دراسة قياسية لأثر تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة للفترة (2000-2016)

A Standard Study of the Impact of real exchange rate fluctuations of the Chinese Yuan against the US dollar on China's exports to the United States for the period (2000-2016)

د. روابح عبد الرحمان

جامعة زيان عاشور، الجلفة

rahim817@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2018/10/13 تاريخ القبول: 2019/03/16

الملخص: تهدف هذه الدراسة إلى تحديد أثر تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة الأمريكي خلال الفترة (2000–2016)، حيث تم استخدام نموذج الانحدار البسيط بالاعتماد على برنامج (Econometrics Eviews 09)، والذي يتضمن العديد من الطرق المستخدمة في القياس والتي من بينها طريقة المربعات الصغرى التي أعتمد عليها في تقدير النموذج، وقد توصلت الدراسة إلى نتيجة أساسية مفادها وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي وصادرات الصين إلى الولايات المتحدة، حيث سجل سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي انخفاضات متتالية خلال فترة الدراسة، وفي المقابل سجلت الصادرات الصينية إلى الولايات المتحدة تزايدا واضحا.

الكلمات المفتاحية: تقلبات، سعر الصرف، سعر الصرف الحقيقي، الصادرات، الانحدار البسيط.

Abstract : The study aimed to determine the effect of the real exchange rate fluctuations of the Chinese Yuan against the US dollar on China's exports to the United States of America during the period (2000-2016).The simple regression model was used based on (Econometrics Eviews09) program which includes many of the methods used in the measurement, including the method of the smallest squares on which the model is based. The study reached the basic conclusion that there is an inverse relationship between the real exchange rate of the Chinese Yuan against the US dollar and China's exports to the United States, where the real exchange rate of the Chinese Yuan against the US dollar recorded successive declines during the study period. In contrast, Chinese exports to the United States increased significantly.

***Key Words*: Fluctuations, Exchange Rate, Real Exchange Rate, Exports, Simple Regression.**

JEL Classification: E32, F31, F10, C21.

*مرسل المقال: روابح عبدالرحمان (rahim817@gmail.com).

المقدمة:

تعدّ التجربة الاقتصادية الصينية من النماذج الدولية المميزة والفريدة من نوعها، وذلك بفضل المعجزة الاقتصادية التي تم تحقيقها في وقت قصير، حيث نجح الاقتصاد الصيني في أن يصبح ثاني أكبر اقتصاد عالمي بعد اقتصاد الولايات المتحدة الأمريكية بناتج محلي إجمالي بلغ حوالي 12.24 تريليون دولار أمريكي في عام 2017 وفقا لإحصائيات البنك الدولي، كما تعد الصين أسرع اقتصاد نام خلال الثلاثين سنة الماضية، ولكنه تقلص خلال السنتين الأخيرتين ليبلغ معدل النمو الاقتصادي فيها حوالي 6.5% في سنة 2018، مع تكهّنات باستمرار التراجع في النمو خلال السنوات القادمة ليعكس الوضع الحقيقي للاقتصاد الصيني.

وقد تبادل كل من الصين والولايات المتحدة، أكبر اقتصادين في العالم فرض رسوما على واردات الآخر في حرب تجارية متصاعدة هزّت الأسواق العالمية، وأثارت المخاوف من تباطؤ في الاقتصاديات العالمية، حرب بدأت بتخفيض قيمة العملة الصينية «اليوان» في مقابل الدولار الأمريكي على مدار عدة سنوات، وذلك من أجل تعزيز صادراتها، واتخاذ خطوة أكبر وأقرب إلى أن يصبح اليوان عملة رسمية احتياطية في العالم، وفي المقابل ردّت عليها الولايات المتحدة بفرض حزمة من الرسوم الجمركية على السلع الصينية المستوردة.

إشكالية الدراسة:

قامت الصين بتخفيض سعر صرف اليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي عدة مرات كان آخرها في 2015 بدافع تفعيل قطاع التصنيع والصادرات لديها بعدما شهدا تباطؤا في ذلك الوقت، وهو ما نجح بالفعل وقتها، ويفلح دائما هذا الإجراء مع أي دولة قوية اقتصاديا، ومؤخرا وبعد الإجراءات الأمريكية بدأت الصين تعيد التفكير مجددا في تخفيض قيمة عملتها المحلية لمواجهة الإجراءات الأمريكية وتنشيط اقتصادها وصادراتها.

فما مدى تأثير تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة للفترة (2000–2016)؟

أهداف الدراسة: تكمن أهداف هذه الدراسة فيما يلي:

1–تسليط الضوء على أسعار الصرف من حيث تعريفها وأنواعها والعوامل المؤثرة عليها؛

2– تسليط الضوء على التقلبات التي يشهدها سعر صرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي وأثرها على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة.

منهج الدراسة:

تم الاعتماد على المنهج الوصفي التحليلي لمحاولة وصف وتحليل كيفية تأثير التقلبات التي تحدث في سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على الصادرات الصينية إلى الولايات المتحدة خلال فترة الدراسة، كما تم الاعتماد على المنهج القياسي من خلال بناء نموذج انحدار بسيط يوضح العلاقة بين هذين المتغيرين، وهذا من خلال طريقة المربعات الصغرى.

هيكل الدراسة:

تم تقسيم الدراسة إلى محورين أساسين، حيث تناول المحور الأول الإطار المفاهيمي لأسعار الصرف، في حين تناول المحور الثاني دراسة قياسية لأثر سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة للفترة (2000-2016).

1. الإطار المفاهيمي لسعر الصرف

1.1. تعريف سعر الصرف

يقصد بسعر الصرف في بلد ما ذلك المعدل الذي يتم بموجبه تبادل عملة ما مع عملات باقي دول العالم، أي عدد الوحدات التي تدفع من عملة بلد ما مقابل الحصول على وحدات من عملات البلدان الأخرى. (الموسوي، 2016، صفحة 7)، ويمكن تعريف سعر الصرف على أنه: "سعر النقد المحلي معبر عنه بوحدات نقد أجنبية ويتحدد هذا السعر في سوق الصرف وفق الشروط المتغيرة لنظام النقد الأجنبي".

