

أثر تغيرات العرض النقدي على معدلات البطالة في الجزائر-دراسة قياسية للفترة 1990-2017-

The effect of changes in the money supply on unemployment in Algeria-standard study period 1990-2017.

ط د/ وفاء رمضاني¹، د/ عقبة ريمي²¹كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة الوادي -الجزائر-ramdani-wafa@univ-eloued.dz²كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة الوادي -الجزائر-، okba-rimi@univ-eloued.dz

تاريخ النشر: 19 / 12 / 2019

تاريخ القبول: 24 / 11 / 2019

تاريخ الاستلام: 12 / 09 / 2019

ملخص: بحثت هاته الدراسة في تقييم نموذجين لأثر تغيرات العرض النقدي على معدلات البطالة في بيئة الاقتصاد الجزائري باستخدام بيانات سنوية لكل من العرض النقدي كمتغير مستقل ومعدلات البطالة كمتغير تابع خلال الفترة 1990-2017 وهذا وفق منهجية متجه الانحدار الذاتي VAR. وتوصلت وفق النموذج الأول إلى أن العرض النقدي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي يؤثر بشكل سلبي على معدلات البطالة ما يعني أن الزيادة في الأولى تؤدي إلى تخفيض الثانية، أما النموذج الثاني فقد توصل إلى أن الودائع تحت الطلب كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تربطها علاقة سلبية ومعنوية مع معدلات البطالة، وأن كل من العملة المتداولة العملة الإطار المصرفي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي والودائع لأجل كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تربطهما علاقة طردية مع معدلات البطالة ما يعني أن نوع البطالة هنا هي بطالة اختيارية.

كلمات مفتاحية: العرض النقدي، البطالة، العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي، الاقتصاد الجزائري، متجه الانحدار الذاتي VAR.

تصنيف JEL : L52 ؛ J01 ؛ C51

Abstract: This study examined to assess the effect of changes in money supply models on unemployment rates in the Algerian economy environment using annual data for all of the money supply as the independent variable and dependent variable as unemployment rates during the period 1990-2017 this as a vector VAR.self regression methodology, The study found the first model that the money supply to GDP negatively affect unemployment rates means that the increase in the first lead to a reduction in the second, the second model has reached the proportion of demand deposits to GDP relationship Negative spirits with unemployment, and that all of the currency rate currency banking framework to GDP and the ratio of deposits to GDP have a direct correlation with unemployment rates means that the type of unemployment here is unemployment.

Key words : The money supply, unemployment, currency in circulation outside the banking self-regression vector frame VAR. **Jel Classification Codes** L52 ؛ J01 ؛ C51

Résumé: Cette étude a examiné l'évaluation de deux modèles de l'effet des variations de la masse monétaire sur les taux de chômage dans l'environnement économique algérien en utilisant des données annuelles pour la masse monétaire en tant que variable indépendante et des taux de chômage en tant que variable dépendante pour la période 1990-2017 selon la méthode d'autorégression vectorielle VAR.Selon le premier modèle, la masse monétaire exprimée en pourcentage du PIB influe négativement sur les taux de chômage, ce qui signifie que l'augmentation du premier entraîne la réduction du deuxième, alors que le deuxième modèle conclut que les dépôts à vue en pourcentage du PIB ont une relation négative et significative avec Les taux de chômage, tant la monnaie en circulation que le cadre bancaire en pourcentage du PIB, et les dépôts à terme en pourcentage du PIB ont une relation directe avec les taux de chômage, ce qui signifie que le type de chômage est ici un chômage optionnel.

Mots-clés: masse monétaire, chômage, monnaie circulant hors du cadre bancaire, économie algérienne, vecteur de l'auto-régression

Codes de classification de Jel: : L52 ؛ J01 ؛ C51

1. مقدمة:

تعزى النظرية النقدية التقليدية إلى أن كل المشاكل الاقتصادية التي يتعرض إليها أي اقتصاد إلى أسباب نقدية، لذا ركز الاقتصاديون في دراساتهم على النقود، على أساس أن المشكلة الاقتصادية ما هي إلا مشكلة نقدية بحتة، وهو ما يستوجب تدخل السلطة النقدية الممثلة بالبنك المركزي لتحقيق التوازن بين حجم العرض النقدي والحجم الأمثل للنشاط الاقتصادي ببعض الوسائل والأساليب.

من المعلوم في أدبيات الصيرفة المركزية أن المهام الرئيسي للبنوك المركزية يتمثل في إدارة وتنظيم وتوجيه العرض النقدي المتداول في الاقتصاد وفق متطلبات أو ما تسعى إلى تحقيقه السياسة النقدية، فمن المعروف أن توجيه السياسة النقدية نحو تحقيق أهدافها يختلف من اقتصاد إلى آخر، فهناك من يوجهها بغرض تحقيق استقرار في مستوى الأسعار أو مستوى أسعار الصرف، والبعض الآخر إلى تحقيق مستويات عالية من النمو والتوظيف والحد من معدلات البطالة.

1.1. إشكالية الدراسة:

إن المتتبع للشؤون الاقتصادية في الجزائر سيلاحظ أن منذ انتهاء الدولة اقتصاد السوق إلى غاية الفترة الحالية شهد حقل اقتصادها جملة من التحولات والتغيرات على مستوى مؤشرات الاقتصاد الكلية منها العرض النقدي والنمو الاقتصادي ومعدلات البطالة، فالعرض النقدي سجل خلال هاته الحقبة من الزمن ارتفاعاً كبيراً ويبرر هذا نتيجة ارتفاع أسعار المحروقات في السوق الدولية، وباعتبار أن الإيرادات المتأتية من قطاع المحروقات تمثل الممول الرئيسي لجميع متطلبات الاقتصاد فإن زيادتها من المفروض ستضفي إلى زيادة حجم الاستثمارات ومن ثم الناتج الإجمالي الأمر الذي سوف ينجر عنهما في المقابل تقليص حجم مستويات البطالة لذلك اهتمت هاته الدراسة في قياس مدى الأثر الذي يخلفه العرض النقدي كمتغير مستقل على معدل البطالة كمتغير تابع في الاقتصاد الجزائري من خلال الإجابة على السؤال التالي:

هل الزيادة في العرض النقدي تصاحبها انخفاض في معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1990-2017؟

2.1. فرضيات الدراسة:

استناداً إلى طبيعة الإشكالية المبحوث فيها تم صياغة الفرضيات التالية:

- هناك علاقة عكسية وذو دلالة إحصائية بين العرض النقدي بمعناه الواسع ومعدل البطالة في الجزائر.
- هناك علاقة طردية وذو دلالة إحصائية بين العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي ومعدلات البطالة في الجزائر.

3.1. أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى تقدير وقياس وتحليل أثر التغيرات في العرض النقدي على معدلات البطالة في القطر الجزائري من خلال تقدير نموذجين، الأول استعمل فيه العرض النقدي بمعناه الواسع جملة واحدة، أما الثاني فقد أخذ فيه بعين الاعتبار هيكلية العرض النقدي أي مكونات العرض النقدي وهذا بغية معرفة أي من مكوناته لها الأثر البالغ في تقليص معدلات البطالة.

4.1. منهج الدراسة:

اعتمدت الدراسة على الربط بين المنهج الوصفي والتحليلي في الدراسة النظرية لموضوع علاقة العرض النقدي بالبطالة، أما الجانب التطبيقي فقد تم الاعتماد على طرق وأساليب الاقتصاد القياسي.

2. العرض النقدي والبطالة: مراجعة في الأدبيات النظرية والدراسات التطبيقية.

1.2. التعريف بالعرض النقدي:

يعرف العرض النقدي على أنه تلك العملات النقدية والمتداولة في مجتمع اقتصادي ما خلال فترة زمنية معينة، (بن علي، 2004، صفحة 35)، والتي تنحصر في مجموعة من العناصر يصطلح عليها بالمجمعات النقدية والتي يتم ترتيبها وعرضها وفقاً لعدة معايير كالتالي (إلمان، 2003، صفحة 45):

■ معيار السيولة: حيث كلما كان الأصل سهل التحويل إلى وسيلة دفع وبسرعة ودون ضياع رأس المال، كلما اعتبر أصلاً مالياً.

■ معيار مؤسسي: حيث يعتبر الأصل أكثر نقدية، إذا كان مصدره مؤسسات إقراضية (بنوك).

وهناك معايير ثانوية بجانب تلك المعايير لبناء المجاميع النقدية وهي:

- المعيار الأول: يتعلق بطبيعة وظيفية يستخدم عند إنشاء وبناء المجمع M ويهدف إلى عزل الأصول التي تدخل ضمن هذا المجمع بناء على وظيفتها المشتركة أي كونها وسيلة دفع.
- المعيار الثاني: يستند على سلوك حائزي الأصل، وبحسب هذا المعيار فإن الأصول التي تتميز بالثبات التوظيف لا تعتبر نقدية.

■ المعيار الثالث: يستند إلى مدة نضوج الأصل، فكلما طالت المدة كلما اعتبر الأصل غير نقدي.

وعليه يمكن التمييز بين مفاهيم العرض النقدي وفق التالي:

- العرض النقدي بمعناه الضيق (M1): ويعرف على أنه مجموع وسائل الدفع المتداولة في محيط إقتصادي ما خلال فترة زمنية معينة، كما يصطلح عليه كذلك بالمتاحات النقدية والتي تحتفظ بها مختلف الوحدات الإقتصادية (أفراد - مؤسسات) بشكل أرصدة نقدية والتي ينظر إليها على أساس وظيفة النقود الأساسية في كونها أداة للمبادلة مقابل السلع والخدمات (حداد و هذلول، 2005، صفحة 89)، ويدار هذا النوع من العرض بواسطة البنك المركزي والبنوك التجارية، ويشمل العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي C إضافةً إلى الودائع تحت الطلب DT لدى البنوك التجارية وكل الحسابات التي يمكن السحب عليها بالشيكات (محب خلة، 2011، صفحة 61).

