مجلة آفاق علمية ISSN: 1112-9336
مجلد: 12عدد: 01 السنة 2020 ص 690 - 713

تاريخ الإرسال: 2019/06/07 تاريخ القبول: 2019/12/25
تاريخ النشر: 2020/01/08

تحليل إشكالية البطالة في الجزائر
- دراسة قياسية للفترة (1980-2017) -
Analysis of the problem of unemployment in Algeria
- A standard study for the period 1980-2017 –

د. زكرياء مسعودي
جامعة الشهيد حمه لخضر الوادي– الجزائر – Pr.zakariamessaoudi@gmail.com
د. الطاهر العمودي
المركز الجامعي تمنراست taher.lamoudi@yahoo.com

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل تطور إشكالية البطالة في الجزائر خلال الفترة (1980–2017)، وقياس محددات هذه المشكلة باستخدام نموذج المربعات الصغرى المصححة كلياً (FMOLS) في الأجل الطويل، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) في الأجل القصير.

وخلصت الدراسة إلى أن أهم المتغيرات المحددة لسلوك البطالة في الجزائر بالأجل الطويل هي نفقات الاستثمار وأسعار البترول والقروض الموجهة إلى القطاع الخاص، كما توصلت الدراسة إلى أن القروض الموجهة إلى القطاع الخاص هي المحدد الرئيسي لسلوك البطالة في الأجل القصير.

الكلمات المفتاحية: البطالة، التشغيل، التضخم، النمو الاقتصادي، أسعار البترول، التكامل المشترك، نموذج FMOLS، نموذج ECM.

Abstract:

The aim of this study is to analyze the evolution of the unemployment problem in Algeria during the period 1980-2017, and trying to measure the determinants of this problem using the long-term FMOLS model and the ECM model short-term.

The study concluded that the most significant determinants of unemployment behavior in Algeria in the long term are the expenses of and investment, oil prices and loans directed to the private sector. The study also concluded that loans directed to the private sector are the main determinant of the behavior of unemployment in the short term.

Keywords: unemployment, employment, inflation, economic growth, oil prices, , Cointegration, FMOLS model, ECM model.

مقدمة:

تمثل البطالة مشكلة تعاني منها الكثير من البلدان سواء كانت متقدمة أو نامية، إلا أن حدتها تكون أكثر في البلدان النامية، وينجم عن هذه المشكلة نتائج وخيمة على مختلف الجوانب، فمن الناحية الاقتصادية تعتبر البطالة ضياع لمورد هام من الموارد الاقتصادية وهو العمالة، ولذلك فقد حظي موضوع البطالة بالاهتمام لدى مختلف مدراس الفكر الاقتصادي، ومنه أصبحت المواجهة أو التخفيف من هذه المشكلة هدفاً أساسياً من أهداف السياسة الاقتصادية.

رغم تبني الجزائر للعديد من الإصلاحات الاقتصادية سواء خلال فترة التسعينيات أو خلال العشرية الأخيرة إلا أنها مازالت تعاني من ظاهرة البطالة، التي وصلت إلى حدود 11.99 % سنة 2017، وهذا ما يدعو إلى تسليط الضوء عن أهم المتغيرات الاقتصادية المستخلصة من خلال النظريات الاقتصادية أو من خلال خصاص الاقتصاد الجزائري التي يمكن أن تؤثر على سلوك البطالة.

إشكالية الدراسة: من خلال ما سبق يمكن طرح الإشكالية الرئيسية التالية: ما هي أهم المتغيرات الاقتصادية التي تحدد سلوك البطالة في الجزائر خلال الفترة (1980-2017)؟.

منهجية الدراسة: من أجل اختبار هذه الفرضية فقد اعتمدنا على المنهج الوصفي وذلك لأجل تحليل تطور مشكلة البطالة في الجزائر، كما تم الاعتماد على الأسلوب القياسي لاختبار العلاقة بين المتغيرات المستقلة والبطالة في الاقتصاد الجزائري.

تقسيم الدراسة: وعلى هذا الأساس سوف نقوم بتقسيم هذه الدراسة إلى ثلاثة محاور:

أولاً- مقاربات منهجية وعلمية حول البطالة؛

ثانياً- تطور معدلات البطالة في الجزائر؛

ثالثاً- دراسة قياسية لمشكلة البطالة في الجزائر خلال الفترة (1980-2017).

أولاً- مقاربات منهجية وعلمية حول البطالة:

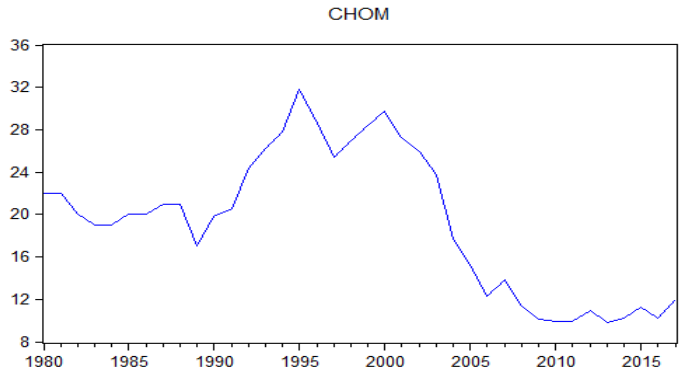
تمثل البطالة الفرق بين حجم العمل المعروض وحجم العمل المستخدم في المجتمع خلال فترة زمنية معينة، وعند مستوى الأجور السائدة [1]، كما حدد المكتب الدولي للعمل من خلال تعريفه للبطالة أهم المعايير والشروط التي يجب في الشخص البطال، والذي يعتبر أن كل شخص يبلغ الخامسة عشر (15) من عمره في بطالة، إذا كانت تتوفر فيه ثلاثة شروط هي: أن يكون بلا عمل وأن يكون جاهزاً لأن يعمل في استخدام مأجور أو غير مأجور، ويكون يبحث على عمل[2]، والهدف من وضع هذه المعايير إنما هي محاولة لتقديم تعريف محدد أكثر شمولاً لمشكلة البطالة ويصلح للتطبيق في مختلف دول العالم، وبالتالي يمكن من خلاله قياس معدل البطالة، في مختلف الدول بنفس الطريقة حتى يمكن المقارنة بين تلك المعدلات، وإن كانت هناك بعض الاختلافات فيما بين الدول عند قياس تلك

المعدلات، بسبب اختلاف تحديد الفئة العمرية للأفراد داخل سن العمل، وكذلك الفترة التي تقاس خلالها البطالة[3].

