، سواء بقصد او بغير قصد على

غرار ما تقوم به الولايات المتحدة الأمريكية من خلال سياستها النقدية عبر مسار سعر الفائدة التصاعدي لمجلس الاحتياطي الفيدرالي منذ شهر ماي 2022 عندما ارتفع ب 50 نقطة مئوية الى 1% ليصل الى 5.5% في 26 جويلية 2023 وهذا بهدف مجابهة ارتفاع معدلات التضخم الامر الذي سيؤثر لا محال على جذب تدفق رؤوس الأموال إلى الداخل ويرفع من قيمة الدولار، دون ان ننسى في المقابل عملة اليورو بعد استحداثها سنة 1999 عندما سعت إلى فرض مكانتها اما الدولار والعملات الارتكازية الأخرى.

**2.2.معايير التلاعب بالعملة عند الولايات المتحدة الأمريكية**

طبقت الولايات المتحدة ثلاثة معايير لوصف أي دولة تتمتع بفائض تجاري هي:(Yu, 2020, pp. 253-254):

**أولا)** أن تكون نسبة فائض الحساب الجاري مقارنة بالناتج المحلي الإجمالي أعلى من 3% لعدة سنوات متتالية؛

**ثانيا)**يجب أن يتدخل البنك المركزي في البلاد في سوق الصرف الأجنبي لخفض قيمة عملته مقابل الدولار الأمريكي خلال الأشهر الستة السابقة؛

**ثالثا)**يجب أن تحقق الدولة فائض إيجابي في الحساب الجاري يزيد عن 20 مليار دولار لسنوات عديدة.

**3.2.سياسة سعر صرف اليوان**

قامت السلطات الصينية بتطبيق سياسات متعددة لليوان الصيني منذ نشأته سنة 1948 سنتوقف عند أهمها:

❖ **المرحلة الاولى (1994 إلى 2004):** تم تطبيق خلال هذه الفترة سياسة تعادل ثابت مقابل الدولار حيث تم تحديد 1 دولار يساوي 8.3 يوان، والملاحظ أنه خلال الأزمة الأسيوية عام 1997 قررت السلطات الصينية التضامن الإقليمي مع جيرانها الذين يواجهون صعوبات جراء الازمة.(Figuière & Guilhot , 2011, p. 4)اما بالنسبة للمراحل من الثانية إلى الرابعة كانتا على النحو الموالي:(China Development Research Fondation, 2015, pp. xx-xxxii)

❖**المرحلة الثانية (جويلية 2005 إلى جوان 2008):** في الحادي والعشرين من جويلية 2005، أعلن بنك الشعب الصيني علنا أنه، اعتبارا من ذلك اليوم فصاعدا، سوف يطبق نظام التعويم الموجه (المدار) لنظام سعر الصرف، بناءا على العرض والطلب في السوق، مع إجراء تعديلات في ما يتعلق بسلة العملات، كان الهدف الرئيسي للإصلاح هو إنشاء نظام يضمن بقاء سعر صرف اليوان مستقرا بشكل أساسي عند مستويات معقولة ومتوازنة وبالتالي أصبح بعد هذا النظام سعر صرف اليوان غير مرتبطا بالدولار الأمري كي فقط. وبدلا من ذلك، سيتم اختيار سلة من العملات تعطي وزنا مناسبا للعملة المحلية المدرجة، وفقا للظروف الفعلية للصين فيما يتعلق بالعلاقات الاقتصادية الخارجية.

❖**المرحلة الثالثة (جويلية 2008 إلى جوان 2010):** خلال عام 2008، تطورت أزمة القروض العقارية عالية المخاطر في الولايات المتحدة تدريجيا لتصبح أزمة مالية واقتصادية عالمية، خلال هذه الفترة تمت قييد النطاق الذي سمح لليوان بالتعويم فيه مرة أخرى، وعاد سعر الصرف إلى نظام سعر الصرف المربوط بحكم الأمر الواقع، حيث تم تقييد النطاق المسموح به لليوان بالتقلب من خلاله وتم تداول اليوان بين 6.82 و6.84 للدولار، وهو ماكان بمثابة عودة فعلية إلى ربط العملة مقابل الدولار.

❖ **المرحلة الرابعة (2010-2014):** وفي يونيو من عام 2010، ومع استمرار التعافي الاقتصادي العالمي وبدء استقرار التوقعات الدولية في ما يتعلق بسعر صرف الرنمينبي، ومع تراجع خلل التوازن في المدفوعات الدولية في الصين إلى حد ما، أصبح من الممكن استئناف إصلاح آليات تشكيل سعر الصرف في الصين مرة أخرى، فقد شهدت ارتفاع قيمة اليوان بشكل عام مع الإصلاحات.

❖ **المرحلة الخامسة ( من 2015 إلى الوقت الحالي):** ابتداء من 11 أوت 2015 اعلن بنك الشعب الصيني سعر التعادل المركزي لليوان أمام الدولار الأمريكي سيتم تحديده كل صباح مع اخذ بعين الاعتبار سعر اغلاق اليوم السابق، الطلب والعرض في السوق وتقييمات العملات الأخرى، حيث شهد اليوان انخفاضا في قيمته امام الدولار الأمريكي بواقع 3% تلت ذلك عملية تدويل العملة الصينية اليوان خلال ادرج ها الى سلة عملات وحدة حقوق السحب الخاصة من طرف صندوق النقد الدولي ابتداء من 01 أكتوبر 2016، ويضاف الى ذلك احداث عديدة اثرت على سياسة سعر اليوان خلال هذه الفترة ابرزها التوترات المتزايدة مع الولايات المتحدة الامريكية منذ العام 2018، ليستمر اليوان في التذبذب ما بين 6.45 و 6.91 للدولار الى غاية يومنا هذا.

**4.2. أهم أشكال سعر الصرف**

لسعر الصرف إلى عدة أشكال، سوف نتطرق بإيجاز إلى أهمها وهي تلك المعتمدة من طرف المنظمات والهيئات المالية الدولية كصندوق النقد الدولي ومجموعة البنك العالمي على النحو الموالي:

**1.4.2. أسعار الصرف الإسمية (NER):** حيث تنقسم هي الأخرى إلى نوعين:

❖ **سعر الصرف الإسمي الثنائي:** هو عبارة عن سعر عملة ما بالنسبة لعملة أخرى ويعبر عنه عادة بالسعر المحلي(مرغيث، 2019، صفحة 24) والمعلن عنه من طرف الجهاز المصرفي بكل يومي وينقسم إلى قسمين، **رسمي** ويخص المبادلات التجارية الرسمية وموازي معمول به في الأسواق.

