

قياس أثر الإنفاق العمومي على البطالة في الجزائر للفترة (1990-2013)

أ.لموتي محمد

جامعة البليدة 2

ملخص:

إن معظم دول العالم تعاني من ظاهرة البطالة التي أصبحت تهدد الكيان الاقتصادي والاجتماعي وحتى السياسي لهذه الدول. لذلك يجب على الحكومات إعداد مجموعة من القرارات التي تمكن من مجابهة هذه الظاهرة الاقتصادية. هذا المقال يركز على توضيح مدى فعالية الجهود المبذولة من طرف الدولة الجزائرية (المتتمثلة في سياسة الإنفاق العمومي) في محاربة البطالة خلال الفترة 1990-2013. فبعد انفجار أزمة الديون سنة 1982 وتلتها أزمة انخفاض أسعار البترول سنة 1986، هذا الواقع كان له انعكاسات سلبية في بداية التسعينات على المستوى الاجتماعي وقطاع الشغل خاصة. ومع مطلع الألفية الثالثة شهدت الجزائر سياسة تنموية مغايرة من خلال برنامجي الإنعاش الاقتصادي ودعم النمو. ساعدها في ذلك ارتفاع أسعار البترول وأثر ذلك على واقع الشغل. بحيث انخفضت معدلات البطالة نسبيا في هذه الفترة بالمقارنة مع الفترة السابقة. وهذا ما سنحاول تحليله بإجراء دراسة قياسية لأثر الإنفاق العمومي على معدلات البطالة في الجزائر خلال فترة الدراسة.

الكلمات المفتاحية: البطالة، الإنفاق العمومي، الإصلاحات الاقتصادية، نموذج أشعة الانحدار الذاتي.

Résumé:

La plupart des pays dans le monde souffrent du chômage, qui est devenu un phénomène menace l'entité économique et social et même politique à ces pays, afin que les gouvernements doivent préparer un ensemble de décisions qui lui permettra de faire face à ce phénomène économique, Cet article se concentre sur la clarification de l'efficacité des efforts déployés par l'Etat Algérien (une politique de dépense publique) dans la lutte contre le chômage, l'Etat algérien pendant la période 1990-2013, après l'explosion de la crise de la dette en 1982, suivie par chute des prix du pétrole à partir de 1986, ce fait a eu un impact négatif dans le début des années nonante sur le niveau social et de l'emploi en particulier, Au début du troisième millénaire Algérie a connu une politique de développement différente grâce à un programme de redressement économique et une soutenance de la croissance, aidé par les prix élevés du pétrole et leur impact sur la réalité du travail, donc relativement le taux de chômage dans cette période a diminué en comparaison avec la période précédente, et Ça que nous essayons d'analyser par une étude économétrique pour mesurer l'impact de dépenses publiques sur le taux de chômage en Algérie durant la période d'étude.

mots clés: Chômage, Dépenses Publiques, Les Réformes Economiques, Modèle Vecteur Autoregressive.

المقدمة:

يعتبر الإنفاق العمومي من السياسة المالية التي تنتهجها الدول لتحقيق العديد من الأهداف المرجوة والتي من أهمها القضاء على البطالة وتحقيق النمو الاقتصادي. استقرار الأسعار والتوازن الخارجي. ولما كانت البطالة من أهم وأخطر المشاكل التي تعاني منها معظم الأنظمة الاقتصادية في العالم خاصة النامية منها. والتي تؤدي إلى نتائج سلبية ليس على المجال الاقتصادي فحسب وإنما تتعداه إلى مجالات أخرى كالمجال الاجتماعي باعتبار البطالة هي المحرك الرئيسي للاضطرابات الاجتماعية. فإنه من بين أهداف السياسة الاقتصادية بصفة عامة جعل البطالة في أدنى مستوياتها على أقل تقدير.

قامت الجزائر كغيرها من الدول بوضع خطط وبرامج استثمارية خاصة مع نهاية التسعينيات من القرن الماضي نتيجة للإيرادات المحققة من قطاع الحروقات باعتبار أن أسعار هذه الأخيرة ارتفعت بصفة لم يشهد لها مثيل.

مما سبق تتضح إشكالية بحثنا والمتمثلة فيما يلي: كيف تستطيع متغيرة الإنفاق العمومي التأثير على البطالة في الجزائر خلال

الفترة 1990-2013؟

سنحاول من خلال هذه المقال الإجابة على هذه الإشكالية وذلك بالتطرق إلى العناصر الآتية:

- العلاقة الاقتصادية بين الإنفاق العمومي والبطالة.
- تحليل أثر الإنفاق العمومي على البطالة في الجزائر للفترة 1990-2013.
- الدراسة القياسية لأثر الإنفاق العمومي على البطالة في الجزائر في نفس الفترة.

