دراسة قياسية لأثر تقلّبات سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة خلال الفترة (2000-2018)

A Standard Study of The Impact of Fluctuations in The Nominal Exchange Rate of the Euro Against the US Dollar on EU Exports to The United States During The Period (2000-2018)

محمد عادل قصري[1*]، عبدالرحمان روابح[2]

[1] جامعة زيان عاشور بالجلفة (الجزائر)، m.kesri@univ-djelfa.dz

[2] جامعة زيان عاشور بالجلفة (الجزائر)، a.rouabeh@univ-djelfa.dz

تاريخ الاستلام: 2022/01/18 تاريخ القبول: 2022/04/18 تاريخ النشر: 2022/06/18

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد أثر تقلبات سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة (2000-2018)، وقد توصّلت الدراسة إلى نتيجة أساسية مفادها وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي وصادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة خلال فترة الدراسة.

الكلمات المفتاحية: تقلّبات؛ سعر الصرف الإسمي؛ الصادرات؛ الإتحاد الأوروبي؛ الولايات المتحدة.

تصنيف JEL: E32 ، F10، F31 ، O52، O51.

Abstract:

The study aims to determine the effect of the exchange rate fluctuations of the euro against the US dollar on the exports of the European Union to the United States of America during the period (2000-2018).

The study reached the basic conclusion that there is an inverse relationship between the nominal exchange rate of the euro against the US dollar and the exports of the Union European Union to the United States during the period of study.

Keywords: Fluctuations, Nominal Exchange Rate, Exports, EU, US.

Jel Classification Codes: E32, F10, F31, O52, O51.

*المؤلف المرسل

1.مقدمة:

تعد التجربة التكاملية الأوروبية تجربة فريدة من نوعها سواء من حيث التنظير أو التنظيم، وهذا على اعتبار أنها أكثر التجارب التكاملية والاندماجية نجاحا في أبعادها التنظيمية والهيكلية، ومتغيرا هاما في النظام والنسق الدولي يسعى إلى أن يكون قطبا دوليا فاعلا سياسيا واقتصاديا.

ويحتل قطاع التجارة الخارجية للتكتل الاقتصادي الأوروبي أهمية بارزة سواء في جانب عمليات التبادل لتجاري البيني للسلع والخدمات من خلال عمليات التصدير والاستيراد أو على مستوى التبادل التجاري الخارجي مع الدول غير الأعضاء في التكتل، إلا أن هذا القطاع شهد تغيرات عديدة خاصة في أعقاب أزمة الرهن العقاري لسنة 2008 والتي كان من أهم تداعياتها حدوث تغيرات في أسعار الصرف كان لها تأثير واضح على الصادرات والواردات العالمية من السلع والخدمات تجسّد في صورة ركود عالمي خيّم على حركة الأسواق العالمية وانكماش في حركات التصدير والاستيراد في العديد من التكتلات الاقتصادية بما فيها هذا الأخير.

إشكالية الدراسة:

نظرا للدور الفعّال الذي يحدثه سعر الصرف على حركة التجارة الخارجية بشقيها سواء الصادرات أو الواردات من السلع والخدمات، وبسبب التقلبات التي شهدها سعر صرف اليورو مقابل العملات الرئيسية الأخرى في ظل التغيرات الجديدة التي شهدها المحيط الاقتصادي الدولي جاءت إشكالية هذه الدراسة على النحو التالي:

ما مدى تأثير تقلبات سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي من الولايات المتحدة خلال الفترة (2000-2018)؟

يمكن تقسيم إشكالية الدراسة إلى التساؤلات الفرعية التالية:

- فيما يتمثل الإطار المفاهيمي لأسعار الصرف؟

- هل يوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية $\alpha \leq 0.05$ لتقلبات سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة خلال الفترة (2000-2018)؟

فرضيات الدراسة: كفرضية رئيسية مقترحة للإجابة على إشكالية الدراسة نقترح ما يلي:

- لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية $\alpha \leq 0.05$ لتقلبات سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة خلال الفترة (2000-2018).

أهداف الدراسة: تكمن أهداف هذه الدراسة فيما يلي:

- تحديد مفهوم أسعار الصرف وأنواعها المختلفة؛

- تسليط الضوء على التقلبات التي يشهدها سعر صرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي وأثرها على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة.

منهج الدراسة: تم الاعتماد على المنهج الوصفي والمنهج التحليلي لمحاولة وصف وتحليل كيفية تأثير التقلبات التي تحدث في سعر الصرف الإسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على الصادرات الأوروبية 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 الاسمي لليورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة خلال الفترة (2000-2018).