ثانياً– تطور معدلات البطالة في الجزائر:

عرفت معدلات البطالة وحجمها مستويات مختلفة خلال فترة الدراسة، ويمكن ملاحظة تطور حجم البطالة ومعدلاتها من خلال الشكل رقم (1) الموالي:

الشكل رقم (1): معدلات البطالة في الجزائر للفترة (1980–2017)



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على معطيات البنك العالمي.

يلاحظ من خلال الشكل رقم (1) أن تطور حجم البطالة ومعدلاتها عرفت ثلاثة مراحل، وهي:– المرحلة الأولى (1980–1993): لقد تميزت هذه الفترة في بدايتها بكثافة حجم الاستثمارات العمومية نتيجة ارتفاع أسعار البترول، حيث تم توفير أكثر من 561000 منصب شغل سنوياً، وهذا أدى إلى الاستقرار الملحوظ في معدل البطالة طيلة الفترة 1980–1985[4]، إلا أنه ابتداء من سنة 1986 ارتفعت معدلات البطالة بشكل مستمر حيث انتقلت من 17% سنة 1989 لتصل إلى 23.2 % سنة 1993، وهذا راجع إلى الأزمة الاقتصادية التي مر بها الاقتصاد الجزائري نتيجة انخفاض أسعار النفط.

– المرحلة الثانية (1994–1999): والتي اتسمت بارتفاع معدل البطالة ووصوله سنة 1999 إلى معدل 29 %، وذلك راجع لعدة أسباب أهمها: الإجراءات المتخذة في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي المدعوم من طرف صندوق النقد والبنك الدولي، والذي تضمن سياسات وإجراءات ساهمت بطريقة مباشرة وغير مباشرة في زيادة حجم البطالة، ومنها برنامج الخوصصة، وحل بعض مؤسسات القطاع العام، مما تسبب في تسريح العمال بصفة إجبارية أو طوعية، هذا فضلاً عن الإجراءات الانكماشية التي مست السياسات الاقتصادية بشقيها المالية والنقدية.

– المرحلة الثالثة (2000–2017): فقد عرفت هذه الفترة انخفاضاً كبيراً في حجم البطالة، مقدر بـ 1438863 بطال، مما أدى إلى انخفاض معدل البطالة بـ 18.7 نقطة مئوية، وهذا راجع إلى سياسات والإجراءات المنتهجة في إطار برامج الإصلاحات الاقتصادية المعتمدة على سياسة الإنعاش الاقتصادي وتفعيل الأجهزة الخاصة بسياسة التشغيل لتوفير الآلاف من مناصب الشغل.

ثالثاً– دراسة قياسية لمحددات البطالة في الجزائر خلال الفترة (1980–2017):

تعد مرحلة الإلمام بمعطيات العينة المختارة للدراسة وبناء النموذج من أهم المراحل التي تؤدي بنا إلى تحليل قياسي قريب جداً من الواقع، ومطابق للنظريات الاقتصادية والمدلول الاقتصادي من خلال علاقة المتغيرات المستقلة بالمتغير التابع، وبناء على الدراسات النظرية والتجريبية، فإنه سيتم التعرض إلى بناء النموذج والتعريف بمتغيرات الدراسة واختبار التكامل المشترك بنموذج جوهانسن ثم تقدير المعلمات في الأجلين الطويل والقصير.

1– بناء نموذج الدراسة: فيما يخص نموذج الدراسة سوف يتم استخدام طريقة الـ (FMOLS)، التي صممت لأول مرة بواسطة Philips and Hansen (1990) لإعطاء التقدير الأمثل لانحدارات التكامل المشترك، حيث تعمل هذه الطريقة على

تتقية قيم المعاملات المقدرة من القيم الزائفة التي يتم تقديرها بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لكي نحصل على أعلى كفاءة في التقدير، بالإضافة لأن هذه الطريقة عدلت على طريقة المربعات الصغرى العادية بهدف التخلص من تأثير الارتباط الذاتي والإبقاء على تأثير المتغيرات الداخلية التي تبينها علاقة التكامل المشترك، وبالرغم من جودة هذه الطريقة إلا أنها قد تصادف بعض المشاكل في حالة العينات الصغيرة، ولتطبيق هذه الطريقة لتقدير العلاقة طويلة المدى، يتطلب ذلك تحقق شرط وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات المراد دراسة العلاقة بينها[5]. بناء على ما سبق عرضه من الإطار النظري والدراسات السابقة والتحليل القياسي فإنه سوف يتم اختيار النموذج العام للدراسة على النحو التالي:

$$CHOM = f(EAI, FCT, EXP, IMP, GROWTH, INF, MDT, OIL)$$

حيث: CHOM : معدل البطالة؛

EAI : نفقات التجهيز والاستثمار بالأسعار الثابتة للعملة المحلية؛

FCT : النفقات النهائية للتسيير بالأسعار الثابتة للعملة المحلية؛

EXP : قيمة الصادرات بالأسعار الثابتة للعملة المحلية؛

IMP : قيمة الواردات بالأسعار الثابتة للعملة المحلية؛

GROWTH : نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة للعملة المحلية؛ INF : معدل التضخم؛ MDT : مؤشر تطور القطاع المالي؛

OIL : أسعار النفط الحقيقية.

