العلاقة بين المعروض النقدي، سعر الصرف الفعلي الحقيقي وبين النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة من 1980 إلى 2019

The relationship between monetary growth rate, real exchange rate and economic growth rate in Algeria during the period from 1980 to 2019

د. مدوري حادة[1]، أ.د مكيديش محمد[2]

[1] جامعة أبي بكر بلقايد – تلمسان (الجزائر)، hadda.madouri@yahoo.fr

[2] المركز الجامعي مغنية – تلمسان (الجزائر)، mkidiche@yahoo.fr

تاريخ الإرسال: 2021/07/05 **تاريخ القبول:** 2021/10/25 **تاريخ النشر:** 2021/12/31

ملخص:

يهدف هذا البحث إلى تحديد طبيعة العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري ومعدل نمو الكتلة النقدية وبين معدل النمو الاقتصادي خلال الفترة من 1980-2019 في الجزائر من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة.

لقد أظهرت النتائج أنه يوجد علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي، معدل نمو الكتلة النقدية وبين معدل النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة من 1980-2019 وأنّ سعر الصرف الحقيقي له تأثير على معدل النمو الاقتصادي في المدى القصير فقط بينما معدل نمو الكتلة النقدية يؤثر قليلا على معدل النمو الاقتصادي في المديين القصير والطويل.

كلمات مفتاحية: معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي، معدل النمو الاقتصادي، نموذج ARDL

تصنيفات JEL : C51 ، E12 ،. E51، E52، F31.

Abstract :

This research aims to determine the nature of relationship between the real exchange rate of the Algerian dinar , the monetary growth rate and between economic growth during the period from 1980-2019 through the use of an autoregressive distributed lag (ARDL) model.

The results showed that Algerian real exchange rate has a significant impact only in the short run on the economic growth rate of Algeria during the period from 1980-2019, while the impact of the monetary growth rate has little effect on the economic growth rate in the short and long run.

Keywords: monetary growth rate; real exchange rate; economic growth rate; ARDL model.

JEL Classification Cods : C51, E12, E51, E52, F31.

المؤلف المرسل: د.مدوري حادة، **الإيميل:** hadda.madouri@yahoo.fr

المقدمة:

شهد الاقتصاد الجزائري عدة تقلبات قصيرة الأجل في النشاط الاقتصادي خلال الفترة ما بين 1980 و2019، بسبب الصدمات الخارجية المتأتية من الانخفاض الشديد في أسعار النفط، المورد الرئيسي للجزائر وهذا ما أدّى إلى أزمة اقتصادية عنيفة في نهاية الثمانينات وابتداء من نهاية سنة 2014 إلى سنة 2018، انهيار أسعار النفط انعكس في عجز ميزان المدفوعات حيث سجل رصيده الاجمالي القريب جدا من رصيد الحساب الجاري عجزا قياسيا سنة 2015(ما يقارب 27 مليار دولار)، سنة 2016 (ما يقارب 16.03 مليار دولار)، سنة 2017 (ما يقارب 21.76 مليار دولار) وسنة 2018 (ما يقارب 15.82 مليار دولار) (بنك، 2019). وعجز في الميزانية العامة سنة 2016بنسبة 12.6 ٪ من الناتج المحلي الإجمالي و6.4٪ سنة 2017. إن هذا التدهور الحاد في أحد العوامل الأساسية للاقتصاد الوطني ، في سياق فروق التضخم والإنتاجية غير المواتية والحاجة إلى الحفاظ على الإنفاق العام على مستوى عال، لدعم النمو والعمالة، تسبب في انخفاض قيمة الدينار، في المتوسط السنوي، بنسبة 19.8 ٪ مقابل الدولار وبنسبة 4.07 ٪ مقابل اليوروبين عامي 2014 و2015، وبنسبة 3.3 ٪مقابل االأوروفي سنة2017 ،مقابل انخفاض بـــ 8 ٪بين سنتي 2015 و2016 مقابل الدولار الأمريكي، وانتقل سعر صرف الدينار من 109.4654 دينار للدولار الواحد في سنة 2016 إلى 110.961 دينار في سنة 2017 (بنك، 2019).

كما أدّى انهيار أسعار النفط إلى استنزاف واستهلاك الاحتياطات العمومية، ممّا دفع بالخزينة إلى تعبئة الموارد الاضافية من خلال اللجوء إلى قرض سندي وطني والاستفادة من فوائد تم اقتطاعها من نتائج بنك الجزائر إلا أنّ الخزينة بقيت بحاجة إلى تمويل يفوق 500 مليار دج لسنة 2017 ومع بقاء أسعار النفط منخفضة ممّا زاد من حدّة الضغوطات على الخزينة في المديين القصير والمتوسط، ممّا شكل خطرا كبيرا على قدرة الدولة في مواصلة التنمية الاقتصادية والاجتماعية(السوق النقدي والمالي شهدا انكماشا وهذا ما حدّمن امكانية تموين الاستثمار الاقتصادي.

قررت الحكومة عدم اللجوء إلى المديونية الخارجية وإنّما اللجوء إلى أداة تمويل تسمى التمويل غير التقليدي أو التسهيلات الكمية، من أجل تغطية احتياجات تمويل الخزينة العمومية، تمويل الدين الداخلي العمومي وتمويل الصندوق الوطني للاستثمار، فالبنك المركزي الجزائري يهدف في المقام الأول إلى ضمان استقرار الأسعار واستقرار الاقتصاد الكلي بالاعتماد على تأثير السياسة النقدية على الاقتصاد. وبالتالي، فإن الركود المرتبط بالصدمات المالية يجعل البنك المركزي يتبع سياسات نقدية توسعية. حيث تعمل السلطات النقدية المتمثلة في بنك الجزائر على عرض النقود من أجل تحقيق أهداف السياسة الاقتصادية مثل النمو الاقتصادي والعمالة الكاملة واستقرار الأسعار والتوازن الخارجي. وبالتالي نطرح الاشكالية التالية:

ماهي طبيعة العلاقة بين معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري وبين معدل النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة من 1980-2019؟

لكي يتم الاجابة على إشكالية الدراسة، نحاول اختبار صحة الفرضيتين التاليتين:

الفرضية الأولى: يوجد علاقة طردية وطويلة الأجل بين معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري ومعدل النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة من 1980-2019.

الفرضية الثانية: سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري ومعدل نمو الكتلة النقدية يلعبان دورا مهما في تحفيز النمو الاقتصادي.

نهدف من خلال هذا البحث؛ أولا إلى تحديد طبيعة العلاقة بين معدل نمو الكتلة النقدية المعروضة وسعر الصرف الحقيقي وبين معدل النمو الاقتصادي، ثمّ إلى قياس أثر معدل نمو الكتلة النقدية وسعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري على معدل النمو الاقتصادي خلال الفترة من 1980-2019.