I. العلاقة الاقتصادية بين الإنفاق العمومي والبطالة:

تعرف السياسة المالية بأنها مجموعة السياسات الخاصة بالإيرادات العامة والنفقات العامة لتحقيق أهداف معينة. كما تعرف على أنها استخدام برامج الإنفاق الحكومي والإيرادات العامة للتأثير على متغيرات الاقتصاد الكلي. فالسياسة المالية برنامج تخطيطه وتنفذه الدولة عن عمد مستخدمة فيه مصادرها الإيرادية وبرامجها الانفاقية لإحداث آثار مرغوبة وتجنب آثار غير مرغوبة على كافة متغيرات الاقتصاد الكلي والاجتماعي والسياسي تحقيقاً لأهداف المجتمع.¹

من جهة أخرى تعرف البطالة بأنها التوقف الحبري لجزء من القوة العاملة في مجتمع ما برغم القدرة والرغبة في العمل والإنتاج.² كما يعرفونها أيضا بأنها الحالة التي يكون فيها أولئك الأفراد المنتمون لقوة العمل والراغبون فيه والقادرون عليه والحريصون عليه ويبحثون عنه لكنهم لا يجدونه.³

بالرغم من عدم وجود تعريف رسمي للبطالة متفق عليه إلا أنه يمكن القول بصفة عامة أن البطالة تتمثل في وجود أشخاص في مجتمع معين قادرين على العمل ومؤهلين له بالنوع والمستوى المطلوبين. وراغبين فيه وباحثين عنه وموافقين على الولوج فيه في ظل الأجور السائدة ولا يجدونه خلال فترة زمنية معينة. ويقتضي ليعد الفرد عاطلا عن العمل توفر المعايير الثلاثة الآتية:⁴

- أن يكون الفرد يدون عمل.
- أن يكون الفرد متاحا ومستعدا للعمل في ظل الأجر السائد.
- أن يكون الفرد باحثا عن العمل.

ويعتبر الديوان الوطني للإحصائيات بالجزائر الشخص بطلا أن يكون سنه ما بين 16 و 60 سنة إضافة إلى الثلاث معايير السابقة.

يقاس معدل البطالة بصفة رسمية⁵ وحسب الديوان الوطني للإحصائيات بإجراء النسبة بين عدد العاطلين عن العمل (عدد البطالين) وعدد السكان النشيطين خلال فترة زمنية معينة أي أن:

$$\text{معدل البطالة} = \text{عدد البطالين} * 100 / \text{المجتمع النشط}$$

حيث أن المجتمع النشط أو قوة العمل هي مجموع عدد البطالين وعدد المشتغلين.

وعليه يعتبر تحقيق حد أدنى من معدل البطالة أحد أهم أهداف السياسة المالية بصفة عامة وسياسة الإنفاق العمومي بصفة خاصة. حيث يساهم الإنفاق العمومي بصنفيه الجاري والاستثماري بزيادة الطلب الكلي وزيادة الاستهلاك من خلال زيادة الاستثمار. وتغيير سياسة الإنفاق إلى انكماشية في فترات الرخاء بتقليص حجم الإنفاق أو توسعية في فترات الكساد بزيادة الإنفاق. إن وجود بطالة متزايدة يعني انخفاض الطلب الكلي. وهنا يمكن استعمال سياسة الإنفاق العمومي بطريقة توسعية تعمل على إنعاش الطلب الكلي وبالتالي يمكن أن يؤدي هذا إلى التخفيض من معدلات البطالة.

يرى كثير أن البطالة لا تتناقص مع التوازن. فقد يتحقق توازن اقتصاد ما على المستوى الكلي وبصاحب هذا التوازن وجود بطالة في عنصر العمل. وقد تكون هذه البطالة مرتفعة. حيث يمكن للدولة أن تتدخل من خلال سياساتها الهيكلية المتمثلة أساسا في السياسة المالية التوسعية (زيادة الإنفاق العمومي) لاحتواء هذا الارتفاع في معدلات البطالة. وذلك من خلال الدور الفعال لمضاعفات السياسة المالية (كمضاعف الإنفاق) على المخرجات من زيادة في الإنتاج وخلق لفرص الشغل. ومنه العلاقة عكسية بين الإنفاق العمومي والبطالة. فكلما زادت الحكومة من نفقاتها كلما أدى ذلك إلى خلق فرص عمل إضافية وبالتالي يقل عدد البطالين وينخفض معدل البطالة.