كما هو شائع في الدراسات الاقتصادية يتم إدخال الصيغة اللوغاريتمية على المتغيرات لأنها الطريقة المناسبة، لها ايجابيات، منها: إزالة الاتجاه الأسي للمتغير، أي الاتجاهات الحادة، وكذلك منها تحويل صيغة النموذج إلى الصيغة الخطية إذا كان النموذج في صيغته الأصلية غير خطية[6]، وبعد عدة محاولات من

اختيار أهم صيغة للنماذج فقد تبين أفضلية الصيغة اللوغاريتمية كما هو موضح فيما يلي:

$$LCHOM = f(LEAI, LFCT, LEXP, LIMP, LGROWTH, LINF, LMDT, LOIL)$$

ثانياً– التعريف بمتغيرات الدراسة: فيما يلي سيتم وصف هذه المتغيرات:

– معدل البطالة (CHOM): ويعتبر هذا المتغير التابع في الدراسة.

– نفقات التجهيز والاستثمار (EAI): يعد هذا النوع من أهم جوانب الإنفاق الكلي في أي اقتصاد كان، إذ تعتمد عليه مستويات النمو وتنافسية اقتصاديات الدول بشكل عام، لذا يعد استقرار تطور هذا النوع من الإنفاق من العناصر الهامة للرفع من معدلات النمو الاقتصادي، ومن الناحية النظرية توجد علاقة عكسية بين المتغيرين، بحيث إذا زاد الإنفاق الاستثماري يؤدي إلى تخفيض معدلات البطالة.

– النفقات النهائية للتسيير (FCT): وتتمثل في كل ما تقوم به الدولة من شراء سلع وخدمات، وكذا دفع نفقات الموظفين كالمرتبات والأجور والمعاشات.. الخ، ويتوقع أن يؤثر هذا المتغير عكسياً على معدلات البطالة من خلال آلية المضاعف.

– قيمة الصادرات (EXP): وتمثل قيمة صادرات السلع والخدمات إلى بقية العالم، وتربطه علاقة عكسية مع المتغير التابع، إذ أن ارتفاع الصادرات سيؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي، الذي بدوره سوف يساهم في تخفيض معدلات البطالة.

– قيمة الواردات (IMP): وتمثل قيمة واردات السلع من الخارج، وتربطه علاقة عكسية مع المتغير التابع، إذ أن ارتفاع الواردات ستؤدي إلى زيادة التشغيل، خصوصاً إذا كانت هذه الواردات في شكل خام، الذي بدوره سوف يساهم في تخفيض معدلات البطالة.

– نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (GROWTH): يعتبر من أحسن المؤشرات لتقدير نمو وتطور النشاط الإنتاجي، ويشير إلى مقدار التغير في رفاهية

الفرد طوال فترة الدراسة، بحيث يتم الحصول عليه بقسمة إجمالي الناتج المحلي على إجمالي عدد السكان في منتصف العام، ويتوقع وفقاً لنظرية أوكن أن يكون لتطور الناتج أثراً عكسياً على معدلات البطالة، أما مصدر بيانات هذا المتغير هو إحصائيات البنك الدولي. – معدل التضخم (INF): يمكن تفسير العلاقة بين التضخم والبطالة في المدى القصير من خلال علاقة فيليبس الشهيرة، حيث أن زيادة التضخم تؤدي إلى انخفاض معدلات البطالة.

– حجم القروض المقدمة للقطاع الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي (MDT): ويمثل نسبة مهمة تعبر عن التخصيص الجيد والفعال للموارد المالية وكفاءة المصارف على اعتبار أن منح الائتمان إلى القطاع الخاص يولد زيادات كبيرة في الاستثمار والإنتاجية مقارنة بالقطاع العام [7]، ويتوقع أن يكون لهذا الائتمان المقدم تأثير عكسي على معدلات البطالة. – أسعار النفط (OIL): تلعب أسعار النفط في الجزائر دوراً مهماً من خلال تمويل الإيرادات العامة للدولة، حيث يدفع ارتفاع أسعار النفط إلى زيادة الإيرادات العامة مما يعطي دفعة قوية للاستثمارات العمومية، وهذا بدوره يخفض من معدلات البطالة، وبحسب النظرية الاقتصادية فإن زيادة أسعار النفط لها أثر عكسي على معدلات البطالة.

3– اختبار استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة: كمرحلة أولى نقوم باختبار استقرار السلاسل الزمنية وهو شرط من شروط التكامل المشترك؛ وتعد اختبارات جذر الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية؛ ولقد تم استخدام اختبار ديكي– فولر المطور Augmented Dickey Fuller واختبار فيليبس – بيرون Phillips–Perron لاختبار وجود جذر الوحدة أو الاستقرارية Stationarity في جميع متغيرات محل الدراسة، هذا الاختبار يفحص فرضية العدم بأن المتغير المعني يحتوي على جذر الوحدة أي أنه غير مستقر، مقابل الفرضية البديلة بأن

المتغير المعني لا يحتوي على جذر الوحدة، أي أنه مستقر؛ بمعنى تحديد ما إذا كانت السلسلة الزمنية للمتغير مستقرة في مستواها الأصلي (level)؛ أم أنها غير مستقرة، وإذا تبين عدم استقرارها، فإنه يجب أخذ الفروق لها حتى تصل إلى حالة الاستقرار؛ ولقد تم الاستعانة بالإضافة التي قدمها عماد الدين المصبح على برنامج Eviews، التي تقوم بإجراء اختبار ديكي – فولر المطور واختبار فيليبس بيرون بجميع الصيغ وبأخذ المستوى الأصلي والفروقات، وتم اختيار فترات الإبطاء بطريقة أوتوماتيكية بمعيار Schwartz Info Criterion، وكانت النتائج كما يلي:

الجدول رقم (1): اختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية في حالتها الأصلية

Variable	Dickey and Fuller	Dickey and Fuller	Phillips–Perron	Phillips–Perron
	ثابت	ثابت واتجاه عام	ثابت	ثابت واتجاه عام
LCHOM	−0.6470	−3,7237**	−0.8777	−1.5001
LEAI	−1.1097	−0.6373	0.9461	−0.7653
LFCT	0.2454	−2.0691	0.1658	−1.6949
LEXP	−2.6509*	−0.5428	−2.4070	−0.6634
LEXP	0.1562	−1.1103	−0.0725	−1.1615
LGROWTH	−0.8854	−1.4712	−0.1646	−1.2702
LINF	−2.6517*	−2.9412	−2.6450*	−3.0014
LMDT	−1.3130	−0.8514	−1.4946	−1.1362
LOIL	−1.2809	−2.0767	−1.2885	−2.0767

(*) معنوي عند 10 % . المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9.

