

العلاقة غير المتماثلة بين صدمات التحرير المالي وسعر الصرف في الجزائر: دراسة قياسية للفترة (1990-2020)

## **The Asymmetric Relationship Between the Shocks of Financial Liberalization and the Exchange Rate in Algeria: An Empirical Study During the Period (1990-2020)**

بن يحيى يحيى<sup>1</sup>

جامعة لونيسسي علي (البلدية 02) - الجزائر

[imadxps@gmail.com](mailto:imadxps@gmail.com)

تاريخ النشر: 11/ 11/ 2022

تاريخ القبول: 07/ 10/ 2022

تاريخ الاستلام: 26/ 06/ 2022

### ملخص:

تهدف الدراسة إلى تحليل عدم التماثل في الأثر المرتبط بصدمات سياسة التحرير المالي على سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة (1990-2020)، وذلك بالاعتماد على منهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL) واختبار (Hatemi-J, 2012) للسببية غير المتماثلة، بالإضافة إلى سعيها لقياس الأثر المحتمل من خلال استخدام مجموعة من المتغيرات وبناء مؤشر مركب للتحرير المالي. وقد أظهرت النتائج القياسية المتوصل إليها إلى أن التحرير المالي يمارس تأثيراً غير متماثل على سعر الصرف الحقيقي في المدى الطويل، بحيث يستجيب هذا الأخير بشكل عكسي وضعيف نسبياً للصدمات السالبة للتحرير المالي، وأن معدل الانفتاح التجاري يبقى أهم المتغيرات المساهمة في تفسير تغيراته. كما بين اختبار السببية غير المتماثلة غياب العلاقة التامة والمتبادلة بين مختلف صدمات التحرير المالي وسعر الصرف، وهو الأمر الذي يعكس اختلال الاقتصاد الجزائري من الجانب الهيكلي.

**الكلمات المفتاحية:** تحرير مالي، سعر صرف، انفتاح تجاري، نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي، اختبار السببية غير المتماثلة.

### Abstract:

The study aims to analyze the asymmetry in the impact associated with the shocks of financial liberalization policy on the exchange rate of the Algerian dinar against the US dollar during the period (1990-2020), by employing a non-linear autoregressive distributed lag model (NARDL) with multiple variables and a composite index of financial liberalization along with a Hatemi-J(2012) tests for asymmetric causality. The empirical results showed that financial liberalization exerts a low and asymmetric effect on the real exchange rate so that the exchange rate responds inversely to negative shocks only in the long term, and the main variable contributing to the interpretation of its changes is trade openness. Further analysis of the asymmetric causality indicates the absence of a complete and mutual relationship between the various shocks of financial liberalization and exchange rate, which reflects the imbalance of the Algerian economy from the structural side.

**Key words:** Financial Liberalization, Exchange Rate, Trade Openness, Non-Linear Autoregressive Distributed Lag Model, Asymmetric Causality Test.

## مقدمة:

يعتبر سعر الصرف أحد المتغيرات الاقتصادية الهامة التي تعكس الحالة الاقتصادية والثقة المحلية والخارجية لعملة البلد، كما يؤثر على العلاقات التجارية مع الدول الأخرى؛ وبشكل عام فإنه من الأهداف المهمة لمعظم الدول هو الوصول إلى سعر صرف حقيقي يقترب من السعر التوازني والابتعاد عن المغالاة فيه، وغالباً ما يتم اتباع سياسة التحرير المالي والتجاري كوسيلة لتحقيق هذا الهدف، وهذا بحكم الدور الهام الذي قد تلعبه هذه السياسات في تعزيز القدرة التنافسية للصادرات، وزيادة تكامل واندماج الاقتصاد المحلي مع الخارج، وبالتالي إمكانية الوصول إلى أسواق متفرقة من العالم. كما تبرز أهمية سعر الصرف باعتباره من أهم قنوات نقل أثر التغير في السياسة النقدية للاقتصاد الحقيقي، وباعتبار أنه لا يمكن تحقيق أهداف السياسة النقدية بمعزل عن النظام المالي لدوره الهام في عمل السياسة النقدية، وعلى ضوء هذا تختلف فعالية سعر الصرف بين الدول المتقدمة والنامية تبعاً لمستوى تطور النظام المالي ودرجة انفتاحه الاقتصادي.

من جانب آخر فإن توجه الدول المتقدمة نحو تعويم أسعار صرف عملاتها الرئيسية جاء كضرورة ملحة لتحرير قطاعها المالي وإلغاء القيود بهدف تمكين البنوك والمؤسسات المالية من التكيف مع التغيرات الحاصلة في النظام النقدي الدولي، وخصوصاً لتقلبات في أسعار الصرف وزيادة المخاطر الناجمة عنها وصولاً إلى تحقيق الكفاءة في استخدام التدفقات الرأسمالية والمدخرات، أما في الدول النامية فإن عملية التحول إلى أنظمة أكثر مرونة جاء مصاحباً لبرامج الإصلاح الاقتصادي الكلي، كما هو الحال مع الجزائر التي تبنت في ظل مرحلة الاقتصاد الموجه سياسة الكبح المالي التي تميزت بتثبيت أسعار الصرف، بحيث كان هذا الأخير مقوماً بأعلى من قيمته الحقيقية وهو ما أدى إلى اختلالات في التوازنات الكلية من ارتفاع لمعدلات التضخم وعجز في ميزان المدفوعات وتراجع النشاط الاقتصادي خاصة في أعقاب الأزمة النفطية سنة 1986، الأمر الذي دفع بالسلطات النقدية إلى اعتماد سياسة التحرير المالي والتي أخذ فيها موضوع استعادة الدينار لقيمتها الحقيقية جزءاً أكبر من البرامج الإصلاحية الشاملة.

بناء على ما سبق تحاول هذه الدراسة تحديد طبيعة العلاقة واتجاه السببية بين التغيرات المرتبطة بسياسة التحرير المالي وتقلبات سعر الصرف للدينار الجزائري، وهذا من خلال معالجة الإشكالية التالية:

ما مدى تأثير الصدمات الموجبة والسالبة المرتبطة بسياسة التحرير المالي على سعر صرف الدينار الجزائري خلال الفترة (1990-2020)؟

## فرضيات الدراسة:

تسعى الدراسة إلى التحقق من صحة الفرضيات التالية:

- يستجيب سعر الصرف الحقيقي بشكل غير متماثل للصدمات المختلفة لسياسة التحرير المالي
- هناك سببية ضمنية ومتبادلة بين مختلف الصدمات تشير إلى التأثير المتبادل بين التحرير المالي وتقلبات سعر صرف الدينار الجزائري

## أهمية الدراسة:

بالرغم من تعدد الدراسات والأبحاث التي عاجلت موضوع سياسة التحرير المالي إلا أن أغلبها ركزت على ربط التحرير المالي بالنمو الاقتصادي دون الأخذ بعين الاعتبار لاستعراض مكونات التحرير المالي وآليات انتقال آثاره لباقي المتغيرات الاقتصادية الأخرى، وعلى هذا الأساس تستمد هذه الدراسة أهميتها من محاولة الباحث لإثراء الأبحاث الاقتصادية التي تقيس أثر سياسة التحرير المالي على أداء المنظومة الاقتصادية ككل، كما يتبع البحث أهميته من ضرورة معرفة الآلية التي تؤثر من خلالها الصدمات المرتبطة بهذه السياسة سواء بالزيادة أو النقصان على سعر الصرف، بحيث أنه لمعرفة تلك الآلية أو حتى الإحاطة ببعض جوانبها أثر كبير على رسم السياسات الاقتصادية الملائمة.

## أهداف الدراسة:

تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق الأهداف التالية:

- تحديد أهم جوانب التحرير المالي وعرض مختلف مؤشرات قياسه.
- إبراز العلاقة بين التحرير المالي وسعر الصرف على ضوء الدراسات التجريبية السابقة.
- محاولة بناء مؤشر مركب يشمل الجوانب المختلفة للتحرير المالي بشقيه الداخلي والخارجي
- التقصي عن وجود أثر غير متماثل لصدمات التحرير المالي على سعر الصرف، وهذا من خلال تحديد ما إذا كان تأثير الصدمات الموجبة للتحرير المالي لها نفس التأثير للصدمات السالبة كما افترضت معظم النماذج التقليدية.
- معرفة طبيعة العلاقة السببية التي تربط مختلف صدمات التحرير المالي وسعر الصرف وتحديد اتجاهها.