- العرض النقدي بمعناه الواسع (M2): ويصطلح عليه كذلك بمصطلح السيولة المحلية الخاصة أو مجموع وسائل الإحتفاظ المؤقت للقوة الشرائية، ويشمل العرض النقدي بالمفهوم الواسع إضافة إلى ما أشير إليه بالعرض النقدي السابق M1 أشباه النقود DA والتي تأخذ مختلف صور الودائع لأجل.

- العرض النقدي بمعناها لأوسع (M3): ويسمى بإجمالي السيولة المحلية أو السيولة العامة، فهو يضم إضافة إلى العرض النقدي بمعناها لواسع (M2) مجموعة من الأصول المالية التي تصدرها المؤسسات المالية غير المصرفية S (مهدي عامر، 2010، صفحة 32)، والمتثلة في الودائع الموجودة لدى صناديق التوفير والإحتياط، وكذا سندات الخزينة العمومية والمكتتبة من طرف الخواص والمؤسسات غير المالية (المان، 2003، صفحة 62).

2.2. التوسع والانكماش في العرض النقدي:

إن التحكم في حجم العرض النقدي سواء كان نحو الزيادة أو الانخفاض هو من إحدى المهام الأساسية التي يتطلع بها البنك المركزي في الاقتصاديات المتقدمة والنامية على حد السواء، كذلك يعتبر التحكم فيه إنما هو خاضع لعدة اعتبارات اقتصادية من أهمها (الهادي و أبو كرش، 2016، صفحة 133):

- التوسع الاقتصادي: في حالة الزيادة في النمو الاقتصادي يمنح للدولة فرصة الزيادة في العرض النقدي وهذا وفق المعايير المعمول بها للمحافظة على مستوى التوازن للاقتصاد، وذلك لملائمة العرض النقدي مع كمية السلع والخدمات المنتجة لديها.

■ السياسة النقدية: بإمكان الدولة ممثلة بالبنك المركزي التأثير على العرض النقدي من خلال تلك السياسة، ففي حالة اتباع سياسة نقدية توسعية أي أحداث توسع في العرض النقدي يقوم البنك المركزي بخفض نسبة الاحتياطي القانوني، أو خفض سعر إعادة الخصم، أو دخول للسوق المفتوحة في هيئة مشتري للسندات الحكومية، ويحدث العكس في حالة اتباع سياسة نقدية انكماشية أي تخفيض حجم العرض النقدي.

■ السياسة المالية: في حالة ما أرادت الدولة زيادة حجم العرض النقدي من خلال اتباع السياسة المالية سوف تقوم بتخفيض الضرائب، أو زيادة الإنفاق الحكومي، أو الائتين معاً، أو لجوئها إلى الاقتراض من الهيئات العامة في الدولة وهو ما يسمى بالدين العام. أما في حالة تقليص حجم العرض النقدي سوف يحدث العكس تماماً.

■ تطور النظام المالي: عند أحداث تطور في الأنظمة المالية سيؤدي ذلك إلى خلق أنواع جديدة من الأصول المالية، وكذلك إلى دخول رؤوس أموال أجنبية سواء كان بشكل مستقل أو مشاركة في الاستثمار.

3.2. مفهوم البطالة:

ينظر أصحاب الأدب الاقتصادي إلى البطالة وفقاً لمفهومها الرسمي على أنها: التعطل والتوقف الجبري أو الإرادي لعدد معين من أفراد القوة العاملة، ورغم القدرة والرغبة في العمل (الوزاني و الرفاعي، 2014، صفحة 265). أما وفقاً للمفهوم العلمي فيُشار إلى أنها ظاهرة اختلال التوازن في سوق العمل، أي مقدار الفرق بين حجم العمل المعروض وحجم العمل المستخدم عند مستويات الأجور السائدة في سوق العمل وذلك خلال فترة زمنية محددة (علي حسين و عبد الجبار سعيد، 2004، الصفحات 327-328)، وهذا يعني أن حجم البطالة يعكس حجم الفجوة بين العرض والطلب في سوق العمل.

وطبقاً للتعريف الذي اعتمده المكتب الدولي للعمل (BIT) البطالة تشمل كافة الأشخاص القادرة على العمل والرغبة فيه وباحثة عنه عند مستوى الأجر السائد ولكن لا يجدونه (دادي عدون و العايب، 2010، صفحة 45). ويراها البنك الدولي على أنها جزء من اليد العاملة التي لا تزاوّل أي نشاط، لكنها مستعدة وترغب في البحث عن وظيفة (بلونس، أبريل 2006، صفحة 117).

تقاس البطالة في العادة بما يسمى بمعدل البطالة، وهو يقيس نسبة العاطلين للقوة العاملة للمجتمع عند نقطة زمنية معينة، وهو مؤشر نسبي محصور بين الصفر والمائة ويسمح بالمقارنة عبر الزمان والمكان، ويعبر عنه وفق العلاقة الرياضية التالية (كروش، 2015-2016، صفحة 41):

حيث:

عدد العاطلين، وهم الأفراد القادرين على العمل ويبحثون عنه ولا يجدون فرص عمل متاحة لهم.	U	معدل البطالة	U_n
عدد المشتغلين، وهم الأفراد الذين يعملون مقابل أجر من الغير أو من مؤسسة.	E		
القوى العاملة في المجتمع، وهي تمثل مجموع الأشخاص العاملين والعاطلين الذين يرغبون في العمل والقادرين عليه في ظل الأجور السائدة.	LF		

4.2. تفسير علاقة العرض النقدي بالبطالة بين مدارس التحليل الاقتصادي:

اختلفت وجهات نظر مدار التحليل الاقتصادي بشأن تحديد دور وتفسير طبيعة العلاقة بين النقود ومتغيرات النشاط الاقتصادي، واتسعت دائرة هذا الجدل بينهم ولا يزال قائم لحد الآن حتى في أوساط البحوث الأكاديمية من هل أن للنقود دور حيادي أو غير حيادي على الناتج والتوظيف والحد من البطالة... الخ، فالتحليل النقدي عند الكلاسيك استقر على أن النقود مجرد وسيلة للتبادل وأداة للحساب وتسوية المدفوعات، فهي بذلك تبقى حيادية التأثير على مستوى الإنتاج والتوظيف، ويبقى أثرها فقط على المستوى العام للأسعار، أي أن هناك فصل بين الاقتصاد النقدي والاقتصاد الحقيقي، وبالتالي فإن النموذج الكلاسيكي ينفي الاعتراف بوجود بطالة إجبارية في الاقتصاد، مع هذا وإن وجدت فهي من وجهة نظرهم تمثل حالة استثنائية مؤقتة، إما أن تكون بطالة اختيارية ناتجة لرفض العاطلين عن العمل بقبول الأجر السائد في السوق، أو بطالة احتكاكية تتواجد نتيجةً لتنقل العمال من وظيفة إلى أخرى (المدهون، 2015-2016، صفحة 30)، كما يرى الكلاسيك أن مرونتي الأجور والأسعار هما الكفيلتان بتحقيق التوازن في سوق العمل عند مستوى التوظيف الكامل، وهذا في ظل سيادة المنافسة الكاملة لسوق العمل وغياب التدخل الحكومي والنقابي في هذا السوق.

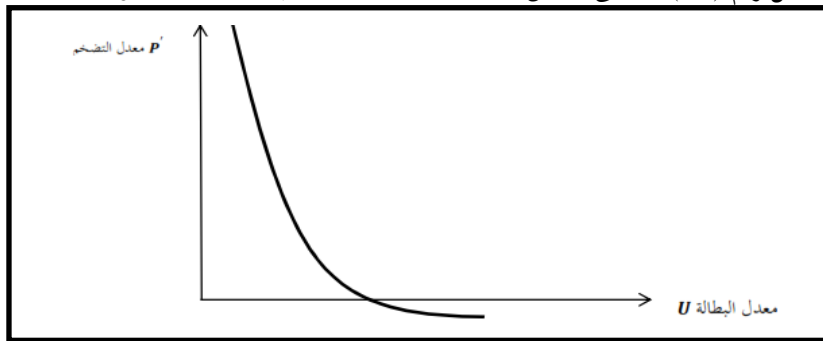
أما التحليل الكينزي فقد أعطى أهمية كبيرة للنقود على النقيض مما ذهب إليه الكلاسيك من أنها وسيلة للتبادل لا غير، فالكينزيون يرون أن النقود إنما تطلب لذاتها، لهذا بحث كينز في أثر النقود على مختلف متغيرات النشاط الاقتصادي من خلال سعر الفائدة الذي يتحدد بالتقاء منحني الطلب والعرض النقدي، وهذا الأخير الذي له ارتباط بالميل للاستثمار من خلال قناة سعر الفائدة سيؤثر على حجم الاستثمار ويتبعه الدخل ومن ثم على التوظيف. أيضاً من الفرضيات التي بنى عليها كينز نظريته حول عدم حيادية النقود على النشاط الاقتصادي هو أن الاقتصاد دون مستوى التوظيف الكامل، أي أنه اقتصاد بطالة إجبارية لا إرادية يفسرها قصور في الطلب الكلي الفعال، هذه البطالة يرى أن السبيل لمعالجتها يستدعي توجه السلطة الحكومية

والنقدية نحو استخدام مختلف سياساتها الاقتصادية -سياسة مالية والسياسة النقدية- نحو التوسع في الإنفاق الحكومي أو العرض النقدي وهذا دفعاً وتحفيزاً للطلب الكلي الفعال، فاتباع سياسة التوسع النقدي -زيادة العرض النقدي مثلاً- ستؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة، ما يعني انخفاض تكلفة الاستثمار وارتفاع الكفاية الحدية لرأس المال، من هنا سوف يزداد الإنفاق الاستثماري وتتبعه زيادات متكررة في حجم الدخل وكذا توظيف العمالة تحت تأثير المضاعف، أما في حالة اتباع سياسة تقليص العرض النقدي من خلال رفع سعر الفائدة سوف يظهر العكس تماماً.

