مجلة دفاتر اقتصادية
المجلد: 13 – العدد: 01 (2022)، ص: 409 - 422
P-ISSN: 2170-1040
E-ISSN: 2602-5426

أثر تقلبات أسعار النفط على التشغيل في الجزائر (دراسة تحليلية قياسية خلال الفترة 1980-2019)

The impact of oil price fluctuations on employment in Algeria (A standard analytical study during the period 1980-2019)

علة محمد ♦[1]، بن سليمان يحي[2]

[1] مخبر الطرق الكمية في العلوم الاقتصادية وعلوم إدارة الأعمال وتطبيقاتها من أجل التنمية المستدامة، جامعة الجلفة (الجزائر)

drmohalla1963@gmail.com

[2] مخبر الطرق الكمية في العلوم الاقتصادية وعلوم إدارة الأعمال وتطبيقاتها من أجل التنمية المستدامة، جامعة الجلفة (الجزائر)

y.benslimane@univ-djelfa.dz

تاريخ الاستلام: 2022/03/14 **تاريخ القبول:** 2022/04/22 **تاريخ النشر:** 2022/05/10

ملخص:

الهدف من هذه الورقة هو دراسة الأثر الناتج عن تقلبات أسعار النفط على مستوى التشغيل في الجزائر خلال الفترة 1980-2019، وقد توصلنا في الدراسة التحليلية إلى وجود علاقة بين هذه الصدمات ومستوى التشغيل في الجزائر، أما في الدراسة القياسية فقد قمنا بدراسة أولا استقرارية متغيرات سعر النفط والتشغيل و جدنا أنهما مستقرين من نفس الدرجة، بعدها توصلنا إلى وجود التكامل المشترك بينهما، كما توصلنا من خلال التقدير إلى وجود العلاقة في الأجلين القصير والطويل أي أن أي زيادة في أسعار النفط تؤدي إلى زيادة مستوى التشغيل والعكس صحيح.

كلمات مفتاحية: تقلبات أسعار النفط، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ.

تصنيف JEL: Q43، M59.

Abstract:

The aim of this paper is to study the impact of oil price fluctuations on the level of employment in Algeria during the period 1980-2019. In the analytical study, we found a relationship between these shocks and the level of employment in Algeria. In the econometric study we found that oil and employment and we found that they are stationary on the same degree, after that we concluded the existence of cointegration between them, and we also concluded through the assessment that the relationship exists in the short and long terms, meaning that any increase in oil prices leads to an increase in the level of employment and vice versa.

Keywords: Oil price fluctuations, cointegration, ECM.

JEL Classification: Q43 ،M59

♦ المؤلف المرسل

1. مقدمة:

يعد ارتفاع معدل البطالة من بين أهم المشاكل الاقتصادية التي تعاني منها جميع دول العالم دون أن نستثني من ذلك الدول المتقدمة التي هي الأخرى تعاني من تداعيات هذه المشكلة، حيث تسعى كل دولة إلى تبني مختلف السياسات الاقتصادية من أجل الرفع من مستوى التشغيل والخفض من معدل البطالة.

وكغيرها من دول العالم، فقد عانت الجزائر هي الأخرى ولا تزال تعاني نسب مرتفعة في معدل البطالة خصوصا مع حلول سنة 1985 التي شهدت معدل بطالة مرتفعا وأصبحت الحكومة غير قادرة على توفير مناصب شغل ولجأت إلى غلق بعض المصانع، وذلك نتيجة لانخفاض المداخيل الذي أدى بدوره إلى تقلص الاستثمارات التي كانت في وقت سابق تمتص أعدادا كبيرة من البطالين، هذا من جهة، ومن جهة أخرى انعكس على الإصلاحات الهيكلية التي انتهجتها الجزائر جراء الاتفاقيات مع صندوق النقد الدولي خلال التسعينيات، مستويات جد مرتفعة لنسب البطالة نتيجة للتسريحات الجماعية لعمال المصانع والمؤسسات العمومية من أجل تقليص وترشيد نفقات الدولة، ومع بداية سنوات الألفينات التي شهدت ارتفاعا في أسعار النفط عرف الاقتصاد الجزائري انتعاشًا انعكس ايجابًا على بعض المؤشرات الاقتصادية ومن بينها سوق العمل، حيث انخفضت نسب البطالة من 29% سنة 1999 الى 9.8% سنة 2013، وذلك نتيجة لتطبيق العديد من السياسات والبرامج.

هذا الارتفاع الذي لم يدم طويلا حيث عادت أسعار النفط إلى الانخفاض لأكثر من النصف منذ منتصف عام 2014 حتى بداية عام 2015، الامر الذي أثر على معظم دول العالم.

ولأن الجزائر تنتمي إلى منظمة الدول المصدرة للبترول، وباعتباره المنتوج الوحيد الذي تصدره الجزائر أي أن الاقتصاد الجزائري مرتبط بانتعاش أسعار هذا المورد الطبيعي، فقد تضررت جراء هذا السقوط الحر في أسعار البترول، مما أثر على المتغيرات الاقتصادية كالعمالة، الإنفاق الحكومي، الاستثمار والنمو الاقتصادي.

1.1 إشكالية البحث:

ما هو أثر تقلبات أسعار النفط على مستوى التشغيل في الجزائر خلال الفترة 1980-2019؟

2.1 أسئلة البحث:

للإجابة على هذه الإشكالية، قسمنا هذه الورقة البحثية إلى ما يلي: أولا: التشغيل في الجزائر وارتباطه بأسعار النفط (دراسة تحليلية يتم التعرض فيها إلى تأثير أسعار النفط على مستوى التشغيل عن طريق تحليل منحنيات بيانية)، ثانيا: الدراسة التطبيقية، وأخيرا خلاصة.

