دراسة قياسية لأثر أسعار البترول ونسبة التمدرس على الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي الجزائري لفترة 1980-2016

أ/ بغداد تركية
Torkia1984@gmail.com
جامعة عبد الحميد بن باديس –مستغانم-

د/ بن زيدان حاج
Ben_zidane@live.fr
جامعة عبد الحميد بن باديس –مستغانم-

ملخص: يهدف هذا البحث إلى دراسة العلاقة بين أسعار البترول ونسبة التمدرس والأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي الجزائري خلال فترة 1980-2016،قسمنا هذا البحث إلى جانب نظري لدراسة دور التعليم وأسعار البترول في تحديد الأجور ،وجانب تطبيقي لدراسة قياسية لأثر أسعار البترول ونسبة التمدرس على الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي الجزائري،وذلك باستعمال نموذج التكامل المشترك cointegration ، ولقد أظهرت النتائج وجود علاقة معنوية و طردية لأسعار البترول والأجور الحقيقية، أما نسبة التمدرس أظهرت النتائج التقدير معنوية التأثير الايجابي لهذا المتغير على الأجور الحقيقية .

الكلمات المفتاحية: الأجور الحقيقية، أسعار البترول، نسبة التمدرس، طرق تحليل السلاسل الزمنية.

Abstract This research aims to study the relationship between oil prices and the percentage of schooling and real wages in the Algerian economic sector during the period 1980-2016. This research was divided into a theoretical study of the role of education and oil prices in determining wages, And a practical aspect of a standard study of the impact of oil prices and the percentage of schooling on real wages in the Algerian economic sector, Using the cointegration model. The results showed a significant and positive relationship between oil prices and real wages, For the percentage of education, the results showed the positive effect of this variable on real wages.

Keywords: Real wages, oil prices, Percentage of schooling, time series analysis methods.

المقدمة:

تعتبر الأجور عنصرا هاما في دفع عملية التنمية الاقتصادية والاجتماعية، إذ أن معدلات الادخار والاستهلاك تعتمد إلى حد كبير بمستوى الأجور ، ونسبة العمالة في المجتمع،كما تمثل الأجور مصدرا هاما لمعيشة الأفراد ورفاهيتهم وخدماتهم،والاحتياجات المالية التي يستطعون توفيرها لأنفسهم ولأفراد أسرهم.لذا يعتبر إعداد وإدارة نظام الأجور يعتبر مهمة أساسية لإدارة الموارد البشرية في قطاع العمال ويعتبر هذا النظام من أهم الأنظمة التي تحتاجها أية مؤسسة لأنه يؤثر في سياسات الأجور ، التي تعد أحد أهم السياسات الاقتصادية التي تتبناها الحكومات المختلفة في العديد من الدول وتهدف من خلالها إلى تصحيح الاختلافات الهيكلية في تركيبة أجور العاملين في هذه الدول، كما تهدف إلى المحافظة على القوة الشرائية لتلك الأجور وبالتالي المساهمة في الحد من ظاهرة الفقر بين أوساط العاملين، حيث أن ارتفاع الأجور ينعكس على زيادة القوة الشرائية، وبالتالي ارتفاع الطلب على الاستهلاك وارتفاع مستوى الإنتاج، كما أن للأجور أهمية كبرى على المستوى الكلي من حيث مساهمتها في الناتج المحلي الإجمالي، حيث يقدر في الدول المتقدمة خاصة بحوالي الثلثين وقد يصل إلى ثلاثة أرباع، أما فيما يخص المعايير والأسس الخاصة بتحديد الأجر للعاملين فإنها متعددة ، وعليه فإن حصر محددات الأجور يعتبر أمرا شديد الصعوبة، ولذلك نركز في هذا البحث على المحددات الكلية المتمثلة في أسعار البترول، إضافة إلى دور الاستثمار في رأس المال البشري من خلال التعليم والتدريب والتكوين في تحديد الأجور.

وهذا ما سنتطرق إليه في هذا البحث من خلال دراسة أثر أسعار البترول ونسبة التمدرس على الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي

مشكلة البحث:

سنحاول في هذه الدراسة الإجابة على السؤال التالي وهو:

ما هو أثر تقلبات أسعار البترول و تغير نسبة التعليم على الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي الجزائري؟

فرضيات البحث:

للإجابة على السؤال السابق نفترض ما يلي:

1. أسعار بترول لها تأثير معنوي وايجابي على الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي الجزائري .
2. ارتفاع نسبة التمرس يؤثر ايجابيا على الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي.