أما أنصار التحليل النقدي الحديث فقد أجمعوا على أهمية علاقة النقود بالنشاط الاقتصادي من جهة وما يشكله الاستقرار النقدي من مناخ ملائم لممارسة هذا النشاط من جهة أخرى، حيث أقرروا أن ما يحدث من تقلبات في مستويات الدخل والنتائج والتوظيف سواءً بالزيادة أو النقصان إنما يُرد سببها إلى تغيرات العرض النقدي، وأرجعوا تفسيرهم لحدوث البطالة إلى عوامل نقدية بحتة، وأن علاجها يكمن تحت سلطة البنك المركزي من خلال أدوات السياسة النقدية بناءً على السياسة المتبناة توسعية (تحفيزية) كانت أو انكماشية (كروش، 2015-2016، صفحة 43).

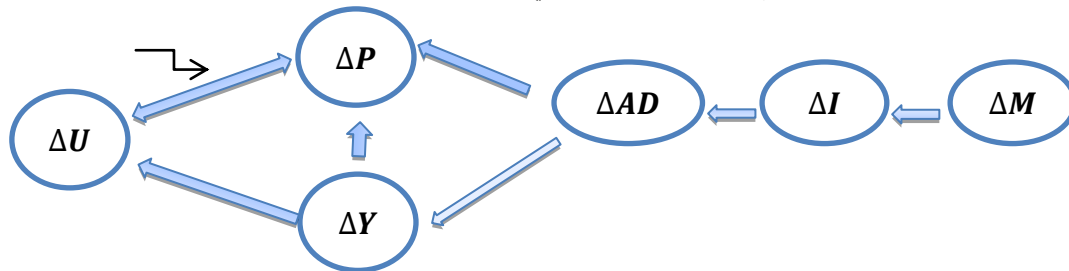
كما ويمكن الإشارة إلى أنه في حال استمرار السياسة التوسعية في العرض النقدي على المدى الطويل فإنها سوف تساعد على ظهور التضخم دون تخفيض في البطالة، بل قد تعمل على الزيادة من حدتها. وأبرز الآراء هنا نجد ما ذهب إليه الاقتصادي النيوزلندي "ألبان وليام فليبس" (A.w. Phillips) سنة 1960 الذي أكد على وجود علاقة عكسية بين التغيرات في الأجور النقدية ومعدلات البطالة، مثلها بمنحنى أنسبه إلى اسمه. حيث فسر من خلال هذا المنحنى إلى وجود علاقة عكسية بين البطالة والتضخم، ورأى أن السبيل لتخفيض معدلات البطالة سوف يتحقق من خلال زيادة مستوى الأسعار عن طريق زيادة العرض النقدي (ألغالي و كريمة الجبوري، 2008، صفحة 195). أي السماح بمستوى مرتفع من معدل التضخم.

شكل رقم (01): منحنى فليبس المعدل -العلاقة الجدلية بين معدل البطالة ومعدل التضخم-



يتوقف التحرك على منحنى فليبس على عوامل الطلب الكلي، فالواضح أن زيادة الطلب الكلي (أي التوسع في الإنفاق وليكن مثلاً زيادة الإنفاق الاستثماري من خلال السياسة المالية أو النقدية أو الاثنين معاً، نأخذ السياسة النقدية التحفيزية- التوسعية- على سبيل المثال) سوف تنعكس في شكل زيادة في الأسعار أو الناتج، وفق الشكل الموالي:

الشكل رقم (02): الشكل التفاعلي بين العرض النقدي ومنحنى فليبس



المصدر: من إعداد الباحثين

حيث تمثل: $\Delta U, \Delta Y, \Delta P, \Delta AD, \Delta I, \Delta M$ على الترتيب التغير في معدل كل من: العرض النقدي، الإنفاق الاستثماري، الطلب الكلي، التضخم، الناتج الوطني، البطالة.

عندما يكون معدل التغير في التضخم مساوياً لمعدل التغير في العرض النقدي، فإن كل الدخل الجديد سيستخدم في سداد الأسعار العالية، وبالتالي فإن الإنتاج والبطالة يبقيان عند نفس المستوى، أما إذا كان معدل التغير في الناتج الوطني أكبر من معدل التغير في التضخم، فإن التحرك على منحني فليبس يكون للأعلى، بمعنى أدق أن الزيادة في العرض النقدي أحدثت زيادة مقابلة في الناتج وانخفاض مقابل في البطالة بمعدل أعلى من التضخم، وفي حالة ما إذا كان معدل التغير في الناتج أقل من معدل التغير في التضخم، فإن التحرك على منحني فليبس يكون للأسفل، بعبارة أخرى أن الزيادة في العرض النقدي انعكست بزيادة مقابلة في البطالة بمعدل أسرع من التضخم، هذا نتيجة تخفيض المنتجين طلبهم على العمل نظير اكتشافهم أن الزيادة في أسعار منتجاتهم ليست زيادة حقيقية بل هي نسبية نظراً لارتفاع الأسعار، وقيام العمال بالبحث عن عمل جديد نتيجة اكتشافهم أن الزيادة في أجورهم غير حقيقية.

على ضوء ما سبق والمنطلق الذي انطوى عليه منحني فليبس، يمكن أن نستنتج: نظير ما يقال أن سعر الفائدة هو جزاء التخلي على السيولة النقدية، فإن السماح بقبول زيادة معينة من الأسعار عن طريق الزيادة في العرض النقدي (حالة تبني سياسة توسعية) هو جزاء التخلص من البطالة وتحقيق التوظيف الكامل، وعلى هذا الأساس أصبحت حكومات الدول الصناعية تختار النقطة التي تفضلها على منحني فليبس وما تُشير إليه من معدل معين لكل من البطالة والتضخم، وتقوم بعد ذلك باستهداف السياسة الاقتصادية (النقدية والمالية) الكفيلة بتحديد مستوى الطلب الكلي الذي يضمن تحقيق المستوى المرغوب لهذين المعدلين.

ولكن لم يستمر ذلك طويلاً فمع نهاية فترة الستينات ومع مطلع السبعينيات من القرن العشرين قدمت التجربة العملية للاقتصاد العالمي شهادتها المخالفة لعلاقة فليبس وهذا اثر تعرض الدول الرأسمالية الغربية (على سبيل المثال فرنسا والولايات المتحدة الأمريكية) لمجموعة من الصدمات أثرت على جانبي الطلب الكلي والعرض الكلي، فمن بين هذه الصدمات: صدمة زيادة الطلب الكلي في الاقتصاد الأمريكي، والصدمة النفطية الأولى 1973 - 1974، والثانية سنة 1980، وحرب الخليج الأولى سنة 1980 - 1989، والثانية 1990 - 1991، فقد كان لوقوع هذه الصدمات على الاقتصاديات المعنية حدوث مستويات مرتفعة في التضخم (تصاعد في ارتفاع الأسعار) تتزامن مع مستويات مرتفعة أيضاً من البطالة.

حتى طفت على السطح ظاهرة اقتصادية عرفت بمصطلح التضخم الركودي أو الركود التضخمي تحدث مشكلة التضخم الركودي عندما يزداد حجم الطلب على السلع والخدمات في الوقت الذي ينخفض فيه حجم توظيف عنصر العمل، فالكنزيون يرجون السبب الرئيسي في حدوث هذا النوع من التضخم إلى عدم الدولة الكافي تارةً، وإلى نوعية السياسات التقديرية للحكومات تارةً أخرى، أما بالنسبة للنيوكنزيون فيتم هذا النوع من التضخم على مستوى الإنتاج للمشروعات أكثر منه على مستوى الطلب المفرط للسلع والخدمات من جانب الأفراد، وهو تفسير يستند إلى السلوكيات الحقيقية للأفراد، الظاهرة التي تعايش معدلات التضخم والبطالة جنباً إلى جنب، فمن أهم مظاهرها تزايد المستوى العام للأسعار، ارتفاع معدلات البطالة، انخفاض مستوى الإنتاج وانخفاض نمو الاقتصاد الوطني، ومن هنا جاء اعتقاد الفكر النقدي في حل المشكلة بأنه يأتي من خلال التحكم في العرض النقدي، فهو السبيل للوصول إلى حالة التوظيف الكامل والقضاء على البطالة (ألغالي و كريم الجبوري، 2008، صفحة 195).

5.2. مراجعة في الدراسات التطبيقية: في حدود استطلاع الباحثين حول علاقة العرض النقدي بالبطالة تم رصد

مجموعة من الأبحاث والدراسات الأكاديمية السابقة ذات البعد القياسي التحليلي، نوجز أهمها في الآتي:

- دراسة (ألغالي و كريم الجبوري، 2008، الصفحات 192-234): بحثت هاته الدراسة في التعرف على طبيعة وفاعلية الدور الذي يلعبه العرض النقدي بمختلف مقاييسه على المتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي الإجمالي، سعر الفائدة، المستوى العام للأسعار، الميزان التجاري، ميزان المدفوعات الكلي، صافي الموازنة الحكومية، الإنفاق الحكومي،

البطالة، سعر الصرف الأجنبي) في كل من مصر، المكسيك، الهند، والفلبين خلال الفترة 1985-1997، وتوصلت إلى أن صافي العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي تؤثر على البطالة في الفلبين فقط دون بقية الدول الأخرى فالعلاقة رصدت موجبة ما يعني أن البطالة هنا بطالة اختيارية، أما العرض النقدي بمعناه الواسع (M2) فقد سجل أثره على البطالة بعلاقة موجبة في مصر فقط وهو ما يعني أن نوع البطالة التي يتسم بها الاقتصاد المصري هي بطالة اختيارية، في حين فلم يسجل العرض النقدي بمعناه الضيق (M1) والعرض النقدي بمعناه الأوسع (M3) أي أثر على البطالة في جميع الدول المختارة.