II. تحليل اثر الإنفاق العمومي على البطالة في الجزائر للفترة 1990-2013:

يمكن تقسيم هذه الفترة إلى مرحلتين مهمتين:

1. المرحلة الأولى (1990-2000):

نظرا للوضع المتدهور للاقتصاد الجزائري في بداية التسعينيات شرعت السلطات في اتخاذ تدابير حازمة وواقعية. وذلك بتصميم برنامجين اقتصاديين ووضعهما حيز التنفيذ. وكلا البرنامجين يندرج في إطار الإصلاح الاقتصادي الأول برنامج الاستقرار الاقتصادي المتفق عليه مع صندوق النقد الدولي وهو برنامج قصير المدى (01 افريل 1994-31 مارس 1995) والثاني برنامج التصحيح الهيكلي (افريل 1995-مارس 1998).⁶

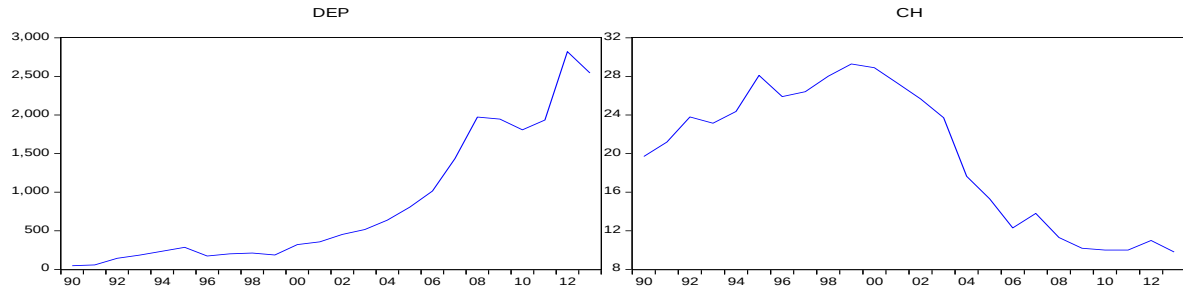
دخلت الجزائر مرحلة جديدة من الإصلاحات مست كل الميادين المتعلقة بإنعاش الاقتصاد الوطني. وذلك استعدادا للانتقال إلى اقتصاد السوق وبعث النمو الاقتصادي الذي ساد الركود. لذلك فإن عملية الاستقرار الاقتصادي قد استلزمت رسم أهداف معينة أهمها القضاء على عجز الميزانية العمومية أو على الأقل تخفيضه إن تقليص عجز الميزانية العمومية يستلزم تقليص النفقات العمومية. وهذا ما عمدت إليه السلطات.

هذه الظروف إضافة إلى انخفاض الجباية البترولية من 15.9% عام 1985 إلى 7% عام 1986⁷ ومنه انخفاض الاستثمار العمومي. وازداد هذا الانخفاض إلى غاية مرحلة التسعينيات أثرت سلبا على سوق الشغل نتيجة غياب الاستثمارات الجديدة من قبل المؤسسات العمومية. فتطورت معدلات البطالة من 19.7% عام 1990 إلى 23.8% عام 1992 ثم 28.1% عام 1995 ثم 28.02% عام 1998 لتبلغ ذروتها عام 1999 ب 29.29%. هذا الارتفاع المتواصل في معدلات البطالة قابله انخفاض المعدل السنوي لخلق مناصب الشغل حيث أن من بين 5624359 فرد نشيط عام 1990 اشتغل 4516360 فرد أي نسبة تشغيل 80.3% لتتخفص عام 1992 إلى 76.2% أي 4577520 فرد مشغل من بين 6914683 فرد

نشيط ثم واصلت نسبة التشغيل في الانخفاض عام 1995 حيث قدرت 71.9% أي 5389 ألف فرد مشغل من بين 7494 ألف فرد نشيط ثم في 1997 بلغت نسبة التشغيل 73.59% أي 5708 ألف فرد مشغل من بين 7756489 فرد نشيط لتبلغ نسبة التشغيل عام 2000 71.11% أي 6179992 فرد مشغل من بين 8690855 فرد نشيط وهو ما يعني وجود حوالي 2.5 مليون بطال قرابة 90% منهم رجال أي 2225145 رجل بطال من بين 7608054 رجل نشيط و 285718 امرأة بطالة من بين 1082801 امرأة نشطة.