3.1 فرضيات البحث:

- تتأثر معدلات التشغيل في الجزائر بالصدمات الحاصلة في أسعار النفط .
- توجد علاقة إيجابية بين أسعار النفط ومستوى التشغيل في الجزائر.

4.1 الدراسات السابقة:

من بين الدراسات التي أجريت حول أثر تقلبات أسعار البترول على النمو الاقتصادي في الجزائر نجد:

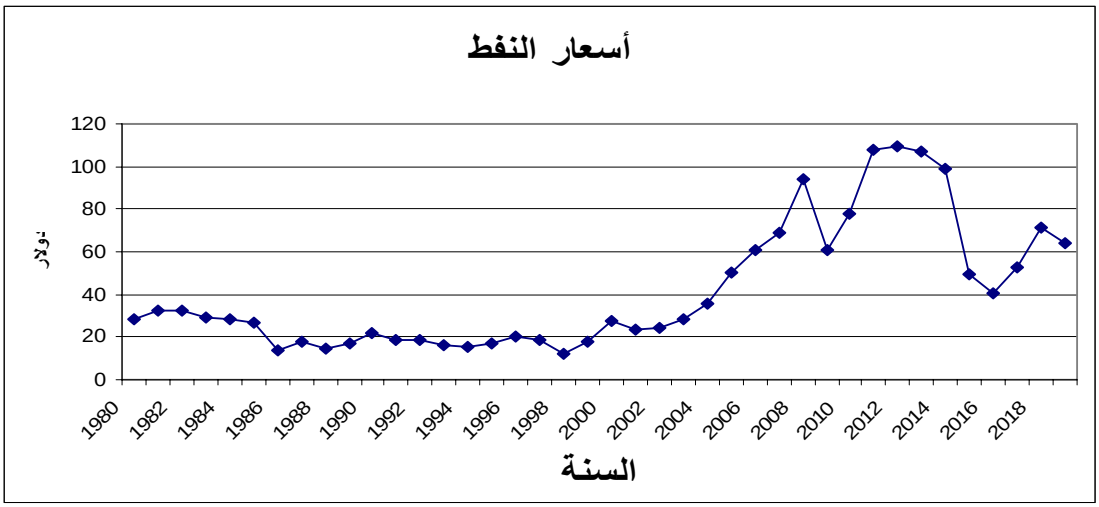
- **زرواط فاطمة الزهراء، بورواحة عبد الحميد: "أثر تقلبات أسعار النفط على الاقتصاد الجزائري (دراسة قياسية للفترة الممتدة 1980-2014)":** وقد استخلص الباحثان وجود تكامل مشترك على المدى الطويل بين أسعار النفط ومعدل البطالة.

- **عبد الحميد مرغيت: "تداعيات انخفاض أسعار النفط على الاقتصاد الجزائري والسياسات اللازمة للتكيف مع الصدمة":** حيث قدم فيها الباحث أسباب انهيار أسعار البترول، وتداعيات انخفاض هذه الأسعار على الاقتصاد الجزائري، إضافة إلى كيفية استجابة الجزائر لهذه الصدمة.
- **أوقاسي كمال، سوفي نوارة،** « Impact de la baisse des prix du pétrole sur l'économie algérienne: évaluation à l'aide d'un modèle d'équilibre général calculable (MEGC)»، وتحصلا على نفس النتائج وهي أن كل المتغيرات الاقتصادية في الجزائر قد تأثرت بانخفاض أسعار النفط.
- **قطوش رزق، بن لوكيل رمضان: "تقلبات أسعار النفط وتأثيرها على سوق العمل في الجزائر: مقاربة تحليلية"**، وقد توصل الباحثان إلى وجود أثر سلبي لصدمات سعر النفط على معدل البطالة ومستوى التشغيل في الجزائر خلال فترة الدراسة (2016-1970).
- **خدير أسامة، بلمقدم مصطفى، محمد ادرويش دحماني: "صدمات أسعار النفط وتأثيرها على العمالة في الجزائر: دراسة قياسية باستخدام نماذج NARDL غير الخطية"**، حيث توصلوا إلى وجود علاقة بين صدمات النفط والعمالة في الجزائر وأن الزيادة في أسعار النفط تؤدي إلى الزيادة في العمالة.

2. التشغيل في الجزائر وارتباطه بأسعار النفط:

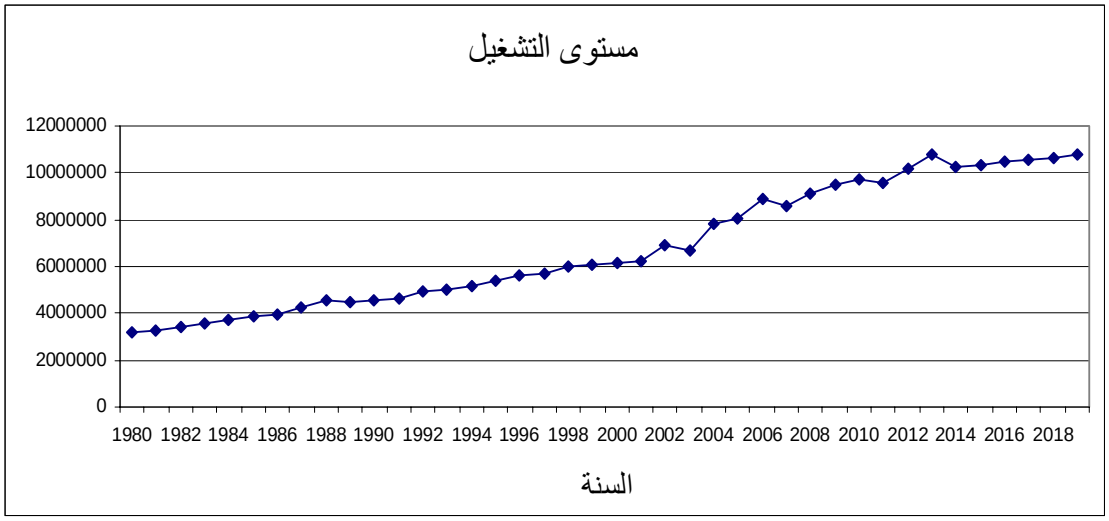
بما أن النفط هو المورد الطبيعي الهام في الدول العربية والنامية خصوصا الجزائر، حيث يتميز النفط اقتصاديا بمروره بتقلبات كبيرة في الأسعار مما يؤثر على المتغيرات وخصوصا في الأجل الطويل، فإن لاستقرار أسعار النفط دورا هاما في استقرار اقتصاد هذه الدول وارتفاع معدل نموها الاقتصادي عن طريق ارتفاع جل المتغيرات الاقتصادية خصوصا مستوى التشغيل.