## حدود الدراسة:

يشمل الإطار الزمني للدراسة الفترة ما بين سنة 1990 وسنة 2020، وهي الفترة التي شهدت صدور قانون النقد والقرض الذي يعتبر أولى الخطوات في مسار تحرير القطاع المالي، كما أنها الفترة التي عرفت فيها الجزائر إصلاحات جذرية مست مختلف الجوانب الاقتصادية والمالية. أما فيما يخص الإطار المكاني للدراسة فهو يمس الاقتصاد الجزائري.

## محاور الدراسة:

تشتمل الدراسة المحاور التالية:

- المحور الأول: الإطار النظري للتحرير المالي
- المحور الثاني: التحرير المالي وسعر الصرف على ضوء الدراسات التجريبية السابقة
- المحور الثالث: الدراسة القياسية لاختبار العلاقة غير المتماثلة بين التحرير المالي وسعر الصرف في الجزائر

## المحور الأول: الإطار النظري للتحرير المالي

تعود سياسة التحرير المالي إلى الأعمال التي قدمها كل من (McKinnon, 1973) و (Shaw, 1973) عندما قاما بتقديم دراسة انتقدا فيها بشدة سياسة الكبح المالي المطبقة في العديد من الدول النامية خلال فترة الستينات، والتي كانت تنص على أن التدخل الحكومي في القطاع المالي واخضاعه لمختلف أشكال الرقابة من خلال تسقيف أسعار الفائدة وتحديد ضوابط الائتمان من شأنه أن يعزز فرص النمو الاقتصادي، بينما بين كل من Shaw و McKinnon أن التحرير المالي هو الحل الأمثل أمام هذه الدول لتسريع وتيرة نموها الاقتصادي وزيادة كفاءة نظامها المالي، وقد لقي الاقتراح المقدم من طرفهما تأييد العديد من الباحثين، كما سارت العديد من الدول في تطبيقه.

### أولاً- مفهوم التحرير المالي:

عرف كل من Shaw و McKinnon التحرير المالي على أنه: "الحل الأمثل للخروج من حالة الكبح المالي، ووسيلة فعالة لتطوير الوساطة المالية وزيادة تراكم رأس المال وتسريع وتيرة النمو الاقتصادي في الدول النامية".<sup>1</sup> كما عرفه (Murat Ucer, 2000) على أنه: "عبارة عن مجموعة من الإجراءات التي تطبق من أجل إلغاء القيود المفروضة على القطاع المالي للدولة".<sup>2</sup>

وفي نفس السياق يعرف كل من (Kaminsky and Schmukler, 2003) التحرير المالي بأنه: "إجراء يشمل مجموعة التدابير الهادفة إلى إزالة كافة القيود والضوابط المطبقة على القطاع المصرفي المحلي والسوق المالي وحركة انتقال رأس المال للخارج في الدولة".<sup>3</sup> ويعرفه أيضاً كل من (Tornell and Westermann, 2005) بأنه عبارة عن: "مجموعة الإجراءات والسياسات التي تنتهجها دولة معينة من أجل وضع حد للعمليات التي تقيد القطاع المالي، من خلال تحرير أسعار الفائدة وإلغاء القيود على عملية دخول رؤوس الأموال الأجنبية للدولة عبر مختلف طرق تحرير حساب رأس المال".<sup>4</sup>

من خلال ما سبق يمكن القول أن التحرير المالي يشير إلى مجمل السياسات التي تعتمد عليها الحكومة والتي تسعى إلى إخضاع أسعار الفائدة لقوى السوق والتخلي عن سياسة توجيه الائتمان، وخصخصة المؤسسات المالية وإعطاء المزيد من الثقة للسوق المالية، ورفع القيود على حركة رؤوس الأموال أو دخول وخروج المؤسسات الأجنبية إلى الأسواق<sup>5</sup>، وبالتالي فإن التحرير المالي عملية تتضمن مجموعة من التدابير ذات البعد المحلي والخارجي الموجهة أساساً نحو إلغاء كافة القيود المفروضة على القطاع المالي والتقليل من احتكار الدولة له من خلال تحرير كل من القطاع المصرفي والأسواق المالية وحساب رأس المال.

### ثانياً- مؤشرات قياس التحرير المالي:

ترتكز عملية قياس درجة تحرير القطاع المالي على العديد من المؤشرات التي تختلف بطبيعتها حسب الجانب الذي سيتم قياس درجة تحريره، سواء تعلق الأمر بتحرير حساب رأس المال، تحرير سوق الأوراق المالية أو القطاع المصرفي، كما أن المؤشرات المستخدمة لقياس درجة تحرير وانفتاح القطاع المالي تنقسم في مختلف الدراسات التجريبية حسب طبيعة أوجهها المتعددة إلى مقاييس كمية (De Facto) ترتكز على قيم متغيرات اقتصادية غالباً ما يتم أخذها كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، وأخرى قانونية (De Jure) ترتكز على أساس القيود

القانونية المفروضة والتي غالباً ما يتم جمعها من التقارير الخاصة بالهيئات الرسمية المحلية والدولية، وعليه تختلف الآثار المستمدة من كل نوع من المؤشرات المستخدمة، بحيث أنه بالنسبة للنوع الأول فهو يعتمد في الغالب على عامل واحد وبارز للانفتاح الفعلي، في حين أن النوع الثاني يركز على التأثير الكلي لسلسلة من العوامل المختلفة، مثل مستوى التكنولوجيا، اللوائح القانونية والسياسات الضريبية، الاتفاقيات المتعددة والثنائية، جودة المؤسسات وغيرها من الأطر القانونية الأخرى.<sup>6</sup> ويمكن توضيح بعض من هذه المقاييس من خلال الجدول التالي:

الجدول رقم (01): مؤشرات قياس التحرير المالي

تحرير حساب رأس المال	
مقاييس قانونية (De Jure):	<ul style="list-style-type: none"> <li>● متغير ثنائي يشير إلى الدول التي تملك حساب رأسمال مفتوح ويضم ست فئات.</li> <li>● يأخذ القيمة 0 إذا شددت الدولة على الأقل مرة واحدة في القيود المفروضة على التحويلات الخاصة بحساب رأس مال، والقيمة 1 إذا كان العكس.</li> </ul>
IMF AREAER	<ul style="list-style-type: none"> <li>● سلم للتحرير المالي ينحصر بين 0 و 4 مع زيادة تقدر بـ 0.5 نقطة.</li> <li>● تشير القيم الكبيرة إلى انخفاض في درجة الكبح المالي.</li> <li>● يتم الحصول عليه استناداً إلى بيانات التقرير السنوي لترتيبات وقيود الصرف.</li> </ul>
Quinn 1997	<ul style="list-style-type: none"> <li>● سلم للتحرير المالي يتراوح بين 0 و 14 مع زيادة تقدر بـ 0.5 نقطة.</li> <li>● يتم الحصول عليه استناداً إلى بيانات التقرير السنوي لترتيبات وقيود الصرف.</li> </ul>
OPENNESS	<ul style="list-style-type: none"> <li>● مؤشر يستخدم لقياس مدى انفتاح حساب رأس المال.</li> <li>● يعتمد على أربع فئات رئيسية من القيود المفروضة على الحسابات الخارجية.</li> </ul>
KAOPEN	<ul style="list-style-type: none"> <li>● نسبة بين عدد السنوات دون ضوابط على تدفقات رؤوس الأموال ومجموع سنوات العينة، بحيث تتراوح قيمة هذا المؤشر بين الصفر والواحد.</li> <li>● يتم الحصول عليه استناداً لبيانات التقرير السنوي لترتيبات وقيود الصرف.</li> </ul>
Number of Year with Control	<ul style="list-style-type: none"> <li>● أنواع متعددة: الاستثمار الأجنبي المباشر ومحفظة الأوراق المالية للتدفقات الداخلة والخارجة، الأصول الأجنبية والمطلوبات الأجنبية، مخزون الاستثمار الأجنبي المباشر ومحفظة التدفقات.</li> <li>● تقاس كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي (GDP).</li> </ul>
مقاييس كمية (De Facto)	
تحرير سوق الأوراق المالية	
Official Liberalization	<ul style="list-style-type: none"> <li>● يشير إلى التاريخ الرسمي لتغيير اللوائح التنظيمية التي تسمح للمستثمرين الأجانب بالاستثمار في الأسهم في السوق المالي المحلي.</li> </ul>
تحرير القطاع البنكي	
Kaminsky & Schmukler (2003)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● تسلسل زمني لتحرير البنوك مع مراعاة اللوائح والأنظمة المطبقة على معدلات الفائدة على الودائع والقروض، تخصيص الائتمان، وودائع العملات الأجنبية.</li> <li>● يميز درجة الانفتاح إلى: مكبوح، محرج جزئياً، محرج بالكامل.</li> </ul>
Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● يعتمد على تواريخ تحرير أسعار الفائدة المحلية.</li> </ul>
مؤشرات متعددة الأبعاد	
Abiad et al. (2010)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● مؤشر يركز على سبعة أبعاد أساسية هي: الرقابة على الائتمان، الرقابة على أسعار الفائدة، حواجز الدخول، سياسات سوق الأوراق المالية، خصوصية المؤسسات المالية، القيود المفروضة على المعاملات المالية الدولية، الأنظمة البنكية.</li> </ul>

Source : Sike Bumann, Essays on Financial Liberalization, PhD Thesis, University of Groningen, Netherlands, July 2015, P.16-17.