(Alain, 1991, p. 319)

يشير سعر الصرف الأجنبي إلى عدد وحدات العملة الوطنية التي يستلزم دفعها لشراء وحدة واحدة من العملة الأجنبية أو عدد وحدات العملة الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من العملة الوطنية.

(الجنابي، 2014، صفحة 93).

إذن من خلال التعاريف السابقة يمكن استخلاص التعريف التالي حول سعر الصرف:

سعر الصرف هو: "سعر العملة الأجنبية مقوما بوحدات من العملة المحلية، أي عدد من الوحدات من العملة المحلية اللازمة للحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية، أو بعبارة أخرى هو سعر مبادلة عملة بأخرى".

2.1. أنواع سعر الصرف: عادة ما يتم التفرقة بين عدة أنواع من أسعار الصرف يمكن إجمالها فيما يلي:

أ. سعر الصرف الاسمي: يعرف هذا الشكل من أسعار الصرف على أنه: "سعر العملة الأجنبية بقيمة العملة الوطنية ومن ثم هو ذلك السعر الذي تحدده البنوك المركزية كسعر رسمي لها مقابل عملات أخرى، كأن يحدد بنك الجزائر سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الأورو في يوم من أيام الأسبوع من السنة مثلا عند 1$=103دج، ومن ثم فإن بنك الجزائر يحدد يوميا هذا السعر الرسمي، وما يلاحظ على هذا النوع من سعر الصرف أنه يتجاهل التضخم الحاصل بين البلدين ومن ثم ظهر مفهوم جديد لسعر الصرف وهو سعر الصرف الحقيقي. (كمال، 2014، صفحة 137)؛

ب. سعر الصرف الحقيقي: يعبر سعر الصرف الحقيقي عن الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية، وبالتالي يقيس القدرة على المنافسة وهو يفيد المتعاملين الاقتصاديين في اتخاذ قراراتهم، فمثلا ارتفاع مداخيل الصادرات بالتزامن مع ارتفاع تكاليف إنتاج المواد المصدرة بنفس المعدل لا يدفع إلى التفكير في زيادة الصادرات لأن هذا الارتفاع في العوائد لم يؤدي إلى أي تغيير في أرباح المصدرين وإن ارتفعت مداخيلهم الاسمية بنسبة عالية. (عبدالمجيد، 2005، صفحة 104)؛

ت. سعر الصرف الفعلي: هو عبارة عن قياس سعر صرف بلد معين بالنسبة لمنطقة نقدية محددة، أي بالنسبة لعملات الشركاء التجاريين الكبار لهذا البلد، ومن شأن قياس سعر الصرف الفعلي أن يسمح بمتابعة تطور القدرة التنافسية السعرية للاقتصاد الوطني، وهو أمر مهم للغاية بالنسبة للمتعاملين الاقتصاديين وصناع القرار، ويتم قياس سعر الصرف الفعلي الاسمي باعتماد الأسعار التعادلية الاسمية للعملات. (مجيطنة، 2017، صفحة 73)؛

ث. سعر الصرف الفعلي الحقيقي: يأخذ سعر الصرف الحقيقي بعين الاعتبار التغير في الأسعار النسبية للسلع المحلية والسلع الأجنبية للدول الشريكة أو المنافسة، وبالتالي فإنه يقيس مقدار التغير في القدرة الشرائية للوحدة النقدية لدولة معينة، والذي يترجم مقدار التغير في القدرة التنافسية لاقتصاد هذه الدولة (السلع المحلية) مقابل اقتصاديات بقية العالم (السلع الأجنبية). (لطرش، 2015، صفحة 238).

3.1. العوامل المؤثرة على سعر الصرف: تتعرض أسعار عملات البلدان المختلفة إلى تقلبات مستمرة، وهو الوضع السائد في الاقتصاد الدولي بعد تبني أسعار الصرف القائمة في عام 1973 البديلة لنظام السعر الثابت، ويمكن الإشارة إلى أهم العوامل الرئيسية التي تؤدي إلى تغير سعر الصرف كالتالي: (ساكر، 2006، صفحة 106).

أ. التغيرات في قيمة الصادرات والواردات: فحينما ترتفع قيمة الصادرات نسبة إلى الواردات ستتجه قيمة العملة للارتفاع نتيجة لتزايد طلب الأجانب على هذه العملة، وسيعمل ذلك على تشجيع الواردات من الخارج مما يؤدي إلى عودة التوازن إلى سعر الصرف؛

ب. تغير معدلات التضخم: يؤدي التضخم المحلي إلى انخفاض في قيمة العملة في سوق الصرف، فالأسعار المحلية المرتفعة نتيجة التضخم ستعمل على تقليل واردات الأجانب من سلع ذلك البلد وبالتالي يقل الطلب على عملة هذا البلد في سوق الصرف مقابل تزايد عرض هذه العملة، مما يعني أن لحالة التضخم أثر تغير سعر صرف العملات المختلفة؛

ت. التغير في معدلات الفائدة: فانخفاض أسعار الفائدة مع توفر الفرص الاستثمارية يؤدي إلى زيادة الطلب على رؤوس الأموال بهدف الاستثمار مما ينشط الاقتصاد الوطني ويؤدي إلى تحسين قيمة العملة الوطنية تجاه العملات الأخرى، وفي حال ارتفاع أسعار الفائدة يضعف التوجه للاقتراض من قبل المستثمرين وينتج عن ذلك انخفاض النمو الاقتصادي وينعكس ذلك على قيمة العملة الوطنية تجاه العملات الأخرى؛

ث. التدخلات الحكومية: وتحصل هذه التدخلات عندما يحاول البنك المركزي تعديل سعر العملة حينما لا يكون ملائم مع سياسته المالية والاقتصادية وبالتالي الحد أو التقليل من التدهور في سعر صرفها، إضافة إلى هذا تتأثر صرف العملات بعوامل أخرى كالعوامل السياسية والعسكرية؛

ج. الإشاعات والمعلومات الجديدة: وفقا لنظرية كفاءة أسواق الصرف تتضمن أسعار الصرف الحالية كل المعلومات الخاصة بالمتغيرات الأساسية، وعليه فإن ما يسبب تقلبات أسعار الصرف هو وصول معلومات جديدة

حول هذه المتغيرات الأساسية وقد قدم كل من "**Frenkel**" و" **musse** " نموذجا يفسر دور المعلومات غير المتوقعة مؤكدين في ذلك أوجه التشابه بين أسواق العملة والأسواق الأخرى عادية الأصول وفقا لهذا يكون التغير الحقيقي في أسعار الصرف عبارة عن مجموع التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة والناتجة عن الأخبار والمعلومات الجديدة.