إنّ أهمية هذا البحث تتجلى في معرفة مدى تأثير معدل نمو الكتلة النقدية وسعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري في تحقيق النمو الاقتصادي خاصة وأنّهما يملكان تأثير قوي على مستوى معيشة الأفراد.

للإجابة على الاشكالية واختبار فرضيتي الدراسة سنعتمد على المنهج الوصفي التحليلي باستخدام أدوات كمية وذلك لما يتطلبه النموذج القياسي المستخدم. ونطبق نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات المبطأة (ARDL) على بيانات معدل النمو الاقتصادي كمتغير تابع ومعدل نمو الكتلة النقدية وسعر الصرف الحقيقي كمتغيرين مستقلين بغرض ايجاد طبيعة العلاقة بين المتغيرين.

1-تطور معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي ومعدل النمو الاقتصادي:

في هذا المقال ندرس تأثير معدل نمو الكتلة النقدية وسعر الصرف الحقيقي على معدل النمو الاقتصادي الحقيقي في الجزائر كون أن الدولة استخدمت انكماش نقدي بسبب الأزمة الاقتصادية الناتجة عن انهيار أسعار المحروقات وذلك من أجل تحقيق الاستقرار المالي وتقليص معدل التضخم خلال الفترة ما بين 1986-1999 وتوسع نقدي بسبب الفائض المالي الناتج عن تراكم احتياطات الصرف بسبب ارتفاع أسعار المحروقات وذلك لتنفيذ البرامج التنموية خلال الفترة من 2000-2014 كما استخدمت تعديلات سعر الصرف كأداة سياسية لتعزيز القدرة التنافسية الخارجية وتنويع الصادرات. وبالاعتماد على الشكل المختصر لنموذج (Edwards, 1986) من خلال العلاقة التالية:

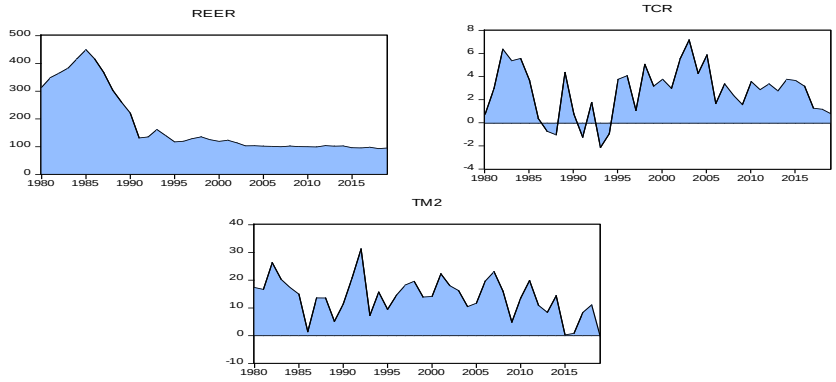
$$TCR = f(TM2, REER)$$

TCR: معدل النمو الاقتصادي

$TM2$: معدل نمو الكتلة النقدية، حيث تشمل الكتلة النقدية على مجموعة الأدوات الشديدة السيولة(الأوراق النقدية والقطع النقدية) وكذلك الودائع في الحسابات البريدية الجارية بالإضافة إلى الودائع لأجل والودائع الادخارية في البنوك التجارية.

$REER$: سعر صرف الدينار الجزائري الحقيقي

الشكل(01): تطور سعر الصرف الحقيقي، معدل الكتلة النقدية ومعدل النمو الاقتصادي في الجزائر من 1980-2019



المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews والبيانات مأخوذة من إحصائيات البنك العالمي.

من خلال الشكل 1، نلاحظ معدلات نمو سنوية متذبذبة بالنسبة للنمو الاقتصادي والكتلة النقدية طول الفترة الممتدة من 1980-2019 والتي شهد الاقتصاد الجزائري فيها عدة تغييرات وصدمات. فكان على الحكومة الجزائرية أن تواجه أزمات النفط خلال الفترتين ما بين 1986-1999 وما بين أواخر سنة 2014 إلى 2019 وما تبعها من تراجع في صادراتها، والاضطرابات السياسية المرتبطة بالحركة الإرهابية للفترة ما بين 1989-1999.

اضطرابات سياسية طويلة في الجزائر (1989-1999)، سوق نفط دولي متقلب، وبالتالي معدلات نمو اقتصادي ضعيف وأحيانا سلبي حيث سجلت أدنى معدل 2.1%-سنة 1993 وأعلى معدل 5.1%كان في سنة 1998. كما سجل انكماشا اقتصاديا بسبب التراجع الحاد في معدل نمو الكتلة النقدية من 13.6% سنة 1987إلى 5.18% سنة 1989 ، وخلال الفترة من 1990-1993 سجل توسعا في نمو الكتلة النقدية بسبب إعادة هيكلة المؤسسات العمومية، حيث شهد سعر صرف الدينار الجزائري تعديلات وفقا لإجراءات هدفت إلى تخفيض قيمة الدينار الجزائري بطريقة تدريجية مراقبة من نهاية 1987 إلى 1991 وهكذا انخفض معدل سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري بنسبة 35.15% من سنة 1988 إلى سنة 1989 وانطلاقا من سنة 1990 تم توسيع عملية الانزلاق إلى الوصول به إلى المستوى الذي يسمح باستقراره. ومنذ ظهور نظام الصرف العائم الموجه في الجزائر، وتحرير التجارة خلال التسعينيات، كان هناك نقاش واسع حول العلاقة بين النمو الاقتصادي والمتغيرات الكلية الأخرى.

أمّا خلال الفترة ما بين 1994-1998، هدفت سياسة الدولة إلى تحقيق الاستقرار المالي والحد من نمو الكتلة النقدية من أجل تقليص معدل التضخم. كما تميزت الفترة الممتدة من سنة 2000 إلى 2014 بتوسع معدل نمو الكتلة النقدية الراجع إلى الفائض المالي الراجع لتراكم احتياطات الصرف بسبب ارتفاع أسعار النفط وارتفاع الجباية البترولية التي تغذي النفقات العامة بنسبة حوالي 60% من إجمالي الايرادات.

بعد الأزمة النفطية لنهاية سنة 2014 شهد معدل نمو الكتلة النقدية انخفاضا حادا 0.29% سنة 2015 و0.81% سنة 2016 مع انخفاض في سعر الصرف الفعلي الحقيقي من 102.89%سنة 2014 إلى 95.52% سنة 2016.ثمّ يعود يرتفع معدل نمو الكتلة النقدية ليسجل 8.38% في سنة 2017 و11.1% سنة 2018 وهذا الارتفاع ناتج عن تنفيذ التمويل غير التقليدي الذي أدى إلى زيادة الودائع تحت الطلب لدى البنوك وفي سنة 2019 سجل معدلا سالبا -0.85%. في المقابل سجل معدل النمو

الاقتصادي نسبا منخفضة انتقل من 3.8% سنة 2014 إلى 0.8% سنة 2019، أمّا سعر الصرف الحقيقي سجل سنة 2017 تحسنا بلغ 97.84دج/الدولار ثم انخفاضا بلغ 93.28 دج/الدولار سنة 2018 وتحسنا بلغ 95.29 دج/الدولار سنة 2019.