■ دراسة (Taylan Taner , 2012, pp. 71-78): تبلورت إشكالية هاته الورقة البحثية في التحقق من آثار الصدمات الاقتصادية الكلية (معدل النمو الاقتصادي ممثل بنمو الناتج المحلي الإجمالي، معدل نمو الصادرات، معدل التضخم، معدل سعر الصرف، معدل سعر الفائدة بين البنوك، معدل نمو العرض النقدي M1) كمتغيرات مستقلة على معدل البطالة كمتغير تابع في الاقتصاد التركي خلال الفترة الممتدة من الربع الأول لسنة 2000 إلى غاية الربع الأول لسنة 2010، وذلك باستخدام اختبار دوال الاستجابة الفورية فقط في إطار منهجية الانحدار الذاتي VAR دون قياس الأثر الذي يمكن أن تخلفه كل متغيرة من المتغيرات المفسرة لدالة البطالة. توصلت الورقة البحثية في أن الصدمات الايجابية للعرض النقدي M1 رصدت استجابة فورية لمعدلات البطالة نحو الزيادة.

■ دراسة (Amassoma, The Efficacy of Monetary Policy Variables in Reducing Unemployment Rate in Nigeria, 2015, pp. 52-71): ناقشت اشكالية هاته الدراسة في مدى فعالية بعض المتغيرات الرئيسية في مجال السياسة النقدية نحو تخفيض معدلات البطالة على مستوى بيئة الاقتصاد النيجيري على طول سلسلة زمنية مدتها ثلاث وأربعون (43) سنة محصورة ما بين سنة 1970 وسنة 2013، وذلك باستخدام منهجية نموذج تصحيح الخطأ في تحليل بيانات النموذج المكون من: العرض النقدي بمعناه الواسع (M2)، سعر سندات الخزنة، سعر الصرف، سعر الفائدة، مؤشر أسعار المستهلك-معدل التضخم كمتغيرات مفسرة للمتغير التابع معدل البطالة. وخلصت الدراسة إلى أن متغيرة العرض النقدي بمعناه الواسع وهو ما يهمننا ليس لها أي تأثير في معدلات البطالة عند مستوى معنوية 10%.

■ دراسة (Ogunyinka, Ojegwo, & Ogbuehi, 2016, pp. 209-231): أعدت هذه الورقة البحثية قصد استقصاء واختبار العلاقة الديناميكية بين قنوات السياسة النقدية ومعدل البطالة في بيئة الاقتصاد النيجيري باستخدام بيانات فصلية امتدت من سنة 1983 إلى غاية سنة 2014 وفق منهجية أشعة الانحدار الذاتي VAR، والذي ضمّ ثلاث المعادلات التالية: - معادلة معدل البطالة (Unem) - معادلة سعر الفائدة (MPR) - معادلة معدل نمو العرض النقدي (M_{2g}) - معادلة إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFC_g). وتوصلت الورقة البحثية في جزئية منها أن نتائج تقدير معادلة البطالة بينت أن معلمة معدل العرض النقدي (M_{2g}(-1)) ذات علاقة عكسية مع معدل البطالة (Unem_t)، غير أن هذه العلاقة أثبتت عدم معنويتها عند مستوى 5%. أما نتائج تقدير معادلة معدل نمو العرض النقدي فبينت أن معلمة معدل البطالة ذات الإبطاء بدرجة واحدة تربطها علاقة طردية مع معدل نمو العرض النقدي، ولكن هذه العلاقة أثبتت عدم معنويتها عند مستوى 5%.

■ دراسة (Gurmit & Nur Asyiqin Bt, 2016, pp. 81-94): ركزت هذه دراسة في قياس أثر وأهمية أدوات سياسة الاقتصاد الكلي والصدمة الخارجية على معدل البطالة في ماليزيا باستخدام بيانات فصلية شملت أربعون (40) ملاحظة محصورة ما بين الفصل الأول لسنة 2006 والفصل الرابع لسنة 2015، اعتمدا الباحثان على نموذج الانحدار الخطي المتعدد حيث عبر عن المتغير التابع بمعدل البطالة (UN)، أما المتغيرات المفسرة فتمثلت في أدوات السياسة الاقتصادية الكلية ومتغيرة الصدمات الخارجية، فالأولى تشمل معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (GG) ومعدل التضخم (Inf) ومتغيرتين من أدوات السياسة النقدية وهما العرض النقدي (M₂) بمعناه الواسع ومتوسط سعر

الفائدة بين البنوك لليوم الواحد (**Aoir**)، أما الثانية - متغيرة الصدمات الخارجية- مُثلت بسعر النفط لقياسها (**Oil**)، وتوصلت الدراسة حول علاقة وأثر العرض النقدي على البطالة إلى وجود علاقة عكسية بين متغيرة العرض النقدي ومعدل البطالة وهذا من خلال الإشارة السالبة، فعند زيادة الأولى بـ 01% يستجيب معدل البطالة نحو الانخفاض بنسبة 0.0429% وهي نتيجة متوافقة مع منطق النظرية النقدية.

■ دراسة (عبي سعيد و بوهريه ، 2017، الصفحات 821-848): تبلورت إشكالية هذه الدراسة في مدى الأثر الذي يمكن أن يحدثه التغير في العرض النقدي بمختلف مقاييسه من خلال السياسة النقدية على المتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي الإجمالي، المستوى العام للأسعار، سعر الفائدة، ميزان المدفوعات، صافي الموازنة الحكومية، الإنفاق الحكومي، البطالة، سعر الصرف الأجنبي) في الجزائر خلال الفترة 1990 - 2016، وتوصلت في جزئية منها إلى أن العرض النقدي (M_2) له أثر معنوي عند مستوى 1% على البطالة وهذا يعني أن زيادة العرض النقدي الموجه للاستثمار سيعمل على خلق مناصب عمل جديدة ودائمة، وخفض مستوى البطالة، أما المتاحات النقدية (M_1) والعرض النقدي الجديد (M_s) فلم يظهر لهما أي تأثير على البطالة.

3. أثر تغيرات العرض النقدي على معدلات البطالة في الجزائر: الإطار القياسي التحليلي

يتعلق هذا الشق من الدراسة إلى تقدير وقياس مدى استجابة معدلات البطالة للتغيرات الحاصلة في العرض النقدي في بيئة الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1990-2017 وذلك من خلال صياغة وتقدير نموذجين يعكسين الاشكالية المبحوث فيها وفق منهجية أشعة الانحدار الذاتي VAR.

1.3. التعريف بمتغيرات الدراسة:

انطلاقاً من النظرية الاقتصادية قمنا بصياغة علاقة خطية بين معدلات البطالة كمتغير تابع والعرض النقدي بمعناه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي سواء كان العرض النقدي في شكله الإجمالي أو الهيكلي كمتغيرات مستقلة ومفسرة لـ 28 مشاهدة ممتدة من 1990 إلى 2017، حيث جمعت بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة من الاحصائيات المنشورة على مستوى كل من موقع بنك الجزائر فيما يخص بيانات العرض النقدي، وعلى قاعدة بيانات البنك الدولي فيما يخص بيانات البطالة. ويمكن تلخيص التعريف بمتغيرات الدراسة في الجدول الموالي:

الجدول رقم (01): التعريف بمتغيرات نموذج الدراسة

التقييم الاقتصادي لمعدلات البطالة على سياق تغيرات العرض النقدي في الجزائر		اسم النموذج
$\text{Ln}(\text{UN}) = f\left(\text{Ln}\left(\frac{M_2}{\text{GDP}}\right)\right) \rightarrow$ النموذج الأول		الصيغة الرياضية
$\text{Ln}(\text{UN}) = f\left(\text{Ln}\left(\frac{M_0}{\text{GDP}}\right), \text{Ln}\left(\frac{DT}{\text{GDP}}\right), \text{Ln}\left(\frac{DA}{\text{GDP}}\right), \text{Ln}(\text{GDP})\right) \rightarrow$ النموذج الثاني		
التعريف	الترميز الرياضي	متغيرات الدراسة
لوغاريتم معدل البطالة	$\text{Ln}(\text{UN})$	المتغير التابع
لوغاريتم العرض النقدي بمعناه الواسع إلى الناتج المحلي الإجمالي،	$\text{Ln}(M_2/\text{GDP})$	المتغيرات المستقلة
لوغاريتم العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي إلى الناتج المحلي الإجمالي	$\text{Ln}(M_0/\text{GDP})$	
لوغاريتم الودائع تحت الطلب إلى الناتج المحلي الإجمالي	$\text{Ln}(DT/\text{GDP})$	
لوغاريتم الودائع لأجل إلى الناتج المحلي الإجمالي	$\text{Ln}(DA/\text{GDP})$	
لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي	$\text{Ln}(\text{GDP})$	

المصدر: من اعداد الباحثين.