الدراسات السابقة:

توجد العديد من الدراسات السابقة التي ركزت على أثر أسعار الصرف على حركة الصادرات والواردات من السلع والخدمات يمكن تلخيصها فيما يلي:

أ-دراسة (Inmaculada Martinez,Zarzoso Florian Johannsen;2016)

هدفت الدراسة إلى تقديم أدلة جديدة على تأثير تقلبات أسعار صرف اليورو على الصادرات الأوروبية خلال الفترة (1996-2010) من خلال أنواع مختلفة من السلع وهي السلع النهائية والسلع الرأسمالية والسلع الوسيطية، وتوصلت على نتيجة أساسية مفادها أن تأثير اليورو على القيم التجارية (الهامش المكثف) يبلغ حوالي 9٪ للسلع الوسيطية ، 7٪ للسلع النهائية ، أما بالنسبة للسلع الرأسمالية فكان التأثير سلبيا؛

ب-دراسة (Nahid Kalbasi Anaraki ;2014)

هدفت الدراسة إلى تقييم تأثير تخفيض قيمة اليورو على صادرات منطقة اليورو إلى الصين واليابان والولايات المتحدة خلال الفترة (2001-2010) باستخدام النموذج الكنزي (**Keynesian**) ونماذج الاقتصاد القياسي، وتوصلت الدراسة إلى أن انخفاض سعر صرف اليورو خلال فترة الدراسة كان له تأثير مهم إحصائيًا على صادرات منطقة اليورو.

ج-دراسة (Louise curran ;2009)

هدفت الدراسة إلى تحديد أهم الآثار التي خلفتها الأزمة المالية العالمية على التجارة الدولية والسياسة التجارية مع تسليط الضوء على تنافسية التجارة الدولية للاتحاد الأوروبي في أعقاب الأزمة المالية، من أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة أن تغيرات أسعار الصرف وأسعار السلع كان لها تأثير واضح على الصادرات والواردات العالمية من السلع والخدمات لدول الاتحاد الأوروبي في ظل الأزمة المالية العالمية؛ (curran, 2009, pp. 264-293)

د-دراسة (Warwick J. McKibbin, Andrew Stoeckel;2009)

هدفت الدراسة إلى البحث عن الآثار المترتبة عن زيادة العجز المالي والآثار المترتبة على الحرب التجارية العالمية في الاستجابة للأزمة المالية العالمية حيث أشارت الدراسة إلى أن الصدمات التي لوحظت في الأسواق المالية يمكن أن تستخدم لتوليد انكماش اقتصادي حاد في التجارة العالمية، وقد أشارت الدراسة أن الأزمة المالية أثرت على التجارة الخارجية من خلال تقلبات أسعار الصرف الحقيقية التي تؤثر على الأسعار النسبية للسلع النسبية للسلع التجارية وغير التجارية وبالتالي العرض والطلب على الصادرات والورادات.

(Warwick J. McKibbin, 2009)

هـ. دراسة (سعد محمود الكواز، ندى سهيل الدليمي؛2008)

حيث هدفت الدراسة إلى التعرف على دور سعر صرف اليورو في التجارة الخارجية لدول الاتحاد الأوروبي نتيجة إستخدام هذه العملة ومقارنتها مع التجارة الخارجية باستخدام مجمل العملات الأوروبية السابقة، وتوصلت الدراسة إلى نتيجة أساسية مفادها أن سياسة الاعتماد على سعر صرف اليورو في التبادل التجاري الأوروبي يعتمد على شروط خاصة تتعلق بمرونات الطلب الخارجي على صادرات الدول قيد الدراسة والبحث ومرونة الطلب المحلي الأوروبي على الاستيرادات، ومرونة عرض الإنتاج المحلي الأوروبي ومرونة العرض الأجنبي للاستيردات؛ (الدليمي، 2008، الصفحات 1-13)

من خلال تحليل الدراسات السابقة يظهر جليا أن الإتفاق على أن تأثير أسعار الصرف يظهر بشكل واضح على حركة الصادرات والواردات من السلع والخدمات، ولكن هناك ندرة في الدراسات السابقة على حد علم الباحثين التي حاولت الربط ما بين متغيرات الدراسة الحالية بالتركيز على إجمالي

الصادرات السلعية لدول منطقة اليورو إلى الشركاء التجاريين وتسليط الضوء على تقلبات سعر صرف اليورو في ظل الأحداث الاقتصادية الأخيرة التي شهدها المحيط الاقتصادي الدولي كأزمة الرهن العقاري لسنة 2008 وآثارها على أسعار صرف العملات الدولية، وتصاعد حرب العملات بين القوى الاقتصادية العظمى(الولايات المتحدة، الصين، الاتحاد الأوروبي)، وهو ما حاولت هذه الدراسة إستدراكه.