2-مراجعة بعض الأدبيات النظرية

2-1 الأدبيات النظرية حول العلاقة بين معدل نمو الكتلة النقدية ومعدل النمو الاقتصادي

تعتبر النقود وسيلة للتبادل ووحدة قياسية بالإضافة إلى معيار الدفع المؤجل ووسيلة التخزين. ولكن، هل النقد يعتبر حياديا أم لا في النمو الاقتصادي طويل الأجل؟.

يعتقد معظم الاقتصاديين أن الاقتصاد المتنامي يتطلب مخزونًا نقديًا متزايدًا، على أساس أن النمو يؤدي إلى زيادة الطلب على النقود، والتي يجب استيعابها، حيث اعتبر(Tobin, 1965) أن النقود في شكل دين عام يمكن أن يساعد في توجيه المدخرات نحو الاستثمار وبالتالي يؤدي إلى معدل نمو أعلى، أمّا (FRIEDMAN, 1968) فيعتقد أنه إذا تم الحفاظ على معدل نمو عرض النقود بنسبة ثابتة على المدى الطويل، فإنها ستحافظ على الاستقرار الاقتصادي.

إلا أن(Sidrauski, 1969) أظهر دور النقود في النمو الاقتصادي، من خلال ادخال النقود في دالة المنفعة(MIU) ، وتوصل إلى أن النقود محايدة للغاية، ولن يكون لها تأثير حقيقي، وأن معدل النمو المرتفع للنقود يؤدي فقط إلى التدهور.

2-2ا الأدبيات النظرية حول العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي ومعدل النمو الاقتصادي

يلعب سعر الصرف دورًا حيويًا في التجارة الدولية حيث يتم تسوية المعاملات الدولية للسلع والخدمات بالعملات الأجنبية. غالبًا ما يؤدي تخفيض قيمة العملة إلى تعزيز النمو الاقتصادي.

إن تأثير تغيرات أسعار الصرف على النشاط الاقتصادي هو موضوع اهتمام الكثير من الباحثين الاقتصاديين خصوصا في اقتصادات الأسواق النامية والناشئة. فمن وجهة نظر النظرية الاقتصادية التقليدية أن التخفيضات أو انخفاض قيمة العملة لها آثار توسعية على الإنتاج المحلي والدخول، حيث أن تخفيض قيمة العملة يرفع الحجم الحقيقي للصادرات ويقلل من الحجم الحقيقي للواردات، وبالتالي يوفر دخلًا ووظائف إضافية للقطاعات المصدّرة ومنافسي الواردات. هذا التحول في الإنفاق من الواردات إلى السلع المحلية يعزز بدوره الطلب الكلي والإنتاج. هذه النظرة لتأثير سعر الصرف دفعت صانعي السياسة الجزائرية إلى استخدام تخفيضات العملة بشكل فعال كأداة لتعزيز الصادرات والنمو الاقتصادي.

إلّا أنّ (Krugman & Taylor, August 1978) يعتبران أن تخفيض قيمة العملة يمكن أن يؤدي إلى انخفاض في الإنتاج عن طريق خفض حصة الأجور، حيث يؤدي تخفيض قيمة العملة إلى زيادات فورية في الأسعار، ولكن نظرًا لأن الأجور الاسمية تستغرق وقتًا للتكيف، فقد تنخفض الأجور الحقيقية مؤقتًا.وهذا يؤدي إلى إعادة توزيع الدخل من المجموعات ذات الميل الهامشي المنخفض للادخار (الموظفين) إلى المجموعات ذات الميل الهامشي الأعلى للادخار (المصدرون وأصحاب الأعمال)، مما يؤدي بدوره إلى إضعاف الطلب الكلي وبالتالي الناتج. علاوة على ذلك ، إذا كانت المرونة السعرية للواردات والصادرات منخفضة، فقد يؤدي تخفيض قيمة العملة إلى تفاقم شروط التجارة الدولية، مما يجبر الدولة على دفع المزيد من الصادرات الحقيقية لكل وحدة استيراد تم شراؤها. كما أنّ (Edwards, 1986) استخدم بيانات لـ 12 دولة نامية حيث

أظهر أن تخفيض قيمة العملة انكماشي على المدى القصير ومحايد على المدى الطويل.

3-بعض الدراسات التطبيقية حول العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي، معدل الكتلة النقدية وبين معدل النمو الاقتصادي

3-1الدراسات التطبيقية عن العلاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي

ركزت العديد من الدراسات النظرية والتجريبية على تحليل العلاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي، فيما يتعلق بتأثير تغير سعر الصرف على النمو الاقتصادي، حيث يشير (Frederic Mishkin, Mars 1996) إلى أن سعر الصرف هوقناة تلعب دورًا مهمًا في كيفية تأثير السياسة النقدية على الاقتصاد الوطني، حيث يؤدي انخفاض قيمة العملة الوطنية إلى خفض أسعار السلع الوطنية مقارنة بالسلع الأجنبية، مما يترجم إلى زيادة في صافي الصادرات وبالتالي إجمالي الإنتاج.

يدعم(Barry Eichengreen, 2008,) الفكرة القائلة بأن الحفاظ على سعر صرف حقيقي عند مستويات تنافسية وتجنب التقلب المفرط أمر بالغ الأهمية للنمو الاقتصادي. ويضيف أيضًا أنه ليس استقرار سعر الصرف الذي يفضل النمو ولكن بالأحرى مستواه المتوسط، في حالة تعرض سعر الصرف لمبالغة كبيرة في التقييم، يجب إعادة موازنته من أجل تشجيع النمو التنمية وهذا من خلال انخفاض القيمة الاسمية جنبًا إلى جنب مع سياسات الاعتدال في الأجور التي تهدف إلى تقليل الآثار التضخمية مما يقلل الدخل الحقيقي.بالإضافة إلى ذلك ، يشير Eichengreen إلى أن الحفاظ على سعر صرف حقيقي عند مستوى تنافسي دون تقلبات يحسن تأثير محددات النمو الأخرى مثل التعليم والتدريب والادخار والاستثمار والمعرفة التنظيمية والتكنولوجية.

هدفت دراسة (Lorna Katusiime, 2016,) إلى دراسة أثر تقلبات أسعار الصرف على النمو الاقتصادي في أوغندا، باستخدام بيانات سنوية من 1960-2011 والاعتماد على نموذج ARDL، وأظهرت النتائج التجريبية إلى أن تقلب أسعار الصرف له أثار إيجابية قصيرة وطويلة المدى على النمو الاقتصادي. هذا يعني أن سعر الصرف كان فعالا في كبح الصدمات الخارجية على الاقتصاد المحلي. أمّا خلال فترات عدم الاستقرار السياسي، أصبحت تقلبات أسعار الصرف تؤثر سلبا على النمو الاقتصادي، ويرجع ذلك إلى عدم اليقين بشأن قرارات السياسة العامة.