الجانب النظري: علاقة الأجور بأسعار البترول والتعليم

إن محددات الاقتصادية للأجر كثيرة، إلا أننا ركزنا في بحثنا هذا على أسعار البترول ونسبة التمدرس (التعليم)، وهذا ما سنتطرق إليه من خلال دراسة علاقة بين الأجور وتقلبات أسعار البترول ونسبة التمدرس .

1. دور التعليم في تحديد الأجور

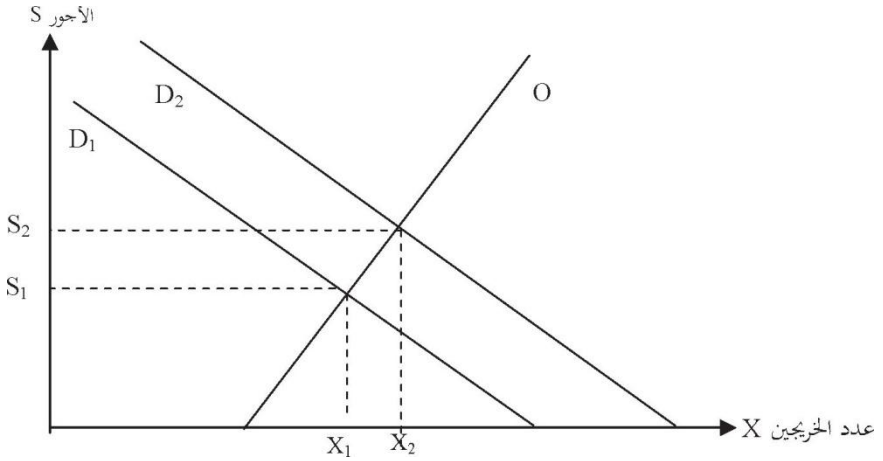
لقد أوجد" والش" العلاقة بين مستويات التعليم والأجر، حيث توصل في دراسته إلى أن دخل خريج الجامعة أعلى من دخل خريج الثانوية كونه يتمتع بمهارات عالية .بالإضافة إلى اختلاف دخل وعائد وتكاليف خريج التعليم العالي وذلك بحسب نوع تخصصه ومستوى التعليم وأيضا الشهادة إما ليسانس أو ماجستير أو دكتوراه .فضلا عن تمتع الأفراد الذين حصلوا على تدريب بقيمة تزيد على تكاليف أعدادهم بدرجة كبيرة"[1] . وحسب نظرية رأس المال البشري تدفع أجور أعلى لذوي التعليم الأعلى ، لان التعليم يرفع الإنتاجية وأن تكلفة التعليم والتدريب مرتفعة سواء كانت التكلفة مباشرة أي إنفاق على التعليم أو كلفة الفرصة ممكن قياسها بالدخل الضائع الناجم عن الالتحاق بالدراسة عوضا عن الدخول مباشرة إلى سوق العمل بمستوى التعليم الأدنى . وقد أجريت في العديد من دول العالم دراسات وتم احتساب معدلات العائد الفردي والمجتمعي لمختلف مراحل التعليم . فان منظومات الأجور لدى الحكومة والقطاع الخاص متحيزة لشهادة وليس لكفاءة. ولهذا الغرض أقامت الدول المتقدمة أجهزة خاصة لجمع المعطيات الخاصة ببيانات حول الدراسة والأجور،وبدرجة أقل حول الدورات التدريبية ، ذلك رغبة في الاطلاع على

[1]:مروة أحمد المري/ نشوى مصطفى علي ، أثر مستويات التعليم على الأجور في المملكة العربية السعودية خلال 1991-2015، دراسة معدة لمشروع تخرج ،جامعة الملك سعود السعودية، 2016،ص172

دور هذه المتغيرات والتي تتسم بالنوعية في تأثير على الأداء الاقتصادي بشكل عام وعلى الإنتاجية والأجور بشكل خاص[2].