الشكل رقم (01): تقلبات أسعار النفط في الجزائر



المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال برنامج Excel

الشكل رقم (02): مستوى التشغيل في الجزائر



المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال برنامج Excel

بالنظر إلى الشكل رقم 01 نلاحظ أن أسعار النفط عرفت أدنى قيمة لها سنة 1986، بعدها اتسمت بالثبات إلى غاية بداية سنوات الألفينات حيث بدأت بالزيادة وعرفت أكبر قيمة لها سنة 2012 لتعاود بعدها في الانخفاض.

وعلى العكس من ذلك، نلاحظ من خلال قراءتنا للشكل رقم 02 والذي يمثل مستوى التشغيل في الجزائر أن مستوى التشغيل بقي في التصاعد باستثناء الانخفاض المسجل بين العامين 1989 و1990 وكذلك سنة 2003، رغم الصدمات في أسعار النفط وذلك راجع إلى البرامج التنموية المطبقة في الجزائر ويتضح لنا تأثر متغيرات الاقتصاد الجزائري بتقلبات أسعار النفط، سواء كانت هذه التقلبات بالزيادة في الأسعار أو النقصان، وباعتبار أن الاقتصاد الجزائري يعتمد كليا على تصدير النفط أي أن السلعة الأساسية التي تصدرها الجزائر هي البترول حيث تمثل 98% من إجمالي الصادرات، ويمكننا تفسير ذلك كما يلي:

تميزت الفترة 1985-1989 (شقبقب عيسى-بن سليمان يحي-زرزي فتيحة، 12 أفريل 2017) بتطور الشغل الذي تزامن مع المخطط الخماسي الثاني بمجموعة من العوامل أهمها صدمة أسعار النفط 1986 التي أدت إلى انخفاض كبير في ايرادات البلاد نتيجة انخفاض أسعار النفط، مما أدى إلى تناقص الاستثمارات وتأثر مستويات التشغيل مما انعكس على معدل النمو بانحدار شديد ووصلت إلى مستويات قدرت بـ -0.7٪، وكان لزاما على السلطات إعادة النظر في نمط التسيير والسياسة المتبعة في السابق، حيث شرعت في عملية كبيرة من الإصلاحات الاقتصادية مثل إقامة إطار مؤسساتي لتنمية الاستثمار الوطني الخاص. كما أدى تراجع الاستثمارات في نهاية الثمانينات إلى انخفاض معدلات التشغيل من 84.5% سنة 1985 إلى 78.3% سنة 1990، وبالتالي ظهرت أولى بوادر النقاش حول فائض العمال في المؤسسات لتبدأ أولى إجراءات تسريح العمال في مطلع التسعينات.

أما في بداية فترة التسعينيات فقد شكلت فترة حاسمة للاقتصاد الجزائري، وشهد سوق العمل فيها تحولات كبيرة وسريعة، كما تميزت بوجود اتفاقيات متوالية لتثبيت الدين مع صندوق النقد الدولي، ونتيجة لهذه الظروف انطلقت إصلاحات اقتصادية بدأت بإلغاء النظام الاشتراكي وإيجاد حق الملكية الخاصة لوسائل الإنتاج دون ملكية الثروات الطبيعية وتحرير التجارة الخارجية وتسهيل دخول الاستثمار الأجنبي المباشر. وفي سنة 1991 تم إقرار الانفتاح الاقتصادي كسياسة اقتصادية حتمية يستدعيها سوق العمل من أجل الرفع من معدلات النمو الاقتصادي.

بعدما كان معدل النمو الحقيقي في حدود 4%، حققت الميزانية فوائض مالية كبيرة وكان معدل التضخم منخفضا جدا، ليرجع معدل النمو نحو السالب في نهاية 1993 والذي قدر بـ -0.2%، وانخفضت الاحتياطات من العملات الأجنبية مما جعل الدولة في ضائقة مالية وأدى بها إلى الاستدانة على الرغم من التنوع الريعي بين القطاع النفطي وصادرات الغاز، حيث أثر كل هذا على مستوى التشغيل في الجزائر.

بداية من سنة 2000 ارتفعت معدلات النمو الحقيقي بمستويات بسيطة نسبيا وتزامنت مع تحسن أسعار النفط في الأسواق العالمية، وشهدت أقصى معدل لها سنة 2003 بنسبة قدرها 7.2٪.

ومع بداية الألفية الثالثة، عرفت أسعار النفط انتعاشا مما عاد بالإيجاب على الاقتصاد الجزائري، حيث عرفت الإيرادات ارتفاعا ملحوظا مما أدى بالحكومة إلى زيادة الإنفاق وتوفير مناصب شغل دائمة ومؤقتة عن طريق تبني عدة برامج ومخططات تنموية تتمثل في (صالحي نجية و مخناش فتيحة، مارس 2013) :

- برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي :PSRE 2001-2004 حيث خصصت له الدولة مبلغ 525 مليار دج.