كما أظهرت دراسة (BENDAHMANE. M .El Amine, 2016) أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي يؤثر في الناتج المحلي الاجمالي وأيضا نتائج تحليل دوال الاستجابة أظهرت أن حدوث صدمة موجبة في سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الأجل القصير والمتوسط والطويل تؤدي إلى حدوث أثر سالب على الناتج المحلي الاجمالي.

-فحص (Habib, Mileva, & Stracca, 2017)تأثير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي للفرد لعينة من 150 دولة خلال الفترة 1970-2010. كشفت نتائج هذه الدراسة أن الانخفاض الحقيقي في سعر الصرف له تأثير كبير على النمو في البلدان النامية وبشكل ملحوظ على البلدان المتقدمة.

-هدف الباحث (زكرياء، 2018) إلى قياس أثر السياسة النقدية على الناتج المحلي الاجمالي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة الممتدة من الفصل الأول لسنة 1995 إلى الفصل الرابع لسنة 2016.ومن نتائجها أن قناة سعر الصرف كانت ضعيفة في استهداف معدل النمو.

3-2الدراسات التطبيقية عن العلاقة بين الكتلة النقدية والنمو الاقتصادي

يوجد أبحاث كثيرة حاولت إبراز دور النقد في النمو الاقتصادي، وتم التحقيق في العلاقة بين هذه المتغيرات في الدول المتقدمة والنامية، حيث يعتقد الكيتزيون أن التغيرات في عرض النقود تؤدي إلى تغيرات في الإنتاج الحقيقي والأسعار.

-قام (M.S. Ogunmuyiwa & A. Francis Ekone, 2010) بالتحقيق في تأثير عرض النقود والنمو الاقتصادي في نيجيريا باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة من 1980 إلى 2006 ، واستخدم مقدر OLS للتكنولوجيا الاقتصادية ، واختبار السببية ونموذج تصحيح الخطأ لبيانات السلاسل الزمنية. أشارت النتائج إلى أن عرض النقود لا يتمتع بقوة تنبؤية كبيرة في تفسير نموالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على كل من الاختيار بين العرض النقدي التوسعي والتضخم.

-هدفت دراسة (Ngoa Tabi Henri, 2011,)إلى تحليل العلاقة بين النمو الاقتصادي والتضخم والأموال المتداولة في الكامرون باستخدام نموذج VAR للفترة 1960-2007, وخلصت النتائج إلى أن الزيادة في عرض النقود تؤدي إلى ارتفاع معدل النمو الاقتصادي.

-وجد(Brad Sturgill, 2014,) أنّ نمو الأموال يرتبط بنمو الناتج ارتباطًا إيجابيًا عبر مجموعة صغيرة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية. حيث كشف تقدير متجه الانحدار الذاتي واختبارات سببية لجرانجر أن نمو الأموال يساعد في دفع النمو الاقتصادي في عينة منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي، وهذا التأثير الإيجابي هونتيجة لمستويات أعلى للحرية الاقتصادية في الدول الأكثر تقدمًا، مما قد أدّى إلى انشاء بيئة تساعد فيها الأموال الاسمية على تسهيل عملية الإنتاج أو تسريع تراكم رأس المال.

وركز (Prasert & al, 2015) على دراسة العلاقة بين عرض النقود والنمو الاقتصادي في ثمانية بلدان من دول جنوب شرق آسيا، بما في ذلك ثلاثة متغيرات وهي معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (GGDP) والنقود (M1) والودائع تحت الطلب (DD) خلال الفترة من 1995 إلى 2013 باستخدام سلاسل مقطعية(بانل) ونماذج ARDL .وخلصت النتائج إلى وجود علاقة طردية، طويلة الأجل بين معدل النمو الاقتصادي وعرض النقود وفي نفس الوقت سلبية بين الودائع تحت الطلب ومعدل النمو الاقتصادي خلال الفترة من 1995-2013.

-هدفت دراسة (Mohammed Ershad H, 2017,) إلى تقييم تأثير عرض النقود على معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في بنغلاديش خلال الفترة 1972-2014 باستخدام نموذج VECM وأشارت النتائج إلى أن عرض النقود له تأثير مهم على معدل نموالإنتاج على المدى الطويل.

-استخدم (Sang, 2019)نموذج VAR لاختبار تأثير السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في الفيتنام خلال الفترة من 2019- 2018. أظهرت النتائج أن هناك علاقة بين متغيرات السياسة النقدية والنمو الاقتصادي، حيث يكون للعرض النقدي تأثير إيجابي عند مستوى عالٍ كبير، وأسعار الفائدة لها تأثير سلبي على النمو الاقتصادي في فيتنام.

4-المنهجية

4-1 نموذج ARDL(M. Hashem Pesaran, 1997)

تركز هذه الدراسة على العلاقة بين عرض النقود، سعر الصرف والنمو الاقتصادي في الجزائر بما في ذلك ثلاثة متغيرات وهي

معدل نموالناتج المحلي الإجمالي (TCR) ومعدل الكتلة النقدية (TM2) وسعر الصرف الفعلي الحقيقي(REER) خلال الفترة من 1980 إلى 2019. في هذا البحث ، تم استخدام نموذج ARDL الذي اقترحه بيساران وآخرون. (1997)، والذي تم تطويره من قبل كل من (Pesaran & al, 2001)، حيث تتميز هذه المنهجية بأنها لا تتطلب تكامل السلاسل الزمنية من نفس الدرجة، فحسب pesaran، فان اختبار الحدود في إطار (ARDL) يمكن اعتماده فقط في حالة كون السلاسل الزمنية مستقرة عند المستوى I(0) أو مستقرة عند الفرق الأول I(1) أو خليط بينهما، بالإضافة إلى ذلك فان منهجية ARDL لها مميزات أفضل في حالة الدراسات التي تحتوي على عدد قليل من المشاهدات، كما أنّ نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) يمكّننا من تحديد العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في المديين الطويل والقصير في نفس المعادلة، كما يقدم تقديرا غير متحيز وذي كفاءة.

إن اختبارات التشخيص يمكن الاستناد اليها بصفة كبيرة .ولاختبار فترات الابطاء الموزعة K يستخدم عموما معيارين وهما: (Sch) schwartz's criterion أو (Aic) Akaike Information criterrion حيث يتم اختيار طول الفترة بالاعتماد على أدنى قيمة لكل من (Aic) أو (Sch).

