أثر تقلبات سعر الصرف الاسمي: للدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي في ظل أزمة الديون السيادية دراسة قياسية: 2003-2019

Impact of nominal exchange rate fluctuations: The Algerian dinar opposite the euro on Algeria's imports from the European Union in light of the sovereign debt crisis; a standard study 2003-2019

مريم طبني، جامعة محمد خيضر بسكرة، tobnimeriem@gmail.com

وصاف عتيقة، جامعة محمد خيضر بسكرة، a.ouassaf@univ-biskra.dz

تاريخ الاستلام: 16 /2020/08 تاريخ القبول: 2020/10/22 تاريخ النشر: 2021/06/03

ملخص:

تهدف الدراسة إلى قياس أثر تقلبات سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي في ظل أزمة الديون السيادية 2003-2019، مستخدمين نموذج الانحدار الذاتي، وفي النتائج توصلنا إلى أنه ليس هناك أي تأثير لسعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي، في المقابل كان هنالك تأثير ايجابي لأزمة الديون السيادية على تدفق الواردات.

الكلمات المفتاحية : سعر الصرف ؛ الواردات ؛ الأزمة المالية؛ الدين السيادي.

تصنيف JEL : F31, P33, G01, H68.

Abstract:

The study aims to measure the impact of the nominal exchange rate fluctuations of the Algerian dinar against the euro on Algeria's imports from the European Union in the light of the sovereign debt crisis 2003-2019 using a VAR, and we have come to the conclusion that there is no impact of the nominal exchange rate of the Algerian dinar against euro on Algerian imports. But the impact of the sovereign debt crisis, has been a positive on the flow of imports.

keyword: Exchange rate; Imports; The financial crisis; Sovereign debt;
JEL classification code : F31, P33, G01, H68.

المؤلف المرسل: مريم طبني، الإيميل: tobnimeriem@gmail.com

1. مقدمة:

شهد العالم الاقتصادي في الآونة الأخيرة انتشارا للأزمات المالية فما يلبث أن يتعافي من واحدة حتى يدخل في أخرى وتعتبر أزمة الديون السيادية التي ضربت منطقة أوروبا، من مخلفات أزمة الرهن العقاري على الاقتصاديات الأوروبية، والتي انجر عليها العديد من الانعكاسات على المؤشرات الاقتصادية الكلية، وعليه فقد قمنا بتسليط الضوء في دراستنا هذه على تقلبات سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو وأثره هذه على واردات الجزائر من الاتحاد الاوروبي في ظل أزمة الديون السيادية وحاولنا من خلال ورقتنا البحثية هذه معالجة الإشكالية التالية:

ما مدى تأثير التغير في سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي في ظل أزمة الديون السيادية خلال فترة: 2003-2019؟

فرضيات الدراسة: وقمنا بصياغة الفرضيتين التاليتين:

الفرضية الأولى: تؤثر تقلبات سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على حجم واردات الجزائر من الاتحاد الاوروبي؛

الفرضية الثانية: إن واردات الجزائر من الاتحاد الاوروبي لم تتأثر بأزمة الديون السيادية.

أهداف الدراسة: تهدف دراستنا توضيح العنصرين التاليين:

1. مدى تأثر واردات الجزائر بأزمة الديون السيادية؛

2. العلاقة بين تقلبات سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو وحجم واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي في ظل أزمة الديون السيادية.

الدراسات السابقة:

1. عبد الرحمان روابح، "دراسة قياسية لأثر تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة للفترة: "2000-2016"، مجلة البشائر الاقتصادية، المجلد(05)، العدد: 01، جامعة بشار(الجزائر)، 2019؛ ترمي هذه الدراسة إلى إظهار أثر تقلبات سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني مقابل الدولار الأمريكي على صادرات الصين إلى الولايات المتحدة الأمريكية باعتمادها على نموذج الانحدار البسيط وتوصلت إلى نتيجة مفادها وجود علاقة عكسية بين متغيرات الدراسة؛

2. وسـام حسـين علـي العنيـزي، " قيـاس العلاقـة التبادليـة بـين سـعر الصـرف وميـزان المـدفوعات فـي العـراق للمـدة: 2004-2016"، مجلـة جامعـة جيهـان-أربيـل العلميـة، المجلد(C)، العدد: 02، جامعة جيهان-أربيل، 27-28 حزيران 2018؛ قاست هذه الدراسة العلاقة السببية بين سعر الصرف وميزان المدفوعات، وتوصلت بأن هناك علاقة تتجه من سعر الصرف الى الاستراد، وعلاقة تتجه من الصادرات الى سعر الصرف وعليه فإن أي تغير في صادرات العراق التي كانت تعتمد على النفط من شأنه التأثير على سعر الصرف، وأي تغيير في سعر الصرف من شأنه التغيير في حجم الاستيراد؛

3. Silvana Tenreyro, "**On the trade impact of nominal exchange rate volatility**", Journal of Development Economics,N°: 82, Elsevier B.V, Amsterdam(Pays-Bas), 2007;

وعالجت هذه الدراسة وفق نموذج الجاذبية تأثير سعر الصرف الاسمي لمجموعة من الدول على التجارة الخارجية خلال فترة زمنية:(1970-1997)، وأشارت نتائج التقديرات في نهاية الدراسة إلى أنه ليس هناك تأثير لسعر الصرف الاسمي على التدفقات التجارية وان كان هنالك تأثير طفيف فلا يمكن القياس عليه.