2.دراسة قياسية لأثر سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين للولايات المتحدة للفترة (2000–2016)

1.2. منهجية الدراسة:

لتحديد أثر أبعاد المتغير المستقل (**سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي**) على أبعاد المتغير التابع (**صادرات الصين إلى الولايات المتحدة**) نستخدم نموذج الانحدار البسيط، وهذا بالاعتماد على برنامج (Econometrics Eviews 09) والذي يتضمن العديد من الطرق المستخدمة في القياس والتي من بينها طريقة المربعات الصغرى التي سنعتمد عليها في تقدير النموذج، وتأخذ معادلة النموذج الشكل الخطي التالي:

$$\mathbf{L(X)} = \boldsymbol{\alpha_0} + \boldsymbol{\alpha_1}\mathbf{LEX} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

حيث:

- **أبعاد المتغير التابع**: وتتمثل فيما يلي:

$L(X)$: لوغاريتم صادرات الصين إلى الولايات المتحدة من السلع والخدمات؛

- **أبعاد المتغير المستقل**: وتتمثل فيما يلي:

$L(EX)$: لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي بين الدولار الأمريكي واليوان الصيني؛

أما (ε) و(α_0) فيمثلان الخطأ العشوائي والثابت على الترتيب.

2.2. تقدير وتحليل النموذج المقترح (**أثر سعر الصرف الحقيقي بين الدولار الأمريكي واليوان الصيني على صادرات الصين من السلع والخدمات**)

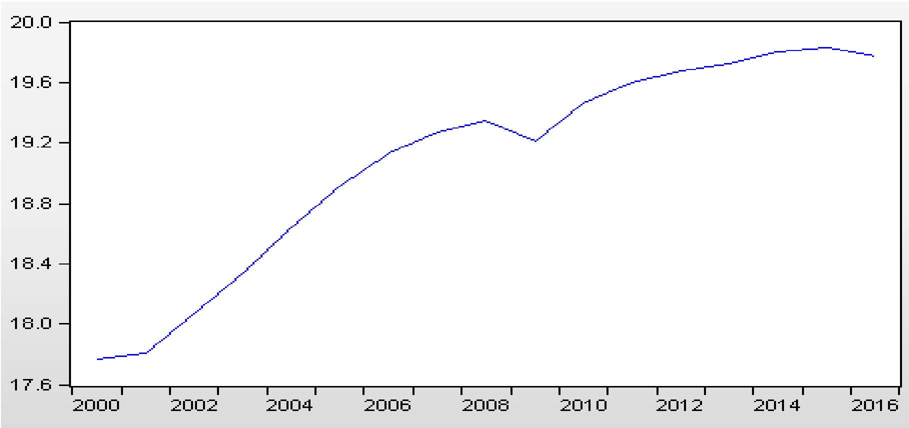
1.2.2. دراسة إستقرارية المتغير التابع والمتغيرات المفسرة: للكشف عن استقرار وسكون المتغيرات أو السلاسل الزمنية عادة نلجأ إلى نوعين من الاختبارات (اختبارات كيفية وفيها يستخدم الرسم البياني للسلسلة ودالة الارتباط الذاتي واختبارات كمية تستخدم فيها مجموعة من الاختبارات التي تكشف عن وجود جذر للوحدة والممثلة أساسا في ديكي فولر).

أ. **اختبار إستقرارية دالة الصادرات(LX)**: لاختبار إستقرارية السلسلة الزمنية (**LX**) نلجأ إلى نوعين من الاختبارات وهما الاختبارات الكيفية والاختبارات الكمية:

أ.1.الاختبارات الكيفية للسلسلة الزمنية (LX):

أ.1.1. الرسم البياني للسلسلة الزمنية (LX):

الشكل رقم 01: الرسم البياني للسلسلة الزمنية (Lx)



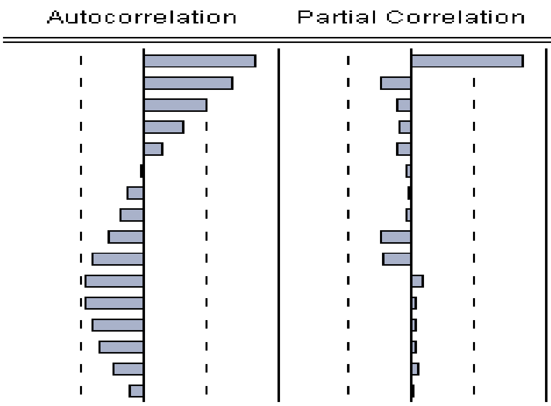
المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

يلاحظ من الشكل أعلاه أن السلسلة الزمنية تبدو غير مستقرة بمعنى أنها ليست معلمية ولا يوجد لها توزيع طبيعي.

أ.2.1.الاختبار الجزئي والكلي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة (LX)

الشكل رقم 02: دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية (AC /PAC) للسلسلة (Lx)

Date: 06/04/18 Time: 06:03
Sample: 2000 2016
Included observations: 17



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.859	0.859	14.909	0.000
2	0.675	-0.242	24.732	0.000
3	0.485	-0.113	30.165	0.000
4	0.305	-0.087	32.472	0.000
5	0.133	-0.113	32.947	0.000
6	-0.011	-0.045	32.951	0.000
7	-0.115	-0.008	33.381	0.000
8	-0.184	-0.025	34.602	0.000
9	-0.275	-0.241	37.664	0.000
10	-0.388	-0.227	44.628	0.000
11	-0.444	0.086	55.259	0.000
12	-0.448	0.030	68.240	0.000
13	-0.410	0.030	81.798	0.000
14	-0.339	0.025	94.163	0.000
15	-0.233	0.045	102.94	0.000
16	-0.108	0.022	106.73	0.000

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

أ.1.2.1.الاختبار الجزئي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة (LX):

❖ نحدد مجال الثقة:

$$IC = \pm x = \frac{t\alpha/2}{\sqrt{n}} = \frac{t0.05}{\sqrt{15}} = \frac{1.96}{\sqrt{15}} = 0.506$$

إذن: $IC = \pm 0.506$

-نلاحظ أن معامل الارتباط الذاتي AC عند k=1 خارج مجال الثقة؛

-نلاحظ أن معامل الارتباط الذاتي PC عند k=1 وk=2 خارج مجال الثقة.