كل هذا يعود إلى سياسة الإنفاق التقشفية التي كانت تنتهجها الجزائر. وهذا التوجه في تقليص النفقات العامة يدخل ضمن برامج الإصلاح الاقتصادي بالتعاون مع المؤسسات المالية الدولية. إضافة إلى تدهور أسعار البترول في هذه المرحلة الذي أدى إلى تواجد عجز في الميزانية الأمر الذي أدى إلى تزايد نفقات الدولة بصورة بطيئة في البداية ثم تناقصها بعد تطبيق الإصلاحات. حيث أنفقت الجزائر 47.7 مليار دينار عام 1990 ثم 144 مليار دينار عام 1992 و 285923 مليون دينار عام 1995 لتتخفف النفقات إلى 174013 مليون دينار عام 1996 و 187 مليار دينار عام 1999. والجدول رقم (1) من الملاحق يبين تطور معدلات البطالة والإنفاق العمومي خلال هذه المرحلة والشكل رقم (1) يبين أيضا ذلك.

الشكل رقم (1): تطور معدلات البطالة (CH) والإنفاق العمومي (DEP) في الجزائر (1990-2013)



المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج القياسي Eviews 8.

2. المرحلة الثانية (2001-2013):

لقد تميزت هذه المرحلة بارتفاع الجباية البترولية نتيجة الارتفاع الذي لم يشهد له مثيل في أسعار النفط وانخفاض نسبة المديونية والنمو الإيجابي لميزان المدفوعات. الأمر الذي جعل الدولة تسلك سياسة توسعية في الاستثمارات العمومية من خلال الإنفاقات الحكومية المتزايدة في الفترة (2001-2004) في إطار برنامج الإنعاش الاقتصادي الذي خصص له مبلغ 525 مليار دينار جزائري وبعد تعديلات في الاعتمادات المالية المخصصة لهذا البرنامج ارتفعت قيمته لتصل سقف 1216 مليار دج⁸ حيث قامت الدولة بتخصيص اعتمادات مالية خلال هذه الفترة بالموازاة مع حجم العمالة المشغلة ومعدلات البطالة. والجدول رقم (2) من الملاحق يوضح ذلك. حيث نلاحظ أن نسبة البطالة في تناقص مستمر بالموازاة مع الارتفاع المستمر لقيمة الإنفاق العمومي في هذه المرحلة أين انخفضت نسبتها من 27.3% عام 2001 إلى 17.65% عام 2004 في ظل ارتفاع الإنفاق العمومي من 357.395 مليار دج عام 2001 إلى 638.036 مليار دج عام 2004.

تتمه لأهداف برنامج الإنعاش الاقتصادي وضعت الجزائر برنامجا تكميليا لدعم النمو الاقتصادي (2005-2009). بمبلغ قدر 8464 مليار دج. وهذا لدعم النمو في مجالات التنمية المحلية والتشغيل لا سيما في قطاع الأشغال العمومية لانبجاز الطريق

السيار شرق-غرب وإتمام برنامج المليون سكن. وبالتالي هذه المشاريع الضخمة أدت لخلق مناصب شغل وامتصاص البطالة التي انخفضت بصورة كبيرة إلى أن وصلت 10% عامي 2010 و 2011 بعدما كانت 17.65% عام 2004. والجدول رقم (3) من الملاحق يبين الإنفاق العمومي ومعدلات البطالة وحجم التشغيل في هذه الفترة. حيث نلاحظ أن نسبة البطالة في انخفاض مستمر وذلك مع الارتفاع المستمر لقيمة الإنفاق العمومي في هذه المرحلة. أين انخفضت نسبتها من 15.3% عام 2005 إلى 12.3% عام 2006 ثم إلى 10.2% عام 2009 في ظل ارتفاع الإنفاق العمومي من 806.905 مليار دج عام 2005 إلى 1015.144 مليار دج عام 2006 ثم إلى 1946.311 مليار دج عام 2009.

ولإكمال مساعي برامج الفترتين السابقتين خصصت الجزائر مبلغ 11534 مليار دج لبرنامج توطيد النمو الاقتصادي 2010-2014 الذي عرف ببرنامج الخماسي الثاني. وبالتالي أصبح الغلاف الإجمالي لبرامج الفترة 2001-2014 يقدر ب 21214 مليار دج الأمر الذي سيؤدي إلى خلق مناصب إضافية للشغل أو على الأقل المحافظة على المعدلات المتواجدة للبطالة وهو ما حصل فعلا في هذه الفترة 2010-2014 والجدول رقم (4) من الملاحق يبين حجم الإنفاق العمومي ومعدل البطالة في الجزائر للفترة 2010-2013. حيث نلاحظ أن نسبة البطالة بقيت ثابتة نوعا ما خلال الثلاث أعوام المذكورة 10% عامي 2010 و 2011 و 11% عام 2012 و انخفاض في عام 2013 إلى 9.8% وهذا لثبات أو لانخفاض نوعي للإنفاق العمومي من 1946.311 مليار دج عام 2009 إلى 1807.862 مليار دج عام 2010 و 1934.5 مليار دج عام 2011 ثم ارتفاعه 2597.212 مليار دج عام 2013 والشكل رقم (1) السابق يبين تطور الإنفاق العمومي ومعدل البطالة في مرحلة البرامج الاستثمارية والذي يثبت العلاقة العكسية بين المتغيرين. حيث كلما ازداد الإنفاق العمومي نقص معدل البطالة.

