اختبار صلاحية قانون اوكن في بعض دول المغرب العربي (الجزائر، المغرب وتونس)

عبد القادر مراد
أستاذ مساعد بكلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير
جامعة غرداية

عبد اللطيف مصيطفى
أستاذ محاضر بكلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير
جامعة غرداية

ملخص:

تم في هذه الورقة البحثية اختبار وجود اثر للنمو الاقتصادي على البطالة في بعض دول المغرب العربي (الجزائر، تونس والمغرب) للفترة الممتدة من سنة 1991 إلى غاية 2013، وذلك من خلال تقدير معامل اوكن واختبار معنويته، واعتمدت الدراسة على تقنيات نماذج البانل، ومرشح Hodrick and Prescott لتقدير كل من الناتج الكامن ومعدل البطالة الطبيعي. وقد أظهرت نتائج الدراسة عدم وجود اثر للنمو الاقتصادي على البطالة، وان البطالة في هذه الدول هي بطالة احتكاكية وهيكلية.

الكلمات المفتاحية: البطالة، النمو الاقتصادي، قانون اوكن، نماذج البانل.

Abstract

In this study, we have tested the impact of economic growth on unemployment in some countries of the Arabic Maghreb (Algeria, Tunisia and Morocco) for the period from 1991 until 2013 by estimating the Okun's coefficient and testing its signification, and the study was based on; panel data models techniques, and Hodrick-Prescott filter to estimate each of the gross potential and the natural rate of unemployment. The results showed that there's no effect of economic growth on unemployment, and the unemployment in these countries is just frictional and structural.

Key words : Unemployment, economic growth**,** Okun's coefficient, panel models**.**

مقدمة:

تعتبر الآثار الاجتماعية والاقتصادية الناجمة عن ارتفاع حجم البطالة أكثر المشاكل التي تواجه واضعي السياسات الاقتصادية في جميع دول العالم، وارتفاع معدلات البطالة مؤشر على قصور سوق العمل في استيعاب المتعطلين الباحثين عن العمل مما ينجم عنه انتشار الفقر وتفشي الجريمة، وتزداد تعقيدا عند تفاقم معادلاتها مما يستدعي تحليل هذه الظاهرة والتعرف على مسبباتها وذلك للحد منها. وتهدف السياسات الاقتصادية بما فيها المالية والنقدية إلى الرفع من معدلات النمو في الاقتصاد والعمل على استدامتها لتصدي لمشكلة البطالة.

ولعل البعدين الاقتصادي والاجتماعي للبطالة يزيدان من تعقيدها ويفرضان اعتماد وسائل تحليل متعددة لفهم طبيعتها وآثارها ومن ثم محاولة تحديد آليات التأثير عليها. وتمثل البطالة أحد التحديات الكبرى التي تواجه دول المغرب العربي لما لها من خصوصية في هذه البلدان لاسيما ذات الفوائض المالية الكبيرة من عائدات النفط مثل الجزائر، ومع ذلك فإن معدلات البطالة تتزايد يومًا بعد يوم. أصبحت دول المغرب العربي تتحمل عبئاً كبيراً فى مواجهة أهم تحديات ورهانات الحاضر والمستقبل، وهى تلك المرتبطة بمشاكل البطالة وبوجه خاص بطالة الشباب وحاملى الشهادات العلمية والحد من آثارها السلبية من النواحى الاقتصادية والاجتماعية والاحباطات النفسية وباقى العلل الاجتماعية والسلوكية وذلك نتيجة تداخل مجموعة واسعة ومتشابكة من العوامل ذات العلاقة المباشرة وغير المباشرة بقضايا التشغيل مثال تطبيق برامج إعادة الهيكلة الاقتصادية وارتفاع معدلات النمو السكانى وتراجع فرص العمل وظهور اختلال التوازن بين مخرجات التعليم والتدريب المهنى والتقنى والاحتياجات الفعلية لأسواق العمل العربية إضافة إلى إفرازات العولمة والمتغيرات الدولية السلبية على عالم العمل والعمال.