وبالتالي يوجد على الأقل معامل ارتباط وحيد يختلف عن الصفر إذن السلسلة غير مستقرة.

أ.2.2.1.الاختبار الكلي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة (LX):

نستخدم اختبار Liung-box وBox-pierce

وهنا نقارن Q-Stat = $x^2{}_{cal}$ مع $x^2{}_{tab}$

يلاحظ من الشكل أن قيمة Q-Stat بلغت **106.73** عند P=16 وهي أكبر من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة 26.29 عند مستوى معنوية 5% ($x^2{}_{0.05,16}$ = **26.29**)، وهنا سنرفض الفرضية الصفرية والتي تنص على أن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر ونقبل الفرض البديل الذي ينص على أنه يوجد على الأقل معامل ارتباط يختلف معنويا عن الصفر، وبالتالي فالسلسلة غير مستقرة.

إذن من نتائج الاختبارات الكيفية (الرسم البياني ودالة الارتباط الذاتي) وجدنا أن السلسلة الزمنية لدالة الصادرات تبدو في الاختبارات الكلية والجزئية غير مستقرة وكذلك في الرسم البياني، وللتأكد من النتائج السابقة نلجأ إلى الاختبارات الكمية المعبر عنها باختبارات جذر الوحدة.

أ.2.الاختبارات الكمية للسلسلة الزمنية (Lx):

وهي اختبارات تكشف عن وجود جذر الوحدة والممثلة أساسا في ديكي فولر**ADF**:

أ.2.1.تحديد درجة التأخير:

نستخدم معايير المفاضلة والتي نختار منها **Akaike**، **Schwarz**، **Hannan** وحسب مخرجات برنامج Eviews 09 نجد:

الجدول رقم 01: درجات التأخير للسلسة الزمنية (Lx)

lag	AKa	SCH	HQ
0	36.79	36.94	**36.80**
1	36.84	37.03	**36.84**
2	37.00	37.22	**36.97**
3	37.11	37.37	**37.06**

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

حسب معايير المفاضلة نلاحظ أن أصغر قيمة لمعياري **Akai** و**Schw** **هي في حالة** P=0.

الجدول رقم 02: نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة (Lx) عند درجة تأخير 0

[1]		[2]		[3]	
ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة
$\lvert t_{cal=2.33} \rvert$	$\lvert t_{tab=1.96} \rvert$	$\lvert t_{cal=2.39} \rvert$	$\lvert t_{tab=2.11} \rvert$	$\lvert t_{cal=1.94} \rvert$	$\lvert t_{tab=2.11} \rvert$

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 وبرنامج Excel.

من الجدول نستنتج:

–**النموذج الأول:** $|t_{tab=1.96}| > |t_{cal=2.33}| \Rightarrow 1 \neq \emptyset$؛

–**النموذج الثاني:** $|t_{tab=2.11}| > |t_{cal=2.39}| \Rightarrow c \neq 0$؛

–**النموذج الثالث:** $|t_{tab=2.11}| < |t_{cal=1.94}| \Rightarrow b = 0$.

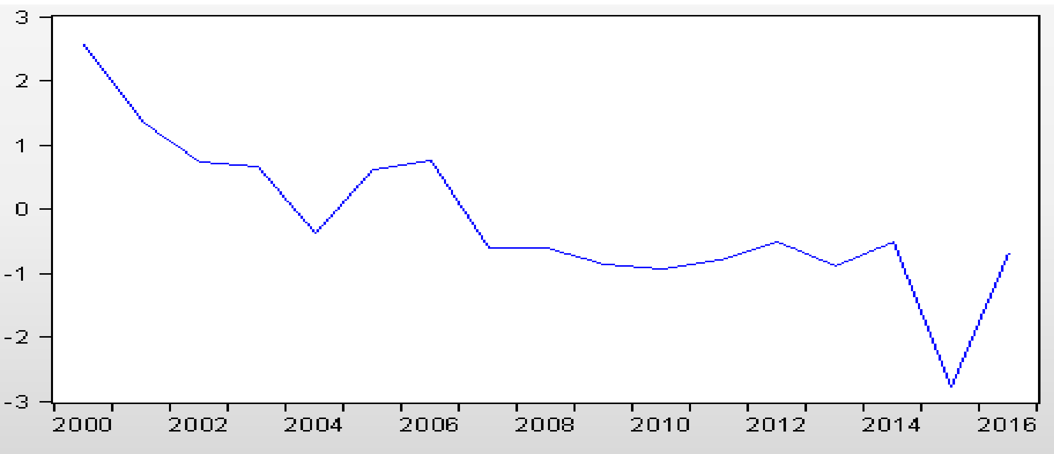
إذن من نتائج الاختبارات الكمية المعبر عنها بالشكل البياني ودالة الارتباط الذاتي والاختبارات الكمية الممثلة أساسا في اختبار ADF وجدنا أن السلسلة الزمنية للوغاريتم دالة الصادرات (LX) مستقرة في مستواها الأصلي ($\emptyset \neq 1, c \neq 0, b = 0$).

ب. اختبار إستقرارية دالة أسعار الصرف(LEX): لاختبار إستقرارية السلسلة الزمنية **(LEX)** نلجأ إلى نوعين من الاختبارات وهما الاختبارات الكيفية والاختبارات الكمية:

ب.1.الاختبارات الكيفية للسلسلة الزمنية(LEX):

ب.1.1. الرسم البياني للسلسلة الزمنية (LEX):

الشكل رقم 03: الرسم البياني للسلسلة الزمنية (LEX)



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

يلاحظ من الشكل أعلاه أن السلسلة الزمنية غير مستقرة بمعنى أنها ليست معلمية ولا يوجد لها توزيع طبيعي.