## ثالثاً- شروط نجاح سياسة التحرير المالي:

تعرضت نظرية التحرير المالي في شكلها الأول الذي وضعه كل من Shaw و McKinnon سنة 1973 للعديد من الانتقادات خاصة من قبل الباحثين Weiss و Stiglitz، بالإضافة إلى عدم نجاح التجارب الأولى من تطبيقها في بعض من دول أمريكا الجنوبية وشرق آسيا، الأمر الذي دفع McKinnon لإعادة بناء نموذج جديد سنة 1991 حدد فيه الأسس الضرورية الواجب توفرها من أجل نجاح سياسة التحرير المالي، والتي اقتصر على:

1. **استقرار الاقتصاد الكلي:** يعد استقرار الاقتصاد الكلي أحد الشروط الأساسية التي يجب توفرها قبل تبني سياسة التحرير المالي، فالبيئة الاقتصادية المستقرة تنخفض فيها معدلات التضخم والعجز المالي بموازنة الدولة، فارتفاع معدل التضخم مثلاً يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة ويؤثر سلباً على معدلات الفائدة الحقيقية وبالتالي يعرقل عملية النمو الاقتصادي<sup>7</sup>، كما أن عدم استقرار البيئة الاقتصادية العامة يفرض غالباً على النظام المصرفي أسعار فائدة أقل وتوزيعاً أكثر تشدداً للائتمان وهو ما يؤثر سلباً على عملية التحرير المالي<sup>8</sup>.

2. **توفر نظام قانوني وإشرافي مناسب:** يتحقق هذا الشرط من خلال توفر بنية مؤسسية وقانونية ملائمة، بالإضافة إلى وجود تنظيم وإشراف مناسب على المؤسسات المالية، حيث يهدف الإشراف الحذر على المؤسسات المالية إلى التركيز على إدارة المخاطر والتنبيه إليها، وضمان الشفافية والاهتمام بالأوضاع المالية للبنوك والمؤسسات المالية ومراعاة الهيكل التنظيمي والإداري لجهات الرقابة وتسهيل تدفق المعلومات، والتنسيق بين أنشطة إصدار القرار ومتابعة تنفيذه، وإقامة هيئات رقابية وإشرافية تتمتع بالاستقلالية وعلى رأسها البنك المركزي، وهذا كله بهدف تحقيق استقرار النظام المالي<sup>9</sup>. كما أن تحقيق الاستقرار الاقتصادي المستدام يتطلب بالضرورة وجود قطاع مالي متطور ومستقر قادر على توجيه المدخرات لتمويل الفرص الاستثمارية المنتجة، ومن ثم فإن تحقيق الاستقرار في القطاع المالي يمكن اعتباره نقطة انطلاق نحو تحقيق الاستقرار الاقتصادي الذي يعتبر في حد ذاته الركيزة الأولى وأهم متطلبات نجاح سياسة التحرير المالي.

3. **التسلسل في تطبيق إجراءات التحرير المالي:** يعتبر تحديد التسلسل المناسب والأمثل للإصلاح المالي من بين الشروط الضرورية لنجاح التحرير المالي، ويتمثل التسلسل في تحديد الترتيب الأمثل لخطوات التحرير المالي، والذي يسمح بتكييف النظام المالي مع حاجة الاقتصاد الحقيقي، ويهدف إلى التوجه بالاقتصاديات السائرة في طريق النمو من اقتصاد مقيد إلى اقتصاد محرر وأكثر استقراراً، كما أن التحرير الناجح هو الذي يتم وفق خطوات متدرجة وصحيحة، مع الأخذ بعين الاعتبار ضرورة تحسين البيئة الاقتصادية وضبط أوضاع المالية العامة، من خلال تقليل عجز الموازنة الحكومية واستقرار الأسعار، بالإضافة إلى إصلاح القطاع المالي المحلي وإلغاء القيود التجارية كمرحلة أولى قبل التوجه نحو إزالة القيود على التدفقات الرأسمالية وعمولة الأسواق المالية وفتحها على الخارج<sup>10</sup>.

## المحور الثاني: التحرير المالي وسعر الصرف على ضوء الدراسات التجريبية السابقة

ثمة علاقة متبادلة تربط تغيرات سعر الصرف بالتحرير المالي وهذا لكون أن هناك علاقة وطيدة بين تحرير سعر الصرف وتحرير حساب رأس المال وكل منهما يؤثر في الآخر، حيث أن ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي يجذب تدفقات رأس المال الأجنبي إلى داخل الدولة، مما يزيد من عرض النقد الأجنبي بالنسبة إلى عرض النقد المحلي، ومنه تزداد القيمة الحقيقية للعملة المحلية مقابل نظيرتها الأجنبية، وبالتالي فإن

تدفقات رأس المال هي من يؤثر في سعر الصرف عبر قناة عرض النقود، إلا أن هذا لا يمنع من اتجاه آخر يؤكد على أن تغيرات سعر الصرف المفردة تخلق مخاطر عالية تدفع بالمستثمرين ومالكي رؤوس الأموال إلى تجنب الاستثمار في الدول التي تعاني من تقلبات حادة في أسعار صرف عملاتها، وفي هذه الحالة ستتأثر تدفقات رؤوس الأموال وعرض النقد الحقيقي، وهو ما سينعكس بشكل مباشر على سعر الفائدة، وبالتالي فإنه على ضوء ذلك حاولت العديد من الدراسات التجريبية تحليل العلاقة المترابطة والمتبادلة التي تربط التحرير المالي بتقلبات أسعار الصرف، وتوصلت أغلبها إلى نتائج متضاربة من حيث الآثار التي قد يحدثها التحرير المالي وزيادة التدفقات الرأسمالية على سعر الصرف، خاصة في وجود أنظمة مختلفة تحكم تغيرات هذا الأخير وتوجهات السياسة النقدية لكل بلد. ومن بين أهم الدراسات نجد:

1. **دراسة (Frankel and Rose, 1996):** والتي قامت بتحليل أزمات انهيار العملة وآثار القيود على التدفقات الرأسمالية في الدول النامية، وباستخدام بيانات سنوية لحوالي 100 دولة خلال الفترة الممتدة من سنة 1971 إلى سنة 1992، توصل الباحثان إلى أن القيود المفروضة على حركة رؤوس الأموال قد تقلل من تقلبات سعر الصرف كونها تخفف من تأثير المضاربات على المدى القصير، كما توصل الباحثان إلى أن التحرير المالي قد يكون عاملاً رئيسياً لحدوث الأزمات وعدم استقرار سعر صرف العملة خاصة في الدول النامية، لذلك فإن القيود المفروضة على تحركات رؤوس الأموال قد تمثل أحد أهم الإجراءات المساعدة على الحد من تقلبات سعر الصرف الحقيقي.<sup>11</sup>

2. **دراسة (Gupta, 2007):** عاجلت تأثير التحرير المالي على معدل التضخم وحركة سعر الصرف الإسمي اعتماداً على نموذج هيكلية قصير الأجل لاقتصاد يسمح بقابلية تحويل حساب رأس المال، وتم التوصل إلى أن تأثير التحرير المالي على المتغيرين يبقى غامضاً، وأن التقلبات في كل من معدل التضخم وسعر الصرف تتوقف بشكل رئيسي على مدى الاستجابة النسبية في التغيرات الناجمة في كل من العرض والطلب الإجمالي على الائتمان، وعلى هذا الأساس يبقى تأثير التحرير المالي وزيادة التدفقات الرأسمالية غير حاسم بالنسبة لتقلبات سعر الصرف.<sup>12</sup>