❖ **سعر الصرف الإسمي الفعلي (NEER):** وهو متوسط الأسعار الإسمية الثنائية بين البلد وكل شركائه التجاريين مرجحا بحصص التجارة الخاصة بكل شريك ويكتب رياضيا على النحو التالي: $NEER_j = \sum_{i=1}^{n} \alpha_{ij} \left( \frac{(R_{ij})_t}{(R_{ij})_{t_0}} \times 100 \right)$

حيث $NEER_j$هو سعر الصرف الاسمي الفعلي للبلد(j)،

$(R_{ij})$هو سعر الاسمي الثنائي،$t$و $t_0$ هما على الترتيب فترى القياس و فترة الأساس،$n$ تمثل عدد الشركاء التجاريين.(مرغيث، 2019، صفحة 25)

❖ **أسعار الصرف الحقيقية (RER):** إن أسعار الصرف الإسمية لا تعتبر دليلا على تطور قيمة العملة وقدرتها الشرائية كما لا تسمح بمعرفة فيما إذا كانت العملات مقيمة بأكثر او أقل من قيمتها وعليه تم اللجوء إلى العمل بأسعار الصرف الحقيقية التي تنقسم على قسمين هما:(مرغيث، 2019، الصفحات 26-30)

- **سعر الصرف الحقيقي الثنائي:** وهو عبارة عن ناتج سعر الصرف الإسمي ونسبة الأسعار بين بلدين حيث يكتب على الشكل التالي: $\boldsymbol{RER_j = R_{ij} \left( \frac{P_i}{Pj} \right)}$ حيث:$\boldsymbol{P_j}$ و $\boldsymbol{P_i}$هما عبى الترتيب مستويات الأسعار في البلدين **(j)** و **(i)** في البلد المحلي والأسعار لدى شركائه التجاريين، معبرا عنه بعملة مشتركة.
- **سعر الصرف الحقيقي الفعلي (REER):** وهو عبارة عن متوسط أسعار الصرف الحقيقية الثنائية بين البلد وكل من شركائه التجاريين مرجحا بحصص التجارة الخاصة بكل شريك ورياضيا تكتب كما يلي:

$$\boldsymbol{REER_j = \sum_{i=1}^{n} \propto_{ij} \left[ \frac{\left[ \frac{P_j R_{ij}}{P_i} \right]_t}{\left[ \frac{P_j R_{ij}}{P_i} \right]_{t_0}} \times 100 \right]}$$

**حيث:**

**Pj:** هو معدل التضخم للبلد j مقاسا بمؤشر أسعار المستهلكين(CPI)؛

**Pi:** هو معدل التضخم للشريك التجاري i مقاسا بمؤشر أسعار المستهلكين (CPI)

**Rij:** هو سعر الصرف الاسمي الثنائيين البلدين i و j؛

**n:** هو عدد الشركاء الجاريين؛

$\propto_{ij}$ : هي حصة التجارة الخاصة بكل شريك معبرا عنها بمستوردات البلد **(j)** من الشريك التجاري **(i)** في فترة الأساس $t_0$ معالعلم أن $\sum_{i=1}^{n} \propto_{ij} = 1$

**3.الطريقة والأدوات**

**1.3.نموذج ومتغيرات الدراسة**

في هذا الجزء من الدراسة سنختبر أثر تغيرات سعر صرف اليوان الصيني على رصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة الأمريكية للفترة الممتدة من 2000 الى 2022 بيانات فصلية، حيث تم الحصول على بيانات متغيرات الدراسة من الموقع الإلكتروني لصندوق النقد الدولي ومن موقع البنك الدولي، ولرصد العلاقة بين مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني ورصيد الميزان التجاري للصين امام الولايات المتحدة الأمريكية سنستخدم نموذج RDL الذي هو عبارة عن نماذج سلاسل زمنية خطية يتم من خلالها تحديد المتغيرات التابعة والمستقلة ليس فقط بشكل متزامن، ولكن عبر القيم التاريخية (المتأخرة) أيضا، حيث تم استعمال اختبار هذا النموذج وفق برمجية EViews13 .

❖ **نموذج الدراسة:**

$$BALE = \propto_0 + \propto_1 EXCH + GDP_{China} + GDP_{us} + \varepsilon$$

❖ **المتغير التابع: رصيد الميزان التجاري للصين امام الولايات المتحدة الامريكية:** رمزنا له بالرمز BAL

❖ **المتغيرات المستقلة: سعر الصرف الفعلي الحقيقي** )REERورمزنا له اختصارا ب EXCH؛

- **الناتج المحلي الإجمالي للصين** ورمزنا له بالرمز GDP_CH؛
- **الناتج المحلي الإجمالي للولايات المتحدة الامريكية** ورمزنا له بالرمز GDP_US
- **معلمات النموذج:** $\propto_0, \propto_1, \propto_2, \propto_3$
- **الخطأ العشوائي:** $\varepsilon$

**2.3. التحليل الوصفي والبياني لمتغيرات الدراسة**

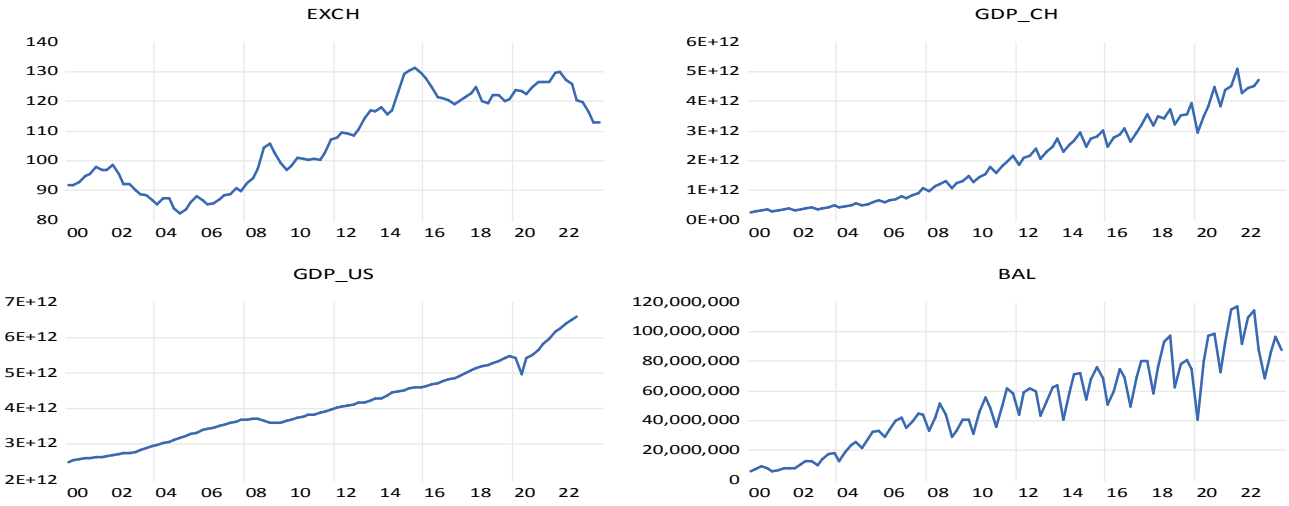
قبل اختبار فرضيات الدراسة، نقوم بتحليل بعض الإحصاءات الوصفية ودراسة كل متغير على حده من خلال تتبع تطوراتها عبر الزمن.

