

## انعكاس التغير في سعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري في الجزائر

خلال الفترة (1970-2014)

[محمد موساوي]

[أستاذ محاضر ، جامعة جيلالي ليايس . سيدي بلعباس]

[moussaoui\_economie@yahoo.fr]

[سمية زيرار]

[أستاذة محاضرة ، جامعة أو بكر بلقايد . تلمسان]

[zirar\_somaya@yahoo.fr]

## الملخص

هدفت الدراسة إلى التحقق من تأثير تخفيض قيمة العملة على الميزان التجاري للجزائر، وذلك باختبار العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي للدينار والميزان التجاري للجزائر باستخدام السلاسل الزمنية للفترة الممتدة من 1970-2014، وقد توصلت الدراسة إلى عدم تأثر الميزان التجاري بالتغيرات الحاصلة في سعر الصرف على المدى الطويل، والسبب في ذلك راجع إلى عدم تنوع الجهاز الإنتاجي واعتماده فقط على قطاع المخروقات.

الكلمات المفتاحية: الصادرات، الواردات، سعر الصرف الحقيقي، التكامل المشترك.

## 1. مقدمة

لقد أدى تطور العلاقات الاقتصادية الدولية إلى اتساع المبادلات التجارية الدولية، وبالتالي إلى إحداث اختلال في موازين المدفوعات للدول المختلفة، ولسعر الصرف أهمية كبيرة كونه يؤثر على معظم المتغيرات الاقتصادية الكلية، خاصة حجم التجارة الخارجية وبالتالي على وضعية الميزان التجاري للدولة، حيث تعتبر سياسة سعر الصرف من أهم أدوات السياسة النقدية لحماية الاقتصاد الوطني من الصدمات الخارجية التي يمكن أن تتعرض لها.

ولقد أصبحت الموضوعات التي تهتم بدراسة ومناقشة آثار تقلبات أسعار الصرف في مقدمة المواضيع التي استقطبت أنظار كثير من الإقتصاديين، الذين أدركوا أهمية النتائج الناجمة عن تقلبات سعر الصرف خاصة فيما يتعلق بعمليات التصدير والاستيراد، إذ تعتبر سياسة تخفيض قيمة العملة من أهم السياسات التي تسعى إلى تحقيق التوازن الخارجي. وقصد مواكبة التطور الإقتصادي العالمي، وفي إطار توصيات صندوق النقد الدولي والمؤسسات المالية الدولية، قامت معظم الدول النامية ومنها الجزائر

بإتخاذ جملة من الإصلاحات، أهمها الإنتقال من نظام التثبيت إلى نظام الصرف المرن كحل لمعالجة الإختلالات الخارجية. حيث عرف الدينار الجزائري عدة تخفيضات هدفت إلى التحرير التدريجي للعملة الوطنية ضمن إطار اقتصاد السوق، وبهدف تقليص الفجوة ما بين السعر الرسمي والسعر الموازي، غير أن هيكل التجارة الخارجية الجزائرية يجعل منها رهينة للصدمات الخارجية، والتي تنتج أساسا من تقلبات أسعار النفط نتيجة تأثيرها على حصيلة الصادرات، وفي ظل هذا الواقع تبقى الجزائر رهينة تقلبات سعر صرف الدينار مقابل الدولار الأمريكي.

وعلى هذا الأساس فإن مشكلة الدراسة تكمن في ما مدى تأثير الميزان التجاري للتقلبات الحاصلة في سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري، وستركز الدراسة على الفترة 1970-2014، وهي فترة شهدت انتقال الدينار من مرحلة التثبيت إلى مرحلة التعويم المرن، بعبارة أخرى تشمل فترة الدراسة حل الإصلاحات الهيكلية التي شهدتها الإقتصاد الوطني.

## 2. الخلفية النظرية لـ J-Curve

عادة ما يستجيب الميزان التجاري للتغيرات في سعر الصرف ضمن الإقتصاديات المفتوحة، ويختلف أثر تغير سعر الصرف في المدى القصير عنه في المدى الطويل وذلك راجع إلى أن الكميات المتاجر بما عادة ما يتم تكيفها ببطء نظرا لتحركات سعر الصرف، ويعتقد العديد من الإقتصاديين بأن الميزان التجاري سينخفض في البداية إستجابة لانخفاض قيمة العملة المحلية (أو تخفيضها) ولكن عبر الزمن سوف ترتفع الصادرات وتنخفض المستوردات نتيجة تدني قيمة العملة المحلية، فيتحسن الميزان التجاري وهذا ما يعرف بـ J-Curve، يقوم الشرح التقليدي لـ J-Curve على أساس كمية الصادرات المؤلفة من سلع التصدير  $X_Q$  وكمية المستوردات المؤلفة من سلع الاستيراد  $M_Q$  المستجيبة للتغيرات في سعر الصرف  $e$ ، ويمكن كتابة معادلة الميزان التجاري كالتالي: (Scott, Adbulnasser, 2004)