III. الدراسة القياسية لأثر الإنفاق العمومي على البطالة في الجزائر للفترة (1990-2013):

سنستخدم في هذه الدراسة بيانات سنوية خاصة بمعدلات البطالة (CH) وحدتها النسبة المئوية والإنفاق العمومي (DEP) وحدته مليار دج تحصلنا عليها من الديوان الوطني للإحصائيات. كلا السلسلتين تحتويان على 24 ملاحظة سنوية (1990-2013).

نظرا لإمكانية عدم خطية العلاقة بين معدلات البطالة والإنفاق العمومي ولعدم تجانس بيانات السلسلتين الزمنية. معدل البطالة بالنسبة المئوية والإنفاق العمومي بالمليار دج فسندخل اللوغاريتم لهاتين السلسلتين. فيصبح التعامل مع المتغيرتين (LCH) و (LDEP) اللتين تمثلان معدل البطالة ولوغاريتم الإنفاق العمومي على التوالي.

1) تقدير النموذج الخطي البسيط لمعدل البطالة بدلالة الإنفاق العمومي بطريقة المربعات الصغرى:

سنحاول تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط للوغاريتم معدل البطالة (LCH_t) وهو المتغير التابع بدلالة لوغاريتم الإنفاق العمومي (LDEP_t) وهو المتغير المستقل. وتكون معادلة خط الانحدار كمايلي:

$$LCH_t = a + bLDEP_t + U_t$$

حيث a و b معلمتا النموذج اللتان سنقدرهما بطريقة المربعات الصغرى. U_t الخطأ العشوائي أو سلسلة البواقي وهو يمثل بقية المتغيرات المستقلة الأخرى التي تؤثر في معدل البطالة. وبلاستعانة ببرنامج Eviews8 تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول رقم (5) من الملاحق واستخرجنا المعادلة التالية:

$$\widehat{LCH}_t = 4.636 - 0.28LDEP_t \quad n = 24 \quad RSS = 1.33$$

من خلال هذه النتائج الموضحة في الجدول رقم (5) من الملاحق نلاحظ أن النموذج مقبول إحصائيا من حيث قيمة فيشر (F_{cal}) وهو ذو معلمتين لهما معنوية إحصائية من حيث قيمة (t_{cal}) كما أن قيمة معامل التحديد ($R^2=0.6544$) تدل على أن النموذج حسن الجودة وأن الإنفاق العمومي (LDEP) يفسر معدل البطالة (LCH) بنسبة 65.44% والباقي 34.56% هي نسبة تفسير المتغيرات المستقلة الأخرى التي لم تدرج في النموذج.

حسب هذا النموذج المقدّر المعلمة المقدرة $\hat{b} = -0.28$ التي تمثل ميل معادلة الانحدار تعني أن زيادة الإنفاق العمومي (LDEP) بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة (LCH) ب 0.28 وحدة وهذا ما يوافق النظرية الاقتصادية أي أن هناك علاقة عكسية ما بين معدل البطالة والإنفاق العمومي بالنظر إلى ما سبق ذكره نستنتج أن النموذج المقبول إحصائيا واقتصاديا.

سنقوم الآن بدراسة استقرارية النموذج المقدّر باستخدام اختبار Chow وذلك بإتباع الخطوات التالية⁹:

- تقدير انحدار معدل البطالة (LCH) على الإنفاق العمومي (LDEP) باستعمال كل العينة أي $n=24$ مع الاحتفاظ بمجموع مربع البواقي الذي وجدناه $RSS = 1.33$ كما هو مبين في الجدول رقم (5) من الملاحق.
- تقدير نفس النموذج على عيّنتين جزئيتين والاحتفاظ بمجموع مربع البواقي لكل فترة سنقسم فترة الدراسة (1990-2013) إلى الفترة الأولى (1990-2001) والفترة الثانية (2002-2013) وهذا التقسيم يرجع إلى كون البطالة خلال الفترة الأولى اتسمت بارتفاع معدلها بصفة خفيفة نتيجة إعادة هيكلة المؤسسات الجزائرية الذي أدى إلى تسريح العديد من العمال وأيضا تركيز الجزائر على إعادة التوازنات الاقتصادية مهمة بذلك الجانب الاجتماعي أما الفترة الثانية فامتازت بانخفاض معدلات البطالة نتيجة التوسع في سياسة الإنفاق العمومي بسبب البحوث المالية التي ميزت الجزائر طيلة هذه الفترة الراجعة أساسا إلى الارتفاعات الخيالية في أسعار الذهب الأسود ومن الناحية القياسية اختبار التعديل الهيكلي الذي سنقوم به يتطلب تساوي عيّنتي الفترتين.

- بعد تقدير نموذج الفترة الأولى (1990-2001) تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم (6) من الملاحق ومعادلة التقدير هي:

$$\widehat{LCHt} = 2.329 + 0.175LDEPt \quad n1 = 12 \quad RSS1 = 0.047$$

بالنظر لنتائج هذا النموذج يتبين أنه مقبول إحصائيا من خلال قيم فيشر وستيودنت ومعامل التحديد لكنه غير مقبول اقتصاديا لأن قيمة الميل $\hat{b}=0.175$ موجبة تدل على طردية العلاقة بين المتغيرين أي كلما ازداد الإنفاق العمومي بوحدة واحدة ارتفع معدل البطالة ب 0.175 وحدة وهذا مناقض للنظرية الاقتصادية التي تقر بعكسية العلاقة.

- وبعد تقدير نموذج الفترة الثانية (2002-2013) تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم (7) من الملاحق والمعادلة التالية تكشف ذلك:

$$\widehat{LCHt} = 6.164 - 0.499LDEPt \quad n2 = 12 \quad RSS2 = 0.162$$

هذا النموذج أحسن من النموذجين السابقين فهو مقبول إحصائيا بالنظر لقيم فيشر وستيودنت ومعامل التحديد $R^2 = 0.8719$ الذي يدل على جودة عالية للنموذج وأن الإنفاق العمومي يفسر معدل البطالة ب 87.19% وهو أيضا مقبول

اقتصاديا لسلبية إشارة الميل $\hat{b} = -0.499$ الدالة على عكسية العلاقة بين الإنفاق ومعدل البطالة حيث كلما ارتفع الإنفاق العمومي بوحدة واحدة انخفض معدل البطالة ب 0.499 وحدة.

- ثم حساب إحصائية فيشر المحسوبة (F_{cal}) وذلك بالعلاقة التالية:

$$F_{cal} = \frac{[RSS - (RSS_1 + RSS_2)] / (K+1)}{(RSS_1 + RSS_2) / (n-2(K+1))} \quad \boxed{F_{cal} = 56.1}$$

حيث: $K=1$ يمثل عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

بما أن $56.1 = F_{cal} > F_{0.05}(2,20) = 3.49$ فإن النموذج غير مستقر أي أن معاملات النموذج ليست مستقرة معنويا على كامل الفترة الزمنية (1990-2013) ومن جهة أخرى النموذج المقدر (1990-2013) يحتوي على قيمة لمؤشر داربين واطسون قريبة من الصفر ($DW=0.379$) مما يدل على وجود ارتباط ذاتي للأخطاء وهذا ما يضعف من مقدرة هذا النموذج على تفسير العلاقة بين الإنفاق العمومي ومعدل البطالة لأن من الفرضيات الأساسية لهذه النماذج أن سلسلة الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي أي أن الارتباط الخطي بين الأخطاء معدوم¹⁰ وهذا ما يتنافى مع نتائج التقدير أي أن النموذج غير مقبول قياسيا وعلى هذا الأساس سنلجأ إلى طريقة أخرى لتقدير العلاقة بين معدل البطالة والإنفاق العمومي وهي الطريقة الأكثر فعالية في التعامل مع مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء ألا وهي طريقة تقدير بأشعة الانحدار الذاتي.

3) تقدير نموذج أشعة الانحدار الذاتي الذي يقيس معدل البطالة (LCH) بدلالة الإنفاق العمومي (LDEP):

تستخدم عدة اختبارات لتوضيح فيما إذا كانت السلسلة ساكنة (مستقرة) أم لا ومن أشهرها اختبار ديكي فولر الموسع ADF عام 1981 لأننا في حالة وجود ارتباط ذاتي للأخطاء¹¹ وبعد إجراء هذا الاختبار على السلسلتين (LCH) و (LDEP) تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم (1) التالي:

الجدول رقم (1): نتائج اختبارات الاستقرار ADF على (LCH) و (LDEP).