**1.2.3. التحليل البياني**

تبين الأشكال أدناه تطورات كل من المتغير التابع الميزان التجاري بين الصين والولايات المتحدة BAL مقاس بالدولار الأمريكي، والمتغير المفسر سعر الصرف الحقيقي الفعلي لليوان الصيني EXCH مقاس كمؤشر وفق تعادل القوى الشرائية،

والمتغيرين الضابطين الناتج المحلي الإجمالي للصين GDP_CH والناتج المحلي الإجمالي للولايات المتحدة GDP_US مقاسان بالدولار الأمريكي. للفترة من 2000 إلى غاية2022 بترددات فصلية.

**الشكل (1): تطورات متغيرات الدراسة للفترة 2000:1-2022:4**




المصدر: إعداد الطالب باستخدام EViews13

يظهر من خلال الشكل رقم (1) أن بيانات رصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة الأمريكية يتوافق إيجابيا مع سعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني، الامر الذي يدل على أن زيادة سعر الصرف الفعلي الحقيقي تساهم في زيارة رصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة، في المقابل يظهر الناتج المحلي الإجمالي لكل من الولايات المتحدة الأمريكية والصين أنهما في تزايد مستمر مذ بداية الألفية لكن عرفا تدهورا في سنة 2020 ومراد ذلك إخفاض الطلب العالمي بسبب وباء كورونا (كوفيد -19) قبل معاودة التعافي والنمو من جديد.

### 2.2.3. التحليل الوصفي

#### 1.2.2.3.الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

تهتم الدراسة الإحصائية للمتغيرات المعنية بوصف المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لكل متغير على حده والمقارنة فيما بينها، النتائج مبينة في الجدول رقم (1):

**الجدول (1): الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة**

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Mean | 106.7503 | 1.97E+12 | 4.10E+12 | 49877140 |
| Median | 105.1213 | 1.84E+12 | 3.90E+12 | 47566150 |
| Maximum | 131.2056 | 5.10E+12 | 6.60E+12 | 1.17E+08 |
| Minimum | 82.37256 | 2.58E+11 | 2.50E+12 | 5807960. |
| Std. Dev. | 15.46069 | 1.38E+12 | 1.06E+12 | 28902170 |
| Skewness | 0.032003 | 0.393012 | 0.442487 | 0.316110 |
| Kurtosis | 1.492088 | 1.950690 | 2.398630 | 2.405693 |
| Jarque-Bera | 8.731937 | 6.589058 | 4.388497 | 2.886125 |
| Probability | 0.012702 | 0.037085 | 0.111442 | 0.236203 |
| Sum | 9821.028 | 1.81E+14 | 3.77E+14 | 4.59E+09 |
| Sum Sq. Dev. | 21751.98 | 1.73E+26 | 1.01E+26 | 7.60E+16 |
| Observations | 92 | 92 | 92 | 92 |

المصدر: حسابات الطالب باستخدام EViews13

من خلال الإحصائيات المبينة في الجدول رقم (1) نلاحظ عموما أن متوسطات المتغيرات تعكس البيانات الموضحة في الشكل رقم 01 الموضح أعلاه.

**2.2.2.3. مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة**

في سبيل دراسة العلاقة الخطية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وجب أولا التحقق من وجود علاقة بين المتغيرات بواسطة تحليل معاملات الارتباط بيرسون.

**الجدول (2): يبين الارتباطات بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة**

| Correlation | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **Probability** | EXCH | GDP_CH | GDP_US | BAL |
| **EXCH** | 1.000000 | | | |
| **GDP_CH** | 0.913613 | 1.000000 | | |
| **GDP_US** | 0.862752 | 0.976530 | 1.000000 | |
| **BAL** | 0.811989 | 0.948591 | 0.937878 | 1.000000 |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام EViews13

يتضح من الجدول رقم (2) أن لكل المتغيرات المستقلة علاقات ارتباط موجبة مع المتغير التابع. حيث نلاحظ وجود علاقة طردية قوية وذات دلالة إحصائية عند درجة المعنوية 1% بين المتغير المستقل **EXCH** والمتغير التابع **BAL**، بدرجة ارتباط وصلت إلى 81%. أيضا، وجود علاقة طردية قوية جدا بدلالة إحصائية عند درجة المعنوية 1% بين المتغيرين الضابطين والمتغير التابع **EXCH**، بدرجة ارتباط فاقت 90%.

**4. الدراسة القياسية**

بعد توصيف المتغيرات والتحقق من الفرضيات الأولية، وقبل تحديد النموذج المناسب نقوم بأول خطوات الدراسة القياسية المتمثلة في دراسة استقراريه المتغيرات محل الدراسة.

**1.4.اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية**

تعتبر مرحلة تحليل ودراسة استقرارية السلاسل الزمنية محل الدراسة مرحلة أولية وأساسية من أجل معرفة طبيعة التغيرات التي تطرأ على قيمها في الفترات الزمنية المختلفة، بالإضافة إلى ذلك تمكننا من تحديد طريقة التعامل مع مكونات المتغيرات بهدف تحديد النموذج المناسب لقياس علاقات التأثير بينها، توجد ثلاث اختبارات شهيرة وهي: اختبار ADF (ديكي فولر المطور)، PP (فيليبس بيرون) وKPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin)، لكنها تفقد فعاليتها في العينات الصغيرة أو في حالة اختلاف تباين أخطاء نماذج الاستقرارية إلا اختبار PP لأنه اختبار لا معلمي فعال مهما كانت المشاكل القياسية، لذلك سنعتمد في دراستنا على اختبار PP.

منهجية اختبار PP ترتكز على تقدير ثلاثة(03) نماذج إحصائية وهي: Intercept، Trend and intercept، None. كل نموذج عبارة عن انحدار ذاتي بدرجات تأخير تحدد وفق معايير المعلومات (AIC, BIC, HQ). لإجراء هذا الاختبار نقوم بتقدير معاملات النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) واختبار الدلالة الإحصائية للمتغير الديناميكي بإحصائية tua وفق فريضتي الاختبار التاليتين:

$H0: \lambda = 0 \Rightarrow \phi=1$ وجود جذر وحدوي

$H1: \lambda \neq 0 \Rightarrow \phi \neq 1$ عدم وجود جذر وحدوي

نتطرق مباشرة لعملية التقدير، ونتائج الاختبار ملخصة في الجدول رقم (03)

**الجدول (03): اختبارات الاستقرارية لمتغيرات الدراسة باستخدام فيليبس بيرون**

| المتغيرات | النماذج | القيمة الاحتمالية لإحصائية tau | | القرار |
|---|---|---|---|---|
| | | في المستوى | بعد الفرق الأول | |
| BAL | باتجاه وقاطع | 0.0001 | 0.0001 | I(1) |
| | بقاطع | 0.2298 | 0.0001 | |
| | دون اتجاه والا قاطع | / | 0.0001 | |
| EXCH | باتجاه وقاطع | 0.8611 | 0.0001 | I(1) |
| | بقاطع | 0.6889 | 0.0001 | |
| | دون اتجاه والا قاطع | / | 0.0001 | |
| GDP_CH | باتجاه وقاطع | 0.0001 | 0.0001 | I(1) |
| | بقاطع | 0.9948 | 0.0001 | |
| | دون اتجاه والا قاطع | / | 0.0001 | |
| GDP_US | باتجاه وقاطع | 0.9988 | 0.0001 | I(1) |
| | بقاطع | 0.9999 | 0.0001 | |
| | دون اتجاه والا قاطع | / | 0.0001 | |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام EViews13

من خلال قراءة هذا الأخير يتبين أن القيمة الاحتمالية لإحصائية t في نموذج القاطع لكل المتغيرات الأربعة أكبر من درجة المعنوية 5%، وبالتالي قبول فرضية العدم التي تنص على أن المتغيرات تحتوي جذر وحدوي، أي أنها غير مستقرة في مستواها الأصلي، وهذا دون حاجة لمناقشة نتائج باقي النماذج الإحصائية. لكن الملاحظ أن المتغيرات استقرت كلها بعد الفرق الأول في النماذج الإحصائية الثلاثة بما أن القيم الاحتمالية كلها أقل من 1%، وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

نتيجة لذلك، وحسب منهجية الدراسات القياسية، فأنه في حالة وجود متغيرات في نفس درجة التكامل يمكننا اعتماد منهجية اختبار الحدود ونموذج الانحدار الذاتي بتأخيرات موزعة ARDL.