ب.2.1. الاختبار الجزئي والكلي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية(LEX):

الشكل رقم 04: دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية (AC /PAC) للسلسلة (LEX)

Date: 07/18/18 Time: 17:38
Sample: 2000 2016
Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.267	0.267	1.4414	0.230
		2	0.108	0.040	1.6936	0.429
		3	0.084	0.049	1.8571	0.603
		4	-0.008	-0.049	1.8586	0.762
		5	0.070	0.082	1.9906	0.850
		6	0.058	0.023	2.0904	0.911
		7	-0.073	-0.107	2.2632	0.944
		8	-0.086	-0.062	2.5294	0.960
		9	-0.109	-0.067	3.0099	0.964
		10	-0.121	-0.065	3.6897	0.960
		11	-0.108	-0.064	4.3179	0.960
		12	-0.103	-0.043	5.0047	0.958
		13	-0.124	-0.065	6.2375	0.937
		14	-0.115	-0.056	7.6544	0.907
		15	-0.146	-0.099	11.104	0.745
		16	-0.095	-0.029	14.002	0.599

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

ب.1.2.1.الاختبار الجزئي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية (LEX):

نحدد مجال الثقة:

$$IC = \pm x = \frac{t\alpha/2}{\sqrt{n}} = \frac{t0.05}{\sqrt{15}} = \frac{1.96}{\sqrt{15}} = 0.506$$

إذن: $IC = \pm 0.506$

نلاحظ أن:

-كل معاملات الارتباط الذاتي AC عند كل قيم K داخل مجال الثقة؛

-معامل الارتباط الذاتي PC عند كل قيم K داخل مجال الثقة.

القرار: كل معاملات الارتباط الذاتي تساوي الصفر إذن السلسلة تبدو مستقرة.

ب.2.2.1.الاختبار الكلي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية (LEX):

نستخدم اختبار Liung-box وBox-pierce، وهنا نقارن x^2_{cal} = Q-Stat مع x^2_{tab}

يلاحظ من الشكل أن قيمة Q-Stat بلغت **14.00** عند P=16 وهي أقل من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة 26.29 عند مستوى معنوية 5% ($x^2_{0.05,16}$ = **26.29**) وهنا سنقبل الفرضية الصفرية والتي تنص على أن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر ونرفض الفرض البديل الذي ينص على أنه يوجد على الأقل معامل ارتباط يختلف معنويا عن الصفر، وبالتالي فالسلسلة تبدو مستقرة.

إذن من نتائج الاختبارات الكيفية (الرسم البياني ودالة الارتباط الذاتي) وجدنا أن السلسلة الزمنية لدالة أسعار الصرف مستقرة وللتأكد من النتائج السابقة نلجأ إلى الاختبارات الكمية المعبر عنها باختبارات جذر الوحدة.

ب.2.الاختبارات الكمية للسلسلة الزمنية (LEX): وهي اختبارات تكشف عن وجود جذر الوحدة والممثلة أساسا في ديكي فولر (**Dickey Fuller Test**):

ب.1.2.تحديد درجة التأخير: نستخدم معايير المفاضلة والتي نختار منها Akaike، Schwarz، Hannan وحسب مخرجات برنامج Eviews 09 نجد:

الجدول رقم 03: درجة التأخير للسلسلة الزمنية (LEX)

lag	AKa	SCH	Han
0	1.55	1.70	1.56
1	1.74	1.93	1.74
2	1.86	2.09	1.84
3	1.99	2.25	1.93

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

حسب معايير المفاضلة نلاحظ أن أصغر قيمة لمعياري **Akai** و**Schw**و**HQ** **هي في حالة** P=0.

الجدول رقم 04: نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة (LEX) عند درجة تأخير0

[1]		[2]		[3]	
ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة
$\lvert t_{cal=12.44}\rvert$	$\lvert t_{tab=1.96}\rvert$	$\lvert t_{cal=3.35}\rvert$	$\lvert t_{tab=2.11}\rvert$	$\lvert t_{cal=2.46}\rvert$	$\lvert t_{tab=2.11}\rvert$

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 وبرنامج excel.

من الجدول نستنتج:

–**النموذج الأول**: $\lvert t_{\text{tab}=1.96}\rvert < \lvert t_{\text{cal}=12.44}\rvert \Rightarrow \emptyset \neq 1$؛

–**النموذج الثاني**: $\lvert t_{\text{tab}=2.11}\rvert < \lvert t_{\text{cal}=3.35}\rvert \Rightarrow c \neq 0$

–**النموذج الثالث**: $\lvert t_{\text{tab}=2.11}\rvert < \lvert t_{\text{cal}=2.46}\rvert \Rightarrow b \neq 0$

إذن من نتائج الاختبارات الكيفية المعبر عنها بالشكل البياني ودالة الارتباط الذاتي والاختبارات الكمية الممثلة أساسا في اختبار ADF وجدنا أن السلسلة الزمنية للوغاريتم دالة أسعار الصرف (LEX) غير مستقرة في مستواها الأصلي I(0) وهي من نوع DS بدون مشتق (≠ 1 ,c≠0,b≠0Ø).

ب.2.2.اختبار إستقرارية السلسلة الزمنية (LEX) بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى:

الجدول رقم 05: اختبار Q للسلسلة الزمنية (LEX)بعد إجراء الفرق الأول

المتغيرات	k	Q-Stat	Q-tab
LX	15	8.47	24.99

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 وبرنامج Excel.

الجدول رقم 06: اختبار ديكي فولر البسيط للسلسلة الزمنية (LEX) عند الفرق الأول عند درجة تأخير 0

[1]		[2]		[3]	
ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة
$\|\boldsymbol{t_{cal=11.26}}\|$	$\|t_{tab=1.96}\|$	$\|t_{cal=0.47}\|$	$\|t_{tab=2.13}\|$	$\|t_{cal=0.63}\|$	$\|t_{tab=2.13}\|$

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 وبرنامج Excel.

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ:

يلاحظ من الجدول أن قيمة Q-Stat بلغت **8.47** عند k=15 وهي أقل من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة 24.99 عند مستوى معنوية 5% (**$x^2_{0.05,15}$ =24.99**)، هنا نقبل الفرضية الصفرية ونرفض الفرضية البديلة والتي تنص على أنه يوجد على الأقل معامل ارتباط يختلف عن الصفر، وبالتالي فالسلسلة تبدو مستقرة.