و الشكل التالي يمثل علاقة التعليم بمستويات الأجور

الشكل رقم01:علاقة التعليم بمستويات الأجور



المصدر:كبداني سيد أحمد/قاسم محمد فؤاد،أهمية الاستثمار في العنصر البشري في تقليل تفاوت الأجور في سوق العمل، مجلة المالية والأسواق،المجلد 1العدد2،ص200

يتضح من خلال الشكل التالي أن زيادة العملين في اكتساب المعارف عن طريق التعليم أدى إلى ارتفاع مداخيلهم أو أجورهم مقارنة مع مداخيل الطبقة العمالية غير متعلمة أساسا أو ذات مستوى علمي محدود.فان هذا من شأنه أن يؤدي إلى وجود تمايز أجري في سوق العمل يعتبر التعليم أحد أسبابه.

[2]:مولود حشمان، محددات الأجور في الجزائر، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية فرع القياس الاقتصادي، جامعة الجزائر، 2000/1999، ص104

2.دور أسعار البترول في تحديد الأجور :

نجد أن ارتفاع سعر النفط يمثّل صدمةً تضخمية (inflationary shock) والتي يمكن أن تُرفق بآثار الدور الثّاني (Second round effects) من خلال حلقة أسعار-أجور [3] (The Price-Wage loop)، فارتفاع أسعار النفط من شأنه أن يؤدي إلى ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك(IPC) وبالتالي انخفاض القدرة الشرائية بسبب ارتفاع أسعار الاستهلاك قد يطالب العمال برفع الأجور، مما يؤدي إلى حلقات أسعار- أجور[4] .أما المؤسسات فإنها بدورها تحاول ارتفاع تكاليف الإنتاج النّاتج عن ارتفاع أسعار النفط إلى ارتفاعٍ في أسعار البيع، وهو ما يؤدي إلى تغذية حلقة أسعار- أجور.

الجانب التطبيقي:دراسة قياسية لأثر أسعار البترول ونسبة التمدرس على الاجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي خلال فترة 2016/1980

يهدف النموذج القياسي إلى قياس مدى تأثير وتأثر الأجور الحقيقية في قطاع الاقتصادي الجزائري بتقلبات أسعار البترول ونسبة التمدرس خلال فترة مابين 1980-2016 وذلك بناء على ما قدمته النظريات الاقتصادية للأجور وكذا مع مراعاة خصوصيات الاقتصاد الجزائري.

1.النموذج القياسي لأثر سعر الصرف و الأسعار على الأجور في القطاع الصناعي

بناءا على ما سبق يمكن وضع النموذج القياسي سعر الصرف و الأسعار و الأجور في القطاع الاقتصادي الجزائري كما يلي :

$$SLRR_t = c + c_1 PPTRL_t + c_2 EDUC_t + \varepsilon_t +$$

حيث :

SLRR:الكتلة الأجرية الإجمالية الحقيقية في القطاع الاقتصادي الجزائري

PPTRL:أسعار البترول

educ: نسبة التمدرس، حيث تم حسابها عدد المتمدرسين تقسيم عدد السكان

1.1. البيانات المستخدمة في تقدير نموذج سعر صرف والأسعار و الأجور في القطاع الاقتصادي

[3]: J.C. Fuhrer, «The Phillips Curve is alive and well», New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston, March/April1995, PP. 41-56

[4] ; R.J. Gordon, «The time-varying NAIRU and its implications for economic policy», Journal of Economic Perspectives, Vol.11,No.1, 1997 ,PP. 11-32

تتمثل البيانات المستخدمة في تقدير نموذج محددات الأجور في القطاع الاقتصادي الجزائري بالبيانات السنوية للفترة (1980 – 2015)، حيث تم الاعتماد على البيانات الصادرة عن الديوان الوطني للإحصاء(ONS) والبنك العالمي.

2.1.الطريقة المستخدمة في تقدير نموذج الأجور الحقيقية في القطاع الاقتصادي وعلاقتها بأسعار البترول ونسبة التمدرس