3. **دراسة (Edwards and Rigobon, 2009):** والتي اهتمت بدراسة فعالية الضوابط المفروضة على التدفقات الرأسمالية بالتركيز على تجربة دولة تشيلي خلال فترة التسعينات، وقد توصل الباحثان من خلال هذه الدراسة إلى أن تشديد الرقابة على حركة رؤوس الأموال وبالأخص التدفقات الداخلة، قد تقلل من تقلبات سعر الصرف وتجعله أقل حساسية بالنسبة للصدمات الخارجية.<sup>13</sup>

4. **دراسة (Jongwanich, 2010):** اختبرت العلاقة بين تدفقات رأس المال وسعر الصرف الحقيقي لمجموعة من الدول الآسيوية الناشئة، وذلك باستخدام نموذج ديناميكي لبيانات بانل للفترة (2000-2009)، وبينت نتائج التقدير أن شكل التدفقات المالية يعتبر عاملاً مهماً في تحديد تغيرات سعر الصرف، حيث أن الاستثمار في المحفظة المالية والتدفقات الخاصة بالقروض المصرفية تعمل على زيادة قيمة سعر الصرف الحقيقي بشكل أسرع مقارنة بالتدفقات التي تكون في شكل استثمار أجنبي مباشر. كما تم التوصل إلى نتيجة أخرى مفادها أنه على الرغم من أن الزيادة الكبيرة في تدفقات رؤوس الأموال قد تؤدي إلى ارتفاع مفرط في قيمة العملة وارتفاع سعر صرفها الحقيقي، إلا أن ذلك لا يمنع من أن تحقق التدفقات الرأسمالية نحو الخارج درجة أكبر من التعديل في الأسعار، لذلك قد يعمل التحرير المالي المتدرج على استقرار سعر الصرف في المدى الطويل.<sup>14</sup>

5. دراسة (Kim, 2019): حاولت البحث في الآثار التي من الممكن أن تحدثها التنمية المالية باعتبارها من القنوات الهامة للتحرير المالي على الديون الخارجية للمؤسسات غير المالية، حيث تم تقييم ذلك تجريبياً باستخدام معلومات محاسبية لمجموعة من المؤسسات في عينة تخص 21 دولة ناشئة خلال الفترة الممتدة من سنة 2009 إلى 2017، وقد أظهرت نتائج هذه الدراسة أن التنمية المالية المقاسة بنسبة الائتمان المحلي كنسبة من الناتج الإجمالي المحلي تعتبر عامل مهم ومحدد لتركيبية وحجم ديون المؤسسات، حيث تساهم في تخفيضها بفعل تقليل التقلبات في سعر الصرف، وعلى هذا الأساس فإنه يمكن للتحرير المالي وزيادة حركة تدفق رؤوس الأموال أن يساعد على تنمية وتطوير القطاع المالي بالشكل الذي يضمن تحقيق الاستقرار في أسعار الصرف ويساهم في امتصاص تأثير الصدمات الخارجية.<sup>15</sup>

### المحور الثالث: الدراسة القياسية لاختبار العلاقة غير المتماثلة بين التحرير المالي وسعر الصرف في الجزائر

في هذا المحور سيتم تقديم الإطار المنهجي للدراسة القياسية سواء من جانب المتغيرات المراد بناء النموذج القياسي عليها أو الاختبارات المستخدمة، وكذا عرض مختلف النتائج المتوصل إليها وتحليلها.

#### أولاً- منهجية الدراسة القياسية:

من أجل دراسة العلاقة غير المتماثلة بين التحرير المالي وتقلبات سعر الصرف للدينار الجزائري، فإن التحليل القياسي يقتصر على تحليل بيانات سلاسل زمنية للفترة (1990-2020) وباستخدام مجموعة من الاختبارات، والتي تتمثل في الاختبارات القبلية كاختبارات جذر الوحدة التقليدية والهيكلية لفحص استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة درجة تكاملها، ثم القيام بالاختبارات الأساسية المتعلقة بأسلوب الانحدار الذاتي ذو الفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL)، وأخيراً إجراء اختبار السببية غير المتماثلة لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات.

فبالنسبة لأسلوب NARDL الذي طوره (Shin et al, 2014)<sup>16</sup>، فإنه يسمح بتقديم معلومات مهمة ومفيدة عن أنماط عدم التماثل المرتبطة بالتغيرات الموجبة والسالبة للمتغير التفسيري  $(x_t^+, x_t^-)$  على المتغير التابع  $(y_t)$  في الأمدن الطويل والقصير، والذي يعطى شكله العام بالصيغة التالية:<sup>17</sup>

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2^+ x_{t-1}^+ + \alpha_2^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^l \rho_j^+ \Delta x_{t-1}^+ + \rho_j^- \Delta x_{t-1}^- + \varepsilon_t \dots \dots (1)$$

بحيث:

$\alpha_0$ : الحد الثابت.

$(\alpha_1, \alpha_2^+, \alpha_2^-)$ : معاملات العلاقة طويلة الأجل.

$(\beta_i, \rho_j^+, \rho_j^-)$ : معاملات العلاقة قصيرة الأجل.

$\Delta$ : عامل الفروقات.

$\varepsilon_t$ : حد الخطأ العشوائي.



أما بالنسبة لاختبار السببية غير المتماثلة المطور من قبل (Hatemi-J, 2012)<sup>18</sup>، فإنه يعتمد على استخدام المجموع التراكمي للمتغيرين من أجل تقدير اتجاه العلاقة السببية غير المتماثلة بينهما، والذي يعطى وفق الصيغة التالية:<sup>19</sup>

$$X_t^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1t}^+, X_t^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1t}^- \dots \dots (2)$$

$$y_t^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2t}^+, y_t^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2t}^- \dots \dots (3)$$

ووفقاً لهذا الاختبار قد يكون للصدمات الإيجابية أو السلبية آثار سببية مختلفة وهذا طبقاً للمسار العشوائي الذي يتبعه كل من المتغير التابع والمستقل.

### ثانياً- متغيرات الدراسة:

1. **المتغير التابع:** يتمثل في سعر الصرف الفعلي الحقيقي، وهو يشير إلى سعر الصرف الفعلي الإسمي مرجح بالأسعار النسبية للدینار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي، ويرمز له في النموذج بالرمز: (REX)، وقد تم الحصول عليه من قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي.

2. **المتغير المستقل:** عبارة عن مؤشر مركب يتكون من خمس (05) متغيرات رئيسية ممثلة للتحرير المالي بجوانبه المختلفة، وهي: معدل الفائدة الحقيقي، نسبة النقود بمفهومها الواسع إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الائتمان الممنوح للقطاع الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي، صافي الأصول الأجنبية إلى الناتج المحلي وأخيراً مؤشر KAOPEN لانفتاح حساب رأس المال. وقد تم بناؤه باستخدام طريقة تحليل المركبات الأساسية (Principal Component Analysis) ونتائج التقدير المتحصل عليها موضحة كالتالي:

الجدول رقم (02): نتائج التحليل بالمركبات الأساسية لمؤشر التحرير المالي المركب

Component	Standard deviation	% Variance	Cumulative Proportion (%)
1	61.3990	0.9388	0.9388
2	13.42555	0.04488	0.98365
3	6.11804	0.00932	0.99297
4	5.31383	0.00703	1.0000
5	0	0	1

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية R

يتضح من خلال الجدول أعلاه أن المركبة الأساسية الأولى هي المركبة الأعلى من ناحية القوة التفسيرية مقارنة بباقي المركبات، بحيث تمثل التوليفة الخطية الأحسن للمتغيرات المستخدمة حسب معامل الترجيح، كما أنها تفسر ما نسبته 93 بالمائة من التباين الإجمالي، وعليه سيتم اعتمادها كمركبة مكونة لمؤشر التحرير المالي الذي سيرمز له في النموذج المستخدم بالرمز: (FL).

3. المتغيرات المساعدة: تتمثل في نسبة حجم تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الإجمالي الذي يرمز له بالرمز: (FDI)، بحيث تم الحصول على بياناته من قاعدة بيانات مؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية (UNCTAD)، بالإضافة إلى معدل الانفتاح التجاري المقاس بمجموع الصادرات والواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي، والذي تم الحصول عليه من قاعدة بيانات البنك الدولي كما يرمز له في نموذج المستخدم بالرمز: (TO).