2. الإطار النظري لسعر الصرف وأزمة الديون السيادية

يعرف سعر الصرف بأنه قيمة العملة الوطنية معبرا عنه بعملة أخرى أو سلة من العملات الأجنبية (Banque du Canada, 2012, p. 01)، ويلعب سعر الصرف دورا مهما فيما يخص السياسات الاقتصادية المعتمدة من قبل الدول، وذلك لما له من آثار على الدخل وتوزيعه بين الفئات لاسيما سياسة التخفيض التي تعتمد لغرض تشجيع الصادرات والتقليل من الواردات الأمر الذي يسمح بتحقيق فائض من الميزان التجاري، وبالتالي علاج العجز في ميزان المدفوعات للدولة (بن سمينة و خليف، صفحة 32).

1.2. سعر الصرف وميزان المدفوعات:

إن العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات ليست أحادية الاتجاه إذ أن التأثير متبادل ففي حالة حدوث عجز في ميزان المدفوعات لبلد معين فإن ذلك يؤدي إلى زيادة الطلب على العملات الأجنبية لسد ذلك العجز، وفي المقابل انخفاض طلب الأجانب على عملة البلد المحلية مما يؤدي إلى تدهور سعر الصرف عملة ذلك البلد وبالعكس في حالة

حصول فائض في ميزان المدفوعات، لذلك فإن لميزان المدفوعات علاقة وثيقة بالعرض والطلب على العملة وسعر صرفها، ويؤدي تخفيض قيمة العملة الوطنية إلى زيادة الصادرات ونقص في حجم الواردات ونقص في عرض العملة المحلية، لكن ليس بالضرورة وجود علاقة بين العجز في ميزان المعاملات التجارية وهبوط قيمة العملة، إذ أن هناك إمكانية زيادة الطلب والعرض على العملة الوطنية بأسباب لا تتعلق بتجارة السلع والخدمات بل بحركة رؤوس الأموال، فتحركات رأس المال قد تكون مصدرا لعرض العملة الوطنية وطلبها في سوق العملات الدولية(حسين علي العنيزي، 2018، صفحة 305).

2.2. سعر الصرف وعجز الموازنة العامة

ينشئ عجز الموازنة العامة عندما تزيد النفقات العامة للدولة على إيراداتها وهو ما يعرف بالعجز النقدي ولتغطية هذا الاختلال تلجئ الدولة إلى الاقتراض الداخلي أو الخارجي عاكسة بذلك عدم قدرة الإيرادات على تغطية النفقات(تمار، 2018، صفحة 254)، وفيما يلي سنقوم بتحليل العلاقة التي تربط سعر الصرف بعجز الموازنة وكيف يمكن للاقتراض الداخلي والخارجي التأثير في سعر الصرف:

1. الاقتراض العام الخارجي: يعد القرض الخارجي واحد من الأعباء التي تثقل كاهل الاقتصاد الوطني فضلا عن خدمة الدين المتمثلة في أقساط الفوائد السنوية، وقد تلجأ بعض الدول إلى إعادة جدولة ديونها مع الدائنين مقابل فوائد عالية، الأمر الذي يجعل هذه الدول تسدد الفوائد لا الأقساط الأصلية وهذا يعني اختلال العملة الوطنية تجاه العملات الأخرى (محسن محمد، 2004، الصفحات 179-180)؛

2. الاقتراض العام الداخلي: ومن خلاله يتم تمويل عجز الموازنة بواسطة الإصدار النقدي والذي تقوم فيه الحكومات بالاقتراض من البنك المركزي عن طريق شراء الدين المعروض كله أو جزء منه من طرف الخزينة العامة لتمويل العجز، غير أن هذه الطريقة يترتب عليها العديد من الآثار السلبية إذ تؤدي إلى زيادة المعروض من النقود، مما يهدد بموجة تضخم وذلك بخلق النقود التي لا يقابلها أصول حقيقية (أولاد العيد، 2012، صفحة 217)، أو يتم إصدار أذون وسندات الخزانة التي تكتتب فيها البنوك التجارية فيعتبر سداد من المدخرات، إلا أن هذه الطريقة هي الأخرى تؤدي إلى التضخم نتيجة زيادة الأموال المتاحة

دون زيادة في الإنتاج، وتؤدي أيضا إلى زيادة الطلب على النقود مما يترتب عليه زيادة النقد المصدر(جابر محمدين، عبد العظيم عبد الهادي، و احمد أبو العز، 2016، صفحة 148).

3.2. التأصيل النظري لأزمة الديون السيادية

أدت الأزمة المالية العالمية إلى زيادة كبيرة في مديونية العديد من اقتصاديات الدول المتقدمة حيث شهد العالم تحول من أزمة رهون عقارية إلى أزمة ديون سيادية، وتزايدت بسرعة فقد عانت العديد من الحكومات في دول المنطقة مستويات كبيرة من الدين العام، مما دفع اليونان- ايرلندا- البرتغال إلى طلب قروض لتمويل عجز موازناتها وسداد التزاماتها من صندوق النقد الدولي والدول الأوروبية الأخرى، امتدت الأزمة إلى فرنسا- ايطاليا- اسبانيا التي تعتبر على التوالي ثاني وثالث ورابع اقتصاديات أوروبية، وأصبحت بذلك أكبر تحد يواجه الاتحاد الأوروبي اقتصاديا وسياسيا (يوسف عويضة، 2015، الصفحات 278-279)، و العجوزات التي سجلتها(ايرلندا- البرتغال- اسبانيا) كانت ضارة بشكل ملحوظ، إلا أن الأموال التي تم الحصول عليها لم تسمح لهذه الدول باللحاق بالركب بل أدت إلى تخصيص ضعيف للموارد وبالتالي فرط الائتمان الاستهلاكي مما نتج عنه تطور الاختلالات في استثمارات غير مستدامة (Jeanneret & Chouaib, 2015, p. 624) وقد أدت بعض الممارسات التي انتهجتها الدول الأوروبية إلى تفاقم أزمة الديون السيادية والتي نوجزها فيما يلي (أبو فارة، 2015، صفحة 383):

1. رفع معدلات الفائدة على القروض المقدمة لدول جنوب أوروبا(ذات الديون السيادية الكبيرة) قياسا بمعدلات الفائدة على القروض الممنوحة للدول الأوروبية الأخرى التي لا تعاني من أزمة ديون سيادية؛

2. اتجاه الكثير من المؤسسات المالية الأوروبية(ذات الأوضاع المالية الجيدة) نحو إيداع أموالها لدى البنك المركزي الأوروبي والابتعاد عن إقراض البنوك التجارية؛

3. تراجع ثقة المستثمرين بالسندات الحكومية الصادرة عن دول جنوب أوروبا(التي تعاني من أزمة الديون السيادية) قياسا بالثقة بالسندات الصادرة عن الدول الأوروبية الأخرى التي لا تعاني من أزمة الديون السيادية.