**2.4.تقدير نموذج ARDL**

في هذه الخطوة نسعى إلى تقدير نموذج الدراسة القياسية بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) وفق منهجية اختبار الحدود ونموذج ARDL، حيث المعادلة الناتجة عن هذه المنهجية تبين العلاقة الدالية التي تربط المتغير التابع BAL مع المتغير المفسر EXCH والمتغيرين الضابطين GDP_CH, GDP_US.

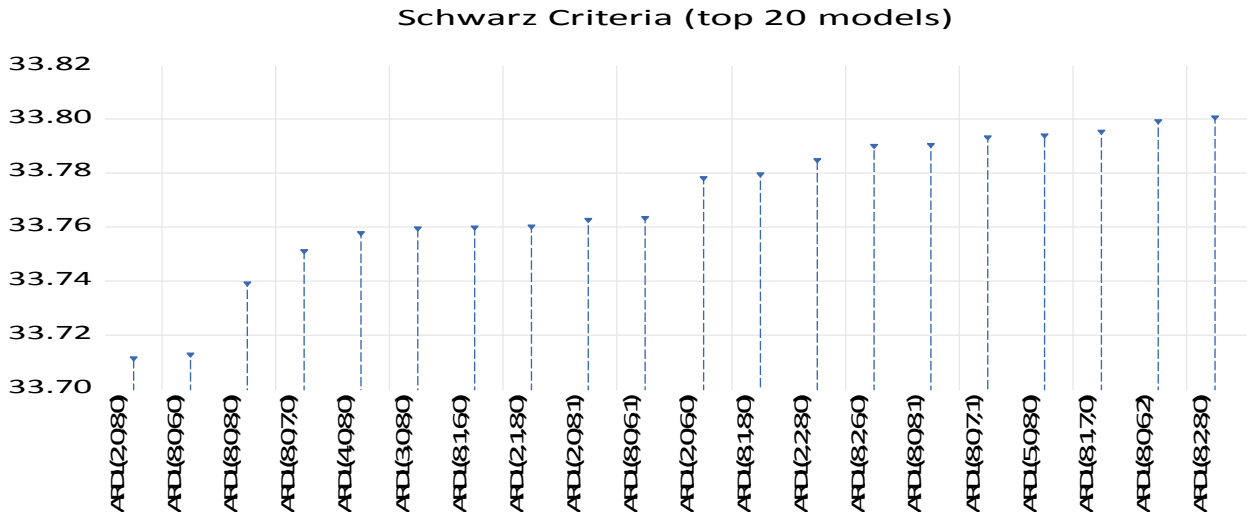
العلاقة الدالية تتضمن معاملات الأجل الطويل، ومعاملات الأجل القصير، بالإضافة إلى معامل تصحيح الخطأ. تفترض الأدبيات أن تكون للمتغير المستقل EXCH تأثير إيجابي على المتغير التابع BAL بين الصين والولايات المتحدة للفترة 2000:1-2022:4.

**1.2.4.تحديد التأخيرات المناسبة**

لأجل اختيار النموذج الإحصائي المناسب لتقدير نموذج ARDL الذي يعطينا أجود النتائج التي تقيس العلاقات بين متغيرات دراستنا، نقوم بالاختيار بين 8 تأخيرات (أي سنتين) لكل متغير وفق معيار المعلومات (BIC) لاختيار درجات التأخير المثلى.

النتائج مبينة في الشكل رقم (02) والتي تبين أن النموذج المناسب لبيانات ومتغيرات دراستنا هو الذي يتضمن حد ثابت واتجاه عام مقيد ويأخذ التأخيرات الموزعة التالية ARDL(2,0,8,0).

**الشكل (2): اختيار درجة التأخير المناسب لنموذج ARDL**




المصدر: إعداد الطالب باستخدام EViews13

نتائج تقدير النموذج مبينة في الجدول رقم (04)، معالمها تتشكل من الحد الثابت، والاتجاه العام ومعاملات المتغيرات التالية:

- تأخيران للمتغير الديناميكي BAL.
- المتغير المستقل EXCH دون تأخير.
- 8 تأخيرات للمتغير الضابط الأول GDP_CH.
- 0 تأخير للمتغير الضابط الثاني GDP_US.

**الجدول (04): نتائج تقدير نموذج ARDL(2,0,8,0)**

Dependent Variable: BAL
Method: ARDL
Date: 05/12/24 Time: 06:36
Sample: 2002Q1 2022Q4
Included observations: 84
Dependent lags: 8 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (8 max. lags): EXCH GDP_CH GDP_US
Deterministics: Unrestricted constant and restricted trend (Case 4)
Model selection method: Schwarz criterion (SIC)
Number of models evaluated: 5832
Selected model: ARDL(2,0,8,0)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| BAL(-1) | 0.570905 | 0.121256 | 4.708273 | 0.0000 |
| BAL(-2) | -0.505660 | 0.122758 | -4.119174 | 0.0001 |
| EXCH | 196754.4 | 115242.5 | 1.707308 | 0.0923 |
| GDP_CH | 3.42E-05 | 4.57E-06 | 7.488456 | 0.0000 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| GDP_CH(-1) | -5.00E-05 | 6.72E-06 | -7.446116 | 0.0000 |
| GDP_CH(-2) | 3.70E-05 | 8.16E-06 | 4.529556 | 0.0000 |
| GDP_CH(-3) | -9.53E-06 | 7.48E-06 | -1.273308 | 0.2072 |
| GDP_CH(-4) | -2.54E-06 | 6.04E-06 | -0.420911 | 0.6751 |
| GDP_CH(-5) | 1.29E-05 | 7.13E-06 | 1.802888 | 0.0758 |
| GDP_CH(-6) | -3.15E-05 | 7.21E-06 | -4.368247 | 0.0000 |
| GDP_CH(-7) | 2.05E-05 | 7.61E-06 | 2.686981 | 0.0090 |
| GDP_CH(-8) | -2.11E-05 | 5.94E-06 | -3.558019 | 0.0007 |
| GDP_US | 1.81E-05 | 5.33E-06 | 3.399741 | 0.0011 |
| C | -60362545 | 21825394 | -2.765702 | 0.0073 |
| @TREND | 521969.6 | 153719.0 | 3.395608 | 0.0011 |