إن تأثير المتغير المستقل x على المتغير التابع y في السلاسل الزمنية قد تحكمه فترات زمنية طويلة نسبيا للتأثير النهائي على المتغيرy ، حيث أن الاستجابة تتوزع على نطاق واسع عبر الزمن فإذا كانت المدة الفاصلة بين الفعل ورد الفعل طويلة نسبيا فان المتغيرات المستقلة المتباطئة يجب إدخالها في النموذج، ومبدأ نماذج الابطاء يكون بضم سلسلة متغيرات الابطاء المستقلة لضمان عملية التعديل ويمكن التعبير عن نموذج ARDL بالصيغة العامة التالية:

$$y_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \, y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_j x_{t-j} + u_t \qquad (1)$$

وإعداد معلمات النموذج (1) في صيغة تصحيح الخطأ EC الشرطية (خيار: ardl ec) كما يلي:

$$\Delta y_t = c_0 - \alpha(y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{p} \mu_j \Delta x_{t-j} + u_t \qquad (2)$$

المدى الطويل ← → المدى القصير

مع معامل سرعة التعديل α والمعاملات طويلة المدى θ :

$$\alpha = 1 - \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \quad , \quad \theta = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_j}{\alpha}$$

2-4 خطوات منهجية نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع: ARDL

يمكن تلخيص خطوات منهجية نموذجARDL (Sebastian K D. C., 2018,) كما يلي:

–التأكد من أن كل السلاسل الزمنية مستقرة من خلال اجراء اختبار جذور الوحدة بحيث تكون مستقرة من الدرجة 0 أو الدرجة الأولى أوخليط بينهما ماعدا الدرجة الثانية I(2).

– تحديد فترة الإبطاء المناسبة.

–تكوين اختبار الحدود (bounds test) لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات.

– إذا كانت النتائج ايجابية، أي وجود علاقة في الأجل الطويل يتم فصل نموذج تصحيح الخطأ ECM العادي لمعرفة ديناميكية

المدى القصير بين المتغيرات.

-استعمال النتائج لقياس الآثار قصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات.

-اختبار جودة النموذج.

-التأكد من أن النموذج يخلومن مشكلة الارتباط الذاتي. (في حالة وجود ارتباط ذاتي يجب ادماج التأخر في المتغيرات).

- التأكد من استقرارية ديناميكية النموذج.

4-3اختبارات: (Pesaran, 2001)

من أجل القيام باختبار الحدود (Bounds testing) للكشف عن وجود إمكانية لتصحيح الأخطاء في الأجل الطويل و صياغة معادلة التكامل المشترك وفق النهج الشامل لـ Bounds test كما هومبين عند (Andrew Q. Philips H. Y., 2016) يتطلب استخدام احصائية فيشر (F-statistic) وt-statistic كما جاء به (Sebastian K, published 2020)وفق الفرضيات التالية:

فرضية العدم: عدم وجود تكامل مشترك $H_0^F: (\alpha = 0) \cap (\sum_{j=0}^{q} \beta_j = 0)$

مقابل الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك:$H_1^F: (\alpha \neq 0) \cup ((\sum_{j=0}^{q} \beta_j \neq 0)$

إذا تم رفض الفرضية العدمية H_0^F يجب استخدام t-statistic لاختبار الفرضية الأحادية مقابل الفرضية العدمية

$$H_0^t: \alpha = 0$$
$$H_1^t: \alpha \neq 0$$

وإذا تم رفض H_1^F يجب استخدام Z-test أو(wald test) لاختبار ما إذا كانت عناصر θ الأحادية والمجتمعة لها تفسير معنوي أولا.

5-نتائج الدراسة التطبيقية:

من أجل محاولة تحديد العلاقة بين معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي وبين معدل النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة من 1980-2019، اعتمادنا على الأدبيات النظرية والتجريبية المذكورة سابقا لبناء النموذج حيث تم استخدام معدل النمومللكتلة النقدية(TM2) وسعر الصرف الحقيقي (REER) كمتغيرات مفسِّرة ومعدل النموالحقيقي للناتج الداخلي الخام كمتغير تابع(TCR)، حيث تحصلنا على هذه البيانات من احصائيات البنك العالمي.

5-1 نتائج اختبارات الاستقرارية:

لمعرفة ما إذا كانت السلاسل الزمنية تحتوي على جذور الوحدة أم لا، نقوم باختبار Augumented Dikey Fuller (REGIS BOURBONNAIS 2004, p 274) ، حيث أظهرت نتائج هذه الاختبارات أنّ السلاسل الزمنية قيد الدراسة مستقرة عند الفرق الأول ما عدا معدل نمو الكتلة النقدية فهومستقر عند المستوى، كما هومبين في جدول1

5-2 اختبار التكامل المشترك بوجود انكسار هيكلي (A.W.Gregory, 1996):

لقد أصبح فهم تأثير التغييرات في الاقتصاد الكلي من حيث الانكسارات الهيكلية أمرًا مهمًا للغاية لأي تحليل متسلسل زمني للاقتصاد الكلي في الجزائر (Mosayeb, E, & A. C, January 2005).كما يدعمه (Leybourne & al, 1998) إذا لم يتم

التعامل مع الفواصل الهيكلية بشكل مناسب، فإن النتائج التجريبية التي يتم الحصول عليها من استخدام طرق التكامل المشترك ستكون زائفة ومضلّلة. وبالتالي نحاول في هذه الدراسة فهم العلاقة بين متغيرات الدراسة، في إطار التكامل المشترك Gregory and Hansen الذي يسهل تحديد كسر هيكلي واحد. ونظرا لوجود جذر الوحدة في المتغيرين معدل النمو الاقتصادي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي عند المستوى فمن المحتمل وجود تأثيرات الانقطاع الهيكلي في التكامل المشترك، و بالتالي طبقنا إختبار Gregory and Hansen للتكامل المشترك الذي يسمح بفاصل هيكلي محددا داخليًا من خلال إدخال تقنية تعتمد على المتبقّى، بحيث يتم تتبع علاقة التكامل المشترك في وجود تغييرات هيكلية محتملة، تقوم أيضًا بتقدير نقطة الانقطاع كما هوموضح في المعادلة التالية:

$$Y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{tb} + \beta_2 X_t + e_t$$

D هومتغير وهمي وإذا (t> tb) تكون قيمته واحدًا وبخلاف ذلك تكون صفرًا.

لقد أظهرت نتائج اختبار Gregory and Hansen أنّه يوجد انكسار هيكلي في التكامل المشترك في سنة 1995 للبيانات قيد الدراسة (جدول 2) حيث أنّ Z_t > من احصائية ADF عند مستوى معنوية 5%، إذن استنادا على هذه النتائج يتم تقدير نموذج ARDL مع الأخذ بعين الاعتبار الانكسار الهيكلي سنة 1995.