لتقدير نموذج محددات الأجور الكلية لعوامل الإنتاج تم الإعتماد على تحليل السلاسل الزمنية، وعند تقدير معالم الانحدار للنموذج واجه الباحثة عدة مشاكل قياسية منها مشكلة الإرتباط الذاتي بين الأخطاء ومشكلة التداخل الخطي بين المتغيرات المفسرة، حيث تم إستخدام الطرق المناسبة لحل هده المشاكل ومن تم الوصول إلى أفضل نموذج قياسي هذا كمرحلة أولى، وكمرحلة ثانية إستخدام طريقة المربعات الصغرى المصححة كليا **(Fully Modified Ordinary Lest Square- FM OLS)**، التي صممت لأول مرة بواسطة **Philips and Hansen 1990**) لإعطاء التقدير الأمثل للتكامل المشترك (**bum and jeon 2005**)، حيث تتصف هده الطريقة بقدرتها العالية على تلاشي القيم المزيفة للمعاملات التي يتم تقديرها بطريقة المربعات الصغرى العادية في حالة وجود مشكلة الإرتباط الذاتي، بالإضافة الى ذلك أن هذه الطريقة عدلت على طريقة المربعات الصغرى العادية بهدف التخلص من تأثير الارتباط الذاتي والإبقاء على تأثير المتغيرات الداخلية التي بينها علاقة تكامل مشترك، وتشترط هده الطريقة وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات المراد دراسة العلاقة بينهما (**Kammoun – bojelpene , 2012**) .

2.إستقرارية السلاسل الزمنية:

كمرحلة أولى نقوم باختبار استقرار السلاسل الزمنية، وهو شرط من شروط التكامل المشترك، وتعد اختبارات جذور الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى إستقرارية السلاسل الزمنية، ومعرفة الخصائص الإحصائية

ومعرفة خصائص السلاسل الزمنية محل الدراسة من حيث درجة تكاملها وقد تم استخدام جذر الوحدة من اختبار فليب برون (**pp**) واختبار ديكي فولر الموسع (**ADF**) والجدول التالي يوضح ذلك:

جدول (01) : اختبار ADF " Augmented Dickey-Fuller test statistic "

المتغير	الفرق	ADF				
		القيمة المحسوبة	القيمة الحرجة عند 1%	القيمة الحرجة عند 5%	القيمة الحرجة عند 10%	القرار
SLRR	SLRR	-0.81	-3.63	-2.94	2.61	عدم رفض H_0
	D(SLRR)	-8.47	-4.24	-3.54	-3.20	رفض H_0
Educ	educ	-0.39	-4.23	-3.54	-3.20	عدم رفض H_0
	D(educ)	-5.42	-4.25	-3.54	-3.20	رفض H_0
PPTRL	PPTRL	-2.07	-4.23	-3.54	-3.20	عدم رفض H_0
	D(PPTRL)	-6.09	-4.23	-3.54	-3.20	رفض H_0

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال برنامج eviews 9 .

الجدول رقم (02) : اختبار الاستقرارية باستعمال اختبارpp

المتغير	الفرق	PP				
		القيمة المحسوبة	القيمة الحرجة عند 1%	القيمة الحرجة عند 5%	القيمة الحرجة عند 10%	القرار
SLRR	SLRR	-2.78	-4.23	-3.54	-3.20	عدم رفض H_0
	D(SLRR)	-8.98	-4.24	-3.54	-3.20	رفض H_0
PPTRL	PPTRL	-2.07	-4.23	-3.54	-3.20	عدم رفض H_0
	D(PRODT)	-7.30	-4.23	-3.54	-3.20	رفض H_0

TEDUC	TEDUC	-0.39	-4.24	-3.54	-3.20	عدم رفض H_0
	D(TEDUC)	-5.42	-4.23	-3.54	-3.20	رفض H_0

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال برنامج eviews 9

يتضح من إختبار ديكي فولر موسع(ADF) وإختبار فليب برون (PP)، انه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بأن المتغيرات بها جذر للوحدة، إلا أنه يمكن رفض هذه الفرضية بالنسبة للفروق الأولى لها، مما يعني أن المتغيرات متكاملة من الدرجة **I(1)** وأن الفرق الأول لها من الدرجة **I (0)**، الخلاصة أن جميع السلاسل غير ساكنة، ومن رتبة **I(1)**، يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك باستعمال طريقة **JOHANSEN**.

1.2. .منهجية التكامل المشترك بإستعمال طريقة JOHANSEN:

سوف نعتمد على إختبار التكامل المشترك وفق منهجية إختبار **JOHANSEN** في إطار نموذج **VAR**، لأن هذه المنهجية تعتبر كحالة خاصة من نموذج متجه الانحدار الذاتي، وهذه الطريقة أفضل من الطريقة الأولى (**GRANGER-ENGLE**)، لأنها تسمح بتحديد الأثر المتبادل بين المتغيرات موضوع الدراسة، ويفترض أنها غير موجودة في المنهجية الأولى (طريقة **ENGLE-GRANGER** – ذات المرحلتين)، وهي المنهجية مناسبة أكثر من الطرق المختلفة، لأن مقدراتها أقل تحيزا وأكثر إستقرارا وخاصة في حالة السلاسل الزمنية التي تعاني من مشكلة عدم السكون في المستوى.