(**) معنوي عند 5 % .

(***) معنوي عند 1 % .

من خلال الجدول رقم (1) نلاحظ عدم استقرار السلاسل الزمنية لكل المتغيرات في حالتها الأصلية، سواء اختبار ديكي – فولر المطور أو اختبار فيليبس – بيرون، بوجود ثابت أو ثابت واتجاه عام، ونلاحظ أن معدل التضخم استقر عند 10% بوجود الثابت، وبما أن النتائج متناقضة فإنه سوف يتم اختيار نتائج اختبار فيليبس – بيرون كما ذكرنا سابقاً في حالة وجود التناقض، مما يعني وجود جذر الوحدة لجميع السلاسل الزمنية عند المستوى. بما أن جميع السلاسل الزمنية غير مستقرة في المستوى فإنه سوف يتم إعادة الاختبار وذلك بأخذ الفرق الأول لها، وكانت النتائج موضحة في الجدول رقم (2) التالي:

الجدول رقم (2): اختبار استقرار السلاسل الزمنية بعد أخذ الفروق الأولية

Variable	Dickey and Fuller	Dickey and Fuller	Phillips–Perron	Phillips–Perron
	ثابت	ثابت واتجاه عام	ثابت	ثابت واتجاه عام
d(LCHOM)	−5.1468***	−5.0769***	−5.2760***	−5.2099***
d(LEAI)	−1.2511	−3.9409**	−3.1511**	−3.8210**
d(LFCT)	−4.8667***	−4.8964***	−4.8642***	−4.8673***
d(LEXP)	−4.3786***	−5.3466***	−4.5277***	−5.3756***
d(LIMP)	−4.3379***	−4.7504***	−4.2679***	−4.6502***
d(LGROWTH)	−3.2507**	−3.3458*	−3.3129**	−3.3951*
d(LINF)	−8.5427***	−8.4394***	−8.5427***	−8.4394***
d(LMDT)	−4.9133***	−5.0367***	−4.9640***	−5.0289***
d(LOIL)	−5.8441***	−5.8581***	−5.8442***	−5.8581***

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

الجدول رقم (2) يوضح تطبيق الاختبارين السابقين بعد أخذ الفروق من الدرجة الأولى للسلاسل الزمنية، وتشير النتائج إلى أن جميع السلاسل مستقرة عند مستوى معنوية 1 % و5 % و10% في اختبار فيليبس بيرون، ومن ثم يمكن القول بأن جميع المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة الأولى، أي (1) I، وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى الأصلي ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول.

4- **اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية جوهانسن:** ويمكن إجراء اختبار التكامل المشترك الذي اقترحه جوهانسن وذلك من خلال تقدير نتيجة اختبار الأثر (λ_{Trace}) واختبار القيمة العظمى (λ_{max})، فإذا كانت قيمة الاختبار المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض القائل بعدم وجود متجه تكامل لمتغيرات الدارسة ($H_0: r = 0$)، ونقبل الفرض القائل بوجود على الأقل متجه تكامل واحد ($H_1: r \neq 0$)، وإذا كان العكس فالنتيجة تكون العكس من خلال قبول الفرض القائل بعدم وجود تكامل مشترك، ويوضح الجدول رقم (3) نتيجة اختبار الأثر (λ_{Trace}) واختبار القيم المميزة العظمى (λ_{max}) لاختبار وجود علاقة في الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة. الجدول رقم (3): اختبار التكامل المشترك لجوهانسن

Date: 06/02/19 Time: 20:53
Sample (adjusted): 1982 2017
Included observations: 36 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LCHOM LEAI LFCT LEXP LIMP LGROWTH LINF LMDT LOIL
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.921543	332.9118	197.3709	0.0000
At most 1 *	0.864132	241.2844	159.5297	0.0000
At most 2 *	0.792538	169.4258	125.6154	0.0000
At most 3 *	0.654269	112.8049	95.75366	0.0020
At most 4 *	0.546030	74.56945	69.81889	0.0199
At most 5	0.387498	46.13937	47.85613	0.0718
At most 6	0.335909	28.49207	29.79707	0.0701
At most 7	0.209751	13.75597	15.49471	0.0899
At most 8 *	0.136450	5.281313	3.841466	0.0215

Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.921543	91.62736	58.43354	0.0000
At most 1 *	0.864132	71.85857	52.36261	0.0002
At most 2 *	0.792538	56.62098	46.23142	0.0028
At most 3	0.654269	38.23541	40.07757	0.0795
At most 4	0.546030	28.43008	33.87687	0.1944
At most 5	0.387498	17.64730	27.58434	0.5247
At most 6	0.335909	14.73610	21.13162	0.3078
At most 7	0.209751	8.474652	14.26460	0.3325
At most 8 *	0.136450	5.281313	3.841466	0.0215

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

تشير نتائج اختبار جوهانسن الواردة في الجدول رقم (3) إلى رفض الفرضية الصفرية، القائلة بعدم وجود تكامل مشترك عند مستوى دلالة 0.05، بسبب نتائج اختبار الأثر Trace التي تبين أن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب 332.9118 أكبر من القيمة الجدولية 197.3709 ، وعليه نرفض الفرض الصفري ونجزم بوجود معادلة تكامل واحدة على الأقل.

هذه النتائج يؤكدها اختبار القيم المميزة العظمى Max والذي يختبر الفرض الصفري القائل بأن عدد متجهات التكامل المتساوي هي r مقابل الفرض البديل بأنها تساوى r+1، لأن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب 91.62736 أكبر من القيمة الجدولية 58.43354، وعليه نرفض الفرض الصفري ونؤكد على وجود معادلة

تكامل واحدة على الأقل، وعلى ذلك يمكن القول طبقاً لهذه النتيجة أنه توجد علاقة توازنية في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج.