و تؤكد العديد من الدراسات والبحوث على وجود علاقة ترابطية بين معدلات النمو الاقتصادي وتغير معدلات البطالة السائدة في الاقتصاد. وتغير معدلات النمو الاقتصادي يؤدي حسب المقاربة القياسية إلى انخفاض معدلات البطالة بنسب متفاوتة، تفسر عادة بطبيعة النمو الاقتصادي المحقق. وكذلك فإن ارتفاع معدلات البطالة قد يؤثر على النمو الاقتصادي بشكل تحدده طبيعة البطالة ومصدرها ومدى ارتباطها بالقطاعات الأكثر تأثيرًا على النمو في الاقتصاد. إن معرفة الأثر المتبادل بين معدلات النمو ومعدلات البطالة يعتبر أهم عامل لفهم كيفية التأثير على البطالة، باعتبار أن السياسات الاقتصادية توضع عادة لزيادة معدلات النمو وليس لتخفيض نسب البطالة السائدة، التي تعتبر في أغلب النماذج الاقتصادية القياسية كمتغيرات خارجية، ولذلك فإن التحليل النظري لظاهرة البطالة، قد تفقد أهميتها إذا لم تأخذ في الاعتبار العلاقات السببية المثبتة في الواقع. وذلك بالنسبة للسياسات الاقتصادية التي لا تهدف في الغالب إلى تخفيض معدلات البطالة وإنما لزيادة معدلات النمو الاقتصادي.

ويعتبر قانون اوكن القانون الأكثر شهرة في نظرية الاقتصاد الكلي لتفسير العلاقة مابين النمو الاقتصادي والبطالة، حيث استعمل لتقدير العلاقة مابين النمو والبطالة في العديد من الدول والمناطق وخاصة الدول المتقدمة، إلا أن استخدامه في الدراسات التي تخص

الدول النامية وخاصة العربية منها بقي محدود، ولذلك فان هذه الدراسة تأتي لدعم هذه الدراسات واختبار صلاحية قانون اوكن في بعض من دول المغرب العربي (الجزائر، المغرب وتونس) من خلال ما سبق تتبلور إشكالية الدراسة في:

ما مدى صلاحية قانون اوكن في اقتصاديات دول المغرب العربي - الجزائر، المغرب وتونس -؟

ولمعالجة هذه الإشكالية سيتم التطرق إلى النقاط التالية:

I. مفهوم قانون اوكن
II. اختبار استقرارية متغيرات الدراسة
III. اختبار التكامل المشترك مابين البطالة والناتج الحقيقي
IV. اختبار صلاحية قانون اوكن في عينة الدراسة

I. مفهوم قانون اوكن:

في مقاله الذي نشر سنة 1962 في مجلة Proceedings of the Business and Economic Statistics Section، اقترح اوكن علاقتين بسيطتين تربط معدل البطالة بالناتج الحقيقي، وقد تم توسيعهما فيما بعد من طرف بعض الاقتصاديين بإضافة عناصر حذفها اوكن في تحليله . وانطلق تحليل اوكن من أن الزيادة في خلق فرص عمل تحتاج إلى الزيادة في إنتاج السلع والخدمات، كما افترض أن معدل البطالة يمكن أن يكون بمثابة ملخص مفيد لكمية العمل المستخدمة في الاقتصاد. العلاقة 1 أسفلة تسمى بنسخة الفروق لقانون اوكن، وتشرح هذه العلاقة كيفية تغير معدل البطالة من ربع إلى أخر نتيجة للتغير في الناتج الحقيقي[1] :

$$\Delta U_t = U_t - U_{t-1} = a + b(RG_t) \dots \dots \dots (1)$$

حيث يمثل الفرق في الطرف الأيسر من العلاقة التغير في معدل البطالة ويمثل RG معدل نمو الناتج الحقيقي، ويطلق على b اسم "معامل اوكن" والمتوقع أن يكون إشارته سالبة، مما يعني إن النمو السريع للناتج يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة، بينما النمو البطيء أو السلبي يؤدي إلى ارتفاع معدل البطالة، وتمثل النسبة (-a/b) معدل نمو الناتج الذي يحافظ على معدل مستقر للبطالة.