ومن أجل الحد من تداعيات هذه الأزمة على اقتصاديات الدول الأوروبية تم استحداث هيئات التي من شأنها التخفيف من حدة هذه الأخيرة على منطقة اليورو والتي سنذكرها باختصار فيما يلي (مداحي و خلخال، 2017، الصفحات 69-70):

1. صندوق الاستقرار المالي الأوروبي(EFSF): تم إنشائه في 09 ماي 2010 ويهدف إلى توفير المساعدة لدول منطقة اليورو التي تواجه صعوبات ودرء أخطار الأزمات المالية؛

2. الجاز المالي الأوروبي(EFSM): يقوم هذا الجهاز بتقديم التمويل في حالة الطوارئ والحالات المستعجلة؛

3. الهيئة الأوروبية المشتركة(EFC): تتابع هذه الهيئة تنفيذ القوانين والعقوبات وتحدد نسبة العجز المسموح بها، وتضع شروط الإقراض.

كما واتخذ البنك المركزي الاوروبي عدة إجراءات منها تشديد الرقابة على المصارف والحكومات وتقديم القروض طويلة الأمد لها، وفرض إصلاحات على المؤسسات المالية واتخاذ قرار بتقديم قروض بشكل مباشر للبنوك حتى لا تتحمل الدول تبعات تعثر تلك البنوك، وحتى لا ترتفع مديونيات الدول ما يحول دون لجوئها إلى الأسواق المالية العالمية.

لقد كان لأزمة الديون السيادية العديد من الآثار على اقتصاديات منطقة اليورو بحيث شهد اليورو خلال هذه الفترة انخفاضا محسوسا على المستوى الدولي وانخفض حجم التجارة البينة بين دول الاتحاد الأوروبي، مما استوجب عليها التوجه للأسواق الخارجية من أجل تحسين وضعية اقتصادياتها ورفع مستوى صادراتها، ونظرا للتاريخ الطويل الذي يربط كل من الاتحاد الاوروبي والجزائر، كانت الأسواق الجزائرية واحدة من الأسواق المستهدفة من طرف الاتحاد الأوروبي، وعليه فقد حاولنا من خلال العنصر الموالي عرض لأثر تقلبات سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي في ظل أزمة الديون السيادية خلال فترة: 2003-2019.

3. النمذجة القياسية لأثر تقلبات سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي في ظل أزمة الديون السيادية لفترة: 2003-2019

1.3. توصيف نموذج الدراسة:

يهدف هذا الجزء من الدراسة إلى قياس أثر التقلبات في سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو على حجم الواردات الجزائرية من الاتحاد الاوروبي خلال الفترة (2003-2019) من جهة، مع محاولة إبراز انعكاسات أزمة الديون السيادية خلال الفترة (2009-2012) على حجم الواردات الجزائرية من الاتحاد الأوروبي من جهة ثانية، وقدر حجم الواردات الجزائرية من الاتحاد الأوروبي بالمليار أورو وتم اعتمادها كمتغير تابع(IMPO) يفسره سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو(ER)، بالإضافة إلى متغير وهمي يعبر عن أزمة الديون السيادية(SD) والذي يأخذ القيمة(1) في سنوات الأزمة والقيمة(0) في ما دون ذلك، وقد تم اعتماد متغيرات الدراسة بناء على الأدبيات التطبيقية التي تناولت موضوع البحث بشكل كلي أو جزئي، من جهة أخرى فقد تم التركيز على استخدام احد نماذج الانحدار الذاتي وذلك لعدة اعتبارات أهمها القدرة على التحليل الديناميكي للعلاقة بين متغيرات الدراسة والتي تخدم الأهداف المسطرة سلفا، ويمكن توصيف النموذج المعتمد في الدراسة كما يلي:

$$IMPO = f(ER)$$

وبإدراج المتغير الوهمي:

$$IMPO = c + \beta_{1i}ER_{t-i} + \beta_{2i}SD_{t-I} + \varepsilon_t$$

حيث: $t: 1 \dots\dots\dots n \quad - \quad i: 1 \dots\dots\dots h$

(n):عدد المشاهدات؛ (i): فترات الإبطاء؛(SD,ER) متغيرات مستقلة؛(IMPO) متغير تابع.

تجدر الإشارة إلى أن اختيار فترة الدراسة كان بناء على معيار توفر البيانات والتي كانت مقترنة بإنشاء الإتحاد الأوروبي كاتحاد نقدي سنة 2003، وقد تم تحويل البيانات من سنوية إلى نصف سنوية بالاعتماد على برمجية(EVIEWS 10) ليصبح إجمالي المشاهدات (34 مشاهدة)، بدلا من (17 مشاهدة) في حالة البيانات السنوية والتي كانت غير كافية لتطبيق منهجية الانحدار الذاتي؛ فيما يخص مصدر البيانات التي تم الحصول عليها من الموقع الرسمي للاتحاد الأوروبي على الرابط (European Commission, 2020).

الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة:

بهدف وضع تصور أولي للبيانات المعتمدة في الدراسة تم حساب بعض الإحصاءات الوصفية التي تظهر أهم الخصائص لهذه البيانات والجدول التالي يوضح ذلك:

الجدول رقم (1):الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

	IMPO	ER
الوسط الحسابي	16.43955	0.009639
الوسيط	17.32474	0.009948
أعلى قيمة	23.44134	0.011600
أدنى قيمة	8.026371	0.007246
الانحراف المعياري	4.746246	0.001305
Jarque-Bera	2.390806	2.436834
Probability	0.302582	0.295698
عدد المشاهدات	34	34

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج EVIEWS 10

من خلال الجدول أعلاه يظهر أن سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو سجل أعلى مستوياته (0.0116) في 2003 وذلك راجع لأن عملة اليورو مازالت في بدايتها، بينما سجل أدنى مستوى له في 2018 أين بلغ سعر صرف الدينار الجزائري 0.007246 يورو وهي أقل قيمة سجلت نتيجة لتراجع قيمة الدينار الجزائري مقابل اليورو نتيجة لبداية تعافي اقتصاديات منطقة اليورو من آثار أزمة الديون السيادية في المقابل شهد سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو خلال فترة: (2009-2012) ارتفاعا بسبب تراجع قيمة اليورو في الأسواق المالية العالمية، أما متغير الواردات الجزائرية من الاتحاد الاوروبي فقد سجل متوسطا حسابيا قدر بـ (16.43 مليار يورو) وهي قيمة جد مرتفع تؤكد أن الاتحاد الاوروبي هو الشريك التجاري الأول للجزائر فتمثل 60% من واردات الجزائر مصدرها الاتحاد الأوروبي، في حين كان أعلى مستوى في 2014 وهذا عائد إلى الانتعاش الذي شهدته منطقة اليورو بسبب الإصلاحات التي قامت بها دول الاتحاد الأوروبي للحد من آثار أزمة الديون السيادية، إضافة إلى توجه دول الاتحاد إلى الأسواق الجديدة لتصدير سلعها ولمحاولة معالجة العجوزات التي تشهدها موازين مدفوعاتها بسبب زيادة المديونية للأعضاء، بينما سجلت أدنى قيمة لها في 2003 بقيمة (8.02 مليار اورو)، من جهة أخرى يمكن ملاحظة أن الانحراف

المعياري لكل من (IMPO) و (ER) كانت منخفضة نسبياً وهذا يعود إلى نقص التشتت في بيانات هذه المتغيرات.

2.3. نتائج دراسة الاستقرارية:

تكون السلاسل الزمنية مستقرة إذا كان جذر الوحدة (unit root) يختلف عن الواحد ويتم اكتشاف وجود جذر الوحدة من عدمه في النماذج الثلاثة (في وجود ثابت، ثابت واتجاه عام، عدم وجود ثابت واتجاه عام)، بالاعتماد على مجموعة من الاختبارات من أهمها اختبار فيليبس بيرون (Pp) والذي يعتمد على الفرضيات التالية:

H_0.....السلسلة غير مستقرة (وجود جذر الوحدة)

H_1.....السلسلة مستقرة (عدم وجود جذر أحادي)

يتم قبول فرض العدم إذا كانت القيمة المحسوبة للاختبار (Pp) أكبر من القيمة المجدولة.

جدول رقم (3): اختبار Pp لمتغيرات الدراسة عند المستوى

وجود قاطع	t-Statistic	-1.8237	-0.0316
	Prob.	**0.3629**	**0.9488**
		n0	n0
وجود قاطع وإتجاه عام	t-Statistic	-0.2715	-1.8591
	Prob.	**0.9882**	**0.6527**
		n0	n0
عدم وجود قاطع وإتجاه عام	t-Statistic	0.6053	-3.9589
	Prob.	**0.8421**	**0.0003**
		n0	***

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج EVIEWS 10

من خلال الجدول أعلاه نقبل الفرضية الصفرية عدم استقرار كل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة عند المستوى وفي النماذج الثلاث (وجود قاطع، وجود قاطع واتجاه عام، عدم وجود قاطع واتجاه عام)، وذلك لأن قيمة الاحتمالية لإحصائية ستودنت الخاصة باختبار PP لكل النماذج أكبر من القيمة الحرجة(0.05)، باستثناء أن السلسلة الزمنية لمتغير سعر الصرف كانت مستقرة في النموذج الأول للاختبار (عدم وجود قاطع وإتجاه عام) حيث بلغت القيمة الإحصائية لستودنت(T-stat = −3.95) وهي أكبر من القيمة المجدولة على إعتبار أن القيمة الاحتمالية لها (0.03) اقل من القيمة الحرجة (0.05)، وبعبارة أخرى فإن

السلسلتين الزمنيتين غير مستقرتين وتظهران عدم إستقرارية من النوع DS(Differency Stationary)، وللحصول على سلاسل زمنية مستقرة سيتم إجراء الفروقات من الدرجة الأولى I(1)، ثم إجراء اختبارات الإستقرارية مرة ثانية، والنتائج موضحة في الجدول الموالي:

جدول رقم (4): اختبار Pp لمتغيرات الدراسة عند الفرق الأول[1]

d(ER)	d(IMPO)		
-4.5205	-2.6267	t-Statistic	وجود قاطع
0.0011	0.0982	***Prob.***	
***	*		
-4.5889	-2.8322	t-Statistic	وجود قاطع وإتجاه عام
0.0047	0.1969	***Prob.***	
***	n0		
-3.3197	-2.5383	t-Statistic	عدم وجود قاطع وإتجاه عام
0.0016	0.0129	***Prob.***	
***	**		

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج EVIEWS 10

عند إجراء الفروقات من الدرجة الأولى I(1)، نلاحظ استقرار سلسلة الفروقات الأولى لمتغير سعر الصرف عند مستوى معنوية 5% في النماذج الثلاث(وجود قاطع، وجود قاطع واتجاه عام، عدم وجود قاطع واتجاه عام)، لأن قيمة prop في كل النماذج أقل من 0.05، في حين أظهرت نتاج اختبارات الإستقرارية إستقرارية السلسلة الزمنية لمتغير الواردات وذلك في النموذجين الثاني والثالث لاختبار (PP)، لأن القيم الاحتمالية للنموذجين على التوالي (0.09 ؛ 0.19) تجاوزت القيمة الحرجة (0.05)، وعند إجراء الفروقات من الدرجة الثانية نلاحظ إستقرار السلسلة الزمنية لمتغير الواردات (أنظر الملحق 2).