5- تقدير المعلمات طويلة الأجل للنموذج: بعدما تحققنا من وجود علاقات التكامل المشترك طويلة المدى بين متغيرات نموذج الدراسة، ننتقل إلى الخطوة الثانية من خلال تقدير نموذج الدراسة باستخدام نموذج FMOLS، الذي يأخذ الصيغة التالية:

$$LCHOM_t = c + \beta_1 EAI + \beta_2 LFCT + \beta_3 LEXP + \beta_4 LIMP + \beta_5 LGROWTH + \beta_6 LINF + \beta_7 LMDT + \beta_8 LOIL + \varepsilon_t$$

وجاءت نتائج التقدير للنموذج كما هو موضح في الجدول رقم (4):

الجدول رقم (4): مقدرات معلمات الأجل الطويل باستخدام طريقة FMOLS

Dependent Variable: LCHOM
Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)
Date: 06/02/19 Time: 18:23
Sample (adjusted): 1981 2017
Included observations: 37 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C
Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 2.7331, NW automatic lag length = 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEAI	-0.875234	0.503872	-1.737018	0.0934
LFCT	0.108883	0.376090	0.289513	0.7743
LEXP	-0.689302	0.305448	-2.256692	0.0320
LIMP	0.399249	0.271428	1.470922	0.1525
LGROWTH	0.012321	1.272554	0.009682	0.9923
LINF	-0.094459	0.023997	-3.936339	0.0005
LMDT	-0.173971	0.059298	-2.933841	0.0066
LOIL	-0.259174	0.057739	-4.488726	0.0001
C	33.46438	3.816204	8.769022	0.0000

R-squared	0.916866	Mean dependent var	2.886311
Adjusted R-squared	0.893113	S.D. dependent var	0.386476
S.E. of regression	0.126353	Sum squared resid	0.447019
Long-run variance	0.010838		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

نلاحظ من خلال الجدول رقم (4) ما يلي:

✓ وجود علاقة معنوية عكسية بين نفقات التجهيز والاستثمار ومعدلات البطالة في الأجل الطويل عند مستوى معنوية 10 %، حيث أنه كلما زادت نفقات التجهيز والاستثمار بنسبة 1% كلما أدى ذلك إلى انخفاض معدلات البطالة بنسبة 0.87 %، وهذا ما يتوافق مع النظرية الكينزية التي تؤكد على مبدأ أن الطلب يخلق

العرض، وباعتبار أن الإنفاق العام أداة فعالة لتحفيز الطلب الكلي، الأمر الذي سيولد استجابة من جانب العرض الكلي بشكل يزيد من الناتج الوطني، ومنه خلق وزيادة فرص عمل جديدة، حيث اعتمدت السلطات الوطنية تنفيذ سياسة إنفاقية توسعية ممثلة في برامج الإنعاش الاقتصادي (2001-2017)، أحد أهدافها الرئيسية هو التخفيض من معدلات البطالة.

✓ وجود علاقة معنوية عكسية بين الصادرات ومعدلات البطالة، حيث أن زيادة الصادرات بنسبة 1 % ستؤدي إلى تخفيض البطالة بنسبة 0.689 % في الأجل الطويل، وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية، كون أن الصادرات تمثل زيادة الناتج المحلي الإجمالي، الذي بدوره يؤدي إلى زيادة فرص العمل وتخفيض معدلات البطالة.

✓ توجد علاقة معنوية عكسية بين معدلات التضخم ومعدلات البطالة، حيث أن زيادة معدل التضخم بنسبة 1% ستؤدي إلى انخفاض البطالة بنسبة 0.094 %، وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية (نظرية فيليبس) من ناحية العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة، ولكن يلاحظ اختلاف في درجة التأثير بين الظاهرتين وفقاً ما نصت عليه النظرية وبين النتيجة المتوصل لها من خلال هذه الدراسة، ويرجع الاختلاف إلى عدة أسباب، من أهمها: الاختلاف في طبيعة الاقتصاديات التي طبقت فيها النظرية وهي المملكة المتحدة التي تعتمد على قطاع الصناعة في تكوين الناتج المحلي الإجمالي، والاقتصاد الجزائري بصفته اقتصاد ريعي الذي يعتمد بشكل كبير على قطاع المحروقات في تكوين الناتج المحلي الإجمالي.

✓ وجود علاقة معنوية عكسية بين القروض الموجهة للقطاع الخاص ومعدلات البطالة، حيث أن زيادة هذه القروض بنسبة 1 % سوف تؤدي إلى انخفاض معدلات البطالة بنسبة 0.17 %، وهذه النتيجة تتوافق مع عدة دراسات سابقة، حيث يعتبر

زيادة التمويل في شكل قروض (سواء قروض الاستغلال أو الاستثمار) موجهة لهذا القطاع أهم حافز لزيادة نشاط القطاع الخاص، والذي بدوره يؤدي إلى اتساع مشاريع ومؤسسات ناشطة وإنشاء مؤسسات جديدة مما يؤدي إلى توفير فرص عمل جديدة في هذا القطاع، وبالتالي تخفيض معدلات البطالة.

✓ وجود علاقة معنوية عكسية بين أسعار البترول ومعدلات البطالة، حيث أن زيادة أسعار البترول بنسبة 1 % ستؤدي إلى انخفاض البطالة بنسبة 0.259 %، وهذا راجع إلى أهمية قطاع المحروقات في الاقتصاد الجزائري، حيث تمول الايرادات الجبائية البترولية الايرادات العامة بنسبة تفوق 50 %، الأمر الذي سيدفع الحكومة إلى زيادة النفقات الحكومية سواء في جانبها الاستثماري أو الاستهلاكي في حالة ارتفاع أسعار النفط، وهذا سيؤدي إلى زيادة فرص التشغيل، ومنه تخفيض معدلات البطالة.