### ثالثاً- عرض نتائج الدراسة وتحليلها:

1. استقرارية السلاسل الزمنية: من أجل معرفة استقرارية السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها، تم استخدام اختباري Augmented Dickey-Fuller و Phillips-Perron، بالإضافة إلى اختبار جذر الوحدة الميكلي Zivot-Andrews، والنتائج المتحصل عليها موضحة في الجداول التالية:

الجدول رقم (03): نتائج اختبار (ADF) لاستقرارية السلاسل الزمنية

اختبار ADF بنابت واتجاه عام (Constant and Trend)		اختبار ADF بنابت (Constant)		المتغيرات
عند الفرق الأول T-Stat. [Prob.]	عند المستوى T-Stat. [Prob.]	عند الفرق الأول T-Stat. [Prob.]	عند المستوى T-Stat. [Prob.]	
-11.2869 [0.0000]	-2.769 [0.2087]	-10.234 [0.0000]	-1.4591 [0.3156]	<b>REX</b>
-3.5965 [0.0463]	-2.2831 [0.1550]	-3.868 [0.0252]	-0.4083 [0.8846]	<b>FL</b>
-	-3.8401 [0.067]	-	-3.118 [0.0266]	<b>FDI</b>
-4.9922 [0.0001]	-0.4039 [0.5075]	-4.2027 [0.0003]	-1.1156 [0.5031]	<b>TO</b>

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية R

تظهر نتائج اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) المبينة أعلاه أن السلاسل الزمنية الخاصة بمتغير سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REX)، الانفتاح التجاري (TO) ومؤشر التحرير المالي (FL) غير مستقرة عند المستوى، وهذا لكون أن القيم الإحصائية الخاصة بها كانت غير معنوية عند مستوى 1، 5 و 10، وعند إجراء الفرق الأول يلاحظ أن القيم الإحصائية المحسوبة لاختبار ديكي فولر الموسع أصغر من القيم الحرجة الجدولية بالنسبة لكل نموذج، وهو ما تؤكد القيم الاحتمالية التي كانت أقل من 5 بالمائة، ومنه يتم رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة، أي أن هذه السلاسل الزمنية مستقرة عند الفرق الأول، ومتكاملة من الدرجة الأولى (1)I. أما بالنسبة للسلسلة الزمنية لمتغير معدل الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI)، فكانت قيمهما الإحصائية بالنسبة لكل نموذج أصغر من القيم الحرجة الجدولية، وهو ما يعني رفض الفرضية العدمية مقابل قبول الفرضية البديلة باستقرار هذه السلسلة في المستوى.

الجدول رقم (04): نتائج اختبار (PP) لاستقرارية السلاسل الزمنية

اختبار Phillips-Perron بثابت واتجاه عام (Constant and Trend)		اختبار Phillips-Perron بثابت (Constant)		المتغيرات
عند الفرق الأول T-Stat. [Prob.]	عند المستوى T-Stat. [Prob.]	عند الفرق الأول T-Stat. [Prob.]	عند المستوى T-Stat. [Prob.]	
-12.3081 [0.0086]	-0.7377 [0.9344]	-13.0431 [0.0066]	-1.3081 [0.8687]	<b>REX</b>
-3.5965 [0.0463]	-2.192 [0.4943]	-7.2377 [0.0033]	-0.1848 [0.9431]	<b>FL</b>
-	-2.6343 [0.0020]	-	-2.6751 [0.0004]	<b>FDI</b>
-4.9922 [0.0001]	-0.2257 [0.9939]	-4.6942 [0.0307]	-1.2456 [0.3322]	<b>TO</b>

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية R

بالنسبة لاختبار فليبيس بيرون (PP) فيشير إلى نفس النتائج اختبار ديكي فولر الموسع، بحيث أنه فيما يتعلق بالسلاسل الزمنية الخاصة بمتغير سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REX)، الانفتاح التجاري (TO) ومؤشر التحرير المالي (FL) فإنها غير مستقرة عند المستوى، ومستقرة عند إجراء الفرق الأول. أما بالنسبة للسلسلة متغير معدل الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) فهي مستقرة في المستوى.

الجدول رقم (05): نتائج اختبار جذر الوحدة الهيكلية (Zivot-Andrews)

سنة التحول الهيكلية (Year of Break)	Critical Values			ZA. Stat ( $T_{\alpha}$ )	المتغيرات
	1%	5%	10%		
1994	-4.93	-4.42	-4.11	-1.4684	<b>REX</b>
1997	-4.93	-4.42	-4.11	-2.8759	<b>FL</b>
1998	-4.93	-4.42	-4.11	<b>-4.5149</b>	<b>FDI</b>
1997	-4.93	-4.42	-4.11	-3.7724	<b>TO</b>

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية R

كما يتضح من خلال نتائج اختبار (Zivot-Andrews) الموضحة في الجدول أعلاه أن سلسلة متغير سعر الصرف الحقيقي (REX)، مؤشر التحرير المالي (FL) والانفتاح التجاري (TO) غير مستقرة في المستوى لكون أن قيمها الاحتمالية (ZA) أكبر من القيم الحرجة عند مستوى 1، 5 و10 بالمائة، في حين أن سلسلة متغير معدل الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) مستقرة في المستوى بحكم معنوية القيمة الإحصائية لها عند مستوى 5 بالمائة، وبالتالي فإن هذه النتائج تدعم اختبارات جذر الوحدة السابقة. كما تشير هذه النتائج أيضاً إلى وجود مقطع هيكلية في المتغيرات وهذا نتيجة لأن النصف الثاني من فترة تسعينات القرن الماضي شهد تحولاً هيكلياً في معظم المؤشرات النقدية والاقتصادية المدرجة في الدراسة، بحيث أعقبت تلك التغيرات فترات التحول التي عرفها الاقتصاد الجزائري، وعلى هذا

الأساس سيتم ادخال متغير صوري في النموذج يأخذ القيمة 0 للدلالة على مرحلة ما قبل التحرير المالي والقيمة 1 في الإشارة إلى مرحلة ما بعد التحرير المالي.

2. اختبار الحدود (Bounds test): قبل صياغة نموذج NARDL لابد التأكد مبدئياً من احتمالية اللاخطية في تأثير المتغير المستقل المتمثل في مؤشر التحرير المالي المركب (FL) على المتغير التابع (REX) في الأجلين القصير والطويل، بحيث سيتم الاستعانة باختبار الحدود للتحقق من وجود علاقة تكامل مشترك أو علاقة توازنية طويلة الأجل بالنسبة للنموذج الخطي وغير الخطي ثم المفاضلة بينهما. وفيما يلي عرض لنتائج اختبار الحدود للنموذجين بعد تحديد طول فترة الإبطاء المثلى اعتماداً على معيار (AIC) لجودة المعلومة:

الجدول رقم (06): نتائج اختبار الحدود (Bounds test)

النموذج	قيمة F-statistics	Lower Bound I(0)	Upper Bound I(1)
الانحدار الخطي (ARDL)	4.062	4.94	5.73
الانحدار غير الخطي (NARDL)	5.872	3.79	4.85

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Stata 17.0

يتضح من خلال الجدول أنه لا وجود لعلاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في حالة تقدير نموذج الانحدار الخطي (ARDL)، وذلك لأن قيمة إحصائية فيشر (F-statistics) أقل من الحد الأدنى لقيمة فيشر الجدولية عند مستوى معنوية 5 بالمائة، بينما يلاحظ أن هناك علاقة تكامل مشترك في حالة تقدير نموذج الانحدار غير الخطي (NARDL)، وهذا لكون أن قيمة إحصائية فيشر أكبر من الحد الأعلى لقيمة فيشر الجدولية عند مستوى معنوية 5 بالمائة، وبالتالي يؤكد هذا الاختبار على وجود علاقة طويلة الأجل بين متغير سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمؤشر المركب للتحرير المالي، كما يدعم فرضية وجود علاقة غير خطية بين المتغيرين. كما يتضح أيضاً من خلال معامل الارتباط التسلسلي المبين في الملحق رقم (02) أن سلوك السلسلتين متباين خلال فترة الدراسة، بحيث أنه في فترات معينة يكون الارتباط موجباً بين المتغيرين وفي فترات أخرى يكون فيها سالباً، وبالتالي يؤكد هذا على وجود تباين في تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع، كما يدعم فرضية وجود علاقة غير خطية بين المتغيرين وهو ما يسمح في نهاية المطاف بتطبيق أسلوب NARDL لاختبار فرضية التأثير غير المتماثل.