الجدول (01): نتائج اختبار الاستقرارية عند المستوى والفرق الأول لمتغيرات الدراسة

اختبار الاستقرارية عند المستوى				
		TCR	REER	TM2
بوجود ثابت	t-Statistic	-2.106	-1.5739	-4.770
	Prob.	0.243	0.4856	0.0004
بوجود ثابت واتجاه	t-Statistic	-2.02	-1.1219	-5.060
	Prob.	0.572	0.9115	0.001
بدون ثابت واتجاه	t-Statistic	-1.5956	-1.7794	-4.501
	Prob.	0.1031	0.0716	0.0011
اختبار الاستقرارية عند الفرق الأول				
		d(TCR)	d(LREER)	
بوجود ثابت	t-Statistic	-6.3822	-4.624	
	Prob.	0	0.003	
بوجود ثابت واتجاه	t-Statistic	-6.2611	-4.5836	
	Prob.	0	0.004	
بدون ثابت واتجاه	t-Statistic	-6.4486	-4.432	
	Prob.	0	0.000	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews10

الجدول(02): نتائج اختبار Gregory-Hansen للتكامل المشترك لوجود انكسار هيكلي عند المستوى بين TCR وREER، TM2 من 1980-2019

	الاختبار الاحصائي	التاريخ	القيم الحرجة المقاربة عدد المشاهدات 40 1%	5%	10%
ADF	-5.19	1995	-5.44	-4.92	-4.69
Z_t	-5.31	1995	-5.44	-4.92	-4.69
Z_a	-33.38	1995	-57.01	-46.98	-42.49

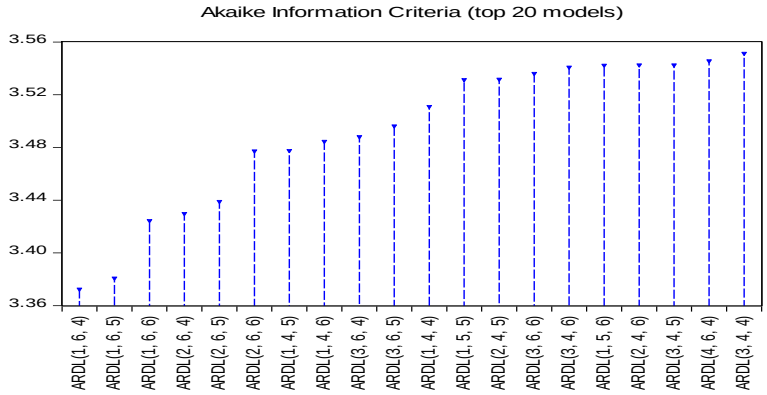
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Stata16

3-5 تقدير نموذج ARDL

1-3-5 تحديد فترة الابطاء المناسبة

لقد تم تحديد فترة الابطاء المناسبة للمتغيرات في نموذج ARDL(p , q) حسب أقل قيمة لمعيار AIC كما هومبين في الشكل 2 بحيث تأخر المتغير التابع (TCR) p=1 وتأخر المتغيرات المستقلة q=6 :

الشكل (02): نتائج تحديد فترة الإبطاء



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات Eviews10

2-3-5نتائج اختبار الحدود

أظهرت نتائج اختبار الحدود (جدول3) أنّه يوجد تكامل مشترك بين المتغير التابع TCR والمتغيرات المستقلة REER و TM2 عند مستوى معنوية 1%، كما هو موضح في الجدول 3 حيث أنّ احصائية فيشر أكبر من الاحصائية المحسوبة عند الحد الأعلى واحصاءة t هي أقل من القيمة المحسوبة عند الحد الأعلى, هذا يعني أنه يوجد علاقة بين REER ، TM2 وTCR في المدى الطويل وبالتالي يمكننا تقدير نموذج ARDL لقياس أثار معدل نمو الكتلة النقدية وسعر الصرف الفعلي الحقيقي على معدل النمو الاقتصادي.

الجدول (03) : اختبار الحدود للنموذج ARDL

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bound test H_0: no level relationship Case : 2 Finite sample(2 variables, 34observations, 11 short-run coefficients) Kripfganz and Schneider (2018) critical values and approximate p-values			F=17.200 t= -7.268	
	10%	5%	1%	P-Value

	I(0)	I(1)	I(0)	I1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.737	3.808	3.398	4.652	5.061	6.766	0.00	0.00
t	-2.471	-3.163	-2.857	-3.595	-3.663	-4.492	0.00	0.00

المصدر: من اعداد الباحثين باستخدام Stata.16

نلاحظ من خلال نتائج تقدير نموذج الانحدار لتصحيح الخطأ لـ ARDL(1 4 4) (case 2) أنّ معامل تصحيح الخطأ سالب يساوي(0.9587-) له تفسير معنوي (جدول4) عند مستوى معنوية 1%، قيمته المطلقة أكبر من الصفر وأقل من الواحد ونسبة الاحتمال تساوي صفر وهذا يعني أن % 95.87 من أخطاء المدى القصير يمكن تصحيحها في واحدة الزمن من أجل العودة إلى الوضع التوازني في الأجل الطويل، معلمات المدى القصير احصائيا لها تفسير معنوي، حيث يتأثر معدل النمو الاقتصادي في الجزائري خلال الفترة 1980-2019 بسعر الصرف الحقيقي سلبا في المدى القصير

فقط عند التأخر الأول والخامس عند مستوى معنوية 5%، كما يتأثر بمعدل الكتلة النقدية سلبا المتأخرة بالفترة الأولى و

الثانية والثالثة، كما يتأثر في نفس الوقت بالانكسار الهيكلي ايجابا. أمّا بالنسبة لنموذج المدى الطويل فنلاحظ أنّ معلمة

النموذج لسعر الصرف الحقيقي ليس لها تفسير معنوي بينما معدل نمو الكتلة النقدية له دلالة احصائية عند مستوى معنوية 1٪، وهويؤثر ايجابا على معدل النمو الاقتصادي. فمع بقاء العوامل الأخرى على حالها، إذا ارتفع معدل نمو الكتلة النقدية بـ 10٪ فسيرتفع معدل النمو الاقتصادي بـ 2.64 ٪ في المدى الطويل.

كما تم اختبار جودة النموذج من خلال اختبار التوزيع الطبيعي (الجدول 4) والذي أظهرت نتائجه أنّ أخطاء النموذج لا تخضع للتوزيع الطبيعي، أمّا بالنسبة لاختبار استقلالية الأخطاء (اختبار Breusch-Pagan-Godfrey)، بين أنّ مربعات أخطاء النموذج ليست مرتبطة فيما بينها وبمتغيرات النموذج، كذلك اختبار الارتباط الخطي للأخطاء لـ(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) بينت نتائجه أنّ الأخطاء مستقلة فيما بينها بالنسبة لأخطاء النموذج(2)case، كما أنّه يشير اختبار عدم تجانس تباينات الأخطاء أنّ تباينات الأخطاء متجانسة عند التأخرات 1 و2

(جدول4) واختبار استقرارية النموذج يبين أنّه مستقر حسب نتائج المجموع التراكمي لمربعات الأخطاء التي تبين من خلال الشكل 3 أنّ المنحنى يقع داخل منطقة رفض الانكسار الهيكلي في الأخطاء وبالتالي فإنّ النموذج مستقر ويمكن اعتماده في تحليل العلاقة بين المتغيرات قيد الدراسة.