$$CA = PX_Q - eP^*M_Q \quad (1)$$

حيث أن  $P$  سعر وحدة الصادرات مقيمة بالعملة المحلية،  $P^*$  سعر الوحدة المستوردة مقيمة بالعملة الأجنبية، و  $e$  سعر صرف العملة المحلية بالنسبة للعملة الأجنبية، وعلى فرض أن  $q$  سعر الصرف الحقيقي  $eP^*/P$ ، فزيادة سعر الصرف الحقيقي تعني زيادة سعر السلع الأجنبية بالنسبة للسلع المحلية، وتصبح منتجات الدول الأجنبية أقل رغبة لشرائها بالنسبة لمواطني الدولة المحلية، لذا تزداد كمية الصادرات وتنخفض كمية المستوردات، وزيادة الدخل المحلي  $Y$  تؤدي إلى زيادة كمية الإستيراد، ويمكن التعبير عن هذه العلاقات بالدوال التالية:

$$X_Q = X_Q(q, Y^*), \quad \frac{\partial X_Q}{\partial q} > 0, \quad \frac{\partial X_Q}{\partial Y^*} > 0 \quad (2)$$

$$M_Q = M_Q(q, Y), \quad \frac{\partial M_Q}{\partial q} < 0, \quad \frac{\partial M_Q}{\partial Y} > 0 \quad (3)$$

نتيجة اختلاف سرعة أثر الحجم وأثر قيمة المستوردات، فإن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يخفض الميزان التجاري في البداية نتيجة أثر قيم المستوردات ويرتفع نتيجة أثر الحجم.

في دراسة لـ Scott and Abdunnasser (2004) تم التركيز على نسبة التجارة (قيم الصادرات بالنسبة لقيم المستوردات  $X/M$ )، حيث يتم تعديل العلاقة حسب نسبة التجارة فتكتب المعادلة رقم (1) كما يلي:

$$\frac{X}{M} = \frac{PX_Q}{eP^*M_Q} = \frac{CA}{q} \quad (4)$$

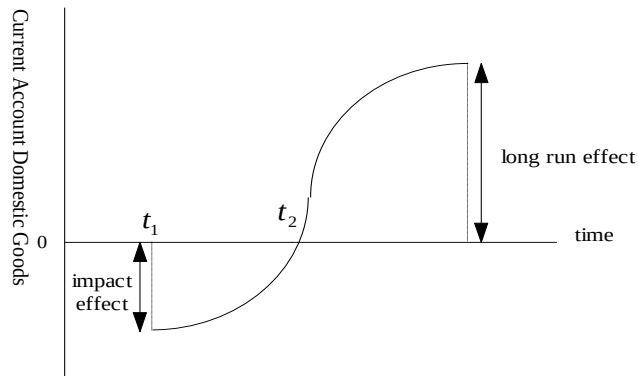
حيث أن  $CA$  نسبة كمية التجارة  $(X_Q/M_Q)$  و  $q$  هو سعر الصرف الحقيقي  $eP^*/P$ ، وكما أشير إليه سابقاً في المعادلة (2) و (3) فإن كمية الصادرات تزيد عندما تنخفض القيمة الحقيقية لسعر الصرف أو ارتفاع الدخل القومي الأجنبي، وكمية الصادرات تنخفض عند الإنخفاض الحقيقي للعملة أو انخفاض الدخل القومي للدولة المحلية، وبالتالي فإن:

$$CA = CA(q, Y, Y^*), \quad \frac{\partial CA}{\partial q} > 0, \quad \frac{\partial CA}{\partial Y} < 0, \quad \frac{\partial CA}{\partial Y^*} > 0 \quad (5)$$

وكنتيجة لزيادة  $q$  يزيد البسط في الجزء الأخير من معادلة رقم (3-9) فوراً، لكن أثر الحجم يكون بطيئاً، وبالتالي يتوقع بعد تخفيض العملة أن نسبة التجارة  $X/M$  تتماشى مع سلوك "منحنى J" وكما هو موضح في الشكل 1. Charles, (2005)

- بعد تخفيض العملة تنخفض نسبة التجارة بأقل من المستوى الذي كانت عليه في البداية.
- تعود نسبة التجارة إلى الارتفاع عموماً خلال الزمن إلى مستوى جديد في المدى طويل الأجل كأثر الحجم.
- تنتهي نسبة التجارة في الأجل الطويل عند مستوى أعلى من مستوى ما قبل التخفيض.