من خلال نتائج دراسة استقرارية السلاسل الزمنية التي أظهرت أن متغيري الدراسة متكاملين من درجات مختلفة فحسب غرانجر لا توجد إمكانية لوجود علاقة تكامل مشترك بين

[1] (*) معنوي عند مستوى المعنوية 10%، (**) معنوي عند مستوى المعنوية 5%، (***) معنوي عند مستوى المعنوية 1%، (no) غير معنوي.

المتغيرات، وبالتالي سيتم في المراحل المقبلة تطبيق منهجية نماذج الانحدار الذاتي (VAR) على البيانات المستخدمة لتحقيق فرضيات النموذج في البيانات المعتمدة.

3.3. الدراسة الديناميكية لنموذج الانحدار الذاتي

قبل البدء في تقدير النموذج المعتمد في الدراسة وجب تحديد درجة التأخير المثلى.

أ- تحديد درجة التأخير المثلى: يتم تحديد درجة تأخير النموذج بالاعتماد على أقل القيم لمعايير (AIC / SH / H-Q) وكانت النتائج كما يلي:

الجدول رقم (5): نتائج اختبار درجة التأخير المثلى

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	3.35e-06	-4.09	-3.95	-4.04
1	1.08e-09*	-12.13*	-11.58*	-11.95*
2	1.23e-09	-12.02	-11.05	-11.70

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على برنامج EVIEWS 10

من الجدول أعلاه يتضح أن درجة التأخير المثلى هي (t-1)؛أي التأخير بفترة زمنية واحدة للمتغيرين وذلك بناء على أن أقل قيم أغلبية المعايير كانت عند التأخير 1.

ب- تقدير نموذج VAR(1) واختبار استقراريته:

ب.1- تقدير النموذج: بهدف دراسة معنوية المعلمات المرتبطة بالمتغيرات المدرجة في النموذج والتفسير الاقتصادي لها تم استخدام طريقة المربعات الصغرى (الملحق رقم 3).

الجدول رقم (6):نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي var(1)

المتغيرات	IMPO
IMPO(-1)	0.957591
	(0.03868)
	[24.7537]
ER(-1)	181.5258
	(146.144)
	[1.24211]
SD(-1)	0.868718
	(0.30512)
	[2.84716]
C	-0.986636
	(1.91456)

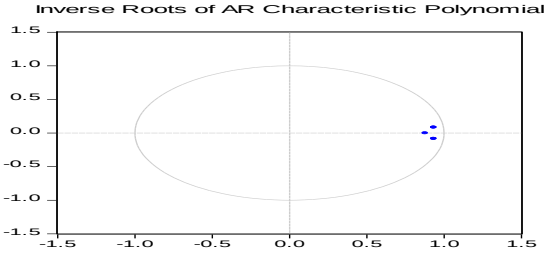
[-0.51533]	
0.978934	R-squared
0.976755	Adj. R-squared
14.12401	Sum sq. resids
0.697879	S.E. equation
449.2052	F-statistic
Standard errors in ( ) & t-statistics in[ ]	

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على برنامج EVIEWS 10

بالرجوع إلى جدول أعلاه ومن الناحية الإحصائية فيظهر أن النموذج ككل مقبول من الناحية الإحصائية حيث بلغت قيمة (F_{c1}=449.20) وهي أكبر من القيمة الجدولية وبالتالي نقبل الفرضية البديلة أي أن النموذج ككل معنوي إحصائيا، ومن جهة ثانية بلغة قيمة R^2=0.97 أي أن المتغيرات المستقلة تساهم في تفسير 97% من التغيرات حجم واردات الجزائر من الإتحاد الأوروبي وهي نسبة جد عالية تؤكد على دقة النتائج، والنسبة الباقية أي 3% ترجع إلى متغيرات أو عوامل غير مدرجة في النموذج ولكنها مدرجة في هامش الخطأ فيما يخص المعنوية الجزئية للمعلمات فمن خلال نتائج التقدير إن المعلمة المرتبطة بمتغير سعر الصرف إبطاء سنة واحدة غير دالة من الناحية الإحصائية حيث أن القيمة الاحتمالية الخاصة بها (0.21) أكبر من القيمة الحرجة (0.05)، وبالتالي فإنها غير دالة عند مستوى المعنوية 5%، في حين المعلمات المرتبطة بحجم الواردات بإبطاء سنة واحدة والمتغير الوهمي الممثل لازمة الديون السيادية (SD) كانت دالة من الناحية الإحصائية حيث بلغت القيم الإحتمالية الخاصة بها (0.00 ؛ 0.00) على التوالي، وهي أقل من القيمة الحرجة (0.05).