اظافة إلى نسخة الفروق توجد نسخة أخرى أو ما تسمى بنسخة الفجوة والتي تربط معدل البطالة بالفجوة مابين الناتج الكامن GDP_p والناتج الحالي GDP_t، وتكتب على النحو التالي[2]:

$$u_t = c + d(potential\ output - actual\ output) = c + d\ (GDP_p - GDP_t)$$

يمكن تفسير المتغير c على انه معدل البطالة الطبيعي او معدل البطالة عند التشغيل التام. ويكفي فقط اظافة حد عشوائي e_t للطرف الأيمن لكل من المعادلتين السابقتين لتصبحا قابلتين للقياس.

حيث :

$$e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$$

وبالنسبة لتحديد كل من معدلات البطالة الطبيعي والناتج الكامن فقد تم استعمال مرشح HP(Hodrick-Prescott(1980)) والشائع الاستعمال في الدراسات التطبيقية العالمية. ويعمل هذا مرشح على فصل المركبة الدوريةct عن مركبة الاتجاه العام g_t في السلسلة الزمنية الأصلية ولتكن y_t، وذلك بحل مشكلة التدنية للتغيرات في المركبة الدورية تحت قيد خفض التباينات في الفروق الثانية لمركبة الاتجاه العام [3]:

$$y_t = g_t + c_t$$

$$£ = \min\left[\sum_{t=1}^{T}(y_t - g_t)^2 + \lambda\sum_{t=1}^{T}\left((g_{t+1} - g_t) - (g_{t-1} - g_{t-2})\right)^2\right]$$

حيث : λ معامل التنعيم الذي بواسطته يمكن التحكم في تغيرات مركبة الاتجاه العام ، ومن اجل قيم كبيرة لهذا المعامل تقترب من $+\infty$ فان مركبة الاتجاه العام تصبح خطية، وعند قيم صغيرة له تقترب من 0 فان مركبة الاتجاه العام سوف تنطبق على السلسلة الأصلية y_t.

II. اختبار استقرارية السلاسل المقطعية قيد الدراسة:

إن اختبار وجود علاقة المدى الطويل وتفادي الانحدار الزائف في نماذج البانل يستوجب اختبار استقرارية المتغيرات قيد الدراسة[4]، وتشير أدبيات الاقتصاد القياسي أن اختبارات جذر الوحدة في البيانات القطاعية لها فعالية أكثر مما هي عليه في حالة السلاسل الزمنية المنفردة وخاصة عند قصر مدة الدراسة[5].

في بحثنا هذا تم توظيف اختبارات الجيل الأول لاختبار وجود جذر الوحدة في السلاسل المقطعية قيد الدراسة وهي :اختبار Levin, Lin and Chu(2002)، Breitung (2000)، Im, Pesaran and Shin(2003) ، ADF-Fisher ، واختبار PP- Fisher (Maddala and Wu (1999) وChoi (2001)). وتحت الفرضية الصفرية فان كل من اختبارات Levin, Lin and Chu وBreitung ترى بان السلاسل الزمنية المقطعية جميعها تحتوي على جذر وحدة مشترك، أما بقية الاختبارات ترى بوجود جذر وحدة يختلف من فرد إلى فرد في هذه السلاسل[6]. يتضح من خلال نتائج الاختبار الموضحة في الجدول (1) أسفله انه لا يمكن رفض فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة في بيانات السلاسل القطاعية لكل من البطالة UNولوغريتم الناتج الحقيقيLRGDP في حين يتم رفضها في الفروق الأولى لهذه المتغيرات، كما تثبت الاختبارات السابقة أيضا استقرارية متغيرات الفجوة لكل من الناتج RGDPGAP والبطالة UNGAP في المستوى، حيث أخذت الاحتمالية المرفقة لإحصائيات هذه الاختبارات قيم اقل من 0.05.