الشكل 1. J- Curve



المصدر: سمية زرار، 2013، دراسة أثر تغير سعر الصرف الحقيقي على الميزان الجاري والنمو الإقتصادي في الجزائر، رسالة دكتوراه، ص. 104.

### 3. الدراسات السابقة

دراسة Jude و Fidelis (2016) التي هدفت إلى إثبات صحة فرضية J-Curve في كلا من المدى القصير والطويل في نيجيريا، وقد استعانت الدراسة بطريقة المربعات الصغرى العادية، بالإضافة إلى نموذج فترات الإبطاء الموزعة، وذلك بسبب أن تخفيض قيمة العملة لن يكون له تأثير آني، وإنما يأخذ بعين الاعتبار أثر التأخر، اعتمدت الدراسة على الفترة 1985-2014، وبعد استخدام فترات الإبطاء أظهرت النتائج تحقق فرضية J-Curve، وقد توصلت الدراسة إلى أنه يتوجب على صانعي السياسات الاقتصادية تطبيق النظرية أي تخفيض قيمة العملة فقط إذا كانت الصادرات غير النفطية ومجمل الواردات هي أكبر من أو مساوية للواحد الصحيح، وقد أوصت الدراسة بضرورة تنويع المنتجات ما عدا النفط.

وتناولت دراسة Gabriela (2015) التأثير الديناميكي لمؤشرات سعر الصرف الرومانية على التجارة الرومانية المتعلقة بمنتجات الغابات، حيث ركزت الدراسة على اختبار صحة فرضية منحني J، بمعنى هل يتحسن الميزان التجاري الروماني المرتكز على منتجات الغابات في حالة تخفيض قيمة العملة المحلية، حيث تم الاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL للفترة (1991-2013)، وقد توصلت الدراسة إلى عدم تحقق ظاهرة J-Curve بالنسبة لتجارة المنتجات الغابية الرومانية، كما بين التحليل في المدى الطويل أن سعر الصرف هو غير معنوي في التأثير على الميزان التجاري.

وهدف دراسة Gevorg (2015) إلى التحقق من تأثير تخفيض قيمة العملة على الميزان التجاري لأرمينيا باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، وبيانات ربعية للفترة 2000-2013، كما استعانت الدراسة بدالة استجابة ردة الفعل من أجل تتبع استجابة الميزان التجاري للصدمات في سعر الصرف، وقد توصلت إلى إثبات صحة J-Curve للميزان التجاري الأرميني، كما توصلت إلى وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين نسبة التجارة وسعر الصرف الحقيقي، وهذا يثبت أن التخفيض الحقيقي للعملة يتبعه تدهور أولي في الميزان التجاري، بينما سيتحسن على المدى الطويل.

دراسة Khuram et al (2015) عبارة عن دراسة مقارنة لميزان المدفوعات لبلدين؛ هما الهند وباكستان، حيث تناولت الدراسة التحقق من تأثير ثلاث معدلات؛ وهي معدل التضخم ومعدل الفائدة وسعر الصرف الخارجي على ميزان المدفوعات، وقد توصلت الدراسة إلى أن كلا من سعر الصرف ومعدل التضخم لهما تأثير موجب، بينما تؤثر معدلات الفائدة سلباً على ميزان المدفوعات في كلا من الدولتين.

وقامت دراسة Amin et al (2015) باختبار تأثير انحرافات سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات الإيراني خلال الفترة 1976-2010، ومن أجل تقدير انحرافات سعر الصرف الحقيقي تم الاعتماد على النموذج القاعدي ل Edwards، أما بالنسبة إلى متغيرات الدراسة فقد تم استخدام كل من سعر الصرف الحقيقي، دخل المحروقات، التكاليف الحكومية في قطاع الخدمات، ومشتريات السلع غير قابلة للتبادل، تعريفات الاستيراد، نسبة التجارة، ومؤشر درجة الاعتماد الاقتصادي، وقد أشارت