2. الإطار النظري للدراسة:

تم التطرق فيه إلى بعض المفاهيم الأساسية المتعلقة بأسعار الصرف، وأنواعها المختلفة.

1.2. تعريف سعر الصرف:

يعرف سعر الصرف على أنه: عدد الوحدات من العملة المحلية اللازمة لشراء وحدة واحدة من الصرف (العملة الأجنبية) (وارد، 2013، صفحة 371)

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).

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)

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".

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

1.2.2.سعر الصرف الاسمي:

وهو:"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)؛

2.2.2.سعر الصرف الحقيقي:

سعر الصرف الحقيقي هو:" ذلك السعر الذي يأخذ بعين الإعتبار تقلبات الأسعار، ويحسب على النحو التالي: (جميلة، 2013، صفحة 62)

$$E=ép^*/p$$

حيث: **E:** سعر الصرف الحقيقي

é: سعر الصرف الإسمي

P^*:المستوى العام للأسعار في البلد الأجنبي

P: المستوى العام للأسعار في البلد المحلي

3.2.2.سعر الصرف الفعلي الإسمي:

وهو:"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)؛

4.2.2.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).

3.2.ميكانيزمات تأثير أسعار الصرف على حركة الصادرات والواردات:

يمكن لسعر الصرف التأثير على الصادرات والواردات من خلال رفع قيمة العملة أو تخفيضها وفيما يلي هاتين السياستين:

1.3.2.آثار سياسة رفع القيمة الخارجية للعملة على حركة الصادرات والواردات:

إن تقييم عملة ما بأعلى من قيمتها لا يعني بالضرورة التأثير سلبا على صادراتها، ولكن يحدث التأثير السلبي عندما يكون تقييم العملة بأعلى من قيمتها أعلى نسبيا مقارنة مع منافسيها، فالتقييم المرتفع لسعر الصرف يؤدي إلى ضعف الحافز للإنتاج من أجل التصدير وبدائل الاستيراد، وذلك لأن الصادرات سوف تفقد قدرتها التنافسية وتصبح الواردات أرخص من إنتاج السلع المحلية خصوصا بالنسبة للسلع التي يمكن استيرادها بالسعر الرسمي، كما أن رفع سعر الصرف يؤثر سلبا على محصلات العملة الأجنبية كون جزء هاما من تكاليف الإنتاج تسدد بالعملة المحلية بينما يتم الحصول على العملات الأجنبية نتيجة للتصدير، فعملية الرفع في قيمة العملة ستقلل من قدرة المصدرين على المنافسة والاستمرار في الإنتاج للأسواق الخارجية، ناهيك عن تخفيض أسعار الواردات مقومة بالعملة المحلية مما يزيد في تنافسيتها، حيث أن تزايد تنافسية الواردات محليا سيعمل على تزايد طلبات الحماية ضد المنتجات المستوردة، الأمر الذي يؤدي إلى عزل الدولة وانغلاق اقتصادها عن المنافسة العالمية وبالتالي يؤثر ذلك على الصادرات ومن ثم تنخفض معدلات النمو الاقتصادي. (الخشالي، 2007، صفحة 130).

2.3.2. آثار سياسة تخفيض القيمة الخارجية للعملة على حركة الصادرات والواردات:

حيث أن خفض القيمة الخارجية للعملة يؤدي إلى ارتفاع أسعار الواردات المقومة بالعملة المحلية، ما يؤدي إلى انخفاض الطلب المحلي على الواردات وبالتالي انخفاض كمية وقيمة الواردات وذلك مع توفر شرط أساسي وهو أن تكون مرونة الطلب المحلي على الواردات أكبر من الصفر وبالتالي القضاء على فائض الطلب على العملة الأجنبية، ومن جانب آخر خفض القيمة الخارجية للعملة المحلية يترتب عنه انخفاض أسعار الصادرات مقومة بالعملة الأجنبية وبالتالي زيادة الطلب الأجنبي على الصادرات وهو ما يؤدي إلى زيادة حجم الصادرات بشرط أن تكون مرونة الطلب الأجنبي على الصادرات أكبر من الواحد، وهذا بدوره ينعكس على زيادة عرض العملة الأجنبية مما يؤدي إلى القضاء على فائض الطلب على العملة الأجنبية.