قبل القيام بإختبار التكامل المشترك نقوم بتحديد فترات الإبطاء التي يتضمنها النموذج ويتم إختيارها إنطلاقا من معايير مختلفة وسوف نستخدم منها: معيار **AKAIK،SCHWARZ،HANNAN AND QUINN، FINAL ERROR PREDICTION** ، ومعيار **LR.**

جدول رقم (03): بعض المعايير لاختيار فترة الإبطاء المثلى

فترة الإبطاء	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-120.85	NA	0.36	7.50	7.64	7.55
1	-1.66	209.49	0.0004	0.82	1.37*	1.01
2	6.00	12.08	0.0005	0.90	1.86	1.22
3	16.52	14.65	0.0004	0.81	2.17	1.27
4	35.83	23.41*	0.0002	0.19*	1.96	0.78*

* تشير الى فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار.

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال برنامج Eviews 9

أكدت كافة المعايير على أن فترة الإبطاء المثلى هي **1** و يوضح الجدول رقم(08) نتيجة اختبار الأثر **trace test** (λ_{trace}) و اختبار القيم المميزة العظمى **maximum eigenvalues test** (λ_{max}) لاختبار وجود علاقة في الأجل الطويل بين التغير في الأجور الحقيقية و اسعار البترول ونسبة التمدرس التي يمكن أن تؤثر في هذه الأخيرة (انظر الملحق رقم 2)

الجدول (04): اختبار التكامل المتزامن لجوهانسن

فرضيات عدد متجهات التكامل	القيمة الذاتية	إحصائية الاثر*	القيمة الحرجة 0.05	الإحتمال
لاشيء	0.57	42.13	24.27	0.0001
على الاكثر 1	0.28	11.98	12.32	0.05
على الأكثر 2	0.005	0.17	4.12	0.72
فرضيات عدد متجهات التكامل	القيمة الذاتية	اختبار القيم المميزة العظمى**	القيمة الحرجة 0.05	الإحتمال
لاشيء	0.57	30.14	17.79	0.0004
على الاكثر 1	0.28	11.80	11.22	0.03
على الأكثر 2	0.005	0.17	4.12	0.72

المصدر: **من إعداد الباحثين باستعمال برنامج Eviews 9**

* يشير اختبار الأثر إلى وجود R =1 عند مستوى معنوية 0.05

** يشير اختبار القيم المميزة العظمى إلى وجود R = 2 عند مستوى معنوية 0.05

رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 0.05

إحصائية **p** ماكنون، هوج و مشليس.

بالقراءة نتائج التقدير يتضح أن:

يوضح الجدول (04) نتائج اختبار الأثر للفرض العدم، القائل بأن عدد معادلات التكامل المشترك أقل من أو تساوي R، إن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب أكبر من القيمة الجدولية بالصف الأول وعليه نرفض الفرض العدم ونقول أن هنالك تكامل مشترك بين المتغيرات، حيث تم قبول الفرض الصفري بالصف الثاني فإن عدد معادلات التكامل المشترك تساوي R=1. والاختيار الآخر وهو اختيار القيم المميزة العظمى والذي يختبر الفرض العدم القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك هي R مقابل الفرض البديل بأنها تساوي R+1 أيضا يؤيد و يقوي من النتيجة السابقة، ومنه فإن R=2 مما يعني أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الأجور الحقيقية في القطاع الصناعي وأسعار البترول ونسبة التمدرس.

2.2.منهجية طريقة المربعات الصغرى المصححة كليا (FMOLS):

صمم كل من PHILIPS وHANSEN، (1990) وPHILIPS وMOON (1990) طريقة أفضل من طريقة المربعات الصغرى العادية للخروج بتقدير امثل لانحدارات التكامل المشترك (BUM وJEON 2005) وعرفت بنهج الـ FMOLS ، وتتميز هذه الطريقة بقدرتها على حل مشكلة الارتباط الذاتي وتحيز المعلمات، كما تعمل هذه الطريقة على اختيار قيم المعاملات المقدرة من بعض القيم الزائفة باستعمال طريقة التقدير الأولى (OLS) والهدف من استعمال هذه الطريقة الحصول على أعلى كفاءة في التقدير، وتتلاءم هذه الطريقة وتقدم نتائج أحسن خاصة مع العينات الكبيرة، كما تتطلب هذه الطريقة في عمليات التقدير تحقق شرط التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة.