نوع السلسلة	نوع النموذج	(LCH)	(LDEP)	القيم الحرجة عند %5
السلسلة الأصلية	النموذج 1	-1.2123	2.6403	-1.9581
	النموذج 2	0.5351	-1.4391	-3.0124
	النموذج 3	-1.8470	-2.3116	-3.6450
سلسلة الفروق الأولى	النموذج 1	-3.1840	-3.0807	-1.9591
	النموذج 2	-3.3817	-4.0194	-3.0207
	النموذج 3	-4.0545	-4.0497	-3.6584

المصدر: إعداد الباحث باستخدام البرنامج Eviews 8.

حيث تظهر هذه النتائج أن كلا السلسلتين الأصليتين (LCH) و (LDEP) غير مستقرتين أي تحتويان على جذور وحدوية لأنه يوجد على الأقل إحصائية واحدة من النماذج الثلاثة للسلسلة الأصلية أقل بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة الموافقة لها عند مستوى معنوية 5% $\square$ وبعد معالجة السلسلتين الأصليتين بطريقة الفروقات من الدرجة الأولى اتضح أن سلسلتي الفروق من الدرجة الأولى (DLCH) و (DLDEP) مستقرتان لتوفر شرط الاستقرار $\square$ وهو أن تكون كل إحصائية من النماذج الثلاثة لسلسلة الفروق الأولى للسلسلة الأصلية أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة الموافقة لها عند مستوى معنوية 5% $\square$ وهذا يعني أن سلسلتي الإنفاق العمومي ومعدل البطالة متكاملتين من الدرجة الأولى (1) $\square$ ¹²

قمنا سابقا بتقدير (LCH) بدلالة (LDEP) $\square$ ومنه احتفظنا بالبواقي (U_t) ودرسنا استقرارها فوجدناها غير مستقرة في شكلها الأصلي كما هو موضح في الشكل رقم (1) من الملاحق $\square$ وهذا باستخدام اختبار ADF كما رأينا سابقا $\square$ وإنما هي مستقرة من الدرجة الأولى بعد إجراء الفروق الأولى عليه $\square$ وبالتالي السلسلتان (LCH) و (LDEP) لا تتمتعان بخاصية التكامل المشترك لعدم توفر الشرط الثاني (وهو استقرار بواقي التقدير في شكلها الأصلي) $\square$ ومنه لا يمكن تقدير (LCH) بدلالة (LDEP) عن طريق نموذج تصحيح الخطأ (ECM) وبدلا منه سنقدر نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) ¹³ لاختبار العلاقة الحركية بين (LCH) و (LDEP).

قبل تقدير معادلة نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) لاختبار العلاقة الحركية بين (LCH) و (LDEP) لابد من تحديد عدد درجات التأخر لهذا النموذج $\square$ ويتم تحديد عدد درجات التأخر بالاعتماد على أقل قيمة لمعيارى Schwarz و Akaike ¹⁴ والنتائج المتحصل عليها موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (2): تحديد عدد درجات التأخر في نموذج (VAR).

المتغيرات	المعيار/درجة التأخر	1	2	3
معدل البطالة (LCH) والإنفاق العمومي (LDEP)	Akaike	-1.53	-1.47	-1.30
	Schwarz	-1.23	-0.97	-0.60

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على الجداول رقم (8) و (10) و (11) من الملاحق المحصل عليها باستخدام البرنامج Eviews 8.

إن أقل قيمة لمعيارى Schwarz و Akaike بالنسبة للمتغيرين تصاحب التأخر رقم (1) أي أن عدد درجات التأخر في نموذج (VAR) هو (1) سواء في (LCH) أو (LDEP).

أعطى تقدير نموذج أشعة الانحدار الذاتي بناء على الجدول رقم (8) أو الجدول رقم (9) من الملاحق المعادلة التالية :

$$LCH = 1.092 + 0.808 (LCH(-1)) - 0.091 (LDEP(-1))$$

من خلال هذا التقدير نستنتج :