(دوحة، 2015، الصفحات 93-94).

3. دراسة قياسية لأثر سعر الصرف الإسمي للأورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي خلال الفترة (2000-2018)

1.3. منهجية الدراسة:

لتحديد أثر أبعاد المتغير المستقل (سعر الصرف الإسمي للأورو مقابل الدولار الأمريكي) على أبعاد المتغير التابع (صادرات الإتحاد الأوروبي 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:

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

حيث:

أبعاد المتغير التابع: وتتمثل في الآتي:

$\mathbf{L(X)}$: لوغاريتم صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة؛

أبعاد المتغير المستقل: وتتمثل في الآتي:

$\mathbf{L(EX)}$: لوغاريتم سعر الصرف الإسمي للأورو مقابل الدولار الأمريكي؛

أما $(\boldsymbol{\varepsilon})$ و$(\boldsymbol{\alpha_0})$ فيمثلان الخطأ العشوائي و الثابت على الترتيب.

2.3. تقدير وتحليل النموذج المقترح (أثر سعر الصرف الإسمي للأورو مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة)

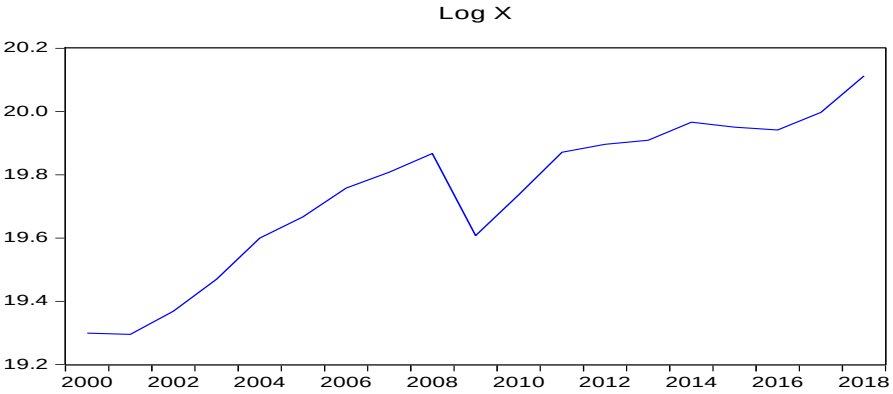
1.2.3. دراسة إستقرارية المتغير التابع والمتغيرات المفسرة: للكشف عن استقرار وسكون المتغيرات أو السلاسل الزمنية عادة نلجأ إلى نوعين من الاختبارات (اختبارات كيفية وفيها يستخدم الرسم البياني للسلسلة ودالة الارتباط الذاتي واختبارات كمية تستخدم فيها مجموعة من الاختبارات التي تكشف عن وجود جذر للوحدة والممثلة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

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

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

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

شكل1. الرسم البياني للسلسلة الزمنية (LX)



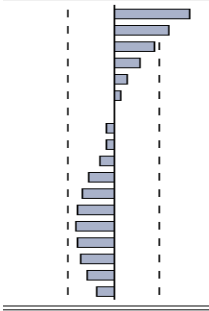
المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

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

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

شكل2. دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية(AC /PAC) للسلسلة (LX) :

Date: 04/20/20 Time: 03:13
Sample: 2000 2018
Included observations: 19



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.747	0.747	12.356	0.000
2	0.544	-0.030	19.307	0.000
3	0.402	0.014	23.340	0.000
4	0.268	-0.068	25.246	0.000
5	0.133	-0.094	25.748	0.000
6	0.067	0.041	25.884	0.000
7	0.009	-0.040	25.887	0.001
8	-0.066	-0.089	26.044	0.001
9	-0.082	0.048	26.309	0.002
10	-0.123	-0.105	26.980	0.003
11	-0.249	-0.244	30.072	0.002
12	-0.309	-0.018	35.521	0.000
13	-0.355	-0.114	43.905	0.000
14	-0.372	-0.016	54.973	0.000
15	-0.359	-0.011	67.801	0.000
16	-0.323	-0.061	81.665	0.000
17	-0.268	0.032	95.959	0.000
18	-0.164	0.105	106.70	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين 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: $\mathbf{IC = \pm 0.506}$

-نلاحظ أن معامل الارتباط الذاتي AC عند k=1 و k=2 خارج مجال الثقة؛

-نلاحظ أن معامل الارتباط الذاتي PC عند k=1 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 = $\mathbf{x^2_{cal}}$ مع $\mathbf{x^2}_{tab}$