أما بالنسبة للنماذج الثلاثة فنستنتج:

–النموذج الأول: $|t_{\text{tab}=1.96}| < |t_{\text{cal}=11.26}| \Leftarrow 1 \neq \emptyset$؛

–النموذج الثاني: $|t_{\text{tab}=2.13}| > |t_{\text{cal}=0.47}| \Leftarrow c = 0$

–النموذج الثالث: $|t_{\text{tab}=2.13}| > |t_{\text{cal}=0.63}| \Leftarrow b = 0$

إذن السلسلة الزمنية لـ: (LEX) مستقرة عند الفروقات من الدرجة الأولى.

3.تقدير وتحليل النموذج المقترح:

1.3.صياغة العلاقة القياسية لدالة صادرات الصين إلى الولايات المتحدة:

باستخدام برنامج Eviews 09 تم الحصول على النتائج التالية:

الجدول رقم 07: تقدير علاقة صادرات الصين إلى الولايات المتحدة

Dependent Variable: X
Method: Least Squares
Date: 07/18/18 Time: 18:39
Sample: 2000 2016
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EX	-24025098	8636054.	-2.781953	0.0140
C	2.77E+08	29842661	9.291869	0.0000

R-squared	0.340348	Mean dependent var	2.35E+08
Adjusted R-squared	0.296371	S.D. dependent var	1.26E+08
S.E. of regression	1.06E+08	Akaike info criterion	39.90040
Sum squared resid	1.68E+17	Schwarz criterion	39.99842
Log likelihood	-337.1534	Hannan-Quinn criter.	39.91014
F-statistic	7.739264	Durbin-Watson stat	1.681606
Prob(F-statistic)	0.013959		

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

من خلال الجدول أعلاه يمكن صياغة العلاقة القياسية كما يلي:

L(X) =-24025098.1198 EX + 277294089.824

R^2 adjuste $= 0.29$ F-STAT=7.73 P (F-STAT=0.01) DW=1.68
Obs=17

2.3.التحليل الإحصائي: من خلال نتائج التقدير يتضح لنا أن جميع معالم النموذج معنوية إحصائيا مما يدل على جوهرية العلاقة بين المتغير التابع (صادرات الصين) والمتغيرات المستقلة (سعر الصرف الحقيقي) وذلك من خلال المقاييس التالية:

1.2.3.تم قياس تفسير العلاقة بين المتغير التابع (**LX**) والمتغير المستقل (**LEX**) بواسطة معامل التحديد المصحح (R^2**adjuste = 0.29**)، ومنه نستنتج أن المتغيرات المستقلة تفسر 29% من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، أما النسبة الباقية فترجع لعوامل أخرى غير مدرجة في النموذج؛

2.2.3.من خلال النموذج أعلاه نجد أن قيمة إحصائية t ستودنت تبين أن كل المعاملات لها معنوية إحصائية تختلف عن الصفر وهي أقل من 0.05% ،أي أنها مقبولة ولها تأثير قوي في النموذج؛

3.2.3.عند دراسة المعنوية الكلية للنموذج نجد أن قيمة فيشر المحسوبة $\boldsymbol{F_{cal} = 7.73}$ أكبر من قيمة فيشر الجدولية $\boldsymbol{F^{5\%}_{(1,15)} = 4.54}$ وهذا يدل على أن النموذج ذو معنوية إحصائية وأن المتغيرات المفسرة في النموذج ككل ذات تأثير على صادرات الصين؛

4.2.3.لاختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء استخدمنا إحصائية داربن واتسون (**Durbin Watson**):

حيث أن القيمة المقدرة (DW=1.68) تنتمي إلى مجال استقلال الأخطاء $[1.38,\ 2.62]$ مما يشير هذا إلى عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى؛

5.2.3.كما يبين اختبار **Breusch-Godfrey** للارتباط الذاتي عدم وجود أي نوع من الارتباط الذاتي حيث أن قيمة الإحصائية p أكبر من 0.05 وهو ما يدل على أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية والتي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء.

الجدول رقم 08: نتائج اختبار Breusch-Godfrey للنموذج المقدر (علاقة صادرات الصين بالمتغيرات المفسرة)

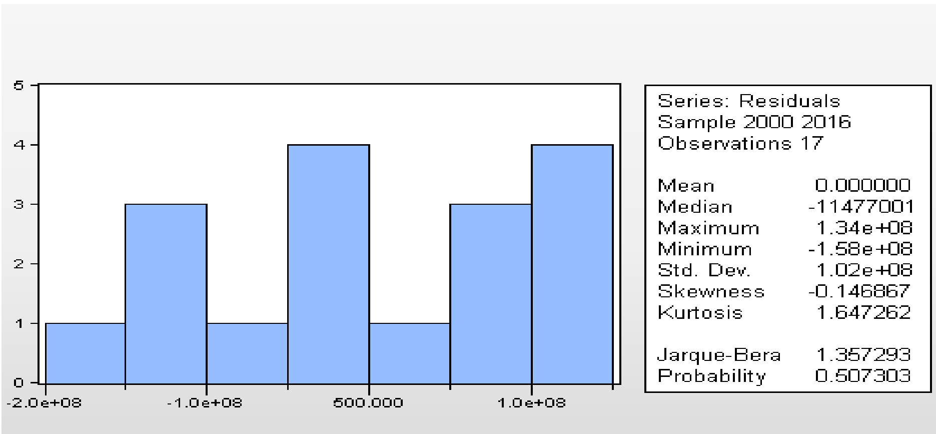
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.008558	Prob. F(1,15)	0.9275
Obs*R-squared	0.009693	Prob. Chi-Square(1)	0.9216
Scaled explained SS	0.002442	Prob. Chi-Square(1)	0.9606

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

6.2.3.أما بالنسبة لاختبار توزيع البواقي يبين المدرج التكراري:

الشكل رقم 05: معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي للنموذج المقدر (علاقة صادرات الصين بالمتغيرات المفسرة)



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

أ. **اختبار skewness**:

لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر):$H_0: V_1 = 0$، نقوم بحساب الإحصائية:

$$V_1 = \frac{B_1{}^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{-0.146867 - 0}{\sqrt{\frac{6}{15}}} = -0.23$$

حيث تؤخذ القيمة $B_1{}^{1/2}$ من الشكل أعلاه.