3. تقدير العلاقة قصيرة وطويلة الأجل لنموذج NARDL: بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين، فإن الخطوة الموالية تتمثل في تقدير معاملات الأجل القصير والطويل لنموذج NARDL، والنتائج المتوصل إليها مبينة في الجدول التالي:

الجدول رقم (07): نتائج تقدير العلاقة قصيرة وطويلة الأجل لنموذج NARDL

Dep. Var : REX				
Short-Run Effect				
Var	Coef.	Std.Err	t-stat	Prob.
REX				
L1	0.2461	0.2107	1.17	(0.052)
FL <sup>+</sup>				
L1	-0.0716	0.0829	-0.86	(0.116)
L2	-0.0021	0.1787	-0.01	(0.945)
L3	-0.1235	0.1799	-0.69	(0.503)
FL <sup>-</sup>				
L1	0.1596	0.3985	0.40	(0.695)
L2	-0.2239	0.4552	-0.49	(0.631)
L3	0.7068	0.4258	-1.66	(0.119)
FDI	1.6601	2.9222	0.57	(0.579)
TO	-0.8557	0.3170	-2.70	(0.017)
Dum	9.3329	8.6703	1.08	(0.300)
Cons	179.6258	47.3541	3.79	(0.002)
ADJ	-0.9278	0.2559	-3.62	(0.003)
Long-Run Effect				
Var	Coef.	F-stat	Prob.	
FL <sup>+</sup>	-0.020	0.095	(0.762)	
FL <sup>-</sup>	-0.700	5.518	(0.034)	
R-squared = 0.8168		Root MSE = 5.4702		
Adj R-squared = 0.6467		Prob = 0.0031		

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Stata 17.0

يلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن مختلف المتغيرات المستخدمة في النموذج بعضها كان معنوي من الجانب الإحصائي وبعضها الآخر غير معنوي، كما يلاحظ أن هناك اختلافاً من حيث درجة تأثيرها على متغير سعر الصرف الحقيقي، بحيث أنه:

- بالنسبة لمتغير سعر الصرف الحقيقي فإنه يتأثر بشكل إيجابي بالقيم السابقة له في المدى القصير، ويتضح ذلك من خلال معنوية المتغير خلال فترة الإبطاء الأولى، ويفسر ذلك بارتفاع سعر الصرف الإسمي في الجزائر خلال فترة الدراسة، إذ انتقل هذا الأخير من متوسط قيمة 54.16 دينار للدولار الواحد خلال الفترة (1990-2006) إلى متوسط قيمة 91.08 دينار للدولار خلال

الفترة (2007-2020) وهذا بفعل تدخلات بنك الجزائر على مستوى السوق البينية واستخدام آلية التعويم المدار للإدارة سعر الصرف.

■ بالنسبة للتغيرات الموجبة والسالبة للتحرير المالي فيلاحظ عدم معنوية معلماها على المدى القصير، أما على المدى الطويل فإن سعر الصرف الحقيقي يتأثر بشكل عكسي وضعيف نسبياً بالنسبة للتغيرات السالبة للتحرير المالي بينما يبقى تأثير التغيرات الموجبة غير معنوي إحصائياً، وبالتالي تشير هذه النتائج إلى عدم تماثل تأثير سياسة التحرير المالي على سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الجزائر.

■ فيما يخص متغير معدل الاستثمار الأجنبي فقد كان معامل غير معنوي من الناحية الإحصائية، وهو ما يعكس عدم كفاءة الاستثمارات الأجنبية المستقطبة على خلق مشاريع إنتاجية من شأنها دعم فرص تنويع الاقتصاد الوطني وزيادة القيمة الخارجية للعملة.

■ يلاحظ وجود علاقة عكسية ومعنوية بين الانفتاح التجاري وسعر الصرف الفعلي الحقيقي، بحيث أن ارتفاع نسبة الانفتاح التجاري ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي وهذا ما يتطابق مع النظرية الاقتصادية، لكن بالنسبة لحالة الجزائر فإن ارتفاع معامل الانفتاح التجاري في السنوات الأخيرة يرجع بالأساس إلى زيادة صادرات قطاع المحروقات وإلى ارتفاع قيمة الواردات نتيجة زيادة الطلب الكلي، وبالتالي فإنه رغم زيادة الطلب على السلع المتاجر بها على حساب السلع غير المتاجر بها بفعل تحرير التجارة الخارجية وتخفيض القيود الجمركية إلا أن ضعف قيمة الصادرات وتبعية الاقتصاد الجزائري للريع البترولي قد كان له تأثير سلبي على القيمة الحقيقية الفعلية للعملة الوطنية، ومنه فإن هذه النتيجة تثبت أن سعر صرف الدينار الجزائري لا يستجيب لقوى السوق وإنما يتغير وفقاً لقرارات السلطة النقدية. وهذا ما تجسده سياسة تخفيض قيمة العملة التي انتهجها بنك الجزائر كأحد أدوات امتصاص ضغط الطلب على الواردات، والتي لم تثبت فعاليتها في الرفع من قيمة الصادرات خارج قطاع المحروقات سواء على المدى المتوسط أو الطويل، بحيث تعود عدم ملائمة هذه السياسة بالأساس إلى ضعف مرونة الجهاز الإنتاجي وافتقار الصادرات الجزائرية إلى صنف التدفقات الملائم لتحقيق الأثر المرغوب من التخفيض، والمتمثل أساساً في صادرات السلع المصنعة.

■ يلاحظ أن هناك تكاملاً مشتركاً وعلاقة طويلة الأمد بين متغير سعر الصرف الحقيقي ومؤشر التحرير المالي تعكسها الإشارة السالبة والمعنوية لمعلمة تصحيح الخطأ ( $ADJ = -0.9278$ ) عند مستوى دلالة 1 بالمائة، كما يبين هذا المعامل سرعة التعديل الهيكلي في النموذج والتي تعني أن نسبة 92.78 بالمائة من اختلالات الأجل القصير يتم تعديلها في المدى الطويل.

4. اختبار العلاقة غير التناظرية: من أجل إثبات وجود علاقة غير تناظرية بين متغيرات النموذج، تم تطبيق اختبار التماثل للأمدين الطويل والقصير والحصول على النتائج التالية:

## الجدول رقم (08): نتائج اختبار عدم التماثل للعلاقة بين التحرير المالي وسعر الصرف

عدم التناظر في الأجل الطويل		عدم التناظر في الأجل القصير		المتغير
Prob.	قيمة F-stat	Prob.	قيمة F-stat	
0.010	8.721	0.535	0.4041	FL

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Stata 17.0

يتضح من خلال الجدول أن القيمة الإحصائية (F-stat) بالنسبة لاختبار عدم التناظر في الأجل القصير غير معنوية عند مستوى 1 بالمائة، وهو ما يعني قبول فرضية عدم التي تعني أن التغيرات الموجبة والسالبة للتحرير المالي لها أثر متماثل على سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير، أما في الأجل الطويل فيلاحظ أن إحصائية الاختبار معنوية عند مستوى 1 بالمائة، الأمر الذي يعني بأن التحرير المالي له أثر غير متماثل على سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل فقط، وما يدعم هذه النتائج هو اختبار الأثر المضاعف التراكمي الديناميكي الموضح في الملحق رقم (04)، بحيث يتبين أن سلوك المنحنيين المعبرين عن أثر الصدمات الموجبة والسالبة للتحرير المالي يؤيد العلاقة غير التناظرية بين المتغيرين في المدى الطويل، بحيث أن زيادة التغيرات السالبة للتحرير المالي تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بشكل طفيف ثم إلى انخفاضه، وهذا قبل أن تستقر مع مرور الزمن، في حين تبقى التغيرات الموجبة للتحرير المالي المعبر عنها باللون الأخضر غير معنوية بحكم وقوعها خارج مجال الثقة.