يلاحظ من الشكل أن قيمة Q-Stat بلغت 106.70 عند P=18 وهي أكبر من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة 28.87 عند مستوى معنوية 5% $\mathbf{(x^2_{0.05,18} = 28.87)}$، 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.1.2.تحديد درجة التأخير:

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

جدول1. درجات التأخير للسلسة الزمنية (LX)

LAG	AKA	SCH	HQ
0	**37.40**	**37.55**	**37.42**
1	**37.44**	**37.63**	**37.46**
2	**37.57**	**37.81**	**37.58**
3	**37.66**	**37.94**	**37.65**

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

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

جدول2. نتائج اختبار ديكي فولر البسيط للسلسلة (LX) عند درجة تأخير 0

[3]		[2]		[1]	
ADF المجدولة	**ADF المحسوبة**	**ADF المجدولة**	**ADF المحسوبة**	**ADF المجدولة**	**ADF المحسوبة**
$\|t_{tab=2.10}\|$	$\|t_{cal=2.54}\|$	$\|t_{tab=2.10}\|$	$\|t_{cal=1.08}\|$	$\|t_{tab=1.96}\|$	$\|t_{cal=1.87}\|$

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 و برنامج Excel.

من الجدول نستنتج:

-النموذج الأول: $|t_{cal=1.87}| < |t_{tab=1.96}| \Leftarrow \emptyset = 1$؛

-النموذج الثاني: $|t_{cal=1.08}| < |t_{tab=2.10}| \Leftarrow c = 0$؛

-النموذج الثالث: $|t_{cal=2.54}| > |t_{tab=2.10}| \Leftarrow b \neq 0$.

من نتائج الاختبارات الكمية المعبر عنها بالشكل البياني ودالة الارتباط الذاتي والاختبارات الكمية الممثلة أساسا في اختبار **ADF** المطور وجدنا أن السلسلة الزمنية للوغاريتم دالة الصادرات (**LX**) غير مستقرة في مستواها الأصلي .وهذا لوجود جذر الوحدة Ø.

أ.2.2. اختبار استقرارية السلسلة الزمنية (LX) بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى:

جدول3. اختبار Q للسلسلة الزمنية (LX) بعد إجراء الفرق الأول

المتغيرات	K	Q-Stat	Q-tab
LX	17	11.82	27.59

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 و برنامج Excel.

جدول4. اختبار ديكي فولر المطور للسلسلة الزمنية (LX) عند الفرق الأول عند درجة تأخير 0

[1]		[2]		[3]	
ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة	ADF المحسوبة	ADF المجدولة
$\|t_{cal=3.35}\|$	$\|t_{tab=1.96}\|$	$\|t_{cal=1.03}\|$	$\|t_{tab=2.14}\|$	$\|t_{cal=1.05}\|$	$\|t_{tab=2.14}\|$

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 و برنامج Excel.

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ:

يلاحظ من الجدول أن قيمة Q-Stat بلغت 11.82 عند k=17 وهي أقل من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة 27.59 عند مستوى معنوية 5% **($x^2_{0.05,17}$ =27.59)**، 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: $|t_{cal=3.35}| > |t_{tab=1.96}| \Leftarrow \emptyset \neq 1$؛

-النموذج الثاني: $|t_{cal=1.03}| < |t_{tab=2.14}| \Leftarrow c = 0$؛

-النموذج الثالث: $|t_{cal=1.05}| < |t_{tab=2.14}| \Leftarrow b = 0$.

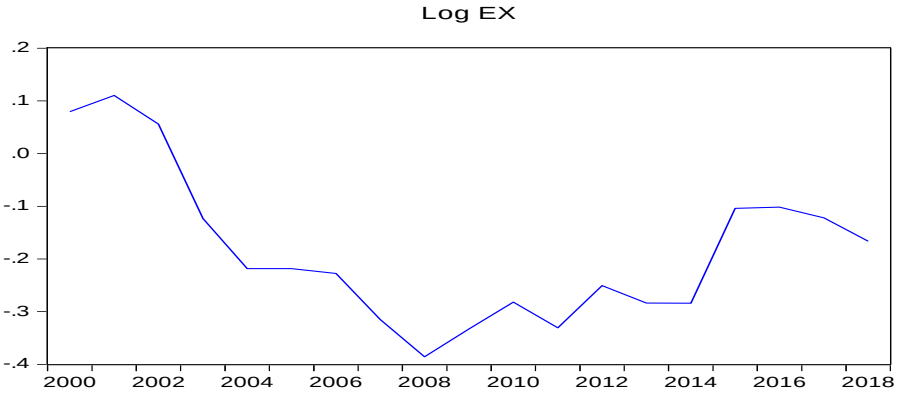
إذن السلسلة الزمنية لـ: (LX) مستقرة عند الفروقات من الدرجة الأولى.