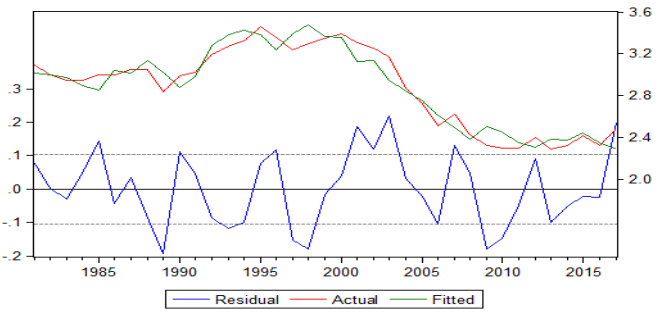
✓ عدم وجود علاقة معنوية بين النمو الاقتصادي مع معدلات البطالة بالأجل الطويل في الجزائر، وهذا ما يتنافى مع علاقة أوكن، حيث أن النمو الاقتصادي المحقق نمو هش وظرفي وليس كثيف اليد العاملة، وإنما هو كثيف رأس المال، وهذا راجع لارتباط نمو الناتج المحلي الإجمالي بنسبة كبيرة بنمو قطاع المحروقات، هذا الأخير يعتمد على تكنولوجيات وتقنيات كثيفة رأس المال وليس كثيفة اليد العاملة.

✓ عدم وجود علاقة معنوية بين نفقات التسيير ومعدلات البطالة في الأجل الطويل، وهذا راجع إلى تشبع القطاع الإداري من حيث عمليات التوظيف.

✓ عدم وجود علاقة معنوية بين الواردات ومعدلات البطالة في الأجل الطويل، وهذا راجع إلى طبيعة هيكل الواردات، التي تكون في معظمها سلع استهلاكية نهائية لا تدخل في العملية الإنتاجية، وبالتالي لا تؤدي إلى زيادة فرص العمل.

✓ كما يلاحظ أيضاً من خلال الجدول رقم (4) أن معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر بلغ 0.91، وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر ما نسبته 91 % من التغير الحاصل في المتغير التابع، ولمزيد من الدقة في التقدير يمكن مقارنة القيم الحقيقة بالقيم المقدرة باستخدام النموذج من خلال الشكل رقم (2) الآتي:

الشكل رقم (2): القيم الحقيقية والمقدرة والبواقي للنموذج



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

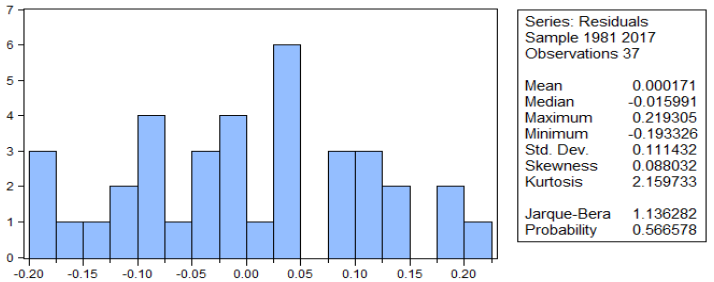
حيث يلاحظ من خلال الشكل رقم (2) تقارب القيم المقدرة من القيم الحقيقية مما يشير لجودة النموذج المقدر، لذا يمكن الاعتماد عليه في تفسير وتحليل النتائج.

يلاحظ أن نسبة دربن واتسون لدالة البطالة غير موجودة، وذلك لأن استخدام طريقة المربعات الصغرى المصححة كلياً (FMOLS)، تتميز بقدرتها الفائقة على حل مشكلة الارتباط الذاتي، وبذلك يسقط اختبار ديربن واتسون ويكون غير صالح لاستخدامه في هذه الطريقة [8].

كما يشار هنا لشرط التوزيع الطبيعي للبواقي الناتجة عن تقدير النموذج، فباستخدام اختبار Jarque-Bera وجد أن نتيجة الاختبار كانت غير معنوية وهذا

يدعم صحة فرض اتباع بواقي النموذج للتوزيع الطبيعي، والشكل رقم (3) الموضح أدناه يوضح ذلك.

الشكل رقم (3): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

6- تقدير المعلمات قصيرة الأجل باستخدام نموذج ECM :

وجود تكامل مشترك يعني أن المتغيرات ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتقدير الآثار قصيرة الأجل، ويستخدم نموذج تصحيح الخطأ كوسيلة لتكييف سلوك المتغير في الأجل القصير مع سلوكه في الأجل الطويل، حيث تُستَخرج الفروقات (الأخطاء) بين القيم المقدرة والقيم الفعلية للمتغير التابع في النموذج التكاملي، ثم يعاد التقدير للنموذج بإدخال الفرق الأول للأخطاء كمتغير مستقل جديد، وفقاً للمعادلة التالية:

$$\Delta Z_t = \alpha + \sum_{i=0}^{p} \beta_i \Delta Z_{t-i} + \lambda u_{t-1} + e_t$$

حيث تمثل: Z متجه المتغيرات المراد اختبارها، والمعاملات β مرونات الأجل القصير، ويمثل معامل الفروقات λ سرعة التكييف بين الأجل القصير والأجل الطويل، حيث يكون هذا المتغير مستقراً إذا كانت القيمة المطلقة له أقل من واحد وإشارته سالبة [9]، وهي الطريقة التي تعرف بطريقة أنجل غرانجر لتصحيح الخطأ والتي يتم استخراجها وفق الخطوات التالية:

أ- اختبار استقرارية البواقي:

تستلزم هذه الطريقة المرور بخطوتين، الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية والحصول على البواقي (Resid) من هذا التقدير، والثانية اختبار مدى سكون البواقي (التي سوف يتم الرمز لها بالرمز: Z) المتحصل عليها من الخطوة الأولى، فإذا كانت البواقي ساكنة عند المستوى دل ذلك على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وأن العلاقة المقدرة في الخطوة الأولى هي علاقة صحيحة وغير مضللة، أما إذا كانت البواقي غير ساكنة في المستوى فإنه لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات وأن العلاقة السابقة مضللة ولا يمكن الركون إليها [10].