وللتأكد من خلو النموذج من مختلف مشاكل القياس الكلاسيكية والتي تؤثر على موثوقية النتائج تم تلخيص نتائج الاختبارات الخاصة بهذا الجانب في الجدول رقم (07)، ولكن قبل ذلك وجب التأكد من الاستقرار الهيكلي للنموذج VAR(1)، فيعتبر نموذج الانحدار الذاتي مستقر إذا كانت كل الجذور أقل من الواحد(تقع ضمن الدائرة الأحادية)، والشكل أدناه يبين نتائج الاختبار:

الشكل رقم (1): نتائج اختبار الجذور المقلوبة لبواقي تقدير نموذج VAR



المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS 10

من خلال قراءتنا للشكل السابق يتبين أن جميع الجذور تقع داخل الدائرة الأحادية، وعليه يعتبر نموذج VAR 1 مستقر.

الجدول رقم (07): اختبارات مشاكل القياس

المشكل	الاختبار	الإحصائية	القيمة الاحتمالية
الإرتباط الذاتي للاخطاء	Lm-test	LRE* stat	0.96
التوزيع الطبيعي للبواقي	Jarque-Bera	Jarque-Bera	0.57
عدم ثبات التاين	VAR Residual Heteroskedasticity Tests (	Chi-sq	0.13

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على برنامج EVIEWS 10

من خلال الجدول السابق فيمكن قبول فرضيات العدم لمشاكل القياس الثلاث والتي تنص على عدم وجود أي مشكل من مشاكل القياس في نموذج الدراسة، لان القيم احتمالية الاختبارات الثلاث أكبر من القيمة الحرجة (0.05).

التفسير الاقتصادي للنتائج:

أظهرت نتائج التقدير عدم معنوية متغير سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو من الناحية الإحصائية وبالتالي فليس له أثر على حجم الواردات الجزائرية للاتحاد الأوروبي، وهذه النتيجة تعتبر منطقية نظرا لخصوصيات الاقتصاد الجزائري والذي يعتمد بالدرجة الأولى على الاستيراد لتغطية الطلب الاستهلاكي المتزايد بالإضافة الى غياب التنوع في الأنشطة الاقتصادية والجهاز الإنتاجي وإعتماده فقط على قطاع المحروقات، وبالتالي عدم مرونة كل من الصادرات والواردات للتغيرات في أسعار الصرف.

من جهة ثانية فقد أظهرت نتائج التقدير أن المتغير الوهمي المرجح والمعبر عن أزمة الديون السيادية كان له أثر إيجابي ومعنوي من الناحية الإحصائية على حجم الواردات الجزائرية من الاتحاد الأوروبي، ويمكن تفسير هذه النتيجة الى تزامن أزمة الديون السيادية وانخفاض عملة اليورو في هذه الفترة، إضافة إلى توجه الدول الاتحاد الأوروبي إلى الأسواق الأجنبية لرفع من حجم صادراتها.

ج- اختبار سببية Granger:

سيتم في هذه المرحلة تحديد إتجاه العلاقات السببية وذلك باستخدام اختبار السببية Test Granger Causality لنموذج الانحدار الذاتي VAR على النحو التالي:

الجدول رقم (8): اختبارات السببية بين متغيرات الدراسة

	Lags: 1		
الفرضيات الصفرية	Obs	F-Statistic	Prob.
IMPO لا يسبب حسب غرانجر ER	32	0.02545	0.9749
ER لا يسبب حسب غرانجر IMPO		1.62233	0.2161

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على برنامج EVIEWS 10

من خلال جدول نتائج اختبارات السببية يمكن استخلاص التالي:

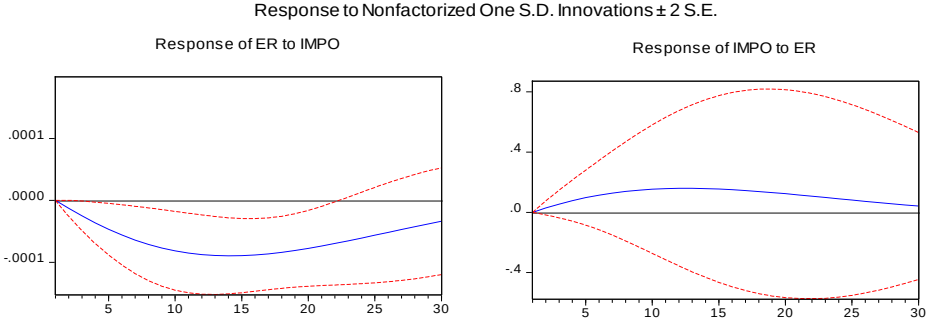
يتم قبول فرضية العدم في الاتجاهين عدم وجود علاقة سببية من حجم الواردات إلى سعر الصرف والعكس صحيح، أي التغيرات في حجم الواردات الجزائرية من الاتحاد الاوروبي

لا تتسبب في تغيرات سعر صرف الدينار مقابل اليورو والعكس صحيح، لأن القيمة الاحتمالية لإحصائية(F-Stat) أكبر من(0.05) وفي اتجاهي السببية حسب Granger.

د- دوال الاستجابة: يمكن اعتبار كل الصدمات مؤقتة، حيث أن المتغيرات تعود إلى نقطة التوازن في المدى الطويل حسب الأشكال البيانية لدوال الاستجابة (الشكل أسفله)، وهذا ما يثبت استقراريه النموذج.

- دراسة دوال الاستجابة الدفعية

الشكل رقم (2): دوال الاستجابة



المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS 10

بإحداث صدمة موجبة على سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو بمقدار انحراف معياري واحد نلاحظ عدم وجود استجابة بالنسبة لحجم الواردات الجزائرية وذلك خلال السنة الأولى، وابتداء من السنة الثانية ارتفع حجم الواردات بشكل تصاعدي ملحوظ ليصل إلى أعلى مستوياته مع بداية السنة الثانية عشر اين بلغت الزيادة في حجم الواردات (0.16 مليار يورو)، لينتهي أثر الصدمة مع بداية السنة الخامسة عشر أين عاد حجم الواردات إلى الانخفاض ليتجه نحو مستوياته قبل الصدمة في الأجل الطويل.