ب. اختبار استقرارية 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):

شكل3. الرسم البياني للسلسلة الزمنية (LEX)



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

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

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

شكل4. دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية(AC /PAC) للسلسلة (LEX)

Date: 04/20/20 Time: 04:15
Sample: 2000 2018
Included observations: 19

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.763	0.763	12.892	0.000
		2	0.423	-0.378	17.097	0.000
		3	0.164	0.021	17.766	0.000
		4	0.023	0.008	17.780	0.001
		5	-0.081	-0.143	17.966	0.003
		6	-0.226	-0.235	19.535	0.003
		7	-0.354	-0.078	23.696	0.001
		8	-0.377	0.021	28.865	0.000
		9	-0.321	-0.063	32.980	0.000
		10	-0.272	-0.135	36.251	0.000
		11	-0.262	-0.103	39.666	0.000
		12	-0.204	0.082	42.033	0.000
		13	-0.106	-0.071	42.787	0.000
		14	0.038	0.092	42.901	0.000
		15	0.144	-0.017	44.979	0.000
		16	0.099	-0.275	46.295	0.000
		17	0.043	0.074	46.670	0.000
		18	0.005	-0.117	46.681	0.000

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

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

-نحدد مجال الثقة:

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

إذن: $IC = \pm 0.506$

نلاحظ أن:

-معاملات الارتباط الذاتي AC عند كل قيم k=1 خارج مجال الثقة؛

-معاملات الارتباط الذاتي PC عند قيم k=1 خارج مجال الثقة.

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

ب.1.2.2.الاختبار الكلي لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية (LEX):

نستخدم اختبار Liung-box و Box-pierce، وهنا نقارن

$\mathbf{x^2}_{tab}$ مع $\mathbf{x^2_{cal}}$ = Q-Stat

يلاحظ من الشكل أن قيمة **Q-Stat** بلغت **46.681** عند **P=18** وهي أكبر من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة **28.87** عند مستوى معنوية 5% ($\mathbf{x^2}_{0.05,18}$ = **28.87**) وهنا سنرفض الفرضية الصفرية والتي تنص على أن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر و نقبل الفرض البديل الذي ينص على أنه يوجد على الأقل معامل ارتباط يختلف معنويا عن الصفر، وبالتالي فالسلسلة تبدو غير مستقرة.

إذن من نتائج الاختبارات الكيفية (الرسم البياني ودالة الارتباط الذاتي) وجدنا أن السلسلة الزمنية لدالة أسعار الصرف غير 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:

جدول5. درجة التأخير للسلسة الزمنية (LEX)

LAG	AKA	SCH	Han
0	**2.57**	**2.42**	**2.55**
1	**2.81**	**2.61**	**2.79**
2	**3.11**	**2.86**	**3.09**
3	**3.02**	**2.74**	**3.03**

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

حسب معايير المفاضلة نلاحظ أن أصغر قيمة لمعياري Akai وSchw وHQ هي في حالة P=0.

جدول6 : نتائج اختبار ديكي فولر المطور للسلسلة (LEX) عند درجة تأخير 0

[3]		[2]		[1]	
ADF المجدولة	**ADF المحسوبة**	**ADF المجدولة**	**ADF المحسوبة**	**ADF المجدولة**	**ADF المحسوبة**
$\|t_{tab=2.10}\|$	$\|t_{cal=0.51}\|$	$\|t_{tab=2.10}\|$	$\|t_{cal=1.92}\|$	$\|t_{tab=1.96}\|$	$\|t_{cal=1.11}\|$

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 و برنامج Excel.

من الجدول نستنتج:

-النموذج الأول: $|t_{cal=1.11}| < |t_{tab=1.96}| \Leftarrow \emptyset = 1$؛

-النموذج الثاني: $|t_{cal=1.92}| < |t_{tab=2.10}| \Leftarrow c = 0$؛

-النموذج الثالث: $|t_{cal=0.51}| < |t_{tab=2.10}| \Leftarrow b = 0$.

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 وهذا لوجود جذر الوحدة Ø.

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

جدول7. اختبار Q للسلسلة الزمنية (LEX) بعد إجراء الفرق الأول

المتغيرات	K	Q-Stat	Q-tab
LEX	17	16.96	27.59

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 و برنامج Excel.