بعدما تحققنا من وجود علاقات التكامل المشترك طويلة المدى بين متغيرات نموذج الدراسة، ننتقل إلى الخطة الثانية من خلال تقدير نموذج الدراسة باستخدام هذه الطريقة الحديثة والأسلوب المناسب لطبيعة النتائج والبيانات ومتغيرات النموذج وجاء التقدير على النحو التالي كما موضح في الجدول رقم (05) (انظر الملحق رقم 4):

الجدول (05): مقدرات معلمات الأجل الطويل باستخدام طريقة المربعات الصغرى المصححة كليا

المتغير التابع			
المتغيرات التفسيرية	المعلمات	إحصائية t	الاحتمال
PPTRL	0.01	7.37	0.0000
EDUC	1.12	2.14	0.03
C	3.10	0.87	0.39
DW =1.13	AJD R^2 = 0.79	R^2=0.80	

المصدر:من إعداد الباحثين باستعمال برنامج Eviews 9

يبين الجدول رقم (04) نتائج الانحدار المصحح كليا FMOLS لتفسير متغير الأجورالحقيقية في القطاع الاقتصادي باستخدام المتغيرات الاقتصادية المستقلة التالية: أسعار البترول، نسبة التمدرس، كما نلاحظ أن جميع متغيرات النموذج معنوية عند مستوى 10 % ، كما أن التقديرات جاءت متوافقة مع النظرية الاقتصادية، حيث بلغ معامل التحديد المعدل 0.80 وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر ما نسبته 80 % من التغير في الأجورالحقيقية في القطاع الاقتصادي، أما النسبة المتبقية أي 20 % فتشير لتأثير متغيرات و عوامل أخرى لم تدرج في النموذج، و المعادلة التالية توضح الشكل النهائي للنموذج بعد التعويض عن المعاملات المقدرة :

$$SLR_t = 3.10 + 0.01PPTRL_t + 1.12EDUC_t + e_t$$

3.التحليل الاقتصادي لنموذج:

من خلال الجدول رقم (04) يلاحظ وجود علاقة طردية بين أسعار البترول و الأجور في القطاع الاقتصادي، حيث أن ارتفاع أسعار البترول بوحدة واحدة سيؤدي إلى ارتفاع الأجور الحقيقية بحوالي 0.10 وحدة، وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية وخصوصية الاقتصاد الجزائري الريعي الذي يعتمد بنسبة 98% على ريع البترول في إيرادات العامة وباعتبار اكبر قطاع مساهم في القطاع الاقتصادي الجزائري هو قطاع الصناعة المعتمدة على قطاع المحروقات ، وهذا بدوره يؤدي إلى ارتفاع الكتلة الأجرية في القطاع الاقتصادي.

فيما يتعلق بنسبة التمدرس قد أظهرت نتائج التقدير معنوية لهذا المتغير عند مستوى 5%، وتأثير الايجابي، حيث أثبتت النتائج أنا الأجر يزداد مع ارتفاع مستويات التعليم وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، حيث توجد علاقة طردية بين التعليم والأجر والإنتاجية، بحيث

أن ارتفاع نسبة التمدرس بوحدة واحدة سيؤدي إلى ارتفاع الأجور الحقيقية بحوالي 1.12 وحدة، وهذا يعني أنه العامل أكثر تعلما ارتفع دخله أدى إلى زيادة الإنتاجية وبالتالي زيادة الأجر الحقيقي.