2.3. الأدوات والطرق الإحصائية:

تمت معالجة بيانات الدراسة باستخدام برمجية *Excel* وتحليلها باستخدام برنامج القياس الاقتصادي *Eviews9*، ولتحديد الدقيق للأثر الذي يخلفه العرض النقدي على معدل البطالة في الجزائر تم الاعتماد على جملة من المقاربات والاختبارات الاحصائية، وهي:

1.2.3. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة) (*Test of Unit Root Stationarity*):

تقتضي أدبيات القياس الاقتصادي قبل تقدير أي علاقة ضرورة تحري استقرارية السلاسل الزمنية، حيث اثبت جرانجر 1983، إن تقدير نماذج بواسطة المربعات الصغرى العادية مع سلاسل غير مستقرة يمكن تؤدي إلى نتائج مظللة من خلال ما يعرف بالانحدار الزائف (Granger & Newbold, 1974, pp. 111-120). ونظراً لوفرة عدة اختبارات للتأكد من استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرتي الدراسة تم الاستعانة باختبار ديكي فولر المطور (*ADF*) بعد تحديد فترات الإبطاء المناسبة باستخدام معياري إكايك (*Akaike information criterion (AIC)*) وشوارتز (*Schwartz Bayesian criterion (SC)*). ويعتمد اختبار ديكي فولر المطور *ADF* في دراسة استقرارية السلسلة X_t على تقدير النماذج التالية (Bourbonnais, 2015, p. 250).

$$\text{Mod}[4]: \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Mod}[5]: \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Mod}[6]: \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

يمثل النموذج الرابع الاختبار بدون الحد الثابت وبدون اتجاه زمني، في حين يتضمن النموذج الخامس الاختبار مع وجود الحد الثابت وبدون اتجاه زمني، بينما يشمل النموذج السادس الاختبار بوجود حد ثابت واتجاه زمني.

ويتم اختبار الفرض العدمي ($0 = \rho$) أو بوجود جذر الوحدة من خلال مقارنة إحصائية (T) المقدرة للمعلمة (ρ) مع القيم الجدولية لديكي فولر المطور *ADF* أيضاً بواسطة (Mackinnon, 1991)، فإذا كانت القيمة المطلقة للإحصائية (T) المقدرة تتجاوز القيمة المطلقة لـ (*ADF*) فإنها تكون معنوية إحصائياً، وعليه نرفض الفرض العدمي بوجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة الزمنية مستقرة، وإذا كانت أقل من القيمة الجدولية فإنه لا يمكن رفض جذر الوحدة، أي أن السلسلة غير مستقرة، وبالتالي نقوم باختبار استقرارية الفرق الأول للسلسلة (خزان، 2013-2014، صفحة 155). وإذا كانت السلسلة مستقرة في فروقها الأولى فإنها عندئذ تكون متكاملة من الدرجة الأولى، وإذا لم تكن مستقرة نكرر الاختبار للفرق من الدرجة الأعلى.

2.2.3. اختبار متجه الانحدار الذاتي (*VAR*):

إن نموذج متجه الانحدار الذاتي "*VAR*" هو عبارة عن نظام تكون فيه كل متغيرة داخلية مشروحة بواسطة ثابت بالإضافة إلى P تأخير خاص بها، و P تأخير خاص بالمتغيرات الأخرى في النظام، مما يعني أن كل انحدار في النظام يملك نفس المتغيرات المفسرة (زكاري، 2013 - 2014، صفحة 107).

نموذج الانحدار الذاتي ذو الدرجة P يرمز بـ $VAR(P)$ ، ويتكون من K متغيرة، ويكتب بالشكل المصفوفاتي التالي (Bourbonnais, Econométrie, 2005, p. 257):

$$X_t = A_0 + A_1 \cdot X_{t-1} + \dots + A_p \cdot X_{t-p} + \mu_t$$

حيث: X_t : شعاع بعده ($k \times 1$) ويتكون من $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt})'$

A_i : مصفوفة المعالم ذات البعد ($k \times k$) لكل $i = 1, 2, \dots, P$.

A_0 : شعاع القيم الثابتة ذو البعد ($k \times 1$): $(a_0^1, a_0^2, \dots, a_0^k)$

ε_t : شعاع التشويش (الضجيج) الأبيض ذو البعد ($k \times 1$): $(\mu_{1t}, \mu_{2t}, \dots, \mu_{kt})'$.

3.2.3. اختبار السببية لجرانجر (*Granger*):

يستخدم هذا الاختبار من أجل تحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، حيث يظهر اتجاه السببية هل كان أحادياً، أم تبادلياً، أي أن كلا المتغيرين يسبب الآخر، وقد لا تكون هناك علاقة سببية بينهما.

فقد أشار جرانجر إلى أنه إذا كانت هناك سلسلتان زمنيتان متكاملتان فلا بد من وجود علاقة سببية باتجاه واحد على الأقل، وحسب مفهومه فإنه إذا كان المتغير X_t يسبب المتغير Y_t فهذا يعني أنه يمكن توقع قيمة Y_t بشكل أفضل باستخدام القيم الماضية لـ X_t ويتطلب اختبار جرانجر للسببية تقدير العلاقات التاليتين (دحماني، صفحة 371):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{P1} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P2} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \mu_{1t}$$

$$\Delta X_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{P1} \lambda_i \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P2} \theta_i \Delta Y_{t-1} + \mu_{2t}$$

حيث: $P1, P2, P3, P4$ هي عدد الفجوات الزمنية لكل متغير تفسيري بحيث يمكن أن تكون كلها مختلفة أو تكون متساوية، ثم نقوم باختبار الفرضيتين التاليتين: $H0: \sum_{i=1}^{P2} \varphi_i = 0$ ، $H1: \sum_{i=1}^{P2} \varphi_i \neq 0$. ويتم قبول أو رفض فرضية العدم بناءً على إحصاءة فيشر (F) عند مستوى معنوية 5%.

3.3. تحليل ومناقشة النتائج القياسية:

3.3.1. نتائج استقرارية متغيرات الدراسة (اختبار جذر الوحدة (Test of Unit Root Stationarity):

أعطى اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة وفق اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) النتائج الموضحة في الملحق رقم (01)، أما ما يمثله الجدول الموالي نتائج درجة التكامل بين متغيرات الدراسة.

الجدول رقم (02): نتائج درجة تكامل متغيرات الدراسة

اختبار ديكي فولر الموسع ADF						نوع الاختبار
Ln(GDP)	$Ln\left(\frac{DA}{GDP}\right)$	$Ln\left(\frac{DT}{GDP}\right)$	$Ln\left(\frac{M0}{GDP}\right)$	$Ln\left(\frac{M2}{GDP}\right)$	Ln(UN)	المتغيرات
عند الفرق الثاني	عند الفرق الأول	عند الفرق الأول	عند الفرق الثاني	عند الفرق الثاني	عند الفرق الأول	مستوى الاستقرارية
I(2)	I(1)	I(1)	I(2)	I(2)	I(1)	درجة التكامل

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews9.

تبين نتائج الجدول أعلاه أن متغيرة البطالة ($Ln(UN)$)، الودائع تحت الطلب كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ($Ln(DT/GDP)$) والودائع لأجل كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ($Ln(DA/GDP)$) غير مستقرة في حالتها الأولى، وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير إلى أن البيانات غير مستقرة عند مستواها الأول ما يعني أن هناك جذر الوحدة لكافة المتغيرات سواء بوجود ثابت فقط أو ثابت وقاطع أو ثابت واتجاه قاطع، وعند أخذ الفرق الأول لذات المتغيرات يتضح أن المتغيرات المذكورة تتحول بياناتها إلى حالة الاستقرار ومن ثم رفض فرضية العدم المتمثلة بعدم استقرارية المتغيرة عند أخذ الفرق الأول ويطلق عليها في هاته الحالة أنها متكاملة من الدرجة الأولى $I(1) \sim$ ، أما بقية المتغيرات والمتمثلة في العرض النقدي بمعناه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ($Ln(M2/GDP)$)، العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ($Ln(M0/GDP)$) والناتج المحلي الإجمالي ($Ln(GDP)$) يتضح أنها غير مستقرة عند حالتها الأولى وكذا عند أخذ الفرق الأول لوجود مركبة الاتجاه العام ولكن عند أخذ الفرق الثاني تبين أنها مستقرة ومن ثم رفض فرضية العدم المتمثلة بعدم استقرارية المتغيرات عند أخذ الفرق الثاني وهو ما يطلق عليها متكاملة من الدرجة الثانية $I(2) \sim$ وعليه انطلاقاً من هاته النتائج المتوصل إليها أي أن متغيرات الدراسة ككل بعضها متكاملة من الدرجة الأولى والبعض الآخر متكاملة من الدرجة الثانية فإن المنهجية الأكثر ملاءمة لمعالجة اشكالية الدراسة هي منهجية متجه الانحدار الذاتي VAR.

2.3.3. نتائج تقدير نموذج الدراسة باستخدام منهجية VAR

يستدعي قياس أثر تغيرات العرض النقدي على معدلات البطالة في الجزائر على مدار ثمانية وعشرون سنة ممتدة من سنة 1990 إلى سنة 2017 وفق منهجية متجه الانحدار الذاتي VAR إتباع الخطوات التالية:

1.2.3.3. تحديد درجة التأخير لنموذج الدراسة:

يستدعي أولاً قبل تقدير نموذج الدراسة وفقاً لمنهجية VAR إلى تحديد درجة التأخير المناسبة له، وذلك بالاعتماد على مجموعة من المعايير من أهمها معياري AIC و SC، فالجدول الموالي يوضح مختلف قيم المعيارين المذكورين الموافقة لمختلف تقديرات منهجية VAR للمتغيرات في شكل مستويات وذلك من أجل درجات تأخير تتراوح من 00 إلى 02.