جدول8. اختبار ديكي فولر المطور 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
$\|t_{cal=3.01}\|$	$\|t_{tab=1.96}\|$	$\|t_{cal=0.77}\|$	$\|t_{tab=2.10}\|$	$\|t_{cal=1.91}\|$	$\|t_{tab=2.10}\|$

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09 و برنامج Excel.

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ:

يلاحظ من الجدول أن قيمة Q-Stat بلغت 16.96عند k=17 وهي أقل من القيمة الجدولية والتي تبلغ قيمة 27.59 عند مستوى معنوية 5% ($x^2_{0.05,17}$ =27.59)، هنا نقبل الفرضية الصفرية ونرفض الفرضية البديلة التي تنص على أنه يوجد على الأقل معامل ارتباط يختلف عن الصفر، وبالتالي فالسلسلة تبدو مستقرة، أما بالنسبة للنماذج الثلاثة فنستنتج:

-النموذج الأول: $|t_{cal=3.01}| > |t_{tab=1.96}| \Leftarrow \emptyset \neq 1$؛

-النموذج الثاني: $|t_{cal=0.77}| < |t_{tab=2.10}| \Leftarrow c = 0$؛

-النموذج الثالث: $|t_{cal=1.91}| < |t_{tab=2.10}| \Leftarrow b = 0$.

إذن السلسلة الزمنية لـ: (LEX) مستقرة عند الفروقات من الدرجة الأولى وهذا لعدم وجود جذر الوحدة.

4. تحليل النتائج:

1.4.صياغة العلاقة القياسية لدالة صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة :

باستخدام برنامج Eviews 09 تم الحصول على النتائج التالية:

جدول9. تقدير علاقة صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة

Dependent Variable: X
Method: Least Squares
Date: 05/12/20 Time: 03:40
Sample: 2000 2018
Included observations: 19

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EX	-3.73E+08	1.40E+08	-2.655399	0.0167
C	6.99E+08	1.19E+08	5.860326	0.0000

R-squared	0.293173	Mean dependent var	3.86E+08
Adjusted R-squared	0.251595	S.D. dependent var	87858244
S.E. of regression	76006534	Akaike info criterion	39.22984
Sum squared resid	9.82E+16	Schwarz criterion	39.32925
Log likelihood	-370.6835	Hannan-Quinn criter.	39.24666
F-statistic	7.051142	Durbin-Watson stat	1.808866
Prob(F-statistic)	0.016653		

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

من خلال الجدول أعلاه يمكن صياغة العلاقة القياسية كما يلي:

$$X = -372801116.8*EX + 698831567.868$$

R^2 adjuste = 0.25 F-STAT=7.051 P(F-STAT=0.016) DW=1.80 Obs=19

2.4.التحليل الإحصائي: من خلال نتائج التقدير يتضح لنا أن جميع معالم النموذج معنوية إحصائيا مما يدل على جوهرية العلاقة بين المتغير التابع (صادرات الإتحاد الأوروبي) والمتغيرات المستقلة (سعر الصرف الإسمي للأورو مقابل الدولار الأمريكي) وذلك من خلال المقاييس التالية:

1.2.4.تم قياس تفسير العلاقة بين المتغير التابع **(LM)** والمتغير المستقل **(LEX)** بواسطة معامل التحديد المصحح ($R^2adjuste = 0.25$)، ومنه نستنتج أن المتغيرات المستقلة تفسر 25% من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، أما النسبة الباقية فترجع لعوامل أخرى غير مدرجة في النموذج؛

2.2.4.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؛

3.2.4. عند دراسة المعنوية الكلية للنموذج نجد أن قيمة فيشر المحسوبة $t_{cal} = 7.05$

أكبر من قيمة فيشر الجدولية $F_{(1,17)}^{5\%} = 4.45$ وهذا يدل على أن النموذج ذو معنوية إحصائية وأن المتغيرات المفسرة في النموذج ككل ذات تأثير على صادرات الإتحاد الأوروبي؛

4.2.4.لاختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء استخدمنا إحصائية داربن واتسون (Durbin Watson) حيث أن القيمة المقدرة (DW=1.80) تنتمي إلى مجال استقلال الأخطاء [1.40, 2.60] مما يشير هذا إلى عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى.

5.الخاتمة:

يؤدي سعر الصرف دورا هاما في النشاطات الاقتصادية الخارجية التي تقوم بها الدول سواء كان ذلك النشاط تجاريا أو استثماريا، حيث يحتل سعر الصرف مركزا محوريا في الدولة من خلال تأثيره على مكونات النمو الاقتصادي مثل الاستثمار، درجة الانفتاح على التجارة الدولية، التدفقات الرأسمالية وتطور القطاع المالي.