الخاتمة:

حاولنا من خلال هذا البحث دراسة علاقة تقلبات أسعار البترول ونسبة التمدرس و الأجور الحقيقية في قطاع الاقتصادي الجزائري خلال فترة 1980-2016، من خلال بناء نموذج قياسي باستخدام نموذج التكامل المشترك وقد أظهرت النتائج كالتالية:

- إن الأجر يزداد مع ارتفاع مستويات التعليم ، وأظهرت معنوية هذا المتغير (نسبة التمدرس) ووجود علاقة طردية بين التعليم والأجور وبالتالي قبول الفرضية، لذا يجب الاهتمام بالسياسة التعليمية والاستثمار في التعليم لأن ذلك ينعكس بالإيجاب في تحسين ورفع من الأجور الحقيقية نتيجة ارتفاع الإنتاجية.
- وجود علاقة طردية بين أسعار البترول و الأجور في القطاع الاقتصادي، حيث أن ارتفاع أسعار البترول سيؤدي إلى ارتفاع الأجور الحقيقية ، باعتبار الجزائر اقتصاد ريعي و يعتمد على إيرادات البترول، واكبر قطاع مساهم في القطاع الاقتصادي الجزائري هو قطاع الصناعة المعتمدة على قطاع المحروقات، وهذا بدوره يؤدي إلى ارتفاع الأجور عمال هذا القطاع مقارنة بالقطاعات الأخرى.

المراجع:

1. مولود حشمان، محددات الأجور في الجزائر، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية فرع القياس الاقتصادي، جامعة الجزائر، 2000/1999
2. مروة أحمد المري/ نشوى مصطفى علي ، أثر مستويات التعليم على الأجور في المملكة العربية السعودية خلال 1991-2015، دراسة معدة لمشروع تخرج ،جامعة الملك سعود السعودية، 2016
3. كبداني سيد أحمد/قاسم محمد فؤاد،أهمية الاستثمار في العنصر البشري في تقليل تفاوت الأجور في سوق العمل، مجلة المالية والأسواق،المجلد 1العدد2
4. J.C. Fuhrer, «The Phillips Curve is alive and well», New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston, March/April1995
5. R.J. Gordon, «The time-varying NAIRU and its implications for economic policy», Journal of Economic Perspectives, Vol.11,No.1, 1997

الملاحق:

الملحق 1

Null Hypothesis: SLRR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.907903	0.1720
Test critical values:	1% level	-4.234972	
	5% level	-3.540328	
	10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(SLRR) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.478692	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.243644	
	5% level	-3.544284	
	10% level	-3.204699	

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

Null Hypothesis: EDUC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.391141	0.9842
Test critical values:	1% level	-4.234972	
	5% level	-3.540328	
	10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(EDUC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.420414	0.0005
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

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

Null Hypothesis: EDUC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.023891	0.9951
Test critical values:	1% level	-4.234972	
	5% level	-3.540328	
	10% level	-3.202445	

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

Residual variance (no correction)	4.52E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.18E-05

Null Hypothesis: D(EDUC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.789263	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.243644	
	5% level	-3.544284	

10% level -3.204699

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

الملاحق 2

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : SLRR PPTRL EDUC

Exogenous variables : C

Date : 10/08/18 Time : 20 :06

Sample : 1980 2016

Included observations : 33

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-120.8585	NA	0.365313	7.506575	7.642621	7.552350
1	-1.660293	209.4999	0.000461	0.827897	1.372081*	1.010998
2	6.007382	12.08240	0.000508	0.908644	1.860967	1.229071
3	16.52240	14.65729	0.000482	0.816825	2.177286	1.274578
4	35.83656	23.41111*	0.000278*	0.191724*	1.960324	0.786804*

* 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

3 الملاحق

Date: 10/08/18 Time: 20:16

Sample (adjusted): 1982 2016

Included observations: 35 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SLRR PPTRL EDUC

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 *	0.438012	40.29222	29.79707	0.0022
At most 1 *	0.381201	20.12260	15.49471	0.0093
At most 2	0.090588	3.323506	3.841466	0.0683

Trace test indicates 2 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	0.438012	20.16962	21.13162	0.0677
At most 1 *	0.381201	16.79909	14.26460	0.0195
At most 2	0.090588	3.323506	3.841466	0.0683

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

الملحق 4

Dependent Variable: SLRR

Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Date: 10/08/18 Time: 22:00

Sample (adjusted): 1981 2016

Included observations: 36 after adjustments

Cointegrating equation deterministics: C

Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPTRL	0.013639	0.001850	7.370781	0.0000
EDUC	1.123147	0.524015	2.143349	0.0395
C	3.100859	3.560971	0.870790	0.3902

R-squared	0.804961	Mean dependent var	11.38239
Adjusted R-squared	0.793140	S.D. dependent var	0.554049
S.E. of regression	0.251992	Sum squared resid	2.095495
Long-run variance	0.084109		