-البرنامج التكميلي لدعم النمو :PCSC 2005-2009 وخصصت له الدولة مبلغا يقدر بـ 4203 مليار دج، وأضيف له فيما بعد برنامجين خاصين، أحدهما خاص بمناطق الجنوب FSDRS بقيمة 432 مليار دج وآخر خاص بمناطق الهضاب العليا PHPبقيمة 668 مليار دج، زيادة على الموارد المتبقية من برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي PSRE والمقدرة بـ 1071 مليار دج، مضافا إليها موارد الصناديق الإضافية المقدرة بـ 1191 مليار دج والتحويلات الخاصة بحسابات الخزينة بقيمة 1140مليار دج، وعليه أصبح المجموع النهائي 8705 مليار دج.

-البرنامج التكميلي لدعم النمو :PCCE 2010-2014 بلغ المبلغ المخصص لهذا البرنامج بـ 21214 مليار دج.

كل هذه البرامج أدت إلى إنشاء وإنجاز مشاريع كبرى (الطريق السيار، مشاريع سكنية واجتماعية، ...الخ)، منح القروض للمستثمرين الشباب لإنشاء مؤسسات مصغرة والتحسين في نوعية الخدمات، كل هذا ساهم في خلق مناصب شغل حيث كان حجم العمالة سنة 2000 يقدر بحوالي 6179000 عامل وقفز سنة 2014 إلى حوالي 10239000 عامل، وكان أكبر معدل نمو للعمالة سنة 2004 حيث وصل إلى 16.67%

في سنة 2008 بروزت أزمة الرهن العقاري والتي جعلت أسعار النفط تتأثر بشكل واضح حيث انخفضت من 87.33 $ دولار شهر جويلية 2008 لتصل الى حدود 39.74 $ خلال شهر جانفي 2009 وقد صاحب هذا الهبوط الحاد تراجع في معدّلات النمو الاقتصادي الحقيقي وبقاءه عند مستويات منخفضة وظلت هذه المستويات بقيم موجبة خاصة مع بقاء الطلب العالمي عند مستويات كبيرة وبروز دول ناشئة ومهمة في السوق النفطية وخاصة الصين والهند (دحماني محمد ادريوش، 2012-2013).

أما ابتداء من سنة 2014، ونظرا لتبعية الاقتصاد الجزائري لقطاع المحروقات، فقد تضررت الجزائر جراء السقوط الأخير في أسعار النفط، حيث خلف آثارا بارزة، فقد سجل الميزان التجاري تراجعا خلال التسعة أشهر الأولى من سنة 2014 قدر بـ 18% (5.39 مليار دولار مقابل 6.6 مقارنة بنفس الفترة من السنة الماضية)، أما الصادرات فكانت تقدر بـ 49.23 مليار دولار سنة 2014 و 48.53 مليار دولار في نفس فترة سنة 2013، أما الواردات فبلغت 43.83 مليار دولار مقابل 41.93 مليار دولار من نفس الفترة أي بارتفاع قدره 4.55%، أما ميزان المدفوعات فقد سجل عجزا خلال السداسي الأول من سنة 2014 قدر بـ 1.32 مليار دولار مقابل فائض قدره 0.88 مليار دولار في نفس فترة السنة الماضية، مما أدى إلى تقلص الاحتياطات الرسمية للصرف إلى 193 مليار دولار في نهاية جوان 2014، أما صندوق ضبط الموارد فقد عرف عدة تقلبات جراء التراجع المحسوس في العائدات، فنظرا لتراجع مداخيل النفط إلى 60 مليار دولار سنة 2014 مقابل 63 مليار

دولار سنة 2013 و70 مليار دولار سنة 2012 أي بنسبة انخفاض تقدر بـ 15% ما بين 2012 و2014، فقد نقص ضخ الدولة في الصندوق نتيجة هذا الانخفاض المسجل في العائدات، أما في مجال التشغيل ونظرا لتراجع أسعار النفط فقد اضطرت الجزائر إلى تجميد التوظيف في الوظيفة العمومية وتجميد المشاريع الكبرى التي كان من شأنها خلق مناصب شغل (شطيبي محمود، ماي 2015).

3. الدراسة التطبيقية :

في هذا الجزء نقوم ببناء نموذج قياسي، وذلك بالاعتماد على النظرية الاقتصادية ووقائع ومعطيات الاقتصاد الوطني، مستعملين في ذلك التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، ويتطلب هذا تحديد متغيرات النموذج بالإضافة إلى دراسة استقرارية السلاسل المستخدمة.

1.3 تحديد متغيرات النموذج :

الإختيار الجيد للمتغيرات وفقا للنظرية الاقتصادية وكذلك واقع الاقتصاد الجزائري يسمح لنا ببناء نموذج ذو جودة أحسن وذلك ما يعطي نتائج معبرة، كما ارتأينا أن تكون المتغيرات كالتالي: مستوى التشغيل (EMP) المتغير التابع، وأسعار النفط المتغير المستقل(PP) ، حيث هاذين المتغيرين عبارة عن سلاسل زمنية سنوية مأخوذة من معطيات الديوان الوطني للإحصائيات و موقع (FMI) ، وذلك خلال الفترة 1980-2019.