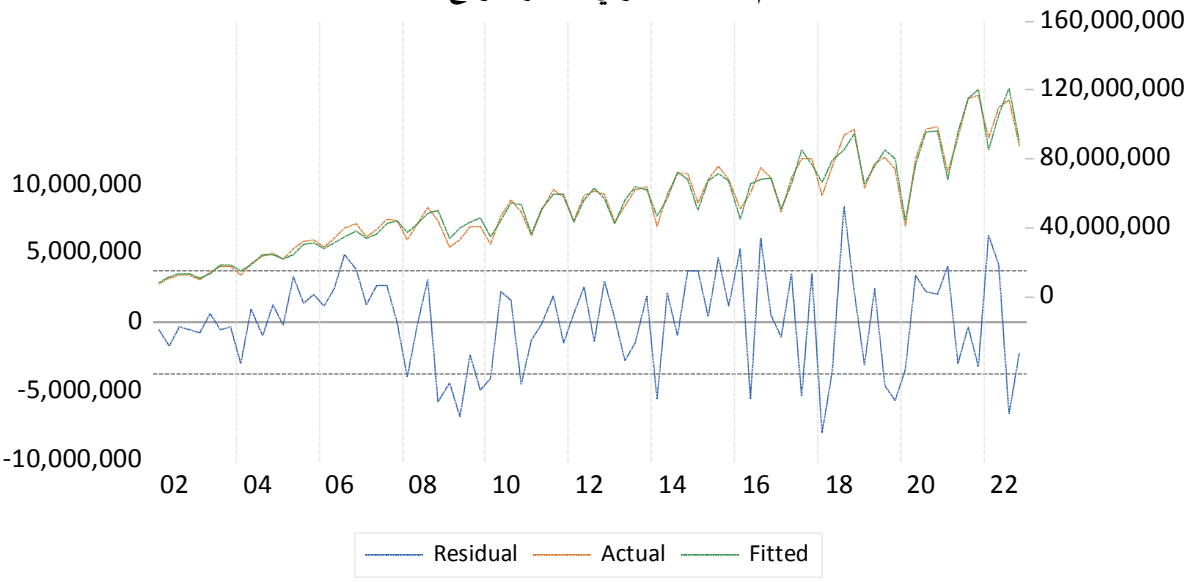
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.983785 | Mean dependent var | 53936894 |
| Adjusted R-squared | 0.980496 | S.D. dependent var | 26905749 |
| S.E. of regression | 3757612. | Akaike info criterion | 33.27690 |
| Sum squared resid | 9.74E+14 | Schwarz criterion | 33.71097 |
| Log likelihood | -1382.630 | Hannan-Quinn criter. | 33.45139 |
| F-statistic | 299.0313 | Durbin-Watson stat | 1.943084 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام EViews13

### 2.2.4. الاختبارات التشخيصية

قبل تحليل نتائج التقدير، لابد من التأكد من الجودة الإحصائية والقياسية للنموذج وذلك من خلال فحص البواقي التي ينبغي أن تحقق شروط طريقة المربعات الصغرى العادية.

**الشكل رقم (3): يبين بواقي تقدير نموذج ARDL(2,0,8,0)**



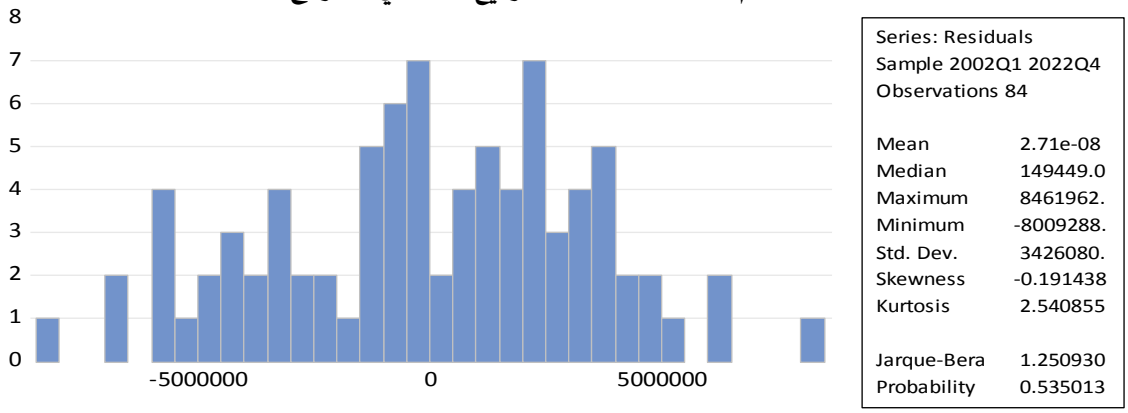

المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

يظهر من الشكل أعلاه أن الفرق بين القيم الفعلية والتقديرية التي تمثل البواقي تتحرك بعشوائية وبتباين ثابت نسبيا، مما يشير إلى تحقق الشروط الأساسية لطريقة OLS. لأجل التأكد من ذلك نقدم الاختبارات التالية:

### 1.2.2.4.اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء

يقرر اختبار جاك بيرا ما إذا كانت بواقي التقدير تتوزع طبيعيا أم لا؟ حيث قبول فرضية العدم يعني أن البواقي تتوزع طبيعيا وهو شرط ضروري خاصة في العينات الصغيرة. نلاحظ في الشكل رقم (04) أن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار تساوي 0.535 والتي تتجاوز درجة المعنوية 5%،وبالتالي قبول فرضية العدم التي تنص على أن البواقي تتوزع طبيعيا كما يؤكده الشكل الجرسي لتوزيع الأخطاء في الشكل أدناه.

**الشكل رقم (4): يبين اختبار التوزيع الطبيعي لنموذج ARDL(2,0,8,0)**




المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

### 2.2.2.4. اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء

لأجل اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء نجري اختبارLM الذي تنص فرضية العدم لإحصائيةالاختبارعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين بواقي التقدير. من خلال الجدول رقم (05) نرى أن القيمة الاحتمالية لإحصائية كاي تربيع تساوي 0.087، وهي أكبر من 5% درجة المعنوية، وبالتالي لا وجود لمشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

**الجدول رقم (05): يبين اختبار الارتباط الذاتي لبواقي نموذج ARDL(2,0,8,0)**

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Null hypothesis: No serial correlation at up to 3 lags | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.865970 | Prob. F(3,66) | 0.1439 |
| Obs*R-squared | 6.567573 | Prob. Chi-Square(3) | 0.0870 |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

### 3.2.2.4.اختبارات ثبات تباين الأخطاء

يتحقق اختبار وايتمن ثبات أو اختلاف تباين الأخطاء، حيث تنص فرضية العدم تحقق فرضية ثبات تباين الأخطاء يظهر من الجدول رقم (06) أن تباين الأخطاء متجانس حسب القيمة الاحتمالية لإحصائية كاي تربيع التي تساوي 0.065 وهي أكبر من 5% درجة المعنوية، وبالتالي لا وجود لمشكلة اختلاف التباين بين بواقي التقدير.