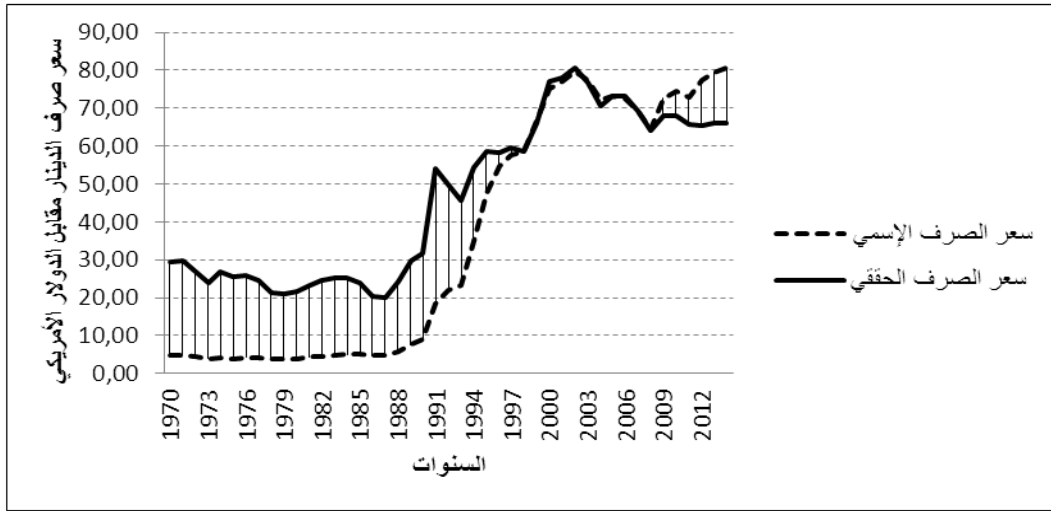
نتائج الدراسة أنه من بين أكثر المتغيرات التي تؤثر على انحرافات سعر الصرف هو متغير التكاليف، حيث يمكن أن يؤثر بشكل دائم على انحراف سعر الصرف الحقيقي عن قيمته التوازنية، كما بينت نتائج الدراسة أن مؤشر انحراف سعر الصرف الحقيقي له تأثير سالب على ميزان المدفوعات الإيراني.

وحاولت دراسة Emmanuel et al (2015) في زمبابوي إيجاد أثر تخفيض قيمة العملة على الميزان التجاري وذلك باستخدام كلا من التكامل المشترك لـ Johansen-juselius ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، بالإضافة إلى تحليل دالة استجابة ردة الفعل، اعتمدت الدراسة على بيانات ربعية للفترة 1990 إلى 2005، وقد أظهرت النتائج أن تخفيض قيمة العملة هي فعالة في تحسين الميزان التجاري في المدى الطويل، وبينت بأن هناك علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والميزان التجاري في المدى الطويل، وعليه أكدت الدراسة على أهمية متغير سعر الصرف الحقيقي كأداة لتصحيح الميزان التجاري، مما يؤكد صحة شرط مارشال-ليرنر من الناحية النظرية، وفي الأخير أثبتت الدراسة عدم تحقق J-Curve بالنسبة إلى زمبابوي. كما هدفت دراسة Dan و Mircea (2014) إلى تحليل الوضعية الاقتصادية في حالة ما إذا اختار الاتحاد الأوربي تخفيض قيمة العملة من أجل الرفع من الصادرات، وقد اعتمدت الدراسة على بيانات شهرية للفترة الممتدة من جانفي 1999 إلى ديسمبر 2013، باستخدام متغيرين هما الصادرات وسعر صرف اليورو مقابل الدولار، وقد توصلت الدراسة إلى أن تخفيض اليورو ليس له تأثير على الصادرات، وعليه أثبتت الدراسة عدم تحقق تأثير J-Curve. كذلك أظهرت دراسة Pavle و Mirjana (2010) أن تخفيض سعر الصرف في صربيا يحسن الميزان التجاري على المدى الطويل، بينما في المدى القصير يتحقق تأثير J-Curve، وباستخدام كلا من Johansen ونموذج الانحدار الذاتي لفتترات الإبطاء الموزعة Autoregressive distributed lag approach تم التوصل إلى تقدير نفس العلاقة طويلة المدى وهي أن التخفيض يحسن الميزان التجاري. وتبعاً لكل من نموذج تصحيح الخطأ ودالة استجابة ردة الفعل؛ تم التأكيد على أن التخفيض يتبعه تدهور في الميزان التجاري أولاً، ثم بعد ذلك يتحسن؛ ومنه صحة J-Curve.