2.3 دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية :

تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن، وقد استعنا في هذا الصدد أولا بدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي كاختبار بالعين المجردة، ثم باختبار ديكي-فولر المطور لدراسة استقرارية السلاسل الزمنية بإعتباره اختبار إحصائي وذلك بالإعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews10 ، وفيما يلي دراسة الاستقرارية:

الجدول رقم (01): نتائج اختبار (ADF)

النموذج	LPP		DPP	
	t_c	t_t	t_c	t_t
النموذج 6	-2.32	-3.53	-4.83	-3.54
النموذج 5	-1.04	-2.94	-4.81	-2.95
النموذج 4	0.20	-1.94	-4.85	-1.95
	LEMP		DLEMP	
	t_c	t_t	t_c	t_t
النموذج 6	-0.95	-3.53	-4.28	-3.54
النموذج 5	-1.75	-2.94	-3.99	-2.95
النموذج 4	5.33	-1.94	-2.17	-1.95

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10 (الملاحق 01،02)

يظهر الجدول (01) نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF) للمتغيرات عند المستوى (level) والفرق الأول (first diffrence)، حيث تشير الفرضيات الصفرية (H0) على وجود جذر الوحدة ومنه رفض معنوية المتغيرات عند 5٪، وبالتالي

السلسلة غير مستقرة وهذا ما نلاحظه من خلال نتائج اختبار (ADF) عند المستوى حيث كل قيم (ADF) المحسوبة أكبر من القيم المجدولة عند 5٪ ومنه نقبل الفرضية (H0) أي وجود جذر الوحدة والمتغيرات غير مستقرة، أما عند الفرق الأول فنلاحظ أن كل قيم(ADF) المحسوبة أصغر من القيم المجدولة عند مستوى المعنوية 5٪ أي أن المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول لعدم وجود جذر الوحدة، أي أن كل من أسعار النفط ومستوى التشغيل متكاملين من الدرجة الأولى.

الجدول رقم (02): درجة التأخير

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LPP LEMP
Exogenous variables: C
Date: 11/22/21 Time: 14:17
Sample: 1980 2019
Included observations: 37

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-31.66935	NA	0.021157	1.819965	1.907041	1.850663
1	68.38838	183.8899*	0.000118*	-3.372345*	-3.111115*	-3.280249*
2	72.12634	6.465672	0.000120	-3.358181	-2.922798	-3.204688
3	76.02292	6.318765	0.000121	-3.352590	-2.743054	-3.137700

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10

يظهر الجدول رقم (02) درجة التأخير المثلى للقيام باختبار التكامل المشترك، حيث من خلال الجدول يتبين أن درجة التأخير المناسبة هي P=2 وذلك بالاعتماد على أصغر للمعايير FPE،AIC، SC، HQ.

الجدول التالي يظهر لنا اختبار التكامل المشترك:

الجدول رقم (03): اختبار التكامل المشترك

Date: 11/22/21 Time: 14:19
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LPP LEMP
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 *	0.514066	34.35107	20.26184	0.0003
At most 1	0.166642	6.927116	9.164546	0.1303

Trace test indicates 1 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 باستخدام برنامج Eviews10

3.3 تقدير معادلة التكامل المشترك في الأجلين القصير والطويل:

قمنا بتقدير علاقة التكامل المشترك في الأجلين القصير والطويل والنتائج موضحة في الملحق رقم 03

- تقدير معادلة التكامل المشترك في الأجل القصير:

$$DLEMP_t = -0.04e_{t-1} - 0.22DLEMP_{t-1} + 0.004DLPP_{t-1} \ldots\ldots\ldots(01)$$
$$(-5.78) \qquad (-2.43) \qquad (0.20) \qquad R^2 = 0.18$$

ملاحظة: الأرقام بين قوسين تشير إلى قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة (t_c)

من خلال المعادلة رقم (01) يتضح بأن قوة معامل التحديد بلغت 0.18، وهذا ما يبين بأن التغير الحاصل في المتغيرات المستقلة تفسر التغير والتقلبات في التشغيل بنسبة 18 %.

ومن خلال المعادلة أيضا، يتضح بأن حد قوة الإرجاع (coint) نحو التوازن (سرعة التعديل إلى التوازن في الأجل الطويل) ذو إشارة سالبة (0.04-) كما أنه معنوي، حيث أن الإحصائية المحسوبة لستيودنت (بالقيمة المطلقة) تقدر ب (5.78) وهي أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية 5%، وهذا ما يدعم إمكانية تمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتأثير المتغيرات المستقلة على مستوى التشغيل، أي أنه عن حدوث أي صدمة قد يستغرق مستوى التشغيل (1/0.04) سنة حتى يصل إلى وضع التوازن في المدى الطويل، فيما بلغت إحصائية فيشر ما قيمته 3.71 وهي أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية 5% أي أن المتغيرات المستخدمة تؤثر معا في النموذج.

وأشارت النتائج إلى وجود علاقة في الأجل القصير، تكتسي الطابع الطردي بين التشغيل وأسعار النفط بدرجة تأخير واحدة (إبطاء سنة مع إشارة موجبة)، حيث أن الزيادة في السنة الحالية بوحدة واحدة لكل من متغيرة أسعار النفط تؤدي إلى ارتفاع التشغيل في السنة المقبلة ب 0.004 وحدة.

- تقدير معادلة التكامل المشترك في المدى الطويل:

$$LEMP_t = 15.87 + 0.22LPP_{t-} + e_t \ldots\ldots\ldots(02)$$
$$(21.36) \qquad (1.08)$$

ملاحظة: الأرقام بين قوسين تشير إلى قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة (t_c)

من خلال المعادلة (02) التي تمثل معادلة التقدير في الأجل الطويل نلاحظ أن المتغيرات المستقلة مقبولة من الناحية الاقتصادية، حيث يلاحظ أن متغير أسعار البترول المفسر لمتغيرة التشغيل أخذ الإشارة الموجبة وهو ما يتوافق مع طبيعة الاقتصاد الجزائري والنظرية الاقتصادية، حيث أن الزيادة في أسعار البترول بوحدة واحدة سيؤدي إلى ارتفاع التشغيل ب 0.22 وحدة في الأجل الطويل.