بإحداث صدمة موجبة على حجم الواردات الجزائرية (IMPO) بمقدار انحراف معياري واحد نلاحظ عدم وجود استجابة بالنسبة لسعر الصرف وذلك خلال السنة الأولى وابتداء من السنة الثانية انخفض سعر الصرف اليورو مقابل الدينار بصورة متباطئة ليسجل أدنى قيمة من الانخفاض (0.0009- يورو للدينار الواحد) وذلك مع نهاية السنة الخامسة عشر، لينتهي أثر الصدمة مع بداية السنة السادسة عشر أين يعود سعر الصرف إلى الارتفاع ليتجه نحو الاستقرار بمستواه الأصلي في الأجل الطويل.

4. منهجية الدراسة:

تم استخدام المنهج الوصفي في عرض الإطار النظري لسعر الصرف وأزمة الديون السيادية وهذا ما يوضحه العنوان الرئيسي الأول من الدراسة، كما استخدمنا المنهج القياسي لقياس مدى تأثير كل من تغيرات سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو وأزمة الديون السيادية على واردات الجزائر من الاتحاد الاوروبي خلال الفترة: 2003-2019 وفق نموذج الانحدار الذاتي وهذا ما تم تناوله في العنوان الرئيسي الثاني من الدراسة.

5. نتائج الدراسة:

بعد التحليل الاقتصادي والقياسي لنموذج VAR(1) توصلنا إلى النتائج التالية:

1. حجم الواردات الجزائرية تأثرت بصورة طردية بأزمة الديون السيادية خلال الفترة (2009-2012) في المقابل لم يكن لتقلبات سعر الصرف للدينار الجزائري مقابل اليورو أي أثر على حجم الواردات الجزائرية،
2. أظهرت النتائج سببية غرانجر غياب العلاقة السببية بين المتغيرين في الاتجاهين؛
3. أظهرت النتائج التنبؤية للصدمات الهيكلية أن أي صدمة هيكلية موجبة في سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو من شأنها أن ترفع الواردات الجزائرية من الاتحاد الاوروبي في الأجلين الطويل والمتوسط.

6. الخاتمة:

يعتبر الاتحاد الأوروبي الشريك التجاري الأول للجزائر وأي صدمة داخل هذا الكيان من شأنها التأثير على الاقتصاد الوطني، فقد شكلت أزمة الديون السيادية تهديدا كبيرا عليه لما ترتب عليها من انعكاسات على المستوى المحلي والدولي، ومترجمة آثارها على الميزان التجاري وعلى سوق الصرف الدولية للعملات، ونظرا لأهمية سياسات سعر الصرف في مثل هذه الظروف كان لزاما على الدول التي تقوم معاملاتها باليورو، الحفاظ على قيمة عملاتها مقابل اليورو والجزائر واحدة من هذه الدول، إلا أن جميع محاولات الجزائر باءت بالفشل فقد شهد الدينار الجزائري مؤخرا تدهورا كبيرا مقابل اليورو، ويعود ذلك من جهة لطبيعة الاقتصاد الوطني الغير متوازنة وتنامي السوق الموازية للعملات، ومن جهة أخرى إلى الارتفاع الكبير

الذي شهدته الواردات الجزائرية في السنوات الأخيرة وهذا ما زاد الوضع سوءا، وبناء عليه فقد توصلنا إلى النتائج التالية:

1. عدم ثبوت الفرضية الأولى التي مفادها بأن هنالك تأثير لتقلبات سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على اتجاه حركة واردات الجزائر من الاتحاد الاوروبي بحيث أثبتت الدراسة القياسية بأن ليس هناك أي تأثير لتقلبات سعر صرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل اليورو على واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي؛

2. عدم ثبوت الفرضية الثانية التي تقوم على أن واردات الجزائر من الاتحاد الاوروبي لم تتأثر بأزمة الديون السيادية بحيث أثبتت الدراسة القياسية بأن حركة واردات الجزائر من الاتحاد الأوروبي تأثرت طرديا بأزمة الديون السيادية؛

3. بلغت القدرة التفسيرية للنموذج 97 % وهي نسبة مرتفعة تدل على أن المتغيرات المستقلة المدرجة تفسر بفاعلية تدفقات الواردات الجزائرية من الاتحاد الاوروبي.

في ضوء النتائج المتوصل إليها توصي الباحثتين بما يلي:

1. يجب أن يمتاز الهيكل التجاري لأي دولة بالمرونة والتنوع وذلك لتفادي الصدمات القوية على اقتصاد الدولة اثر وقوع مثل هذه الأزمات التي من شأنها أن تؤثر على الميزان التجاري للدولة بشكل مباشر وبصورة واضحة؛

2. يجب أن تحظى دول التكتل الواحد بقدر من الرقابة وتفعيل دور السلطة المركزية التي من شأنها أن تقوم بدورها في هذا المجال وذلك لتفادي أي نوع من الصدمات غير متوقعة سواء كان ذلك على المستوى المحلي أو الدولي.

7. قائمة المراجع:

1. يوسف أبو فارة، الأزمات المالية والاقتصادية بالتركيز عن الأزمة المالية العالمية 2008، (الطبعة الأولى. عمان(الأردن): دار وائل للنشر والتوزيع، 2015)؛

2. هيثم يوسف عويضة، الأزمة المالية العالمية وانعكاستها الاقليمية: حالة دراسية دبي واليونان 2009-2010، (عمان(الأردن): دار وائل للنشر والتوزيع، 2015).