الجدول رقم (1): اختبارات جذر الوحدة

اختبار جذر الوحدة في المستوى

	المتغيرات							
	LRGDP		UN		RGDPGAP		UNGAP	
H_0: افتراض وجود جذر وحدة مشترك	إحصائية الاختبار والاحتمال المرافق							
اختبار Livin, Iin and Chu	0.25	0.60	0.40	0.65	-6.00	0.00	-2.30	0.01
اختبار Breitung	-0.16	0.44	-0.67	0.25	-1.10	0.13	-2.40	0.01
افتراض وجود جذر وحدة فردي H_0:	إحصائية الاختبار والاحتمال المرافق							
اختبار Im, Pesaran and Shin	3.28	0.99	0.35	0.64	-4.81	0.00	-2.96	0.00
اختبار ADF-Fisher	1.24	0.97	5.90	0.44	48.14	0.00	35.05	0.00
اختبار PP-Fisher	1.25	0.97	5.70	0.46	52.40	0.00	35.05	0.00

اختبار جذر الوحدة في الفروق الأولى

	المتغيرات			
	D(LRGDP)		D(UN)	
H_0: افتراض وجود جذر وحدة مشترك	إحصائية الاختبار والاحتمال المرافق			
اختبار Livin, Iin and Chu	-8.70	0.00	-8.21	0.00
اختبار Breitung	-4.87	0.00	-5.80	0.00
H_0: افتراض وجود جذر وحدة فردي	إحصائية الاختبار والاحتمال المرافق			
اختبار Im, Pesaran and Shin	-8.46	0.00	-6.70	0.00
اختبار ADF-Fisher	60.30	0.00	61.50	0.00
اختبار PP-Fisher	65.80	0.00	63.04	0.00

المصدر: من إعداد الباحثين بناء ا على مخرجات برنامج Eviews9

III. اختبار التكامل المشترك مابين البطالة والناتج الحقيقي:

من خلال نتائج اختبارات الاستقرارية السابقة تبين أن السلاسل الزمنية القطاعية لكل من الناتج الحقيقي والبطالة الفعلية متكاملة من الدرجة الأولى لذلك يتم اختبار تكاملها أي اختبار وجود علاقة تربطهما في المدى الطويل. Pedroni(1999،2004) اقترح عدد من اختبارات التكامل المشترك تسمح باختلاف الثابت ومركبة الاتجاه العام مابين الأفراد. وتعمل طريقة الاختبار بالحصول على بواقي تقدير معادلة انحدار لوغاريتم الناتج الحقيقي على المعدل الفعلي للبطالة(المعادلة(1))، ومن ثم اختبار استقراريتها من خلال إحدى المعادلات المساعدة (2) و(3)[7]:

$$UN_{it} = a + bLRGDP_{it} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + u_{it} \dots\dots\dots (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + \sum_{j=1}^{k} \Psi_{ij} \varepsilon_{it-k} + v_{it} \dots\dots\dots (3)$$

و قد اقترح Pedroni العديد من الطرق لحساب إحصائيات اختبار الفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين السلاسل المقطعية قيد الدراسة ($\rho_i=1$) في مقابل الفرضية البديلة والتي نميز فيها حالتين : حالة التجانس من اجل جميع الأفراد ($\rho_i=\rho<1$)، وحالة عدم التجانس(ρ_i <1) من اجل جميع الافراد. يتضح من خلال نتائج الاختبارات المبينة في الجدول 2 أسفله انه لا يمكن رفض فرض العدم القائل بعدم وجود تكامل مشترك مابين لوغاريتم الناتج الحقيقي LRGDP كمتغير مفسر والبطالة UNكمتغير تابع:

الجدول رقم(2): نتائج اختبارات Pedroni

Pedroni Residual Cointegration Test
Series: UN LRGDP
Date: 08/04/16 Time: 23:23
Sample: 1991 2013
Included observations: 69
Cross-sections included: 3
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	0.350153	0.3631	0.860624	0.1947
Panel rho-Statistic	-0.564690	0.2861	-1.108065	0.1339
Panel PP-Statistic	-1.327660	0.0921	-1.590364	0.0559
Panel ADF-Statistic	-0.505883	0.3065	-0.781587	0.2172

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	-0.541818	0.2940
Group PP-Statistic	-1.541913	0.0615
Group ADF-Statistic	-0.556719	0.2889

المصدر: مخرجات برنامج Eviews9

V. اختبار صلاحية قانون اوكن في عينة الدراسة:

1. تقدير نماذج الدراسة:

بعد أن تم التأكد من عدم تكامل السلاسل الزمنية القطاعية لكل من لوغارتيم الناتج الحقيقي والبطالة يبقى الان تقدير العلاقة بينهما بالاقتصار على السلاسل المستقرة فقط. وتكتب نسخ قانون اوكن القياسية في وجود البيانات القطاعية على النحو التالي:

- نسخة الفروق:

$$\Delta RU_{it} = a_i + b_i(\Delta LRGDP_{it}) + \varepsilon_{it}$$

- نسخة الفجوة :

$$u_{it} - u_N = \acute{a_i} + \acute{b_i}\left(\frac{LRGDP_{it} - LRGDP_{ip}}{LRGDP_{ip}}\right) + \varepsilon_{it}$$

حيث: $i=1,\ldots\ldots,N$ وNتمثل عدد الأفراد(الدول).

$t=1,\ldots\ldots,T$و T يمثل الزمن

ولتقدير نسخ اوكن السابقة، وعلى افتراض أن العلاقة مابين النمو والبطالة هي علاقة خطية فانه لبد من التعرف على نوع نموذج البانل الملائم، ونميز في هذه الحالة نوعين من أنواع نماذج البانل الخطية : نموذج الانحدار المجمع، نماذج الآثار الفردية.

1.1. نموذج الانحدار المجمع:

في هذا النموذج تكون الثوابت في المعادلات السابقة a_i ,المعاملات b_i كلها متماثلة بالنسبة لجميع الأفراد. والنموذج يحتوي على معادلة واحدة تقدر من اجل N*T مشاهدة باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية أو طريقة المربعات الصغرى المعممة وذلك حسب بنية مصفوفة التباين- التباين المشترك لبواقي التقدير[8].

2.1.نموذج الآثار الفردية:

في هذه النماذج تكون الثوابت في المعادلات السابقة a_i مختلفة من فرد إلى فرد، بينما المعاملات b_i متماثلة بالنسبة لجميع الأفراد، ونميز مابين نوعين من هذه النماذج [9]:

أ- **نموذج الآثار الفردية الثابتة:** الذي يفترض وجود آثار ثابتة خلال الزمن على المتغير التابع تختلف من فرد إلى أخر، ويقدر حسب بنية حد البواقي، فان كانت البواقي متجانسة أي ليست مرتبطة في البعد الزمني ولا في البعد الفردي فان طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرات الصورية (LSDV :Least Squares Dummy variable) أو في وجود المتغيرات المركزة Within تكون الأنسب، أما إذا كانت البواقي غير متجانسة و/أو مرتبطة في البعد الزمني ولكن مستقلة في البعد الفردي فيفضل استعمال طريقة المربعات الصغرى المعممة.

ب- **نموذج الآثار الفردية العشوائية** :آو ما يسمى بنموذج مكونات الخطأ، ويفترض أن العلاقة مابين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة عشوائية وليست ثابتة،أي أن الأثر الفردي ليس ثابت بل عشوائي، ويكتب حد البواقي على النحو التالي:

$$\varepsilon_{it} = a_i + \alpha_t + v_{it}$$

حيث تمثل a_i الآثار الفردية العشوائية، α_t تمثل الآثار الزمنية وهي متماثلة لجميع الأفراد، وv_{it} يمثل شعاع حد الخطأ والمفترض انه يعامد شعاع الأثرين الفردية والزمنية. ونظرا للارتباط الذاتي للبواقي نتيجة لاحتوائها على الآثار الفردية العشوائية فانه يتم تقدير هذا النوع من النماذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى المعممة. يوضح الجدول التالي نتائج تقدير النماذج الثلاثة السابقة لنسختي قانون اوكن.