#### 4. تطور سعر صرف الدينار الجزائري

يعتبر سعر الصرف الحقيقي (Real exchange rate- RER) من المتغيرات المهمة لسياسات الاقتصاد الكلي، باعتباره مؤشراً على تنافسية الدولة عالمياً، وهو ترجيح لمؤشر سعر الصرف الإسمي بالأسعار المحلية بالنسبة لأسعار أحد الشركاء التجاريين، و يعرفه Rodrik (2008) على أنه السعر النسبي للسلع المتاجر بها إلى السلع غير المتاجر بها، وقد أوضح Rodrik بأن سعر الصرف الحقيقي يلعب دوراً بالغ الأهمية في اقتراب الدول النامية من الدول المتقدمة. من الشكل 1. يظهر جلياً الفجوة ما بين سعر الصرف الإسمي للدينار وسعر الصرف الحقيقي وهو الذي يعكس القوة الشرائية للدينار في الداخل والخارج، وقد دامت فترة هذه الفجوة منذ السبعينات وإلى غاية منتصف التسعينات وهذا ما يدل على أن قرارات التخفيض استطاعت أن تقلص الهوة ما بين السعيرين. لتصل إلى حالة من التطابق في الفترة الممتدة من (1997-2008)، غير أن الفترة 2009 إلى غاية 2014 عرف سعر الصرف الحقيقي إنخفاضاً مقارنة بسعر الصرف الإسمي والسبب في ذلك راجع إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار المحلية، أي ارتفاع معدل التضخم في الجزائر.

شكل 2. تطور كل من سعر الصرف الإسمي والحقيقي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة 1970-2014



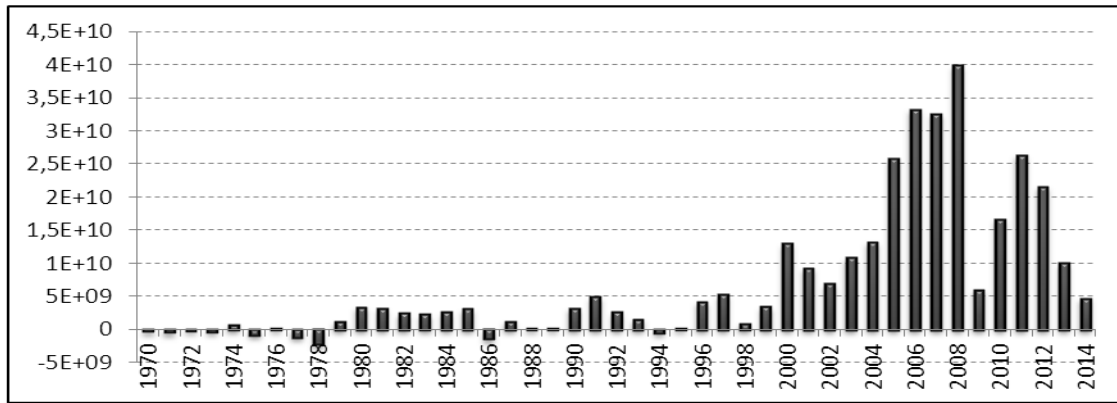
المصدر: تم إعداد الشكل البياني انطلاقاً من البيانات المنشورة على موقع البنك الدولي، 2016.

وفي تقرير لبنك الجزائر، أشار إلى أن فارق التضخم بين الجزائر والدول الخمسة عشر شريكاً تجارياً ب 1.71 نقطة في سنة 2013 ونتيجة للإرتفاع النسبي للأسعار، فإن سعر الصرف الفعلي الحقيقي فقد 2.34% كمتوسط سنوي من قيمته سنة 2013 مقارنة ب 2012، وفي ديسمبر 2013 بقي مستوى سعر الصرف الحقيقي الفعال يفوق بواقع 4% مستواه التوازني المحدد وفقاً لأساسيات الاقتصاد. (بنك الجزائر، 2014)

##### 5. تطور رصيد الميزان التجاري

يظهر الشكل أدناه تطور رصيد الميزان التجاري خلال الفترة 1970 – 2014، حيث تميزت فترة السبعينات بعجز تجاري سببه راجع إلى الأزمات البترولية التي عرفت هذه الفترة خاصة الحرب الخليجية، ثم تلاها تحسن طفيف خلال بداية الثمانينات، غير أن أزمة انهيار أسعار البترول في 1986 عصفت بالاقتصاد الوطني ليسجل تدهوراً وعدم استقرار خلال فترة التسعينات، خاصة وأنها شهدت العديد من الإصلاحات الهيكلية في مختلف القطاعات الاقتصادية، وتبعاً لذلك شهدت الفترة الممتدة من 2000-2014 تحسناً ملحوظاً وصل إلى أعلى مستوياته في سنتي 2007 و 2008، سببه راجع إلى ارتفاع أسعار البترول من جهة ومحاولات تنويع الإنتاج خارج المحروقات من جهة أخرى، كذلك تراجع صافي الميزان التجاري في السنتين الأخيرتين 2013 و 2014 بسبب الأزمة الأخيرة لانخفاض أسعار البترول.