4.3 إختبار البواقي :

- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي :

للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج نستخدم اختبار Breuch-Godfrey ونتائج هذا الاختبار موضحة في الجدول التالي :

جدول رقم (04): نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 11/19/21 Time: 19:58
Sample: 1980 2019
Included observations: 38

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.551981	0.2352

Probs from chi-square with 4 df.

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن احتمال إحصائية LM تساوي 0.23 عند الدرجة الأولى وهي أكبر من 0.05 وبالتالي نقبل الفرضية العدمية التي تقر بعدم وجود الارتباط الذاتي للأخطاء.

- اختبار تجانس تباين بواقي النموذج :

للتأكد من تجانس تباين بواقي النموذج نستخدم اختبار White والنتائج موضحة في الجدول التالي :

جدول رقم (06): دالة الارتباط الكلي والجزئي لبواقي النموذج

Date: 11/19/21 Time: 19:59
Sample: 1980 2019
Included observations: 38

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.053	0.053	0.1150	0.734
		2	0.101	0.099	0.5481	0.760
		3	-0.016	-0.027	0.5599	0.906
		4	0.283	0.278	4.1288	0.389
		5	-0.148	-0.191	5.1338	0.400
		6	-0.068	-0.102	5.3537	0.499
		7	0.036	0.107	5.4166	0.609
		8	0.087	-0.000	5.7979	0.670
		9	-0.125	-0.066	6.6119	0.677
		10	-0.142	-0.124	7.7140	0.657
		11	-0.065	-0.100	7.9517	0.718
		12	-0.161	-0.166	9.4658	0.663

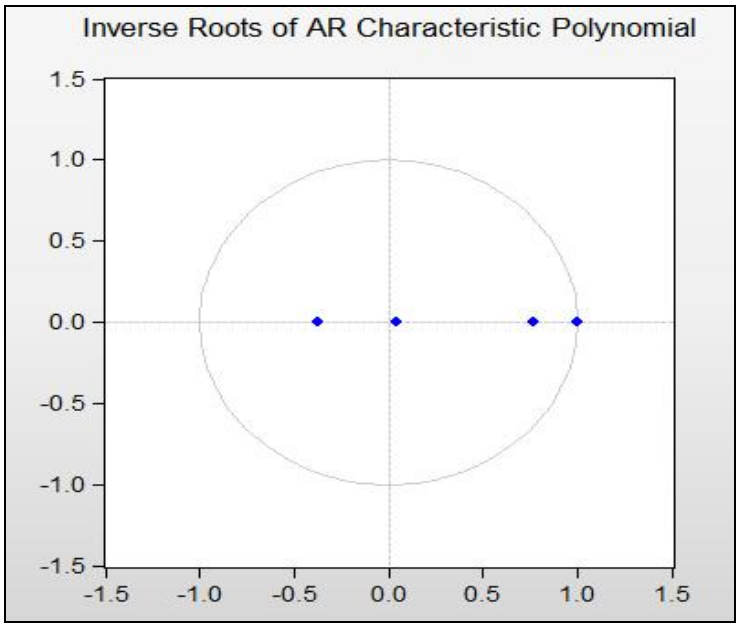
المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10

من خلال الشكل أعلاه، يتّضح من تحليل دالة الارتباط الذاتي لبواقي معادلة البطالة أن كل قيم دالة الارتباط الذاتي موجودة داخل مجال الثقة، كما أن احصائية Ljung-Box المحسوبة (Q-Stat) أقل من القيمة المجدولة عند التأخير p=12 (prob>0.05)، ومنه قبول فرضية العدم أي لا يوجد ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج وبالتالي فهي عبارة عن شوشرة بيضاء أي مستقرة وغير مرتبطة ذاتيا.

- استقرارية نموذج متجهات تصحيح الخطأ (VECM):

نتائج اختبار استقرارية نموذج متجهات تصحيح الخطأ موضحة في الشكل التالي:

شكل رقم 03: استقرارية نموذج تصحيح الخطأ الموجه (VECM)



المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10

من الشكل أعلاه يتضح لنا أن النموذج المقدر يحقق شروط الاستقرار إذن جميع المعاملات هي أصغر من الواحد وأن جميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة.

- اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج :

للتأكد من بواقي النموذج نتبع التوزيع الطبيعي ونستخدم اختبار Jarque-Bera ونتائج هذا الاختبار موضحة في الجدول التالي :

جدول رقم (07): نتائج اختبار Jarque-Bera

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 11/22/21 Time: 20:03
Sample: 1980 2019
Included observations: 38

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.896981	5.095642	1	0.0240
2	-0.567898	2.042551	1	0.1530
Joint		7.138193	2	0.0282

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.572516	0.518977	1	0.4713
2	3.170537	0.046048	1	0.8301
Joint		0.565025	2	0.7539

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.614619	2	0.0604
2	2.088599	2	0.3519
Joint	7.703218	4	0.1031

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10

من خلال نتائج الجدول لمعاملات التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج نعتمد على الاختبار المشترك لفرضية التناظر والتفلطح وهو اختبار جاك بيرا "Jarque-Bera "، ومن خلال نتائج هذا الاختبار نلاحظ أن الاحتمال المقابل لهذا الاختبار يساوي 0.10 وهي قيمة أكبر من 0.05 ، وبالتالي نقبل بفرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء عند مستوى معنوية 0.05.