إذن لدينا $V_1 < 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر($H_0: V_1 = 0$) وبالتالي السلسلة (Residuals) متناظرة؛

ب.اختبار kurtosis:

وفي هذه الحالة نختبر فرضية التسطح الطبيعي (aplatissement normal): $H_0: V_1 = 0$

$$V_2 = \frac{B_2{}^{\frac{1}{2}} - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{1.647262 - 3}{\sqrt{\frac{24}{17}}} = -0.87 < 1.96$$

ومنه نقبل فرضية التسطح الطبيعي للسلسة (Residuals)؛

ج.اختبار جاك– بيرا (Jarque-Bera):

لاختبار فرضية العدم (**السلسلة** (Residuals)) ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب إحصائية جاك بيرا (**S**):

$$S = \frac{n}{6}\boldsymbol{B_1} + \frac{n}{24}(\boldsymbol{B_2} - \mathbf{3})^2 \sim \chi^2_{1-\alpha}(2)$$

$$\boldsymbol{S = \frac{n}{6}B_1 + \frac{n}{24}(B_2 - 3)^2 \sim \chi^2_{1-\alpha}(2) = \frac{17}{6}(-0.146867) + \frac{17}{24}(1.647262 - 3)^2 = 0.88}$$

لدينا $\boldsymbol{S = 0.88 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99}$ ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي H_0 بمعنوية 0.05.

إذن من خلال ما سبق نستنتج أن توزيع البواقي يتبع التوزيع الطبيعي.

7.2.3. من أجل اختبار تجانس تباين الأخطاء نستعمل اختبار ARCH.

الجدول رقم 09: نتائج اختبار ARCH للنموذج المقدر (علاقة صادرات الصين بالمتغيرات المفسرة)

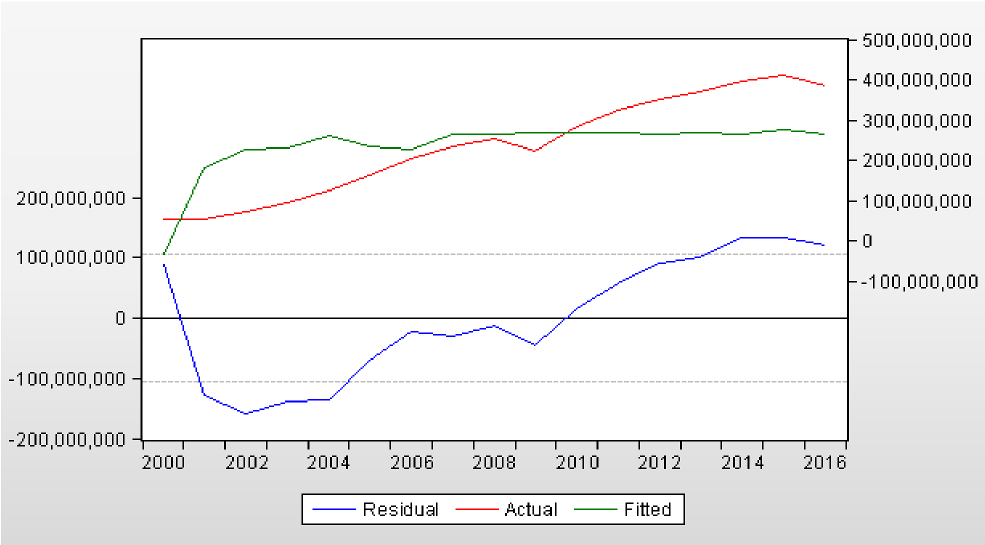
Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	19.55436	Prob. F(1,14)	0.1904
Obs*R-squared	9.324266	Prob. Chi-Square(1)	0.1641

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن القيمة الاحتمالية هي 0.1641 وهي أكبر من 05.0 وبالتالي نستنتج أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية ومنه نقبل الفرضية الصفرية والتي تنص على تجانس تباين الأخطاء، كذلك نلاحظ أن هناك تطابق بين السلسلة المقدرة والسلسلة الأصلية وهو ما يشير إلى تجانس التباين، وهو ما يؤكده الشكل الموالي:

الشكل رقم 06: السلسلة الأصلية والمقدرة لصادرات الصين إلى الولايات المتحدة

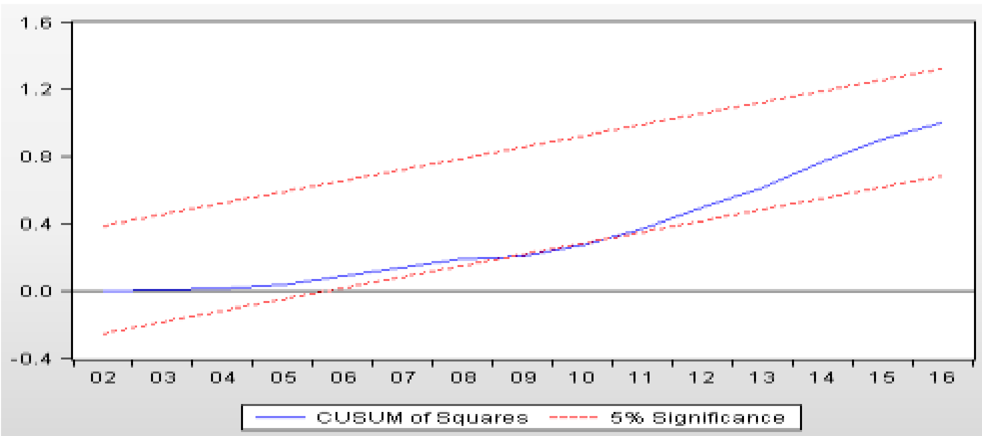


المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج **Eviews 09**.

8.2.3.لاختبار مدى استقرار النموذج تم استخدام اختبار مجموع المربعات التراكمي (Cusum of Squares) ويتضح من خلال الشكل أدناه أن النموذج يتصف بالاستقرار في معظم فترات الدراسة.

الشكل رقم 07: اختبار إستقرارية النموذج المقدر

(علاقة صادرات الصين بالمتغيرات المفسرة)



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج **Eviews 09**.