5. الاختبارات التشخيصية للنموذج المقدر: من أجل التأكد من خلو نموذج NARDL من مختلف المشاكل القياسية، فإنه يتم استخدام مجموعة من الاختبارات التشخيصية والتي يمكن عرض نتائجها في الجدول التالي:

## الجدول رقم (08): نتائج اختبار جودة نموذج NARDL

Diagnostic Tests		
Serial Correlation Test	Statistics	Prob.
Portmanteau test	11.83	(0.4591)
Heteroskedasticity Test	Statistics	Prob.
Breusch/Pagan heteroskedasticity test	2.801	(0.2942)
Normality Test	Statistics	Prob.
Jarque-Bera test	1.417	(0.4924)
Regression Equation Specification test	Statistics	Prob.
Ramsey RESET test	3.374	(0.5083)

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Stata 17.0

يلاحظ من خلال نتائج الاختبارات التشخيصية أن القيم الاحتمالية لإحصائية الاختبارات كانت جميعها أكبر من مستوى معنوية 5 بالمائة وهو ما يشير إلى خلو النموذج من مختلف المشاكل القياسية سواء المتعلقة بمشكلة الارتباط التسلسلي للأخطاء أو عدم تجانس تباين

الأخطاء، بالإضافة إلى قبول فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية، كما يتم أيضاً قبول الشكل الدالي لنموذج NARDL، ومنه فإن هذا الأخير جيد ومقبول من الناحية الإحصائية.

6. اختبار السببية غير المتماثلة: من أجل اختبار العلاقة السببية غير المتماثلة بين التحرير المالي وسعر الصرف الحقيقي وتحديد اتجاهها، تم استخدام اختبار (Hatemi-J, 2012)، والنتائج المتحصل عليها موضحة كالتالي:

الجدول رقم (09): نتائج اختبار Hatemi-J للسببية غير المتماثلة

الفرضيات	قيمة Wald الإحصائية		
	مستوى معنوية 1 %	مستوى معنوية 5 %	مستوى معنوية 10 %
FL $\Rightarrow$ REX	1.635	9.731	7.607
REX $\Rightarrow$ FL	0.472	12.411	9.348
FL <sup>+</sup> $\Rightarrow$ REX <sup>+</sup>	3.702	10.566	8.498
REX <sup>+</sup> $\Rightarrow$ FL <sup>+</sup>	1.340	11.492	8.201
FL <sup>-</sup> $\Rightarrow$ REX <sup>-</sup>	2.013	7.595	5.179
REX <sup>-</sup> $\Rightarrow$ FL <sup>-</sup>	<b>10.861</b>	12.994	9.888

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج GAUSS 16

يلاحظ من خلال نتائج اختبار Hatemi-J المبينة أعلاه أن هناك علاقة سببية ضمنية وفي اتجاه واحد من الصدمات السالبة لسعر الصرف إلى الصدمات السالبة للتحرير المالي، وهذا ما تبرزه القيمة الإحصائية للفرضية الأخيرة والتي كانت معنوية عند مستوى 10 بالمائة، في حين يلاحظ عدم وجود أية علاقات سببية أخرى نتيجة عدم معنوية القيم الإحصائية بالنسبة لباقي الفرضيات، وبالتالي فإن غياب العلاقة السببية التامة والمتبادلة بين التحرير المالي وسعر الصرف يشير إلى اختلال سياسة سعر الصرف وبعد إجراءاتها عن إطار التحرير، كما يؤكد وجود العلاقة السببية أحادية الاتجاه من الصدمات السالبة لسعر الصرف الحقيقي إلى الصدمات السالبة للتحرير المالي على أن سياسة تخفيض العملة التي تتبعها السلطات النقدية بهدف تقريب سعر الدينار الرسمي من مستواه التوازني يترتب عنها آثار عكسية على المؤشرات الحقيقية والمالية سواء من ناحية إضعاف قيمة الدينار أو من ناحية تغذية الضغوط التضخمية التي تكون بفعل التضخم المستورد وارتفاع أسعار السلع المحلية نتيجة تحول الطلب عليها.



## الخاتمة:

قامت هذه الدراسة بتحليل العلاقة بين مختلف صدمات سياسة التحرير المالي وتقلبات سعر الصرف في الجزائر خلال الفترة (1990-2020) باستخدام منهجية NARDL، ومحاولة تحديد اتجاه العلاقة السببية بين مختلف الصدمات المدروسة باستخدام اختبار Hatemi-J للسببية غير المتماثلة، وقد تبين من خلال النتائج المتوصل إليها إلى أن التحرير المالي يمارس تأثيراً غير متماثل على سعر الصرف في المدى الطويل، بحيث يستجيب هذا الأخير بشكل عكسي وضعيف نسبياً للصدمات السالبة للتحرير المالي، بينما يبقى تأثير الصدمات الموجبة غير معنوي من الناحية الإحصائية، إضافة للتوصل إلى غياب العلاقة التامة والمتبادلة بين المتغيرين. كما أبرزت النتائج القياسية أن المتغيرات المرتبطة بتحرير القطاع المالي لا تؤثر على سعر الصرف الحقيقي في المدى الطويل، في حين يبقى أهم المتغيرات الاقتصادية المساهمة في تفسير تغيرات سعر الصرف هو معدل الانفتاح التجاري، والذي يعود السبب الرئيسي في تأثيره الملموس إلى التبعية الكبيرة للاقتصاد الجزائري لقطاع المحروقات الذي يستحوذ على ما يفوق نسبة 97 بالمائة من الحجم الكلي للصادرات، وعليه يظل الاستنتاج الرئيسي بالنسبة لحالة الجزائر هو اعتبار أن أسعار النفط بمثابة المصدر الرئيسي لتقلبات سعر الصرف الحقيقي للدينار، وهو ما تجسده سياسة تخفيض قيمة العملة الوطنية التي ينتهجها بنك الجزائر كأحد أوجه سياسته النقدية بهدف مواجهة الصدمات الخارجية التي يخلقها تراجع أسعار النفط في السوق العالمية، فضلاً عن تحريك سعر الصرف الاسمي باتجاه السعر الفعلي بما يتلاءم مع فجوات الناتج والتضخم بين الجزائر وباقي شركائها التجاريين، وبالتالي فإن ضعف استجابة سعر الصرف الحقيقي لمختلف المتغيرات المرتبطة بتحرير القطاع المالي يؤكد على اختلال الاقتصاد الجزائري من الجانب الهيكلية ومنه ضعف الارتباط والتأثير المتبادل بين المتغيرات المالية والحقيقية، كما يعزز من جانب مقابل حقيقة أن سعر الصرف في الجزائر لا يزال مدار رغم محاولة تحريره التي جاءت في إطار سياسات التعديل الهيكلية المبرمة بموجب اتفاق الجزائر مع صندوق النقد الدولي، ومنه فإنه في ظل هذه النتائج المتوصل يتبين **تحقق الفرضية الأولى** في حين أن **الفرضية الثانية** للدراسة غير محققة.

على ضوء ما سبق تقترح الدراسة مجموعة من التوصيات التي نعرضها كالتالي:

- تعميق إصلاحات القطاع المالي والشروع في اتخاذ تدابير واسعة النطاق، بهدف تحديثه بما يتماشى مع المتطلبات والتطورات الراهنة؛
- ضرورة تبني خطط قوية وواضحة تندرج في سياق استراتيجيات تستهدف زيادة التنوع الاقتصادي والخروج من دوامة التبعية لقطاع المحروقات، بالتركيز على القطاعات عالية القيمة المضافة والقطاعات التصديرية والتي من شأنها إعطاء قيمة أكبر لسعر الصرف؛
- أهمية مواصلة إصلاحات الاستقرار الكلي والتي تهدف إلى تقوية قدرة الاقتصاد على مواجهة الصدمات الخارجية ودعم الاستقرار المالي؛
- دمج الإصلاحات الهيكلية كتحرير التجارة الخارجية وتطوير القطاع المالي في سياق الاستراتيجيات والخطط الوطنية للإصلاح الاقتصادي نظراً لتأثيرها الكبير والداعم لسياسة سعر الصرف؛
- إصلاح نظام سعر الصرف والحد من تدخلات بنك الجزائر من أجل تحقيق مرونة أكبر، والسعي نحو تطوير أساليب تسيير وإدارة مخاطر سعر الصرف ومراقبتها بالطريقة التي تسمح بالابتعاد عن الخسائر والتأثير في التوقعات التضخمية.

<sup>1</sup> Hakimi Abdelaziz et al., "Financial Liberalization and Banking Profitability: A Panel Data Analysis for Tunisian Banks ", International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 1, N° 2, 2011, P: 21.