**الجدول رقم (06): يبين اختبار وايت لثبات تباين بواقي نموذج ARDL(2,0,8,0)**

| Heteroskedasticity Test: White Null hypothesis: Homoskedasticity | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.827086 | Prob. F(14,69) | 0.0517 |
| Obs*R-squared | 22.71803 | Prob. Chi-Square(14) | 0.0650 |
| Scaled explained SS | 11.80979 | Prob. Chi-Square(14) | 0.6216 |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

### 3.2.4.اختبارات الحساسية

بعد فحص بواقي التقدير والتحقق من توفر شروط صلاحية نموذج ARDL، نقوم باختبارات الحساسية التي تثبت حصانة النموذج أمام أي تغيرات هيكلية محتملة، وتثبت جودة توصيف النموذج الإحصائي.

#### 1.3.2.4. اختبار جودة التوصيف

يقرر اختبار RESET ما إذا كان النموذج المقدر محدد بصفة جيدة، دون إضافة أو حذف متغيرات مهمة ضمن المتغيرات المستقلة، حيث قبول فرضية العدم تفيد أن النموذج جيد التوصيف مما يزيد من صدقية الاعتماد على نتائج التقدير. نلاحظ في الجدول رقم (07) أن القيمة الاحتمالية لإحصائية فيشرالتي تساوي 0.0509 أكبر من درجة المعنوية 5%وبالتالي النموذج موصف بدقة.

**الجدول رقم (07): يبين اختبار رامسي لجودة توصيف نموذج ARDL(2,0,8,0)**

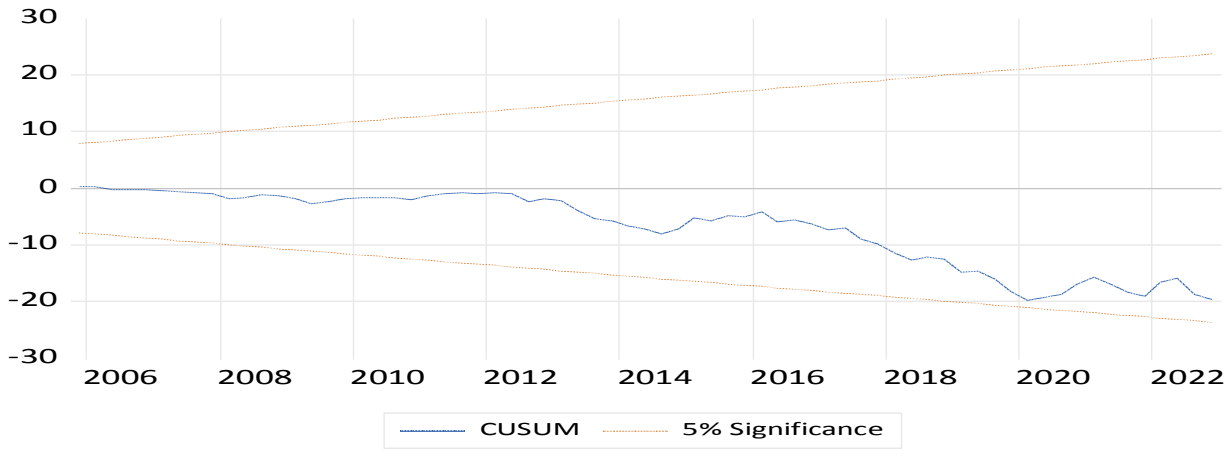
| Ramsey RESET Test<br>Equation: EQ01 | | | |
|---|---|---|---|
| Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3<br>Specification: BAL BAL(-1) BAL(-2) EXCH GDP_CH GDP_CH(-1) GDP_CH(-2) GDP_CH(-3) GDP_CH(-4) GDP_CH(-5) GDP_CH( -6) GDP_CH(-7) GDP_CH(-8) GDP_US C @TREND | | | |
| | **Value** | **df** | **Probability** |
| **F-statistic** | **3.113230** | **(2, 67)** | **0.0509** |
| **Likelihood ratio** | **7.464593** | **2** | **0.0239** |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

#### 2.3.2.4.اختبار استقرارية المعالم

لأجل اختبار مدى استقرار معالم النموذج على طول فترة الدراسة نجري اختبارCUSUM، حيث يظهر من الشكل رقم (05) أن الرسم البياني الممثل بالخط الأزرق والذي يعبر عن البواقي المعاودة يقع داخل فترات الثقة (الخطوط الحمراء). وبالتالي النموذج مستقر والمعالم ثابتة على طول فترة الدراسة.

**الشكل رقم (5): يبين اختبار استقرارية نموذج(2,0,8,0)ARDL باستخدام CUSUM**




المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

## 5. النتائج ومناقشتها

### 1.5.اختبار التكامل المشترك ومعادلة الأجل الطويل

من خلال المعادلة المبينة في الملحقين رقم (01 و 02) واللذين ملخصها في الجدول رقم (08)، نجد أن إحصائية فيشر الخاصة باختبار الحدود تساوي 10.106 وهي أكبر من 4.053 التي تمثل الحد الأعلى لعينة من 80 مشاهدة عند درجة معنوية 5%، وبالتالي نرفض فرضية العدم ونتجه لقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع BAL ومتغيرات الدراسة EXCH, GDP_CH, GDP_US بالإضافة إلى حد الاتجاه العام.

**الجدول رقم (08): يبين معاملات الأجل الطويل لنموذج ARDL(2,0,8,0) واختبار الحدود**

| المتغيرات | المعاملات | الانحراف المعياري | إحصائية ستودنت | قيمة P |
|---|---|---|---|---|
| الاتجاه العام | 558403.0 | 147943.3 | 3.774439 | 0.0003 |
| EXCH | 210487.8 | 112914.0 | 1.864143 | 0.0660 |
| GDP_CH | -1.10E-05 | 4.00E-06 | -2.749578 | 0.0074 |
| GDP_US | 1.94E-05 | 4.06E-06 | 4.773645 | 0.0000 |
| اختبار الحدود | إحصائية فيشر | 10.106 | القيم الحرجة عند درجة المعنوية 5% | |
| | | | I(0) | I(1) |
| | | | 3.235 | 4.053 |

المصدر: إعداد الطالب باستخدام برنامج EViews13

### 2.5.نموذج تصحيح الخطأ ومعاملات الأجل القصير

من خلال المعادلة المبينة في الملحق رقم (03)، نجد أن معلمة حد تصحيح الخطأ معنوية عند مستوى 5% بمستوى دلالة إحصائي يساوي 0.0001، مع الإشارة السالبة المتوقعة للمعلمة بقيمة قصوى بلغت 0.9347،وتعتبر هذه النتيجة داعمة لوجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، حيث تمثل سرعة العودة إلى وضع التوازن الملاحظ في الأجل الطويل في حالة حدوث خلل أو صدمة غير متوقعة، وتبلغ مدة العودة إلى التوازن حوالي 3 أشهر، أي أنه عندما ينحرف رصيد الميزان التجاري عن وضعه التوازني المسجل في الأجل الطويل في الفترة t-1 فإنه يتم تصحيح ما يعادل 93% من هذا الاختلال في الفترة t، إلى أن يعود إلى التوازن في الثلاثة الأشهر الموالية.