الجدول رقم(3): نتائج تقدير نسختي قانون اوكن

نسخة الفروق (المتغير التابع :D(UN))			
نموذج الآثار العشوائية	نموذج الآثار الثابتة	نموذج الانحدار المجمع	المتغيرات
0.20	0.24(0.74)	0.20 (0.60)	الثابت
-1.12(1.77)	-0.13(-1.92)	-0.12 (-1.87)	D(LRGDP)
0.05	0.07	0.05	R^2
3.18	1.47	3.18	F-Fisher
2.03	2.10	2.03	dw
نسخة الفجوة(المتغير التابع: UNGAP)			
0.002(0.01)	0.002(0.01)	0.002(0.01)	الثابت
-0.25(-3.32)	-0.25(-3.32)	-0.25(-3.40)	RGDPGAP
0.14	0.14	0.14	R^2
11.34	3.66	11.34	F-Fisher
1.25	1.25	1.25	dw

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات Eviews9 (.) t-student

2.المفاضلة بين النماذج الثلاث السابقة:

بعد أن تم تقدير النماذج الثلاثة السابقة نأتي الان إلى المفاضلة بين هذه النماذج لاختيار النموذج الأنسب لبيانات الدراسة وعليه فانه يمكن التمييز مابين اختبارين، الأول للمفاضلة مابين نموذج الآثار العشوائية ونموج الآثار الثابتة ويسمى باختبار Hausman، والاختبار الثاني اختبار Breusch and Pagan للمفاضلة مابين نموذج الآثار العشوائية ونموذج الانحدار المجمع.

1.2.المفاضلة بين نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية

يعتبر اختبار Hausman اختبار عام يمكن تطبيقه على العديد من مسائل التحديد في القياس الاقتصادي وتتمثل أشهر تطبيقاته في اختبار تحديد نوعية الآثار: عشوائية أم ثابتة في نماذج البانل. ويمكن كتابة صيغة فرضيات الاختبار على النحو التالي:

$$\begin{cases} H_0 : E(a_i/x_i) = 0 \\ H_1 : E(a_i/x_i) \neq 0 \end{cases}$$

وتحت فرض العدم فانه يتم تفضيل نموذج الآثار العشوائية المقدر باستعمال طريقة المربعات الصغرى المعممة، أما تحت الفرض البديل يتم تفضيل نموذج الآثار الثابتة المقدرة باستعمال طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرات المركزة. ولاختبار الفرضيات السابقة اقترح Hausman الإحصائية التالية[10]:

$$H = (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})'[Var(\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})]^{-1}(\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV}) \sim \chi^2_{\alpha}(k)$$

حيث k يمثل عدد المتغيرات المفسرة، وما داخل الأقواس يمثل الفرق مابين مقدرات طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرات الصورية LSDVومقدرات طريقة المربعات الصغرى المعممة MCG .ويتم رفض فرض العدم عندما تتجاوز الإحصائية H القيمة المجدولة ل كاي دو بدرجة حرية k وعند مستوى دلالة α.

2.2.المفاضلة بين نموذج الانحدار المجمع ونموذج الآثار العشوائية

اقترح Breusch and Pagan (1980) اختبار يعتمد على مضاعف لاغرنج LM (Lagrange Multiplier) لاختبار الفرضية الصفرية لنموذج الانحدار المجمع في مقابل الفرضية البديلة لنموذج الآثار العشوائية ، وتعطى صيغة هذه الإحصائية على النحو التالي[11]:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{n}(T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}e_{it}^2} - 1\right]^2 \sim \chi^2(1)$$

ويتم رفض الفرضية الصفرية في حالة ما إذا تبين أن القيمة المحسوبة لمضاعف لاغرنج LM اكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية 0.05 ودرجة حرية 1.

وبناءا على نتائج اختبارات المفاضلة المبينة في الجداول أسفله فانه يتم قبول الفرضية الصفرية لاختبار Hausman كمرحلة أولى مما يعني أن النموذج الملائم لبيانات الدراسة هو نموذج الآثار العشوائية، إلا أن المفاضلة مابين هذا الأخير ونموذج الانحدار المجمع باستعمال اختبار LM كمرحلة ثانية أدت إلى رفضه في كلا الحالتين لنسختي اوكن، وكخلاصة فان النموذج المفضل لبيانات الدراسة هو نموذج الانحدار المجمع.

الجدول رقم(4): نتائج اختبارات المفاضلة بين النماذج المقدرة

الاختبارات	نسخة الفروق	نسخة الفجوة
Hausman-H	1.20(0.30)	0.0004(0.98)
Breusch and Pagan-LM	1.34(0.51)	0.0004(0.99)

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات Eviews 9 (.): الاحتمالية المرفقة.