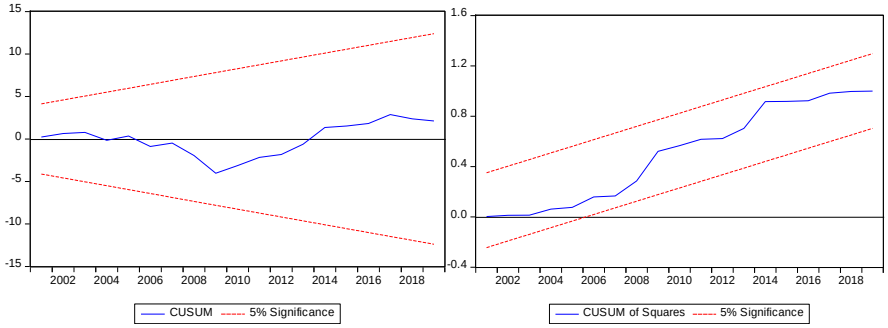
الجدول (04): نتائج تقدير نموذج ARDL(1,6,4)

نموذج تصحيح الخطأ	
ARDL(1,6,4) Case 2: Unrestricted Constant and Restricted Trend	المتغيرات
-8.123***[-2.53]	C
-0.9587***[-7.26]	CointEq(-1)
0.007 [0.66]no	REER(-1)
0.277*** [4.15]	TM2(-1)
0.003** [0.2]	∆REER
-0.049*** [-3.25]	∆REER(-1)
0.001 [-0.64]no	∆REER(-2)
-0.02[-1.31] no	∆REER (-3)
-0.016*** [-1.13] no	∆REER(-4)
-0.032** [-2.35]	∆REER(-5)
-0.034 [-0.94] no	∆TM2
-0.28*** [-4.51]	∆TM2(-1)
-0.14** [-2.65]	∆TM2(-2)
-0.17*** [-4.27]	∆TM2(-3)
6.48***[2.93]	@after("1995")
نموذج المدى الطويل	
0.074 [0.67] no	REER
0.28***[3.98]	TM2
-8.47**[-2.52]	C
<6.44>(0.03) 4.68 -0.65	χ^2_N Kurtosis Skewnees
<0.18> (0.91) <0.05> (0.81) <0.39> (0.82) <8.23> (0.87)	χ^2_{LM} $\chi^2_{ARCH}(1)$ $\chi^2_{ARCH}(2)$ χ^2_{BPG}

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews.10، Stata.16

*** و** و* تشير إلى المعنوية الاحصائية للمعلمات عند 1٪ و5٪ و10٪ على التوالي،[.]:احصائية t، χ^2_N:اختبار التوزيع الطبيعي، χ^2_{LM}: اختبار استقلالية الأخطاء فيما بينها ومعاملات النموذج، χ^2_{ARCH}: اختبار عدم تجانس تباينات الأخطاء ، χ^2_{BPG} : اختبار استقلالية مربعات الأخطاء ومعاملات النموذج عند مستوى معنوية 5٪، $\chi^2_{Tab}(1) = 3.84$, $\chi^2_{Tab}(2) = 5.99$.

الشكل(03): نتائج اختبار استقرار النموذج(4 6 1)ARDL



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews.10

6-التفسير الاقتصادي:

لقد أظهرت نتائج الدراسة القياسية أنه يوجد علاقة قصيرة وطويلة الأجل بين معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي وبين معدل النمو الاقتصادي خلال الفترة من 1980-2019، وأنّ تغير سعر الصرف الحقيقي المتأخر بفترة واحدة يؤثر على معدل النمو الاقتصادي سلبا فقط في المدى القصير، حيث أنّه في ظل نظام سعر الصرف المدار الموجه، تخفيض قيمة العملة الوطنية خلال الثلاثين سنة الماضية من خلال تحفيز الصادرات خارج المحروقات أدّت إلى تحسن القدرة التنافسية التي لم تدم حيث أنّ امتصاص عجز الميزان التجاري خلال أزمة النفط في نهاية 2014 لم تكن فعالة. الأمر الذي يفسر عدم تأثير سعر الصرف الحقيقي على معدل النمو الاقتصادي في المدى الطويل وذلك بسبب وجود تجارة خارجية تعتمد بالدرجة الأولى على منتجات المحروقات (التي يتحدد سعرها في سوق النفط العالمية بالدولار الأمريكي) وهي ضعيفة المنافسة تخلومن الجودة والابتكار في المنتجات المصدَّرة خارج المحروقات.

أمّا بالنسبة لمعدل نمو الكتلة النقدية فلها تأثير سلبي في المدى القصير على معدل النمو الاقتصادي وهذا بسبب العرض الزائد للكتلة النقدية الذي ينتج عنه ارتفاع في التضخم وبالتالي يؤدي إلى تقليل الانتاج والانخفاض في معدل النمو الاقتصادي ، إلا أن الحكومة من أجل تحقيق استقرار الاقتصاد الكلي تتلاعب على معدل الفائدة وتستهدف التضخم وهذا ما يفسّر التأثير الموجب لمعدل نمو الكتلة النقدية على معدلات النمو الاقتصادي في المدى الطويل ولكنه ضعيف جدّا، وهذا راجع إلى تمويل الاستهلاك أكثر من الاستثمار بسبب ضعف الجهاز الانتاجي.

الخاتمة:

بينت نتائج الدراسة التطبيقية أنه يوجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة خلال الفترة الممتدة من 1980 إلى 2019، وهوما يشير إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين معدل نمو الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي وبين معدل النمو الاقتصادي، حيث أظهرت نتائج تقدير النموذج أن معامل التعديل والذي بلغ (0.9587-)، أي أن 95.87%من النمو الاقتصادي يتم تصحيحه خلال فترة واحدة , كما أظهرت نتائج الدراسة القياسية أنّ سعر الصرف الحقيقي يؤثر سلبا فقط في المدى القصير عند التأخر الأول والخامس على معدل النمو الاقتصادي، هذا يعني أنّ تخفيض سعر الصرف الحقيقي لم يؤد إلى تحقيق تنافسية طويلة الأمد بسبب ضعف الجهاز الانتاجي، أمّا معدل نمو الكتلة النقدية فهويؤثر في المدى القصير سلبا وفي الأجل الطويل ايجابا على معدل النمو الاقتصادي بنسبة 0.28% وهي ضعيفة جدّا.