النموذج الأول

$$(Ln(UN) = f(Ln(M2/GDP))$$

النموذج الثاني

$$Ln(UN) = f(Ln(M0/GDP), Ln(DT/GDP), Ln(DA/GDP), Ln(GDP))$$

الجدول رقم (03): تحديد درجة التأخير الموافقة لنموذج VAR

القرار	P=2		P=1		P=0		درجة التأخير المعيار
	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	
VAR							النموذج الأول
VAR(1)	-3.306	-3.790	-3.708	-3.999	2.404	2.307	النموذج الثاني
VAR(1)	-7.859	-10.521	-9.205	-10.657	-9.205	-10.657	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews9.

2.2.3.3. تقدير نموذج الدراسة:

بعد ما تبين وفق اختبار جذر الوحدة أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة مستقرة عند الفرق الأول والفرق الثاني، سيتم في الخطوة الموالية تقدير نموذج VAR بتباطؤ 01 لكل متغيرات الدراسة في كلا النموذجين، ونظراً لما هو معروف أن تقدير نموذج VAR يتكون من منظومة من المعادلات وفقاً لمتغيراته المدرجة ستكتفي هاته الدراسة باختبار معادلة البطالة فقط وهذا استجابة لما يتوافق مع الإشكالية المبحوث فيها.

الجدول رقم (04): نتائج تقدير نموذج معدل البطالة على سياق تغيرات العرض النقدي

النموذج الأول: أثر تغيرات العرض النقدي على معدلات البطالة	
$Ln(UN)_t = 0.407630 + 0.839168Ln(UN)_{t-1} - 0.087255Ln(M2/GDP)_{t-1}$	
t- statistic (1.85) (10.49) (2.43)	
$R^2=0.9430$, $\bar{R}^2=0.9383$, $n=27$, $F=198.88$, $RSS=0.26$	
النموذج الثاني: أثر مؤشرات هيكلية العرض النقدي على معدلات البطالة	
$Ln(UN)_t = 16.79688 + 0.413533Ln(UN)_{t-1} + 0.443554Ln\left(\frac{M0}{GDP}\right)_{t-1} - 0.213982Ln\left(\frac{DT}{GDP}\right)_{t-1} + 0.085428Ln\left(\frac{DA}{GDP}\right)_{t-1} - 1.77343Ln(GDP)_{t-1}$	
t- statistic (4.25) (3.04) (3.60) (2.23) (1.50) (4.13)	
$R^2=0.9709$, $\bar{R}^2=0.9640$, $n=27$, $F=140.59$, $RSS=0.13$	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews9.

بناءً على النتائج السابقة يمكن تقييم معادلة البطالة وفقاً للنموذج الأول والثاني كالتالي:

■ تقييم معادلة النموذج الأول:

من خلال معادلة البطالة المقدره وفق النموذج الأول يتضح أنه نموذج مقبول احصائياً واقتصادياً، فمن الناحية الاحصائية نلاحظ أن معامل التحديد بلغ $R^2=0.9430$ ، مما يعني أن معدل البطالة الحالي مفسر بنسبة 94.30% بمعدلها السابق والقيم السابقة لباقي المتغيرات، أما النسبة الباقية 5.7% مفسرة من طرف عوامل أخرى غير مدرجة ضمن النموذج، وحسب اختبار t-Statistic، نلاحظ أن جميع معاملات النموذج معنوية عند مستوى معنوية 5%، أما ما أظهره اختبار فيشر ($F-statistic=198.88$) فيدل على أن النموذج ككل له دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%.

أما من الناحية الاقتصادية فتلاحظ هناك علاقة طردية تربط بين معدل البطالة بمعدلها السابق لفترة واحدة، حيث جاءت مرونة $Ln(UN)_{t-1}$ موجبة (0.839168) مما يعني أن زيادة $Ln(UN)_{t-1}$ بوحدة واحدة سينجم عنه زيادة في $Ln(UN)_t$ (معدل البطالة الحالي) بـ (0.839 وحدة). كذلك هناك علاقة عكسية بين معدل البطالة $Ln(UN)_t$ والعرض النقدي بمعناه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بفترة سابقة $Ln(M2/GDP)_{t-1}$ ، حيث سجلت هذه الأخيرة الإشارة السالبة (-0.087255)، أي كلما زادت $Ln(M2/GDP)_{t-1}$ لسنة تأخر واحدة بوحدة واحدة تراجع معدل البطالة الحالي $Ln(UN)_t$ بـ (0.087 وحدة).

■ تقييم معادلة النموذج الثاني:

من خلال معادلة البطالة المقدره وفق النموذج الثاني نلاحظ أنه نموذج مقبول احصائياً واقتصادياً، فمن الناحية الاحصائية نلاحظ أن معامل التحديد بلغ $R^2=0.9709$ ، مما يعني أن معدل البطالة الحالي مفسر بنسبة 97.09% بمعدلها السابق والقيم السابقة لباقي المتغيرات، أما النسبة الباقية 2.91% مفسرة من طرف عوامل أخرى غير مدرجة ضمن النموذج، وحسب اختبار t - $Statistic$ ، نلاحظ أن جميع معاملات النموذج معنوية عند مستوى معنوية 5% عدا معلمة نسبة العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي إلى الناتج المحلي الإجمالي $Ln(MO/GDP)$ ، أما ما دلّ عليه اختبار فيشر (F - $Statistic=140.59$) فإن النموذج ككل له دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%.

أما من الناحية الاقتصادية فنلاحظ هناك علاقة طردية تربط بين معدل البطالة بمعدلها السابق لفترة واحدة، حيث جاءت مرونة $Ln(UN)_{t-1}$ موجبة (0.413533) مما يعني أن زيادة $Ln(UN)_{t-1}$ بوحدة واحدة سينجم عنه زيادة في $Ln(UN)_t$ (معدل البطالة الحالي) بـ (0.413 وحدة). كذلك هناك علاقة طردية بين معدل البطالة $Ln(UN)_t$ والعملة المتداولة خارج الإطار المصرفي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بفترة سابقة $Ln(MO/GDP)_{t-1}$ ، حيث سجلت هذه الأخيرة الإشارة الموجبة (0.443554)، أي كلما زادت $Ln(MO/GDP)_{t-1}$ لسنة تأخر واحدة بوحدة واحدة زاد معدل البطالة الحالي $Ln(UN)_t$ بـ (0.443 وحدة). كما أشارت ذات المعادلة إلى أن هناك علاقة عكسية بين معدل البطالة $Ln(UN)_t$ والودائع تحت الطلب كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بفترة سابقة $Ln(DT/GDP)_{t-1}$ ، حيث سجلت هذه الأخيرة الإشارة السالبة (-0.213982)، أي كلما زادت $Ln(DT/GDP)_{t-1}$ لسنة تأخر واحدة بوحدة واحدة تراجع معدل البطالة الحالي $Ln(UN)_t$ بـ (0.213 وحدة). أما علاقة معدل البطالة $Ln(UN)_t$ مع الودائع لأجل كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بفترة سابقة $Ln(DA/GDP)_{t-1}$ سجلت علاقة طردية وهذا من خلال الإشارة الموجبة (0.085428)، أي كلما زادت $Ln(DA/GDP)_{t-1}$ لسنة تأخر واحدة بوحدة واحدة زاد معدل البطالة الحالي $Ln(UN)_t$ بـ (0.085 وحدة).

3.2.3.3. دراسة صلاحية النموذج: تم تشخيص صلاحية نموذج متجه الانحدار الذاتي $VAR(1)$ وفق الخطوات التالية:

■ بالنسبة للنموذج الأول:

- ✓ اختبار التوزيع الاحتمالي للبواقي: من خلال نتائج اختبار *Jarque-Bera* كما يظهر في (الملحق رقم 02)، تظهر القيمة الاحتمالية لإحصائية $J-B$ التي تساوي (0.1549) على أنها أكبر من مستوى معنوية 0.05، لذا فإننا لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية والتي تُشير إلى أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً.
- ✓ اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: من خلال نتائج اختبار LM ، ضمن (الملحق رقم 02)، فإنه يتم قبول الفرضية بغياب الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج لأن القيمة الاحتمالية أكبر من مستوى معنوية (5%).
- ✓ اختبار استقرارية النموذج: للتأكد من استقرارية النموذج تم استخدام اختبار *L'inverse de racine associées* ($a/lapartie, AR$)، ومن خلال (الملحق رقم 02) يتبين أن كل الجذور العكسية "inverse roots" لكثير الحدود المرافق لجزء الانحدار الذاتي هي قيمة تقل عن الواحد الصحيح، بحيث نلاحظ أنها تقع كلها داخل دائرة الوحدة، وبالتالي فإن النموذج $VAR(1)$ المقدر يحقق شروط الاستقرار.

■ بالنسبة للنموذج الثاني:

- ✓ اختبار التوزيع الاحتمالي للبواقي: من خلال نتائج اختبار *Jarque-Bera* كما يظهر في (الملحق رقم 02)، تظهر القيمة الاحتمالية لإحصائية $J-B$ التي تساوي (82.38975) على أنها أقل من مستوى معنوية 0.05، لذا فإننا لا نستطيع قبول الفرضية الصفرية والتي تُشير إلى أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً.
- ✓ اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: من خلال نتائج اختبار LM ، ضمن (الملحق رقم 02)، فإنه يتم قبول الفرضية بغياب الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج لأن القيمة الاحتمالية أكبر من مستوى معنوية (5%).
- ✓ اختبار استقرارية النموذج: للتأكد من استقرارية النموذج تم استخدام اختبار *L'inverse de racine associées* ($a/lapartie, AR$)، ومن خلال (الملحق رقم 02) يتضح أن كل الجذور العكسية "inverse roots" لكثير الحدود المرافق

لجزء الانحدار الذاتي هي قيمة تقل عن الواحد الصحيح، بحيث نلاحظ أنها تقع كلها داخل دائرة الوحدة، وبالتالي فإن النموذج $VAR(1)$ المقدر يحقق شروط الاستقرار.