4. الخلاصة :

لقد تبين لنا من خلال الدراسة التحليلية للعلاقة بين تقلبات أسعار النفط ومستوى التشغيل في الجزائر أن هناك علاقة كبيرة بينهما، حيث أن زيادة أسعار النفط تؤدي إلى ارتفاع الناتج الداخلي الخام مما يؤدي إلى زيادة حجمي كل من الإنفاق الحكومي والاستثمار مما يولد فرص عمل كثيرة لتغطية الاستثمارات، والعكس صحيح.

كما وجدنا نفس النتيجة من خلال الدراسة القياسية بواسطة تقدير دالة العمالة في الجزائر عن طريق نموذج تصحيح الخطأ، والذي من خلاله يمكننا أن نقول أن أسعار النفط تؤثر بشكل كبير على مستوى التشغيل في الجزائر، ذلك أن أي استثمار يتطلب من السوق اليد العاملة المؤهلة لتغطيته، مما يعني تخفيض معدلات البطالة الى مستويات مقبولة، ولهذا فإن الحكومة تبنت هذا الخيار نظرا للنتائج المحققة جراء تطبيقه خلال السنوات الماضية عن طريق التشجيع على فتح مؤسسات صغيرة ومتوسطة من شأنها امتصاص العرض المتزايد لليد العاملة، لذا فإن ارتفاع أسعار النفط يوفر الموارد اللازمة لتغطية عرض اليد العاملة وتوفير مناصب الشغل التي تؤدي إلى الإنقاص في معدلات البطالة.

ونظرا للصدمات التي تحدث في أسعار النفط، وجب على الجزائر تشجيع الاستثمارات في المجالات الانتاجية للسلع (الصناعة والزراعة) وجعلها بديلا للموارد النفطية، لأن هذان القطاعان يمكنهما توفير مناصب عمل، إضافة إلى توفير

السلع والمنتجات خاصة منها الاستهلاكية والإنقاص من فاتورة الاستيراد.

6. قائمة المصادر والمراجع :

- دحماني محمد ادريوش .(2012-2013) .إشكالية التشغيل في الجزائر محاولة تحليل .جامعة أبو بكر بلقايد-تلمسان، الجزائر: أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه في العلوم الاقتصادية.
- شطيبي محمود) .ماي 2015 .(انعكاسات انخفاض أسعار النفط على الاقتصاد الجزائري،: الندوة المنظمة من طرف قسم الاقتصاد والإدارة لكلية الشريعة والاقتصاد .جامعة الأمير عبد القادر للعلوم الإسلامية بقسنطينة،الجزائر.
- شقبقب عيسى-بن سليمان يحي-زرزي فتيحة . 12أفريل 2017 .(أثر تقلبات أسعار النفط على كل من التشغيل والنمو الاقتصادي في الجزائر-دراسة تحليلية قياسية 1986-2015، .مداخلة ضمن فعاليات اليوم الدراسي الأول حول أثر الأزمة الاقتصادية العالمية على النمو الاقتصادي في الجزائر. الجزائر
- صالحي نجية و مخناش فتيحة. مارس 2013. أثر برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي والبرنامج التكميلي لدعم النمو وبرنامج التنمية الخماسي على النمو الاقتصادي) 2001-2014 (نحو تحديات آفاق النمو الاقتصادي الفعلي والمستديم . سطيف، الجزائر : ملتقى تقييم آثار برامج الاستثمارات العامة و الاستثمار والنمو الاقتصادي خلال الفترة 2001-2014.

7. الملاحق:

Null Hypothesis: LPP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.206693	0.7408
Test critical values:	1% level	-2.627238	
	5% level	-1.949856	
	10% level	-1.611469	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPP)
Method: Least Squares
Date: 11/21/21 Time: 18:27
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.002626	0.012703	0.206693	0.8374
D(LPP(-1))	-0.005293	0.167893	-0.031528	0.9750

R-squared	-0.003300	Mean dependent var	0.017989
Adjusted R-squared	-0.031169	S.D. dependent var	0.272028
S.E. of regression	0.276235	Akaike info criterion	0.316064
Sum squared resid	2.747003	Schwarz criterion	0.402253
Log likelihood	-4.005224	Hannan-Quinn criter.	0.346730
Durbin-Watson stat	1.995953		

Null Hypothesis: LPP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.045716	0.7268
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPP)
Method: Least Squares
Date: 11/21/21 Time: 18:27
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.072695	0.069517	-1.045716	0.3029
D(LPP(-1))	0.037571	0.171856	0.218622	0.8282
C	0.271311	0.246215	1.101926	0.2780

R-squared	0.030340	Mean dependent var	0.017989
Adjusted R-squared	-0.025069	S.D. dependent var	0.272028
S.E. of regression	0.275416	Akaike info criterion	0.334592
Sum squared resid	2.654897	Schwarz criterion	0.463875
Log likelihood	-3.357241	Hannan-Quinn criter.	0.380590
F-statistic	0.547564	Durbin-Watson stat	1.986838
Prob(F-statistic)	0.583231		

Null Hypothesis: LPP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.321814	0.4127
Test critical values:	1% level	-4.219126	
	5% level	-3.533083	
	10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPP)
Method: Least Squares
Date: 11/21/21 Time: 18:26
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.223022	0.096055	-2.321814	0.0264
D(LPP(-1))	0.073722	0.164378	0.448493	0.6566
C	0.545530	0.266511	2.046932	0.0485
@TREND("1980")	0.012226	0.005665	2.158288	0.0381

R-squared	0.147181	Mean dependent var	0.017989
Adjusted R-squared	0.071933	S.D. dependent var	0.272028
S.E. of regression	0.262061	Akaike info criterion	0.258825
Sum squared resid	2.334989	Schwarz criterion	0.431202
Log likelihood	-0.917667	Hannan-Quinn criter.	0.320155
F-statistic	1.955933	Durbin-Watson stat	2.008758
Prob(F-statistic)	0.139197		