3. أمين تمار، اختبار سببية Toda-yamamoto بين عجز الموازنة، مجلة الدراسات المالية المحاسبية والإدارية، المجلد: 05، العدد: 01، جوان 2018؛

4. أنور حميدة جابر محمدين وآخرون، اثر السياسة النقدية والمالية على معدل التضخم في السودان دراسة قياسية للفترة: 1989-2013، مجلة العلوم الاقتصادية، المجلد: 17، العدد: 02، 2016؛

5. حاكم محسن محمد، أثر التضخم ومعدلات الفائدة في أسعار الصرف، مجلة أهل البيت عليهم السلام، العدد: 01، 08 مارس 2004؛

6. دلال بن سمينة وعائشة خليف، تطور قيمة الدينار الجزائري في ظل الإصلاحات الاقتصادية وأثرها على بعض المتغيرات الاقتصادية، مجلة دراسات اقتصادية، المجلد: 11، العدد: 32، 01 اوت 2017؛

7. سعد أولاد العيد، دراسة اقتصادية قياسية للعلاقة بين العجز في الموازنة وعرض النقود والتضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة: 1980-2010، مجلة دراسات العدد الاقتصادي، المجلد: 03، العدد: 01، جوان 2012؛

8. محمد مداحي ومنال خلخال، أزمة الدين السيادي في اليونان وأثرها على منطقة اليورو واقتصاديات الدول العربية، المجلة الجزائرية للاقتصاد والمالية، العدد: 07، أفريل 2017؛

9. وسام حسين علي العنيزي، قياس العلاقة التبادلية بين سعر الصرف وميزان المدفوعات في العراق للمدة: 2004-2016، مجلة جامعة جيهان-أربيل العلمية، المجلد: C، العدد: 02 27-28 حزيران 2018.

10. Banque du Canada, Le taux de change, Document d'imformation, Ottawa(Canada), 2012;

11. Jeanneret, A., & Chouaib, E, La crise de la dette en Europe, L. é. économique, Éd, V: 91, N°: 04, Décembre 2015.

12. European Commission, Trade Market Access Database: Statistics, 13/08/2020, https://madb.europa.eu/madb/statistical_form.htm.

8. الملاحق:

الملحق رقم(01): البيانات النصف سنوية لمتغيرات الدراسة

	ER	IMPO	SD
2003S1	0.0116	8.026370749	0
2003S2	0.011415	8.770254700999999	0
2004S1	0.01123	9.514138653	0
2004S2	0.0111695	10.006319243	0
2005S1	0.011109	10.498499833	0
2005S2	0.011043	10.2378686605	0
2006S1	0.010977	9.977237488	0
2006S2	0.0107485	10.62384525	0
2007S1	0.01052	11.270453012	0
2007S2	0.0105685	13.3358690465	0
2008S1	0.010617	15.401285081	0
2008S2	0.0102915	15.111266875	0
2009S1	0.009965999999999999	14.821248669	1
2009S2	0.0101155	15.2082260405	1
2010S1	0.010265	15.595203412	1
2010S2	0.0100555	16.4534526215	1
2011S1	0.009846	17.311701831	1
2011S2	0.009931	19.218213888	1
2012S1	0.010016	21.124725945	1
2012S2	0.009729999999999999	21.7553518695	1
2013S1	0.009443999999999999	22.385977794	0
2013S2	0.009389499999999999	22.91365791	0
2014S1	0.009335	23.441338026	0
2014S2	0.009164499999999999	22.8470855475	0
2015S1	0.008994	22.252833069	0
2015S2	0.0086245	21.29628567	0
2016S1	0.008255	20.339738271	0
2016S2	0.0081145	19.584934165	0
2017S1	0.007974	18.830130059	0
2017S2	0.00761	18.8613056435	0
2018S1	0.007246	18.892481228	0
2018S2	0.007363	18.115133246	0
2019S1	0.00748	17.337785264	0
2019S2	0.00753	17.58456	0

الملحق رقم(02): اختبارات الاستقرارية لمتغير عند الفرق الثاني

النموذج الأول

Null Hypothesis: D(IMPO,2) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.296762	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.641672	
	5% level	-1.952066	
	10% level	-1.610400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

النموذج الثاني

Null Hypothesis: D(IMPO,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.204491	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

النموذج الثالث

Null Hypothesis: D(IMPO,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.101368	0.0014
Test critical values:	1% level	-4.284580	
	5% level	-3.562882	
	10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

الملحق رقم(03): تقدير نموذج الدراسة باستخدام طريقة المربعات الصغرى

System: UNTITLED
Estimation Method: Least Squares
Date: 08/11/20 Time: 19:54
Sample: 2003S2 2019S2
Included observations: 33
Total system (balanced) observations 99

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.957591	0.038685	24.75374	0.0000
C(2)	181.5258	146.1437	1.242105	0.2175
C(3)	0.868718	0.305118	2.847157	0.0055
C(4)	-0.986636	1.914560	-0.515333	0.6076
C(5)	-1.83E-05	8.85E-06	-2.065892	0.0418
C(6)	0.942680	0.033435	28.19421	0.0000
C(7)	0.000129	6.98E-05	1.852743	0.0673
C(8)	0.000701	0.000438	1.601414	0.1129
C(9)	-0.007113	0.013814	-0.514895	0.6079
C(10)	-1.417320	52.18796	-0.027158	0.9784
C(11)	0.847566	0.108958	7.778858	0.0000
C(12)	0.167393	0.683690	0.244837	0.8072

Determinant residual covariance 4.69E-10

Equation: IMPO = C(1)*IMPO(-1) + C(2)*ER(-1) + C(3)*SD(-1) + C(4)
Observations: 33

R-squared	0.978934	Mean dependent var	16.69450
Adjusted R-squared	0.976755	S.D. dependent var	4.577321
S.E. of regression	0.697879	Sum squared resid	14.12401
Durbin-Watson stat	1.129677		