3.3.3. تحليل الصدمات ودوال الاستجابة للعرض النقدي:

■ بالنسبة للنموذج الأول: حسب تقديرات دالة الاستجابة الفورية الممتدة على مدار عشر سنوات كما هو موضح في الشكل ضمن الملحق رقم (03) فإنه في حالة احداث صدمة ايجابية في $Ln(M2/GDP)$ بوحدة واحدة في السنة الأولى سيؤدي إلى استجابة فورية سالبة لمعدل البطالة في نفس السنة والمقدرة بـ (-0.006862) وحدة معيارية واستمرت الاستجابة بشكل سلبي خلال بقية السنوات.

■ بالنسبة للنموذج الثاني: حسب تقديرات دالة الاستجابة الفورية الممتدة على مدار اثني عشر سنة كما هو موضح في الشكل ضمن الملحق رقم (03) فإنه في حالة :

✓ احداث صدمة ايجابية في $(M0/GDP)$ بوحدة واحدة في السنة الأولى سينجم عنها استجابة فورية سالبة لمعدل البطالة في ذات السنة والمقدرة بـ (-0.004260) وحدة معيارية وتستمر هذه الاستجابة السلبية لمعدل البطالة إلى غاية السنة التاسعة، وابتداء من السنة العاشرة فإن الاستجابة لمعدل البطالة عند احداث صدمة في العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي ستكون بشكل ايجابية، أي أنها ستعمل على زيادة معدل البطالة دون تخفيضه.

✓ احداث صدمة ايجابية في (DA/GDP) بوحدة واحدة في السنة الأولى سينجم عنها استجابة فورية موجبة لمعدل البطالة في ذات السنة والمقدرة بـ (0.032775) وحدة معيارية وتستمر هذه الاستجابة الطردية لمعدل البطالة إلى غاية السنة الرابعة، وابتداء من السنة الخامسة فإن الاستجابة لمعدل البطالة عند احداث صدمة في الودائع لأجل ستكون بشكل عكسي، أي أنها ستعمل على تخفيض معدل البطالة.

✓ احداث صدمة ايجابية في (DT/GDP) بوحدة واحدة في السنة الأولى سينجم عنها استجابة فورية عكسية لمعدل البطالة في ذات السنة والمقدرة بـ (-0.006396) وحدة معيارية وتستمر هذه الاستجابة العكسية لمعدل البطالة إلى غاية السنة الخامسة، وابتداء من السنة السادسة فإن الاستجابة لمعدل البطالة عند احداث صدمة في الودائع تحت الطلب ستكون بشكل طردي، أي أنها ستعمل على زيادة معدل البطالة دون تخفيضه.

4.3.3. نتائج تحليل التباين: إن الغرض من تفكيك التباين هو معرفة مدى مساهمة كل متغيرة في تباين خطأ التنبؤ أو

تحديد نسبة التباين التي يسببها متغير ما في نفسه وفي المتغيرات الأخرى، ويمكن اجمال أهم نتائج تحليل التباين المتوصل إليها وفق النموذجين كالتالي:

■ بالنسبة للنموذج الأول:

✓ تحليل تباين خطأ تنبؤ معدل البطالة: نلاحظ من خلال الملحق رقم (03) أن الخطأ المعياري (SE) لخطأ التنبؤ لمعدل البطالة (متغير تابع) في السنة الأولى يساوي (0.10) ثم ازداد مع مرور الزمن ليصل إلى 0.20 في السنة العاشرة، ويمكن تبرير هذه الزيادة في قيمة الخطأ المعياري لاشتغالها آثار عدم التأكد للتنبؤ في الفترات السابقة للمتغيرات المفسرة في النموذج، كما نلاحظ أيضا أن تباين خطأ التنبؤ لمعدل البطالة ناتج بنسبة 100% في فترة تنبؤ واحدة في المستقبل ثم تتناقص هذه النسبة لتصل إلى 94.05% في السنة العاشرة، من جهة أخرى فإن متغيرة $Ln(M2/GDP)$ تساهم بقدر صغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ سواء في المدى القصير أو الطويل ابتداء من السنة الثانية، إذا تراوحت هذه النسبة بين 0.16% و 5.94%.

✓ تحليل تباين خطأ تنبؤ العرض النقدي بمعناه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي: فيما يخص تحليل تباين خطأ التنبؤ في هذه المتغيرة نلاحظ من ذات الملحق رقم (03) أن معظم التقلبات الظرفية لها سواء في المدى القصير أو الطويل تتعلق بصدمات في المتغيرة نفسها بنسبة كبيرة.

■ بالنسبة للنموذج الثاني:

✓ تحليل تباين خطأ تنبؤ معدل البطالة: نلاحظ من خلال الملحق رقم (03) أن الخطأ المعياري (SE) لخطأ التنبؤ لمعدل البطالة (متغير تابع) في السنة الأولى يساوي (0.089) ثم ازداد مع مرور الزمن ليصل إلى 0.156 في السنة العاشرة، ويمكن تبرير هذه الزيادة في قيمة الخطأ المعياري لاشتغالها آثار عدم اليقين للتنبؤ في الفترات السابقة للمتغيرات المفسرة في النموذج، كما نلاحظ أيضا أن تباين خطأ التنبؤ لمعدل البطالة ناتج بنسبة 100% في فترة تنبؤ واحدة في المستقبل ثم تتناقص هذه النسبة لتصل إلى 46.54% في السنة العاشرة مما يعني أن الصدمات في معدل البطالة تفسر التباين في خطأ التنبؤ هذه الأخيرة في الأجل القصير تفوق علمها في الأجل الطويل، من جهة أخرى فإن متغيرة $Ln(M0/GDP)$ تساهم بقدر صغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ سواء في المدى القصير أو الطويل ابتداء من السنة الثانية، إذا تراوحت هذه النسبة بين 1.39% و 7.69%، أما متغيرة $Ln(DA/GDP)$ أيضا تساهم بقدر صغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ ابتداء من السنة الثانية إلى غاية السنة العاشرة، إذ تراوحت نسبتها ما بين 1.11% و 14.28%، أيضا نجد متغيرة $Ln(DT/GDP)$ تساهم بشكل ضعيف في تفسير تباين خطأ التنبؤ ابتداء من السنة الثانية إلى غاية السنة العاشرة، إذ تراوحت نسبتها ما بين 0.58% إلى 3.51%، في حين نلاحظ متغيرة $Ln(GDP)$ تسجل مساهمتها في تفسير تباين خطأ التنبؤ لمعدل البطالة تزداد من سنة إلى أخرى فهي في حدود 5.91 ابتداء من السنة الثانية لتصل إلى 27.96% في السنة العاشرة.

✓ تحليل تباين خطأ تنبؤ المتغيرات المفسرة: فيما يخص تحليل تباين خطأ التنبؤ في المتغيرات المتبقية نلاحظ من ذات الملحق رقم (03) أن معظم التقلبات الظرفية لجميع المتغيرات سواء في المدى القصير أو الطويل تتعلق بصدمات في المتغيرات نفسها بنسبة كبيرة.

5.3.3. نتائج اختبار سببية جرانجر $Granger$: يلخص الجدول التالي نتائج اختبار السببية لجرانجر $Granger$:

الجدول رقم (05): نتائج اختبار سببية جرانجر $Granger$ بين متغيرات الدراسة

نتائج اختبار سببية $Granger$ بين متغيرات النموذج الأول للدراسة			
التوجه العلاقة السببية	قيمة F الحسوبة	الاحتمالية	النتيجة
$DLn(UN) \leftarrow DDLn(M2/GDP)$	5.71535	0.0258 ★	وجود سببية
نتائج اختبار سببية $Granger$ بين متغيرات النموذج الثاني للدراسة			
$DLn(UN) \leftarrow DDLn(M0/GDP)$	3.53026	0.0736 ★★	وجود سببية
$DLn(UN) \leftarrow DLn(DT/GDP)$	7.84148	0.0102 ★	وجود سببية
$DLn(UN) \leftarrow DLn(DA/GDP)$	5.7612	0.0249 ★	وجود سببية
$DLn(UN) \leftarrow DLn(GDP)$	7.18801	0.0136 ★	وجود سببية

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات $EViews9$. ملاحظة: ★ : معنوية عند 5%، ★★ : معنوية عند 10%.

يتبين من نتائج الجدول أعلاه حسب النموذج الأول وبعد أخذ عدد الفجوات الزمنية $P=01$ أن هناك علاقة سببية تتجه من العرض النقدي بمعناه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي إلى معدل البطالة عند مستوى معنوية 5%، ما يعني أن متغيرة العرض النقدي بمعناه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي لها مساهمة معنوية في تحسين القدرة التنبؤية لمعدل البطالة وذلك عند مستوى ثقة 95%. أما ما تشير إليه النتائج حسب النموذج الثاني وذلك بعد أخذ عدد الفجوات الزمنية $P=01$ إلى أن هناك علاقة سببية تتجه من جميع المتغيرات المستقلة $Ln(M0/GDP)$ ، $Ln(DA/GDP)$ ، $Ln(DT/GDP)$ إلى المتغير التابع $Ln(UN)$.