<sup>2</sup> Murat Ucer, "Notes on Financial Liberalization", Proceedings of the Seminar: "Macroeconomic Management: New Methods and Current Policy Issues", Held in Turkey, 2000, P:1.

<sup>3</sup> Graciela L. Kaminsky, Sergio L. Schmukler, "Short-run pain Long-run gain: The Effects of Financial Liberalization", NBER Working Paper No. 9787, National Bureau of Economic Research, Jaune 2003, PP: 6-7.

<sup>4</sup> Aaron Tornell and Frank Westermann, **Boom-Bust Cycles and Financial Liberalization**, MIT Press Books, 2005, P:06.

<sup>5</sup> Silke Bumann et al., "Financial Liberalization and Economic Growth: A Meta-Analysis", Journal of International Money and Finance, vol 33, 2013, PP: 256-257.

<sup>6</sup> Claudius Gräbner et al., "Understanding economic openness: a review of existing measures," Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv), Springer; Institut für Weltwirtschaft (Kiel Institute for the World Economy), vol. 157, No.1, 2021, PP: 89-91.

<sup>7</sup> عاطف وليم أندراوس، أسواق الأوراق المالية بين ضرورات التحول الاقتصادي والتحرير المالي ومتطلبات تطويرها، دار الفكر الجامعي، الإسكندرية، مصر، 2015، صفحة: 199.

<sup>8</sup> رونالد ماكينون، النهج الأمثل لتحرير الاقتصاد: إحكام السيطرة المالية عند التحول إلى اقتصاديات السوق، ترجمة صليب بطرس وسعاد الطنبولي، الجمعية المصرية لنشر المعرفة والثقافة العالمية، مصر، الطبعة الثانية، 1996، صفحة: 128.

<sup>9</sup> ضياء نصر الله الدرمللي، التحرير المصرفي في ظل التطورات الاقتصادية والمالية العالمية، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، مصر، 2017، صفحة: 56.

<sup>10</sup> Songporn Hansanti et al, **International Finance in Emerging Markets Issues, Welfare Economics Analyses and Policy Implications**, Springer, 2008, P: 25.

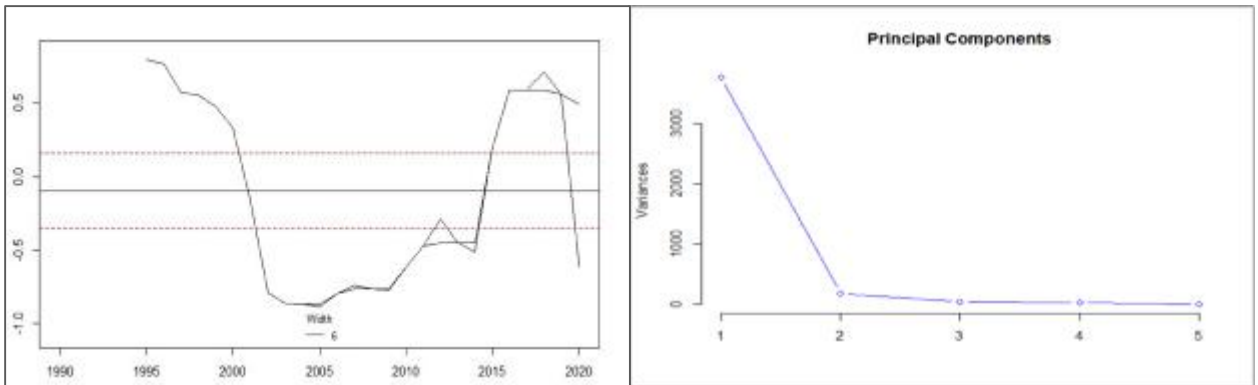
<sup>11</sup> Jeffrey A.Frankel and Andrew K.Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment ", Journal of International Economics, Vol.41, Iss.3-4, November 1996, PP: 351-366.

<sup>12</sup> Rangan Gupta, "Financial Liberalization and the Dynamics of Inflation, Nominal Exchange Rate, and Terms of Trade ", Indian Economic Review, Vol.42, No.2, 2007, PP: 165-176.

- <sup>13</sup> Sebastian Edwards and Roberto Rigobon, "**Capital controls on inflows, exchange rate volatility and external vulnerability**", Journal of International Economics, Vol.78, Iss.2, 2009, PP: 256-267.
- <sup>14</sup> Juthathip Jongwanich, "**Capital Flows and Real Exchange Rates in Emerging Asian Countries**", Working Paper No.210, Asian Development Bank, July 2010.
- <sup>15</sup> Minsuk Kim, "**Financial development, Exchange Rate Fluctuations and Debt Dollarization: A Firm-Level Evidence**", IMF Working Paper No.19/168, International Monetary Fund, August 2019.
- <sup>16</sup> Yongcheol Shin et al., "**Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework**", In Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications, Springer, New York, USA, 2014, , PP: 281-314.
- <sup>17</sup> Satish Kumar, "**Asymmetric Impact of Oil Prices on Exchange rate and Stock Prices**", The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol.72, 2019, PP: 45.
- <sup>18</sup> Abdalnasser Hatemi-J, "**Asymmetric Causality Tests with an Application**", Empirical Economics, Vol.43, Iss.1, 2012, PP: 447-456.
- <sup>19</sup> Faisal Faisal et al, "**Does an Asymmetric Nexus Exist Between Financial Deepening and Natural Resources for Emerging Economy? Evidence from Multiple Break Cointegration Test**", Resources Policy, Vol.64, 2019, P: 6.

الملاحق:

الملحق رقم (01): تباين المركبات الأساسية لمؤشر التحرير المالي المركب الملحق رقم (02): معامل الارتباط لسلسلة سعر الصرف والتحرير المالي



الملحق رقم (03): نتائج تقدير نموذج NARDL

Regression results (variables renamed):

Source	SS	df	MS	Number of obs =	28
Model	1887.72448	15	125.873115	F(15, 14) =	4.88
Residual	418.92828	14	29.9228772	Prob > F =	0.0851
Total	2306.65277	27	84.028547	R-squared =	0.8168
				Adj R-squared =	0.8467
				Root MSE =	5.4701

coef	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
$\alpha$					
$\alpha_1$	-.4378586	-.2559678	-1.42	0.003	[-1.076837 -0.1786635]
$\alpha_2$	-.0188398	-.0823258	-0.29	0.772	[-.3528653 .3152957]
$\alpha_3$	.8497289	.249788	3.08	0.002	[.3148598 1.384611]
$\alpha_4$	.1461217	.1287015	1.17	0.052	[-.1057178 .3981008]
$\alpha_5$	-.3715852	-.0829668	-0.86	0.402	[-.7492777 .0061273]
$\alpha_6$	-.0021895	-.1787227	-0.21	0.508	[-.3852216 .3801227]
$\alpha_7$	-.1225617	-.1789641	-0.69	0.501	[-.5091641 .2639814]
$\alpha_8$	.1259868	.2585735	0.48	0.635	[-.5532648 1.804557]
$\alpha_9$	-.1229884	-.4322922	-0.49	0.625	[-1.208423 .7523165]
$\alpha_{10}$	-.7093618	-.4258885	-1.66	0.119	[-1.628503 -.3902203]
$\beta$	1.608191	1.222207	0.57	0.578	[-4.607513 7.927894]
$\beta_1$	9.132853	6.378216	1.08	0.308	[-9.261041 27.527897]
$\beta_2$	-.8257862	-.2578223	-3.20	0.017	[-1.335648 -.3159256]
$\beta_3$	176.6258	47.16814	3.79	0.003	[78.86138 281.1903]

Asymmetry statistics:

long. var.	Long-run effect [-]			Long-run effect [-]		
	coef.	t-stat	P> t	coef.	t-stat	P> t
F	-0.028	.005	0.732	-0.702	5.528	0.034
	Long-run asymmetry			Short-run asymmetry		
F			0.721	0.039		0.041

Note: Long-run effect [-] refers to a permanent change in long. var. by -1

Cointegration test statistics:  $L_{ARD} = -8.8729$   
 $F_{ARD} = 5.8727$

Model Diagnostics

stat.	p-value
Portmanteau test up to lag 12 (chi2)	11.88 0.4991
Breusch/Pagan Heteroskedasticity test (chi2)	2.881 0.2942
Smiley RESET test (F)	3.874 0.0885
Jarque-Bera test for normality (chi2)	1.417 0.4924

الملحق رقم (04): مضاعف الأثر التراكمي الديناميكي لنموذج NARDL