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.851458	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.628961	
	5% level	-1.950117	
	10% level	-1.611339	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.818335	0.0004
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.834453	0.0021
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPP,2)

الملحق 01

Null Hypothesis: LEMP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.753205	0.3973
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LEMP)
Method: Least Squares
Date: 11/22/21 Time: 14:11
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP(-1)	-0.027359	0.015605	-1.753205	0.0883
D(LEMP(-1))	-0.385096	0.153090	-2.515494	0.0166
C	0.472123	0.245099	1.926254	0.0622

R-squared	0.195802	Mean dependent var	0.031253
Adjusted R-squared	0.149848	S.D. dependent var	0.039177
S.E. of regression	0.036123	Akaike info criterion	-3.728119
Sum squared resid	0.045670	Schwarz criterion	-3.598836
Log likelihood	73.83427	Hannan-Quinn criter.	-3.682122
F-statistic	4.260815	Durbin-Watson stat	1.900307
Prob(F-statistic)	0.022072		

Null Hypothesis: LEMP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		5.338944	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.627238	
	5% level	-1.949856	
	10% level	-1.611469	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LEMP)
Method: Least Squares
Date: 11/22/21 Time: 14:12
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP(-1)	0.002686	0.000503	5.338944	0.0000
D(LEMP(-1))	-0.346311	0.157369	-2.200630	0.0343

R-squared	0.110547	Mean dependent var	0.031253
Adjusted R-squared	0.085840	S.D. dependent var	0.039177
S.E. of regression	0.037458	Akaike info criterion	-3.679989
Sum squared resid	0.050512	Schwarz criterion	-3.593801
Log likelihood	71.91980	Hannan-Quinn criter.	-3.649324
Durbin-Watson stat	1.861056		

Null Hypothesis: DLEMP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.287522	0.0086
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLEMP)
Method: Least Squares
Date: 11/22/21 Time: 14:13
Sample (adjusted): 1983 2019
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLEMP(-1)	-1.245686	0.290538	-4.287522	0.0001
D(DLEMP(-1))	-0.110917	0.173501	-0.639288	0.5270
C	0.056435	0.018724	3.014001	0.0049
@TREND("1980")	-0.000845	0.000597	-1.415195	0.1664

R-squared	0.703967	Mean dependent var	-0.000863
Adjusted R-squared	0.677055	S.D. dependent var	0.065234
S.E. of regression	0.037072	Akaike info criterion	-3.650129
Sum squared resid	0.045352	Schwarz criterion	-3.475976
Log likelihood	71.52739	Hannan-Quinn criter.	-3.588732
F-statistic	26.15802	Durbin-Watson stat	1.971393
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: DLEMP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.992257	0.0038
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLEMP)
Method: Least Squares
Date: 11/22/21 Time: 14:15
Sample (adjusted): 1983 2019
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLEMP(-1)	-1.125347	0.281882	-3.992257	0.0003
D(DLEMP(-1))	-0.169708	0.170920	-0.992909	0.3278
C	0.034818	0.010987	3.168864	0.0032

R-squared	0.686001	Mean dependent var	-0.000863
Adjusted R-squared	0.667530	S.D. dependent var	0.065234
S.E. of regression	0.037614	Akaike info criterion	-3.645263
Sum squared resid	0.048104	Schwarz criterion	-3.514648
Log likelihood	70.43737	Hannan-Quinn criter.	-3.599215
F-statistic	37.14024	Durbin-Watson stat	1.968635
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: DLEMP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.174611	0.0303
Test critical values:	1% level	-2.628961	
	5% level	-1.950117	
	10% level	-1.611339	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLEMP)
Method: Least Squares
Date: 11/22/21 Time: 14:15
Sample (adjusted): 1983 2019
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLEMP(-1)	-0.387022	0.177973	-2.174611	0.0365
D(DLEMP(-1))	-0.542024	0.139248	-3.892512	0.0004

R-squared	0.593263	Mean dependent var	-0.000863
Adjusted R-squared	0.581642	S.D. dependent var	0.065234
S.E. of regression	0.042194	Akaike info criterion	-3.440541
Sum squared resid	0.062312	Schwarz criterion	-3.353464
Log likelihood	65.65001	Hannan-Quinn criter.	-3.409842
Durbin-Watson stat	2.225176		

Vector Error Correction Estimates
Date: 11/22/21 Time: 19:43
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
LEMP(-1)	1.000000
LPP(-1)	-0.221085 (0.20363) [-1.08570]
C	-15.87132 (0.74283) [-21.3660]

Error Correction:	D(LEMP)	D(LPP)
CointEq1	-0.043201 (0.00747) [-5.78288]	0.032362 (0.05697) [0.56802]
D(LEMP(-1))	-0.372372 (0.15292) [-2.43506]	1.030340 (1.16623) [0.88348]
D(LPP(-1))	0.004530 (0.02206) [0.20537]	-0.014314 (0.16822) [-0.08509]
R-squared	0.185511	0.017427
Adj. R-squared	0.138969	-0.038720
Sum sq. resids	0.046255	2.690254
S.E. equation	0.036353	0.277244
F-statistic	3.985864	0.310375
Log likelihood	73.59267	-3.608602
Akaike AIC	-3.715404	0.347821
Schwarz SC	-3.586121	0.477104
Mean dependent	0.031253	0.017989
S.D. dependent	0.039177	0.272028

Determinant resid covariance (dof adj.)	9.66E-05
Determinant resid covariance	8.20E-05
Log likelihood	70.93611
Akaike information criterion	-3.259795
Schwarz criterion	-2.871946