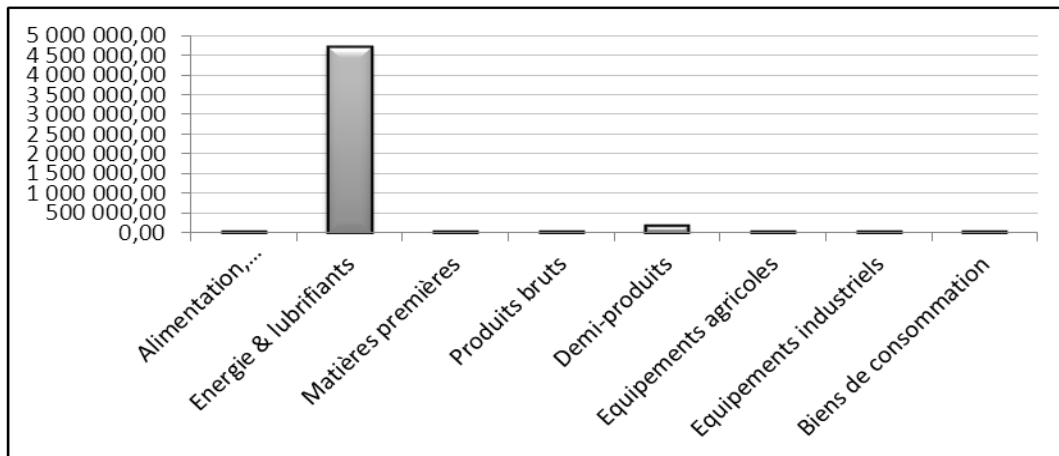
شكل 3. تطور رصيد الميزان التجاري خلال الفترة 1970-2014



المصدر: تم إعداد الشكل البياني انطلاقاً من البيانات المنشورة على موقع البنك الدولي، 2016.

والشكل التالي يبين حصة السلع غير النفطية من إجمالي الصادرات، حيث يظهر جلياً أن الصادرات النفطية تستحوذ على ما نسبته 95.8% في سنة 2014، مما يدل على أن الجهود الرامية إلى تنويع الصادرات خارج المحروقات لا تزال بعيدة كل البعد عن الهدف المطلوب، فمن خلال الشكل يظهر أن نسبة مساهمة المنتجات الأخرى لا تزيد عن 5% (ONS, 2014).

#### شكل 4. هيكل الصادرات السلعية في الجزائر سنة 2014



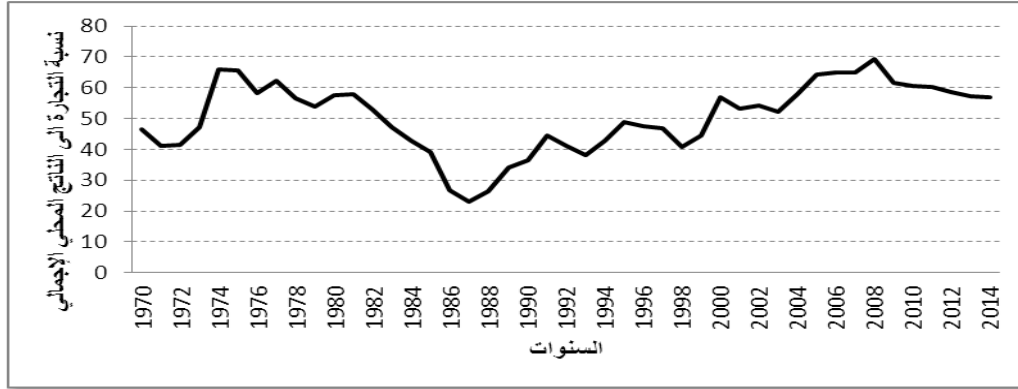
المصدر: تم إعداد الشكل البياني انطلاقاً من البيانات المنشورة في تقرير الديوان الوطني للإحصاءات، 2014.

#### 6. درجة الانفتاح التجاري في الجزائر

يعتبر الاقتصاد الجزائري اقتصاداً مفتوحاً على العالم خاصة خلال السنوات العشرين الأخيرة حيث وصلت نسبة الانفتاح التجاري إلى أعلى قيمة لها قدرت بـ 69.5% سنة 2008 مما يدل على جهود الدولة في تحرير التجارة الخارجية بهدف الإنضمام للمنظمة العالمية للتجارة، حيث أظهر الشكل 3. ارتفاع نسبة مساهمة التجارة الخارجية إلى الناتج المحلي الإجمالي فوق 40%.

(Sachs, Warner, 1995) خلال الفترة الممتدة من 1994-2014، مما يشير إلى تزايد إجمالي الصادرات والواردات السلعية خلال هذه الفترة، وخاصة الصادرات التي تستجيب بشكل كبير للتغيرات الإيجابية لأسعار البترول.

الشكل 5. تطور درجة الانفتاح التجاري خلال الفترة 1970-2014



المصدر: تم إعداد الشكل انطلاقاً من بيانات البنك الدولي، 2016.