التوصيات:

يتميز الاقتصاد الجزائري بأنّه اقتصاد ريعي يعتمد بشكل كبير جدّا على ايرادات النفط الخام المقيَّم بالدولار الأمريكي، وبالتالي أي صدمة سلبية في سعر النفط تحدث شرخا عميقا في الاقتصاد الجزائري وأنّ زيادة عرض الكتلة النقدية وتخفيض العملة الوطنية غير كافيين لرفع النمو الاقتصادي وعليه وجب على السلطات الحكومية أن تتخذ جميع التدابير والاجراءات باستخدام جميع السياسات الاقتصادية (المالية، النقدية، التجارية ، الصناعية والزراعية والخدمات) من أجل النهوض من الأزمة وتحقيق مستويات عالية من معدل النمو الاقتصادي.

المصادر والمراجع:

1. بنك الجزائر. (2019). *التقرير السنوي 2018 ، التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر*. الجزائر.

2.خلف الله زكرياء. (2018). قنوات تحويل السياسة النقدية في الاقتصاد الجزا ئري دارسة تحليلية قياسية للفترة (1990-2016). أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه الطور الثالث في العلوم الاقتصادية: جامعة العربي بن مهيدي –أم البواقي–.

1.A., Somia, I. and Asghar, A. Shahid‘ .(,2008) .Whether Fiscal Stance or Monetary Policy is Effective forEconomic Growth in case of South Asian Countries ’ ?Pakistan Journal of Economics, 4, 791-799.799-791 ،.

2.A.W.Gregory, B. (1996). Elsievier. Retrieved 2020, from DOI:10.1111/ J.1468-0084.1996.MP58003008.X (Accessed 2020)

3.Andrew Q. Philips, H. Y. (2016). Have Your Cake and Eat It Too? Cointegration and Dynamic Inference from Autoregressive Distributed Lag Models. American Journal of Political Science, Volume62, Issue1,, 230-244, https://www. researchgate.net /publication /303838765 (Accessed Mars 2021).

4. BENDAHMANE. M .El Amine .(2016) .Politiques monétaires et croissance économique dans les pays du Maghreb .,Tlemcen,: www.univ-tlemcen.dz.

5.Brad Sturgill. (2014,). Money Growth and Economic Growth in Developed Nations: An Empirical Analysis. Journal of Applied Business and Economics vol. 16(4),, 41-52, na-businesspress .homestead. com/JABE /SturgillB _Web 16 _4_.pdf · Fichier PDF(Accessed Mars 2021).

6.Daniel C. Schneider, 2018, ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models, London Stata Conference, September 7, 2018 Sebastian K) .published 2020 https://www.stata.com /meeting/ uk18/slides/uk18_Kripfganz.pdf (Accessed 2020).

7.Edwards, S.(1986). Are Devaluations Contractionary? NBER Working Paper Series N°1676,p 1-23. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w1676/w1676.pdf.

8.Frank W. Agbola and Abul Shamsuddin, Lorna Katusiime .(,2016) .Exchange rate volatility–economic growth nexus in Uganda .,APPLIED ECONOMICS, VOL. 48, NO. 26 : ,2442–2428 ، , http://dx.doi.org/10.1080/ 6846.2015. 1122 732(Accessed Mars 2021).

9.Frederic Mishkin. (Mars 1996, Mars). Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire. BULLETIN DE LA BANQUE DE FRANCE – N° 27 , https://www.banque-france.fr/fileadmin /user_upload/banque_de_france/archipel/publications/ bdf_ bm/etudes _bdf_bm /bdf_bm_2 7_etu_1.pdf.

10. FRIEDMAN, M. (1968). THE ROLE OF MONETARY POLICY. *The American Economic Review, Volume LVIII (1)*, 1-17. https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.

11. Krugman, P., & Taylor, L. (August 1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of International Economics, 8(3)*, 445–456. doi:10.1016/0022-1996(78)90007-7 .

12. Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas., D. (1998). . Unit roots and smooth transitions. *JOURNAL OF TIME SERIES ANALYSIS Vol. 19, No. 1*, 83–97. doi:10.1111/1467-9892.00078.

13. Lorna, K., Frank W, A., & Abul, S. (2016). Exchange rate volatility–economic growth nexus in Uganda . APPLIED ECONOMICS, 48(28), 2428-2442. https://doi.org/ http://dx.doi.org/10.1080/ 6846.2015. 1122 732.

14.M. H., Y. Shin, and R. Smith Pesaran .(2001) .Bounds testing approaches to the analysis of level . JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS, 16, p 289-326, https://doi.org/10.1002/jae.616,(Accessed 2020).

15.M. Hashem Pesaran, Y. S. (1997). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Consulté le Septembre 10, 2020, sur Econometrics and Economic Theoryin the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, vol 31 P371-413: http://dx.doi.org/10.1017/CCOL0521633230.011

16.M.S. Ogunmuyiwa, & A. Francis Ekone. (2010). Money Supply - Economic Growth Nexus in Nigeria, Journal of Social Sciences, 22:3, 199-204,. Consulté le 2020, sur Published online: 09 Oct 2017; https://doi.org/10.1080/09718923.2010.11892802

17.Maurizio Michael Habib ،Elitza Milevaو ،Livio . Stracca 04) .Fevrier, 2017 .(The real exchange rate and economic growth .,Journal of International Money and Finance, Reference JIMF 1758 -1 ، ,29https://sci-hub .mksa .top /10.1016/j.jimonfin.2017.

18.Mohammed Ershad H, M. H. (2017,). Empirical Analysis of the Relationship between Money Supply and Per Capita GDP Growth Rate in Bangladesh,. Journal of Advances in Economics and Finance, Vol. 2, No. 1,, 54-66, https://www.researchgate.net/publication/313908644(Accessed Mars 2021).

19. Mosayeb, P., E, W., & A. C, W. (January 2005). Trade-GDP Nexus in Ir ade-GDP Nexus in Iran: An Application of the A an: An Application of the Autoregressive Distributed e Distributed. Faculty of Commerce - Papers (Archive), 1-23. http://doi.org/10.3844/ajassp.2005.1158.1165.

20.Ngoa Tabi Henri, H. A. (2011,). Inflation, Money and Economic Growth in Cameroon,. International Journal of Financial Research,, 45-56, https://sci-hub.mksa.top/10.5430/ijfr.v2n1p45 (Accessed 2021).

21. Prasert, C., & al. (2015, July 4). Money Supply Influencing on Economic Growth-wide Phenomena of AEC Open Region, Procedia Economics and Finance 24 (2015) 108 – 115. Consulté le September 5, 2020, sur doi: 10.1016/S2212-5671(15)00626-7

22.R REGIS BOURBONNAIS (2004) .p 274 .(.économétrie manuelle et exercices corrigés .,Paris: Dunod.

23.Sang, T. M. (2019). Impact of Monetary Policy on Economic Growth: Empirical Evidence in Vietnam. International Journal of Social Science and Economics Invention Volume 05,, 162-165,https://www.researchgate. net/publication/338849128 (Accessed Mars 2021).

24. Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica, 33(4)* , 671–684. doi:10.2307/1910352 **.**