يوضح الجدول أسفله نتائج تقدير نموذج الانحدار المجمع وذلك بعد تصحيح الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى لبواقي التقدير في نسخة الفجوة، ويظهر من خلال هذه النتائج أن إشارة معامل اوكن جاءت سالبة حسب ما كان متوقع طبقا لقانون اوكن، إلا أن اختبار t-Student اثبت عدم معنويته، حيث لم تتجاوز القيمة المحسوبة القيمة المجدولة عند مستوى دلالة 0.05.

الجدول رقم(5): نتائج تقدير نموذج الانحدار المجمع

المتغيرات	نسخة الفروق(المتغير التابع :(D(UN))	نسخة الفجوة(المتغير التابع: UNGAP)
الثابت	0.20 (0.60)	0.022(0.14)
D(LRGDP)	-0.12 (-1.87)	-
RGDPGAP	-	-0.14(-1.96)
R^2	0.05	0.05
F-Fisher	3.18	3.86
dw	2.03	1.88

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات Eviews9

خاتمة:

تم في هذه الورقة البحثية استعمال تقنيات نماذج البانل لتقدير معامل اوكن في بعض دول المغرب العربي (الجزائر، المغرب وتونس). أثبتت نتائج الاختبارات عدم معنوية هذا المعامل وبالتالي عدم صلاحية قانون اوكن في هذه الدول، على عكس النتائج المتحصل عليها في اقتصاديات الدول المتقدمة مثل أمريكا واليابان، وقد يفسر ذلك بما يلي:

- أن البطالة في الدول المدروسة هي بطالة هيكلية و/أو احتكاكية. البطالة الهيكلية التي تحدث نتيجة للتغيرات في هيكل اقتصاديات هذه الدول، والتي تؤدي بدورها إلى حالة من عدم التوافق بين فرص العمل المتوفرة ومؤهلات وخبرات البطالين الراغبين في العمل والباحثين عنه. البطالة الاحتكاكية والتي تحدث نتيجة لتنقلات البطالين بين المناطق في هذه الدول بحثا عن وظائف تناسب مستوياتهم ومهاراتهم. وفي كلا الحالتين فان هذه الأنواع من البطالة لا تستجيب للتغيرات في الناتج.
- غياب التنوع في اقتصاديات هذه الدول نتيجة لهيمنة بعض القطاعات غير كثيفة العمل عليها مثل قطاع المحروقات في الجزائر، وفي هذه الحالة فان نمو الناتج في هذه القطاعات سوف لن يؤدي إلى خفض معدلات البطالة.
- جمود أسواق العمل في هذه الدول نتيجة لهيمنة القطاع العام عليها كمصدر رئيسي للطلب على العمل ومحدودية حجم القطاع الخاص.

الهوامش:

[1] Edward, S. K., How Useful is Okun's Law? Economic Review. fourth quarter.2007, p75

[2] Ibid p.76

[3] Dadashova, B., Detrending the Business Cycles: Hodrick-Prescott and Baxter-King Filtres, Universidad Carlos III de Madrid, p.5

[4] تم الحصول على بيانات الناتج الكلي المحلي ومعدلات البطالة من موقع البنك العالمي: http://data.albankaldawli.org/country

[5] Christophe Hurlin, Valérie Mignon, Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel, Séminaire Méthodologique, France,2005,p.2

[6] Revoredo-Giha, C., Leat, Philips M.K., Renwick, Alan W., The relationship between output and unemployment in Scotland: A regional analysis, LAND ECONOMY WORKING PAPER SERIES, Edinburgh,2012,pp.5

[7]. Ibid p.5

[8] RÉGIS BOURBONNAIS, Econométrie-Cours et exercices corriges,9e édition, Dunod, Paris, 2015 ,p.348

[9] Ibid pp.356-357.

[10] Christophe Hurlin," L'économétrie des données de panel, Modèles linéaires simples ", Université d'Orléans, p.50

[11] Greene, W., Econometric Analysis, Seventh Edition, Macmillan Publishing Company, New York,2012, pp.416-417.