#### 7. الدراسة القياسية

تم بناء النموذج القياسي استناداً على النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة، من أجل تحليل العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف الحقيقي للدينار خلال الفترة 1970-2014، وذلك بالاعتماد على طرق التكامل المشترك.

$$\log\left(\frac{X}{M}\right) = f[\log(RER)] \quad (6)$$

حيث:

X : تمثل الصادرات السلعية.

M : تمثل الواردات السلعية.

RER : تمثل سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري.

#### 7.1. اختبار سكون السلاسل الزمنية

يتم اختبار صفة سكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار *Augmented Dicky Fuller* (Dickey, 1979) واختبار *Phillips Perron* (Phillip, Perron, 1988) على أساس المستوى وعلى أساس الفرق الأول، ويبين الجدول 1. النتائج المتحصل عليها لمتغيرات الدراسة:

الجدول 1. نتائج اختبار جذر الوحدة (*Unit Root Test*) لجميع المتغيرات

| المتغيرات | ADF              |                    | PP               |                      |
|-----------|------------------|--------------------|------------------|----------------------|
|           | للمستوى I(0)     | للفرق الأول I(1)   | للمستوى I(0)     | للفرق الأول I(1)     |
| Log(X/M)  | -2.8153 (0)<br>* | -6.4709 (1)<br>*** | -2.6236 (3)<br>* | -10.0600 (19)<br>*** |
| Log(RER)  | -0.6052 (0)      | -5.7047 (0)<br>*** | -0.7152 (3)      | -5.7215 (3)<br>***   |



\*, \*\*, \*\*\*، تشير إلى مستوى معنوية عند 10٪، 5٪ و 1٪ على التوالي.

بالنسبة لاختبار ADF يمثل ( ) طول فترة الإبطاء المناسبة أوتوماتيكيا وفق معيار *schwartz Info Criterion* بحد أقصى 9 فترات.

بالنسبة لاختبار PP يمثل ( ) العدد الأمثل لفترات الارتباط التسلسلي وفق الاختيار الآلي *Newey-West Bandwidth* باستخدام طريقة *Bartlett Kernel*.

حسب اختبار ADF وبوجود ثابت، فإن السلاسل الزمنية لا تتصف بالسكون عند المستوى، وبعد أخذ الفرق الأول للسلاسل الزمنية أصبحت كل السلاسل الزمنية تتصف بالسكون عند مستوى معنوية 5٪.

كذلك بالنسبة لاختبار PP للمستوى فإن السلاسل الزمنية لا تتصف بالسكون، أما بعد أخذ الفرق الأول تصبح جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات تتصف بالسكون عند مستوى معنوية 5٪.

## 7. 2. اختبار التكامل المشترك

يتم اختبار التكامل المشترك من أجل معرفة عدد العلاقات التكاملية بين المتغيرات موضوع الدراسة، وما أن كل المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى فإنه يمكن إجراء اختبار الأثر *(Trace)* واختبار الذاتية العظمى *(Maximum Eigenvalue)* لأجل اختبار وجود علاقة ما بين المتغيرات في المدى الطويل (Johansen, 1988)، وبعد إجراء اختبار التكامل المشترك ل *Johansen* تظهر نتائجه في الجدول كالتالي:

### الجدول 2. نتائج اختبار التكامل المشترك

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)                                                                                                                             |            |                     |                     |         |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| Hypothesized No. of CE(s)                                                                                                                                                | Eigenvalue | Trace Statistic     | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None                                                                                                                                                                     | 0.245489   | 12.81390            | 15.49471            | 0.1218  |
| At most 1                                                                                                                                                                | 0.009494   | 0.419746            | 3.841466            | 0.5171  |
| Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level<br>* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level<br>**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values          |            |                     |                     |         |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)                                                                                                                |            |                     |                     |         |
| Hypothesized No. of CE(s)                                                                                                                                                | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None                                                                                                                                                                     | 0.245489   | 12.39415            | 14.26460            | 0.0967  |
| At most 1                                                                                                                                                                | 0.009494   | 0.419746            | 3.841466            | 0.5171  |
| Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level<br>* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level<br>**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values |            |                     |                     |         |

تشير نتائج اختبار التكامل المشترك إلى عدم وجود أي متجه تكاملي، مما يعني عدم وجود علاقة طويلة المدى بين نسبة تغطية الصادرات للمستوردات وسعر الصرف الحقيقي. ويمكن تفسير ذلك بأن معظم الصادرات الوطنية هي من المحروقات، هذه الأخيرة التي تعتبر من أهم السلع العالمية تتحدد أسعارها في الأسواق الخارجية، وليس لمستويات الأسعار المحلية أي تأثير عليها، وعليه فإن تخفيض قيمة العملة لن يمارس أي أثر في تشجيع الصادرات النفطية التي تتأثر في المقام الأول بأسعار البترول العالمية، هذا من

ناحية ومن ناحية أخرى فإن تخفيض قيمة العملة لن يكون له أثر واضح في تقليص الواردات وتحسين الميزان التجاري، فلاقتصاد الوطني يعتمد بالدرجة الأولى على استهلاك المنتجات المستوردة.