1.5.نتائج الدراسة:

- وجود علاقة عكسية بين سعر صرف الأورو مقابل الدولار الأمريكي **(EX)** وصادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة ، حيث سجل سعر صرف الأورو انخفاضات متتالية خلال فترة الدراسة، مما أدى إلى زيادة تنافسية السلع الأوروبية وبالتالي زيادة صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة ،وهو ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية التي تنص على أنه إذا إنخفض سعر الصرف فإن الصادرات من السلع والخدمات تصبح رخيصة من وجهة نظر غير المقيمين وبالتالي يزداد الطلب عليها، والعكس في حالة إرتفاعه فإن الصادرات تبدو غالية من وجهة نظر غير المقيمين وبالتالي يتراجع الطلب عليها مما يؤدي إلى إنخفاضها.

- المتغيرات المستقلة المتمثلة أساسا في سعر الصرف الإسمي للأورو مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة **(2000-2018)** تفسر **25%** من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع والمتمثل في صادرات الإتحاد الأوروبي إلى الولايات المتحدة خلال نفس الفترة، أما النسبة الباقية فترجع لعوامل أخرى غير مدرجة في النموذج، وهو ما يؤكد التأثير الضعيف لسعر صرف الأورو مقابل الدولار على صادرات الإتحاد الأوروبي؛

- سجّل سعر صرف اليورو مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة **(2007-2008)** تراجع من قيمة **0,7297** إلى قيمة 0,6799 وفي المقابل سجّلت صادرات الإتحاد الأوروبي زيادة من **400425278** ألف دولار أمريكي إلى **424854441** ألف دولار أمريكي في نفس الفترة، حيث إنخفض سعر صرف اليورو مقابل الدولار نتيجة السياسات المالية والنقدية التوسعية التي قامت بها دول الإتحاد الأوروبي لمواجهة الأزمة المالية العالمية، وهو ما جعل صادرات دول الإتحاد الأوروبي رخيصة من وجهة نظر الأمريكيين مما أدى إلى زيادة الطلب عليها، ولكن بنفس منخفضة بلغت حوالي 25%، لكن العامل الحقيقي الذي ساهم في زيادة صادرات الإتحاد الأوروبي هو سياسة دعم الصادرات التي طبقتها العديد من الدول الأوروبية لمواجهة تداعيات الأزمة.

6.قائمة المراجع المعتمدة

Curran, L. (2009). The impact of the crisis on EU competitiveness in International Trade. *forum about the impact of the Financial and Economic crisis on World Trade and Trade Policy* (pp. 264-293). berlin: review of european economic policy.

Warwick J. McKibbin, A. S. (2009). The Potential Impact of the Global Financial Crisis on World Trade. *policy Research Working Paper*. Washington: The world Bank.

الجنابي ,هـ .ع .(2014) .*التمويل الدولي والعلاقات النقدية الدولية* .عمان :دار وائل للنشر والتوزيع.

الخشالي ,ع .ا .(2007) .*مقدمة في المالية الدولية* .الأردن :دار المناهج للنشر والتوزيع.

الدليمي ,س .م .(2008) .أثر التغيرات بأسعار الصرف في متغيرات التجارة الخارجية الأوروبية .*مجلة تنمية الرافدين*.

الموسوي ,ض .م .(2016) .*تقلبات أسعار الصرف* .الجزائر :ديوان المطبوعات الجامعية.

جميلة ,ا .(2013) .*أسس الإقتصاد الدولي -النظريات والممارسات* .الجزائر :منشورات دار أسامة .

دوحة ,س .(2015) .أثر تقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري وسبل علاجها"دراسة حالة الجزائر ." *أطروحة دكتوراه غير منشورة* .الجزائر :جامعة بسكرة.

عوار عائشة بن يوب لطيفة ، و نوال خالدي . (2018). أثر سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر. *مجلة المقريزي للدراسات الاقتصادية والمالية*، 242-258.

كمال ,س .م .(2014) .*مدخل إلى الاقتصاد الدولي* .الجزائر :دار الخلدونية للنشر والتوزيع،.

لطرش ,ا .(2015) .*الاقتصاد النقدي والبنكي* .الجزائر :ديوان المطبوعات الجامعية.

مجيطنة ,م .(2017) .*دروس في المالية الدولية* .الجزائر :ديوان المطبوعات الجامعية.

وارد ,ط .ع .(2013) .*الاقتصاد الدولي نظريات وسياسات* .الأردن :دار وائل للنشر .