3.3.التحليل الاقتصادي:

تشير نتائج التقدير الواردة في النموذج السابق إلى أن تقلبات سعر صرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي تؤثر على حركة الصادرات من السلع والخدمات للصين خلال الفترة (2000-2016)، حيث يتضح ما يلي:

1.3.3. وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي (**EX**) وصادرات الصين إلى الولايات المتحدة، وهذا حسب ما أظهرته المعلمة (α_1)، حيث سجل اليوان الصيني انخفاضات متتالية خلال فترة الدراسة، وفي المقابل سجلت الصادرات الصينية من الولايات المتحدة زيادات متتالية، حيث قامت الصين بتخفيض سعر الصرف الاسمي لليوان الصيني، مما أدى إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني لعدة سنوات لزيادة صادراتها، مما أدى إلى زيادة تنافسية الصادرات الصينية، وبالتالي زيادة قيمة صادراتها بشكل كبير جدا، حيث بلغت أقصاها في سنة **2015** بقيمة بلغت **409979244** ألف دولار أمريكي، في المقابل سجل سعر صرف اليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي تراجعا واضحا بلغ **0.062%** في ذات السنة، مقارنة بسنة **2000** أين سجلت قيمة الصادرات **52156428** ألف دولار أمريكي وسجل سعر الصرف **13%** في ذات السنة، حيث قامت السلطات النقدية الصينية بتخفيض قيمة اليوان الصيني لجعل الصادرات الصينية أكثر تنافسية مقارنة بالصادرات الأمريكية، وهي استراتيجية ناجحة بالنظر إلى المعطيات التي يوضحها الملحقين (1) و(2)، وتجدر الإشارة إلى أن الحرب التجارية بين الولايات المتحدة والصين تصاعدت مع دخول رسوم جمركية أميركية جديدة حيز التنفيذ على بضائع صينية مستوردة خلال الفترة الأخيرة، يتوقع أن ترد عليها الصين بإجراء مماثل يستهدف بضائع أميركية، مما يزيد المخاطر على النمو العالمي.

الخاتمة:

يؤدي سعر الصرف دورا مهما في السياسات الاقتصادية المعتمدة من قبل الدول، وذلك لما له من آثار على الدخل وتوزيعه بين الفئات، لاسيما سياسة التخفيض التي تعتمد لغرض تشجيع الصادرات والحد من الواردات لتحقيق فائض في الميزان التجاري، وبالتالي علاج العجز في ميزان المدفوعات.

وتختلف سياسات الصرف من دولة إلى أخرى حسب الظروف الاقتصادية السائدة، فقد يتم تعديل سعر صرف العملة، كما يمكن استعمال احتياطات الصرف أو استخدام سعر الفائدة المرتفع وأحيانا يعتمد على مراقبة سعر الصرف أو اعتماد سعر صرف متعدد، وهكذا يمكن القول أن سعر الصرف واحد من أهم السياسات الاقتصادية الفعالة في التأثير على المتغيرات الاقتصادية وتحسينها سواء في الدول المتقدمة أو في الدول المتخلفة.

نتائج الدراسة:

1. سعر الصرف هو: "سعر العملة الأجنبية مقوما بوحدات من العملة المحلية، أي عدد من الوحدات من العملة المحلية اللازمة للحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية، أو بعبارة أخرى هو سعر مبادلة عملة بأخرى"؛
2. وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي وصادرات الصين من الولايات المتحدة، حيث سجل اليوان الصيني انخفاضات متتالية خلال فترة الدراسة، مما أدى إلى زيادة الصادرات الصينية إلى الولايات المتحدة؛

3. المتغيرات المستقلة المتمثلة أساسا في سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة (2000–2016) تفسر 29% من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع والمتمثل في واردات الصين من الولايات المتحدة خلال نفس الفترة، أما النسبة الباقية فترجع لعوامل أخرى غير مدرجة في النموذج، وهو ما يؤكد التأثير المنخفض لسعر صرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار على صادرات الولايات المتحدة؛
4. الحرب التجارية بين الولايات المتحدة والصين تصاعدت مع دخول رسوم جمركية أميركية جديدة حيز التنفيذ على بضائع صينية مستوردة خلال الفترة الأخيرة، يتوقع أن ترد عليها الصين بإجراء مماثل يستهدف بضائع أميركية، مما يزيد المخاطر على النمو العالمي.

المراجع المستعملة:

- الجنابي، هيل عجمي جميل.(2014) . **التمويل الدولي والعلاقات النقدية الدولية**. عمان: دار وائل للنشر والتوزيع.
- الموسوي، ضياء مجيد.(2016) . **تقلبات أسعار الصرف**. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
- ساكر، محمد العربي.(2006) . **محاضرات في الاقتصاد الكلي**. القاهرة: دار الفجر للنشر والتوزيع.
- عبدالمجيد، قدي.(2005) . **المدخل للسياسات الاقتصادية الكلية**.الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
- كمال، سي محمد.(2014) . **مدخل إلى الاقتصاد الدولي**. الجزائر: دار الخلدونية للنشر والتوزيع.
- لطرش، الطاهر.(2015) . **الاقتصاد النقدي والبنكي**. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
- مجيطنة، مسعود.(2017) . **دروس في المالية الدولية**. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.

- Alain, B. (1991). **Dictionnaire des sciences économiques**. Paris: Armand Colin.

الملاحق:

الملحق رقم 01: سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة (2000–2016) **الوحدة %**

السنوات	القيمة
2000	13
2001	3.93
2002	2.06
2003	1.95
2004	0.68
2005	1.83
2006	2.109
2007	0.54
2008	0.54
2009	0.42
2010	0.39
2011	0.45
2012	0.59
2013	0.41
2014	0.5994
2015	0.062
2016	0.505

المصدر: بيانات البنك العالمي، متاح على الرابط الإلكتروني التالي:

(https://data.albankaldawli.org/indicator/PA.NUS.FCRF?view=chart)

تاريخ الإطلاع:01-12-2018

الملحق 02: إجمالي صادرات الصين إلى الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة (2000–2016)

الوحدة: ألف دولار أمريكي

السنوات	القيمة
2000	52156428
2001	54355080
2002	70050092
2003	92626296
2004	125148956
2005	163180459
2006	203801046
2007	233168790
2008	252843531
2009	221295020
2010	283780323
2011	325010988
2012	352438221
2013	369063859
2014	397099250
2015	409979244
2016	385677759

المصدر: بيانات البنك العالمي (http://wits.worldbank.org). بتصرف، تاريخ الاطلاع:01-12-2018.