## 8. الخاتمة

هدفت الدراسة إلى اختبار العلاقة طويلة المدى بين التجارة الخارجية وسعر الصرف الحقيقي في الجزائر خلال الفترة الممتدة من 1970-2014، وذلك من أجل التحقق من تأثير J-Curve في الجزائر، غير أن نتائج الدراسة أثبتت عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيري الدراسة، وعليه توصلت الدراسة إلى عدم تأثير الميزان التجاري بالتغيرات الحاصلة في سعر الصرف على المدى الطويل، وتم تفسير ذلك بعدم تنوع الجهاز الإنتاجي واعتماده فقط على قطاع المحروقات، أي عدم مرونة كلا من الصادرات والواردات للتغيرات في الأسعار، وهو الأمر الحاصل لدى معظم الدول النامية أحادية الإنتاج، وفي الأخير أوصت الدراسة بضرورة تنويع الإنتاج من غير المحروقات، وتشجيع الاستثمارات المحلية الهادفة إلى تلبية الطلب المحلي بغرض تقليص حجم الواردات.

## المراجع

- تقرير بنك الجزائر، (2014)، التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر، التقرير السنوي 2013، ص 80.
- Amin, Hatami., Asghar, Abolhasani, Hastiyani., Abolghasem, Asna, ashari., Narjes, Asadi., and Fateme, Jahangard., (2015), «The effect of real exchange rate misalignment on account of the balance of payments», International Journal of Innovation and Applied Studies, Vol. 10, No. 3, Pp 953-964.
- Charles, Van Marrewijk., (2005), «Basic Exchange Rate Theories, Centre of international» Economics Studies, Discussion paper N° 0501.
- Dan, Lupu., Mircea, Asandului., (2014), «Exchange Rate and Trade: J-curve in European Union», ACTA UNIVERSITATIS DANUBIUS, Vol 10, no 3, Pp 136-145
- Emmanuel, Innocents, Edoun., Tarcious, Mufundis.i, Charles, Mbohwa., (2015), «Assessment of impact devaluation on trade balance and marketing in Zimbabwe (1990-2005) », Innovative Marketing, Volume 11, Issue 1, Pp 55-66
- Evolution des échanges extérieurs des marchandises de 2004- 2014, (2015), collections statistiques, Office National des Statistiques , Série E : Statistiques Economiques N° 84
- Gabriela, A. TUTUEANU, (2015), «Measuring the influence of the J-Curve effect on trade in romanian forest products», ECOFORUM, Volume 4, Special Issue 1, Pp 276-283
- Gevorg, Grigoryan., (2015), «The J-Curve Effect on the Trade Balance in Armenia, International Journal of Economics», Finance and Management Sciences, Vol. 3, No. 3, pp. 270-278
- Johansen, J., (1988), «Statistical analysis of cointegration vectors», Journal of Economic Dynamics and Control, 12, Pp 231-254.
- Jude, O. Obasanmi., Fidelis, O. Nedozi.,(2016), «Validation of J-Curve Hypothesis in the Nigerian Non Oil Sector», International Journal of Economics and Finance, vol.8, no.1, Pp 15-25
- Khuram, Shafi., Liu, Hua., Zahra, Idrees., Amna, Nazeer., (2015), «Impact of Exchange Rate, Inflation Rate and Interest Rate on Balance of Payment: A Study from India and Pakistan». American Journal of Business, Economics and Management. Vol. 3, No. 1, pp. 9-13.
- Pavle, Petrović., Mirjana, Gligorić., (2010), «Exchange Rate and Trade Balance: J-curve Effect», PANOECOMICUS, 1, pp. 23-41.
- Phillip, P.C.B., P. Perron., (1988), «Testing for a Unit Root in time series regression», *Biometrika* , Vol 75, Pp.335-346.
- R. Scott, Hacher.,Abdulnesser, Hatemi.J.,( 2004), « Economics of Transition», Vol. 12 (4), Pp. 777-799
- Sachs, J. D., A. Warner., (1995). «Economic Reform and the Process of Global, Integration. » Brookings Papers on Economic Activity (1): 1-118.

موقع البنك الدولي [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)