كما تشير النتائج إلى أن القدرة التفسيرية لنموذج تصحيح الخطأ تساوي حوالي 0.9347، أي أن المتغيرات المستقلة في الأجل القصير تفسر 93% من تغيرات المتغير التابع.

## 3.5. تحليل النتائج

### 1.3.5. التحليل الإحصائي

بالنسبة للمعنوية الجزئية للمتغيرات المفسرة، فإن كل المتغيرات لها دلالة إحصائية عند درجة المعنوية 5% ماعدا متغير سعر الصرف الفعلي الحقيقي الذي يؤثر عند درجة معنوية 10%. بشيء من التفصيل، فإن زيادة سعر الصرف الفعلي الحقيقي بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة فائض الميزان التجاري الصيني في الأجل الطويل بمقدار 210487 دولار أمريكي بافتراض ثبات العوامل الأخرى. وهذا الأثر معنوي بالنظر للقيمة الاحتمالية لإحصائية ستودنت التي تساوي 0.0660.

نلاحظ أيضا، أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي للولايات المتحدة بمليون دولار أمريكي تؤدي إلى زيادة فائض الميزان التجاري للصين في الأجل الطويل بمقدار 1.94 مليون دولار أمريكي بافتراض ثبات العوامل الأخرى. وهذا الأثر معنوي بالنظر للقيمة الاحتمالية لإحصائية ستودنت التي تساوي 0.0001.

أما متغير الناتج المحلي الإجمالي للصين فتأثيره سلبي على رصيد الميزان التجاري بزيادة حدية في العجز تقدر بـ 1.10 مليون دولار أمريكي لكل زيادة بمليون دولار أمريكي. وهذا الأثر معنوي بالنظر للقيمة الاحتمالية لإحصائية ستودنت التي تساوي 0.0074.

الاتجاه العام الذي يمكن تفسيره على أنه عامل خارجي يؤثر على رصيد الميزان التجاري الصيني والذي يمكن أن يشمل العوامل السياسية والاقتصادية والاجتماعية وخاصة التكنولوجية،حيث إن زيادة التطور التكنولوجي أو النمو الديمغرافي تؤدي إلى زيادة الفائض في رصيد الميزان التجاري بمعدل سنوي قدره 558403 دولار أمريكي. وهذا الأثر معنوي بمستوى دلالة إحصائية يساوي 0.0003.

**2.3.5. التحليل الاقتصادي للنتائج:**

كما تم توضيحه أعلاه في تفسير النتائج إحصائيا تم رصد العلاقة الموجبة بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني ورصيد ميزانها التجاري أمام الولايات المتحدة الأمريكية وتفسير هذه العلاقة الإيجابية خصوصا في ظل عدم تحقق شرط"مارشال-ليرنر"الذي ينص على أنه لتحسين الميزان التجاري نتيجة لتغيرات سعر الصرف، يجب أن يكون مجموع مرونات الطلب على الصادرات والواردات أكبر من الواحد، ويشير أيضا إلى أن ارتفاع قيمة العملة يجب أن يؤدي إلى تدهور الميزان التجاري في حالة مرونات الطلب التقليدية، حيث أن مرد ذلك يمكن ان يرجع إلى مجموعة من الأسباب نوجزها على النحو التالي:

- تحسن جودة المنتجات الصينية، والتي قد تتحسن من حيث الجودة والتكنولوجيا حيث أن الطلب على هذه المنتجات قد يزداد بغض النظر عن سعر صرف اليوان، في هذه الحالة، يمكن أن يؤدي ارتفاع قيمة اليوان إلى زيادة في الإيرادات التجارية المترتبة على الصادرات، بالإضافة إلى السياسات التجارية والاستثمارية التي تشجع على الاستثمار في الصناعات التصديرية أو تقديم حوافز للمصدرين، مما يسمح بتعزيز الصادرات حتى في ظل ارتفاع قيمة اليوان؛
- تأثير تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري قد لا يكون فوريا، إذ قد يستغرق الأمر وقتا حتى تتكيف الشركات والمستهلكين مع الأسعار الجديدة، لذلك، قد تظهر العلاقة الإيجابية بشكل مؤقت قبل أن يظهر التأثير المتوقع لشرط مارشال-ليرنر.

بالإضافة إلى الأسباب التي تم ذكرها أعلاه، فإنه قد تكون عوامل جيوسياسية، والتغيرات في السياسات النقدية وحركة رأس المال، وتوقعات السوق جميعها قد تتداخل لتؤدي إلى علاقة إيجابية غير متوقعة بين سعر صرف اليوان ورصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة.

بالمجمل، العلاقة الإيجابية التي توصلنا اليها تشير إلى أن هناك عوامل أخرى مؤثرة تعزز من القدرة التنافسية للصين وتزيد من فائضها التجاري حتى مع ارتفاع قيمة اليوان.

**6.خاتمة:**

هدفت هذه الدراسة بشكل أساسي إلى البحث حول فيما إذا كانت هناك آثار لتغييرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي على رصيد الميزان التجاري للصين امام الولايات المتحدة الأمريكية باستخدام منهجيةARDL وباستخدام البيانات الربع سنوية الممتدة من الربع الأول من عام 2000 إلى الربع الرابع من سنة 2022، حيث خلصت الدراسة إلى التأكيد على أن زيادة سعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني تؤدي إلى زيادة فائض الميزان التجاري الصيني امام الولايات المتحدة الأمريكية في الأجل الطويل، حيث أن هذه النتيجة تخالف بذلك الأدبيات الاقتصادية مثلما تم الإشارة اليه سابقا و التي تشير في معظمها إلى العلاقة الغير التناظرية بين تخفيض قيمة العملة ورصيد الميزان التجاري، لاسيما في الاجل الطويل.

بناء على ما تقدم من نتائج لهذه الدراسة، يمكننا استنتاج ما يلي:

عدم صحة فرضية البحث الأساسية التي تنص على انه " توجد علاقة سلبية لأثر تغيراتسعر الصرف الفعلي الحقيقي لليوان الصيني على رصيد الميزان التجاري للصين أمام الولايات المتحدة الأمريكية."، حيث أن هذه النتيجة تتنافى والنتائج المتحصل عليها خلال الدراسات السابقة المقدمة ضمن هذه الدراسة

وبالنظر الى النتائج المتوصل اليها خلال هذه الدراسة، فإنه من مصلحة الصين إذا الإبقاء على هذا المستوى من قيمة اليوان أو على الأقل عدم اللجوء إلى تخفيضه، على اعتبار الفائض المحقق مع أكبر شريك تجاري الولايات المتحدة الأمريكية وهو بذلك يناقض ادعاءات هذه الاخيرة القائلة بأن الصين تتلاعب بالعملة و ان سعر صرف اليوان مقوما بأقل من قيمته وبالتالي فالسؤال الذي يطرح هنا، أين هي مصلحة الصين من تخفيض العملة ما دام ان سعر صرف عملتها يتناسب طرديا مع رصيد الميزان التجاري، وبالتالي فمن خلال هذه النتائج يمكن لنا صياغة المقترحات او التوصيات التالية على امل أن تكون منطلقا لدراسات لاحقة حول هذا الموضوع:

- البحث مستقبلا في هذا الموضوع لما له من أهمية بالغة، وذلك باستخدام نماذج قياسية أخرى قد تعطي نتائج مخالفة لنتائج دراستنا؛
- ضرورة تدخل صندوق النقد الدولي والقيام بدوره الذي أنشا من اجله، وذلك من حلال وضع ضوابط لأسعار صرف العملات الأجنبية ولا يتأتى ذلك إلى من خلال اصلاح الصندوق في حد ذاته، حتى يحقق المساواة بين اعضاءه خصوصا ما تعلق بنظام الحصص والتصويت حتى يلقى الثقة، الإجماع والقبول بين مختلف الدول ومن ثم اتباع جميع تلك الضوابط والترتيبات المقترح وضعها لأسعار الصرف؛
- ضرورة تدخل المنظمة العالمية للتجارة ؛
- ينبغي على سلطات الولايات المتحدة الأمريكية التركيز على مكامن الخلل في حسابها الجاري ومن ثم ميزانها التجاري وعدم القاء اللوم على الآخرين، خاصة في ضل التوجهات الجديدة للصين لاسيما بعد تدويل اليوان الصيني منذ العام 2016، والذي يحتم على الصين السعي إلى تسويق صورة عملتها بهدف إعطائها تنافسية مع بقية العملات القابلة للتداول.

## 6. قائمة المراجع


1. بلهاشم مريم. (2022).أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الميزان التجاري الجزائري: تحليل عدم التناظرباستخدام نموذج NARDL. Roa Iktissadia Review، 12(1).
2. زايري بلقاسم. (2023). ميزان المدفوعات أداة للتحليل الاقاصادي. دار أجيال الرقمي.
3. عبد الحميد مرغيث. (2019). النقود و التمويل الدولي. المملكة العربية السعودية: مركز البحوث و الدراسات.
4. عبد الرحمان روابح. (2019). دراسة قياسية لأثر تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة للفترة (2000-2016). مجلة البشائر الإقتصادية، 5(1)، 74-91.
5. China Development Research Fondation. (2015). China's Exchange Rate Regime. LONDON AND NEW YORK: Routledge.
6. Figuière , C., & Guilhot , L. (2011). Évolution du rôle du yuan en Asie orientale : la guerre des monnaies aura-t-elle lieu ?
7. Frankel, J. (2022, 05 28). Views on the Economy and the World. Retrieved from HARVARD Kennedy School BELFER CENTER: https://www.belfercenter.org/publication/get-ready-reverse-currency-wars
8. Hu, B. (2012). Empirical Analysis of the Influence on the Sino-US Trade Balance by the RMB Real Exchange Rata. Business, Economics. Business,Economic,Financial Sciences, and Management, 367-372.
9. Islam, A. M. (2022). Yuan-Dollar Real Exchange Rate and the US Real Trade Balance with China: Long-Run Cointegration and Short-Run Dynamic Analysis. The International Trade Journal, 36(1), 43-66.
10. joon, B. S. (2008). The bilateral real exchange rates and trade between China and the US. China Economic Review, 19(2), 117-127.
11. THE WORLD BANK. (2024). World Bank national accounts data. Retrieved from https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?locations=US-CN&most_recent_value_desc=true
12. Yu, M. (2020). China-US trade war and trade talk. Berlin, Germany: Springer.
13. Yuan, H. (2012). The Impact of CNY Real Exchange Rate of China's Bilateral Trade with the US (Doctoral dissertation. Doctoral dissertation. Malaysia: Universiti Utara.

7. الملاحق:

الملحق رقم (01) اختبار الحدود

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Null hypothesis: No levels relationship<br>Number of cointegrating variables: 2<br>Trend type: Rest. trend (Case 4)<br>Sample size: 84 | | | | | | |
| Test Statistic | | | | | Value | |
| F-statistic | | | | | 10.106785 | |
| | 10% | | 5% | | 1% | |
| Sample Size | I(0) | I(1) | I(0) | I(1) | I(0) | I(1) |
| 80 | 2.713 | 3.453 | 3.235 | 4.053 | 4.358 | 5.393 |
| Asymptotic | 3.380 | 4.020 | 3.880 | 4.610 | 4.990 | 5.850 |
| * I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds. | | | | | | |

الجدول رقم (02) علاقات الأجل الطويل

| Variable * | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| EXCH | 210487.8 | 112914.0 | 1.864143 | 0.0660 |
| GDP_CH(-1) | -1.10E-05 | 4.00E-06 | -2.749578 | 0.0074 |
| GDP_US | 1.94E-05 | 4.06E-06 | 4.773645 | 0.0000 |
| @TREND | 558403.0 | 147943.3 | 3.774439 | 0.0003 |

الملحق رقم (03) علاقات الأجل القصير

Dependent Variable: D(BAL)
Method: ARDL
Date: 05/12/24 Time: 06:36
Sample: 2002Q1 2022Q4
Included observations: 84
Dependent lags: 8 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (8 max. lags): EXCH GDP_CH GDP_US
Deterministics: Unrestricted constant and restricted trend (Case 4)
Model selection method: Schwarz criterion (SIC)
Number of models evaluated: 5832
Selected model: ARDL(2,0,8,0)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| COINTEQ* | -0.934754 | 0.127841 | -7.311869 | 0.0000 |
| D(BAL(-1)) | 0.505660 | 0.114588 | 4.412849 | 0.0000 |
| D(GDP_CH) | 3.42E-05 | 4.04E-06 | 8.458046 | 0.0000 |
| D(GDP_CH(-1)) | -5.56E-06 | 5.52E-06 | -1.006925 | 0.3173 |
| D(GDP_CH(-2)) | 3.14E-05 | 5.51E-06 | 5.696139 | 0.0000 |
| D(GDP_CH(-3)) | 2.19E-05 | 4.34E-06 | 5.039244 | 0.0000 |
| D(GDP_CH(-4)) | 1.93E-05 | 4.74E-06 | 4.075934 | 0.0001 |
| D(GDP_CH(-5)) | 3.22E-05 | 6.01E-06 | 5.360414 | 0.0000 |
| D(GDP_CH(-6)) | 6.88E-07 | 5.73E-06 | 0.120024 | 0.9048 |
| D(GDP_CH(-7)) | 2.11E-05 | 5.69E-06 | 3.715281 | 0.0004 |
| C | -60362545 | 8289090. | -7.282168 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.934757 | Mean dependent var | 955990.7 |
| Adjusted R-squared | 0.925819 | S.D. dependent var | 13413091 |
| S.E. of regression | 3653214. | Akaike info criterion | 33.18166 |
| Sum squared resid | 9.74E+14 | Schwarz criterion | 33.49998 |
| Log likelihood | -1382.630 | Hannan-Quinn criter. | 33.30962 |
| F-statistic | 104.5886 | Durbin-Watson stat | 1.943084 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

* p-values are incompatible with t-Bounds distribution.