فإذا كانت بواقي هذا النموذج مستقرة، فنقول أن السلاسل المكونة لهذا النموذج متكاملة ومتزامنة، وللتأكد من استقرارية البواقي (z) لهذا النموذج نستعمل اختبار ديكي- فولر المطور ADF والنتائج موضحة في الجدول رقم (5) التالي:

جدول رقم (5): نتائج اختبار ديكي- فولر المطور *ADF* للبواقي *z* للنموذج

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)		
Null Hypothesis: the variable has a unit root		
	At Level	
		Z
With Constant	t-Statistic	-4.3861
	Prob.	0.0013
		***
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.2771
	Prob.	0.0090
		***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-4.4537
	Prob.	0.0000
		***

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

من خلال نتائج الجدول رقم (5) أعلاه نلاحظ أن قيمة اختبار (ADF) المحسوبة أقل من قيم (Mackinnon) المجدولة عند مستوى معنوية 1%، و5% و10%، مما يدل على أن سلسلة البواقي z مستقرة، ومنه متغيرات النموذج المقدر متكاملة ومتزامنة، وبالتالي يمكننا تقدير نموذج تصحيح الخطأ.

ب- نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM):

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك، واستقرار بواقي النموذج فإنه يمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ، وبعد الاختبار كانت النتائج كما هي موضحة في الجدول رقم (6) الآتي:

الجدول رقم (6): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

Dependent Variable: D(LCHOM)
Method: Least Squares
Date: 06/02/19 Time: 19:26
Sample (adjusted): 1982 2017
Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEAI)	-0.992966	0.634310	-1.565428	0.1296
D(LFCT)	0.249682	0.411373	0.606947	0.5492
D(LEXP)	-0.624323	0.539897	-1.156373	0.2580
D(LIMP)	0.074792	0.253223	0.295360	0.7701
D(LGROWTH)	1.428580	1.403974	1.017526	0.3183
D(LINF)	-0.024815	0.022673	-1.094485	0.2838
D(LMDT)	-0.103740	0.052519	-1.975312	0.0589
D(LOIL)	-0.089353	0.061201	-1.459996	0.1563
Z(-1)	-0.651680	0.155862	-4.181129	0.0003
C	-0.004114	0.025331	-0.162420	0.8722

R-squared	0.519779	Mean dependent var	-0.016846
Adjusted R-squared	0.353549	S.D. dependent var	0.116018
S.E. of regression	0.093281	Akaike info criterion	-1.676267
Sum squared resid	0.226235	Schwarz criterion	-1.236400
Log likelihood	40.17280	Hannan-Quinn criter.	-1.522741
F-statistic	3.126860	Durbin-Watson stat	2.000451
Prob(F-statistic)	0.010978		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9.

نستنتج من خلال الجدول رقم (6) ما يلي:

☑ عدم وجود علاقة معنوية بين جميع المتغيرات المستقلة والبطالة في الأجل القصير، ما عدا متغير القروض الموجهة للقطاع الخاص التي كانت لها علاقة معنوية عكسية مع البطالة، حيث أن زيادة هذه القروض بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدلات البطالة بنسبة 0.10 %، وهذا ما يتوافق مع ما توصلت إليه بعض الدراسات السابقة، حيث تعتبر القروض من أهم

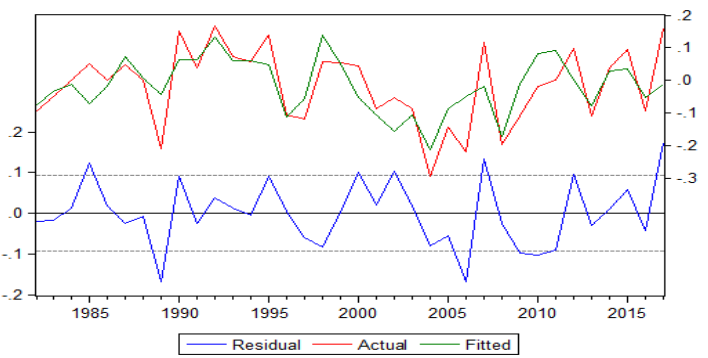
التحفيزات لإنشاء المؤسسات الصغيرة والمتوسطة الخاصة، وهذه الأخيرة لها دور كبير في استحداث مناصب الشغل ومنه المساهمة في تخفيض معدلات البطالة.

☑ أما فيما يخص معلمة حد تصحيح الخطأ Z(-1) فقد ظهرت سالبة عند مستوى معنوية 1 % وبقيمة 0.65، مما يؤكد على دقة وصحة العلاقة التوازنية في المدى الطويل؛ وأن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج.

☑ وللتأكد من خلو نموذج تصحيح الخطأ من المشاكل القياسية، فقد تم استخدام عدة اختبارات تشخيصية تؤكد أن النموذج المقدر صحيح، مثل:

– مقارنة القيم الحقيقية بالقيم المقدرة باستخدام النموذج من خلال الشكل البياني التالي:

الشكل رقم (4): القيم الحقيقية والمقدرة والبواقي لنموذج تصحيح الخطأ



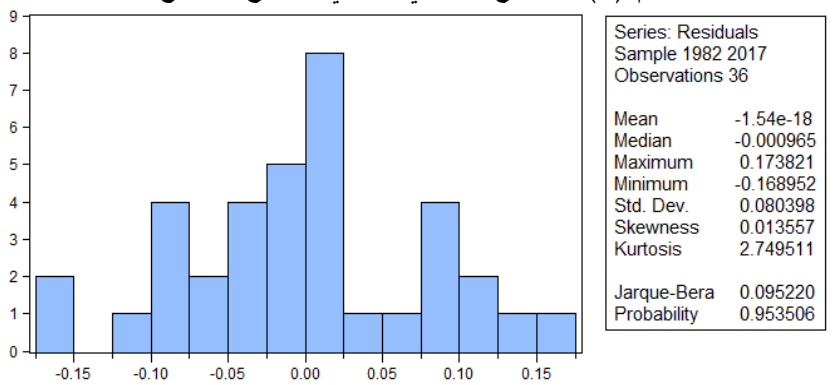
المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

حيث يلاحظ من خلال الشكل رقم (4) تقارب القيم المقدرة من القيم الحقيقية مما يشير لجودة النموذج المقدر، لذا يمكن الاعتماد عليه في تفسير وتحليل النتائج.

– تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام (Jarque-Bera): وجد بعد الاختبار أن قيمة الاحتمال الخاصة بها غير معنوية، فمن خلال قيمة

JB=0.0952200 والتي كانت أقل من 5.99 = $\chi^2_{0.05}$ يثبت أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي، والشكل رقم (5) يوضح ذلك:

الشكل رقم (5): التوزيع الطبيعي للبواقي لنموذج تصحيح الخطأ



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9 .

كما يجب الإشارة هنا لشرط استقلالية المتغيرات المستقلة عن بعضها البعض لكي لا تحدث مشكلة الازدواج الخطي، والتي لها تأثير سلبي على نتائج التقدير، وللتحقق من عدم وجود هذه المشكلة قمنا باستخراج قيمة معامل تضخم التباين (VIF) والذي عادة ما يشير للقيمة التي تقل عن 10 لهذا المعامل على ضعف التأثير السلبي لهذه المشكلة على النموذج، والجدول التالي يوضح نتائج هذا الاختبار:

الجدول رقم (7): معامل تضخم التباين لنموذج تصحيح الخطأ

Variance Inflation Factors
Date: 06/02/19 Time: 19:32
Sample: 1980 2017
Included observations: 36

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
D(LEAI)	0.402349	7.613666	6.290216
D(LFCT)	0.169228	1.908208	1.269923
D(LEXP)	0.291489	3.074899	2.677325
D(LIMP)	0.064122	3.447158	3.346387
D(LGROWTH)	1.971143	5.170798	4.650709
D(LINF)	0.000514	1.237938	1.236414
D(LMDT)	0.002758	1.323987	1.319002
D(LOIL)	0.003746	1.276599	1.276569
Z(-1)	0.024293	1.137378	1.134496
C	0.000642	2.654804	NA

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9.

نلاحظ من خلال الجدول رقم (7) أن قيمة تضخم التباين (VIF) لجميع المتغيرات أقل من القيمة 10 وبالتالي يعبر ذلك عن غياب التأثير السلبي لمشكلة الازدواج الخطي وبذلك يتم الاعتماد على نتائج النموذج المقدر.

النتائج:

من خلال دراسة هذا الموضوع تم التوصل للنتائج التالية:

1- يعتبر انخفاض معدلات البطالة في الجزائر انخفاض ظرفي ومؤقت، وهذا راجع لأنه ناتج بالأساس عن التدخل الحكومي باستخدام الإنفاق العام، خصوصاً نفقات الاستثمار والتجهيز وهذا ما أثبتته الدراسة.

2- أثبتت الدراسة أن النمو الاقتصادي في الجزائر لا يساهم في تخفيض معدلات البطالة، وهذا راجع لارتباط نمو الناتج المحلي الإجمالي بنمو قطاع المحروقات، وهذا الأخير يعتبر كثيف رأس المال وليس كثيف العمالة.

3- أثبتت الدراسة عدم وجود علاقة معنوية بين كل من: نفقات التسيير والواردات مع معدلات البطالة بالأجل الطويل في الجزائر.

4- تعتبر القروض الموجهة للقطاع الخاص هي المتغير الوحيد التي تتحكم في معدلات البطالة بالأجل القصير في الجزائر.

التوصيات:

- حتمية استغلال المقومات التي ينعم بها الاقتصاد الوطني في بعض القطاعات الإنتاجية، مثل قطاع الفلاحة والصناعة، وهذا لأجل التخلص من الاعتماد على الإيرادات النفطية غير المستقرة، الأمر الذي يساعد في تنويع الاقتصاد الوطني وتحقيق نمو اقتصادي يساهم في تخفيض معدلات البطالة وخلق مناصب شغل مستقرة.

- من أجل الحفاظ على مستويات منخفضة لمعدلات البطالة في الجزائر بالأجلين الطويل والقصير يجب تحفيز وتشجيع القطاع الخاص، من خلال زيادة مستويات التمويل وتوفير المناخ المناسب له.

قائمة المراجع:

[1] منى الطحاوي: اقتصاديات العمل، مكتبة نهضة الشرق، جامعة القاهرة، 1995، ص78.

[2] برينيه و إ.سيمون، ترجمة: عبد الأمير إبراهيم شمس الدين: أصول الاقتصاد الكلي، المؤسسة الجامعية للنشر، لبنان، 2004، ص 313.

[3] أحمد الطاهر وأحمد السعودي: البطالة المشكلة والحل، المحروسة للنشر والخدمات الصحفية والمعلومات، ط1، القاهرة، 2008، ص 15.

[4] الطاهر جليط: دراسة قياسية لمحددات البطالة في الجزائر للفترة 1980-2014، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، العدد: 6، جامعة أم البواقي، ديسمبر 2016، ص 208.

[5] مرام تيسير مصطفى الفرا: دور القطاع المصرفي في تمويل التنمية الاقتصادية الفلسطينية (1995-2011)، رسالة مقدمة استكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة الماجستير في اقتصاديات التنمية، كلية التجارة في الجامعة الإسلامية بغزة، 2012، ص 126.

[6] دحماني محمد ادريوش: إشكالية التشغيل في الجزائر: محاولة تحليل، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، فرع اقتصاد التنمية، جامعة أبو بكر بلقايد بتلمسان، الجزائر، 2012-2013، ص 253.

[7] طارق خاطر وصالح مفتاح: التأصيل النظري لعلاقة التطور المالي بالنمو الاقتصادي وأهم مؤشراته في الجزائر خلال الفترة 1990-2013، مجلة أبحاث اقتصادية وإدارية، العدد 16، جامعة محمد خيضر ببسكرة، ديسمبر 2014، ص 144.

[8] مرام تيسير مصطفى الفرا: نفس المرجع السابق، ص 138.

[9] إياد خالد شلاش المجالي: أثر المتغيرات الاقتصادية في حجم الاستثمار الأجنبي في بورصة عمان للأوراق المالية خلال الفترة (1994-2009) دراسة تحليلية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد: 27، العدد الرابع، 2011، ص 341.

[10] بشير عبد الله بلق: العلاقة بين الاستثمار والادخار في الاقتصاد الليبي للفترة 1970-2005، المجلة الجامعة، العدد الخامس عشر، المجلد الثاني، 2013، ص 365.