كخلاصة لاختبار العلاقة السببية وفق منهجية جرانجر في كلا النموذجين بين العرض النقدي ومعدلات البطالة تبين أن العرض النقدي يسبب في معدلات البطالة، ويمكن تبرير هذه النتيجة إلى أن الصادرات الجزائرية تكون من المحروقات بشكل

رئيسي، مما يؤدي إلى زيادة في موجودات البنك المركزي الجزائري من النقد الأجنبي، الأمر الذي يضيف بدوره إلى زيادة العرض النقدي وهذه الزيادة في العرض النقدي ستؤدي إلى ارتفاع حصة تقديم القروض وتوزيعها حسب القطاع العام والخاص نحو أوجه الاستثمارات ومن ثم إلى المزيد من التوظيف والحد من البطالة.

4. خاتمة:

من خلال إشكالية الدراسة والتي تمحورت حول قياس أثر تغيرات العرض النقدي على معدلات البطالة في بيئة الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1990 - 2017، تمكنا من الوصول إلى جملة من الاستنتاجات والتوصيات.

1.4. الاستنتاجات:

يمكن حصر أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة في النقاط التالية:

- اثبات صحة الفرضية الأولى بوجود علاقة عكسية وذو دلالة احصائية بين العرض النقدي بوصفه متغير مستقل ومعدل البطالة بوصفها متغير تابع وهذا ما خلص إليه تقدير النموذج الأول الذي يقيس أثر تغيرات العرض النقدي ($M2/GDP$) على معدلات البطالة وتوصل إلى أن أي تغير وتذبذب في العرض النقدي سيؤثر حتماً على معدلات البطالة بشكل سلبي (أي بالتراجع والانخفاض)، فعند زيادة العرض النقدي بنسبة 1% تؤدي إلى تراجع معدل البطالة بنسبة 0.72%. كما خلص ذات النموذج وفق اختبار دوال الاستجابة الفورية في أن أحداث أي صدمة ايجابية في العرض النقدي ستستجيب لها معدلات البطالة بشكل سلبي على المدى البعيد.
- أما الفرضية الثانية التي تؤشر على أن هناك علاقة طردية بين العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي ومعدلات البطالة فقد اثبتت صحتها من خلال ما أسفر عليه تقدير النموذج الثاني والذي يقيس أثر تغيرات هيكلية العرض النقدي على معدلات البطالة إلى أن كل من متغيرة العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي والودائع لأجل تربطها علاقة ايجابية مع معدلات البطالة بمعنى أن أي زيادة في كليهما سوف لا ينجر عنها أي تراجع لمعدلات البطالة وهذا راجع إلى الوازع الديني في قضية التعامل مع المصارف الربوية من جهة وإلى غياب الثقافة والوعي المصرفي وتطور الخدمات المصرفية بشكل جيد من جهة أخرى فكلما السببين أدى إلى ارتفاع العملة المتداولة خارج الإطار المصرفي دون الاستفادة منها في توجيهها نحو مختلف الاستثمارات والتي من شأنها يمكن أن ترفع من حصة النمو الاقتصادي بشكل عام وتقليل حدة البطالة بشكل خاص، أما متغيرة الودائع تحت الطلب فقد رصد لها أثر ايجابي نحو تراجع معدلات البطالة بنسبة 21.39%.
- بينت النتائج الاحصائية لاختبار السببية لجرانجر *Granger* وفق النموذجين المقدرين على وجود علاقة ذات الاتجاه الاحادي تتجه من العرض النقدي ($M2/GDP$) إلى معدلات البطالة.

2.4. التوصيات:

بناءً على النتائج السابقة نقدم التوصيات التالية:

- النهوض بالقطاع المصرفي وتفعيل دوره بما يخدم أبعاد عملية التنمية بشكل عام في البلاد.
- ضرورة خلق الوعي المصرفي والادخاري للأفراد وترسيخ مفهوم الأمان والثقة على مستوى القطاعات المصرفية بما يؤدي إلى معالجة مشاكل البطالة.
- ضرورة التوجه نحو تنوع القاعدة الإنتاجية في الاقتصاد الجزائري للنهوض بالقطاعات الانتاجية والخدمية لأن معالجة البطالة يعتمد على تنمية هاته القطاعات خاصة منها الصناعية والزراعية، فتوفير المنتجات وتقليل الاعتماد على الاستيراد يعتبر في حد ذات الوقت حلاً جوهرياً لمشكلة البطالة وتداعياتها الاجتماعية.
- يجب على السلطة النقدية ضمان موقف السياسة النقدية المثلى التي ستكون مناسبة لخفض سعر الفائدة في الاقتصاد، فعلى سبيل المثال إذا خفضت السلطة النقدية سعر الفائدة سوف يعطي للمستثمرين فرصة الحصول على عقود التي من شأنها تعمل على زيادة التوظيف ومن ثم تقليل البطالة.

- التوجه نحو فتح المزيد من النوافذ اسلامية والعمل على تشجيع قيام مؤسسات مصرفية ذات الطابع الإسلامي تتوافق مع سلوكيات المجتمع الجزائري في تفضيل تعاملاتهم مع الأوعية الادخارية التي تتفق شروطها مع الشريعة الإسلامية.

5. المراجع:

- بشير الهادي ، و محمد سعد أبو كرش . (2016). تحليل أثر عرض النقود والتضخم وسعر الصرف على النمو الاقتصادي (دراسة حالة ليبيا). مجلة الجامعي - النقابة العامة لأعضاء هيئة التدريس الجامعي.
- محمد زكاري. (2013 - 2014). دراسة العلاقة بين النفقات العمومية والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1970 - 2012. بومرداس، الجزائر: كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد بوقرة.
- Amassoma. (2015). The Efficacy of Monetary Policy Variables in Reducing Unemployment Rate in Nigeria. International Finance and Banking(Vol 2).
- Amassoma. (2015). The Efficacy of Monetary Policy Variables in Reducing Unemployment Rate in Nigeria (éd. No 2,Vol 2).
- Bourbonnais , R. (2005). Econométrie (Vol. 6). Paris: Dunod.
- Bourbonnais, R. (2015). Econométrie,Manuel et Exercice corriges (Vol. 9). Paris: Dunod.
- C.W.J Granger و Newbold .(1974) .Spurious Regressions in Econometrics .J. Econometrics.
- Gurmit , K., & Nur Asyiqin Bt, Z. (2016, September 21 - 23). Impact of Macroeconomic Policy Instruments and External Shock on Unemployment Rate in Malaysia. 3rd International Conference on Business and Economics.
- Ogunyinka, S., Ojogwo, D., & Ogbuehi, F. (2016, June). Monetary Policy and Unemployment in Nigeria: Is there a Dynamic Relationship? CBN Journal of Applied Statistics.
- Taylan Taner , D. (2012). Macroeconomic Variables and Unemployment: The Case of Turkey. international Journal of Economics and Financial Issues, , (Vol 2).
- أكرم حداد، و مشهور هذلول. (2005). النقود والمصارف (مدخل تحليلي ونظري) (المجلد 01). عمان، الأردن: دار وائل للنشر والتوزيع.
- بلعوز بن علي. (2004). محاضرات في النظريات والسياسات النقدية. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
- توفيق محب خلة . (2011). الإقتصاد النقدي والمصرفي (دراسة تحليلية للمؤسسات والنظريات). الإسكندرية: دار الفكر الجامعي.
- حسن المدهون. (2015-2016). إشكالية العلاقة بين البطالة وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية (دراسة تحليلية قياسية لحالة الجزائر). قسم العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 3.
- حمزة عمي سعيد ، و عباس بوهريه . (2017). أثر التغير في المجمعات النقدية على المتغيرات الاقتصادية الكلية (دراسة حالة الجزائر 1990 -2016). مجلة الواحات للبحوث والدراسات .
- خالد واصف الوزاني ، و أحمد حسن الرفاعي . (2014). مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق (المجلد ط 11). عمان، الأردن: دار وائل للنشر.
- صلاح الدين كروش. (2015-2016). البحث عن مثولية متغيرات الاقتصاد الكلي حسب المربع السحري لكالدور (محاولة تطبيقية على الاقتصاد الجزائري). جامعة حسينية بن بوعللي، الشلف، الجزائر: رسالة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه علوم، قسم العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير.
- عبد الحسين جليل ألعالي، و سوسن كريم الجبوري. (2008). استجابة المتغيرات الاقتصادية الكلية للتغيرات في المجاميع النقدي في عينة من الدول النامية. مجلة القادسية للعلوم الإدارية والاقتصادية.
- عبد الحفيظ خزان. (2013 - 2014). تفعيل دور أسواق الأوراق المالية وأثرها على النمو الاقتصادي دراسة سوق عمان للأوراق المالية من 2002 إلى 2013. بسكرة، الجزائر: كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر.
- عبد الله بلونس. (أفريل 2006). البطالة والتشغيل في الجزائر بين الطرح النظري والواقع العلمي للفترة 1985 - 2004. ورقة عمل مقدمة للندوة العربية: حول البطالة، أسبابها، معالجتها وأثرها على المجتمع. البلدة- الجزائر : جامعة سعد دحلبل.
- مجيد علي حسين ، و عفاف عبد الجبار سعيد. (2004). مقدمة في التحليل الاقتصادي الكلي (المجلد 01). عمان، الأردن: دار وائل للنشر والتوزيع.
- محمد الشريف المان. (2003). محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية، الجزء الثالث، ديوان المطبوعات الجامعية.
- ناصر دادي عدون، و عبد الرحمان العايب. (2010). البطالة وإشكالية التشغيل ضمن برامج التعديل الهيكلي للاقتصاد من خلال حالة الجزائر. بن عكنون، الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
- نور الهدى دحماني. (بلا تاريخ). دور سوق الأوراق المالية في النمو الاقتصادي دراسة حالة الجزائر. مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات.
- وحيد مهدي عامر. (2010). إقتصاديات النقود والبنوك (المجلد 01). الإسكندرية، مصر: الدار الجامعية.