- أن النموذج لا يوجد فيه ارتباط للأخطاء من خلال قيمة $DW=1.809$ وهي قيمة تنتمي إلى مجال عدم وجود الارتباط الذاتي للأخطاء $[2.4, 1.8]$ حسب الجدول رقم (10) من الملاحق.
- أن معدل البطالة في هذا النموذج يعرف بدلالة التأخر بفترة واحدة لمعدل البطالة وأيضا التأخر بفترة واحدة للإنفاق العمومي أي أن معدل البطالة في السنة t يتأثر بمعدل البطالة والإنفاق العمومي للسنة السابقة $(t-1)$.
- أن معدل البطالة يرتبط طرديا بمعدل البطالة للسنة الماضية $t-1$ وهذا يعني أنه في حالة ارتفاع معدل البطالة في سنة معينة بمعدل واحد فإن معدلها سيواصل الارتفاع في السنة الموالية بمعدل 0.808 وأن لهذه المعلمة معنوية إحصائية حسب اختبار t ستودنت.
- يتأثر معدل البطالة في السنة t بحجم الإنفاق العمومي خاصة بقيمته في العام الماضي $(t-1)$ وذلك بانخفاض 0.091% لكل ارتفاع بوحدة واحدة للإنفاق العمومي وأن لهذه المعلمة معنوية إحصائية حسب اختبار t ستودنت.
- أي أن الدولة عندما تقرر رفع الإنفاق العمومي في سنة معينة فهذا يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة في السنة المقبلة وهذا ما لاحظناه طيلة الفترة الثانية من فترة الدراسة.

الخلاصة:

في هذه الدراسة اتضح أن الجزائر وفي إطار مبادرات الإصلاح الاقتصادي المنتهجة في بداية التسعينيات كان لها الأثر البالغ على واقع الشغل في البلاد حيث تفاقمت نسب البطالة من 19.7% عام 1990 إلى أن بلغت الذروة عام 1999 ب 29.29% وذلك نظرا لانخفاض مناصب الشغل في هذه الفترة بسبب تدني حجم الإنفاق العمومي الراجع لانخفاض أسعار البترول وزيادة حجم المديونية وللشروط المبرمة مع صندوق النقد الدولي التي تحث على إعادة هيكلة المؤسسات العمومية المساهمة في خلق مناصب شغل ب 65% آنذاك بالرغم من تحقيق عدة نتائج ايجابية من خلال تطبيق تلك الشروط كارتفاع معدل النمو الاقتصادي إلا أنه كان لها نتائج وخيمة من خلال تسريح عدد هائل من العمال وعدم المبالاة بمآلاتهم الاجتماعية ومع عودة ارتفاع أسعار البترول وبلوغها مستويات قياسية في بداية الألفية الثالثة تم انتهاج سياسة تنموية توسعية من خلال برامج الإنعاش الاقتصادي ودعم النمو وتوطيده التي رصد لها مبالغ هامة تدخل في إطار زيادة حجم الإنفاق العمومي الأمر الذي أدى إلى امتصاص معدل البطالة من 28.89% عام 2000 إلى 9.8% عام 2013 وهذا ما أثبتناه في الدراسة القياسية التي حاولنا فيها تطبيق نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) من أجل تقدير ومعرفة طبيعة العلاقة بين معدل البطالة والإنفاق العمومي في الجزائر فخلصنا إلى النتائج التالية:

- عدم فعالية نموذج الانحدار الخطي البسيط في تفسير الظواهر الاقتصادية الكلية مقارنة بنماذج (VAR) أي النماذج الحركية بصفة عامة وهذا راجع إلى أن معظم الظواهر الاقتصادية الكلية غير مستقرة في شكلها الأصلي.

- وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة والإنفاق العمومي حيث أن زيادة الإنفاق بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة تقريبا ب 0.091% بعد فترة واحدة من الزمن هذا يعني أن سياسة الإنفاق العمومي لها قدرة على معالجة ظاهرة البطالة والإشكال يكمن في أنها معالجة ظرفية ومؤقتة بسبب الارتباط الوثيق بأسعار المحروقات ولطبيعة المناصب المستحدثة التي في الغالب تكون غير دائمة.
- عدم توفر البيانات الإحصائية الكافية والدقيقة للمتغيرات قيد الدراسة وهذا ما يصعب من عملية التقويم. وعلى ضوء هذه النتائج يمكن وضع بعض الاقتراحات التي تتركز فيما يلي:
- تفعيل أداء الاقتصاد الوطني من خلال خطة عمل تتركز على ترقية الصادرات خارج قطاع المحروقات والاهتمام بتوجيه فعال للموارد وتأهيل الشباب في هذا المجال خاصة في قطاعي الفلاحة والسياحة وهذا من أجل خلق مناصب شغل مهمة.
- التنسيق بين مخرجات التعليم واحتياجات سوق العمل مع وضع القوانين والبرامج الهادفة إلى تشغيل الشباب أو إعادة صياغتها في حالة وجودها.
- تطوير نظام المعلومات المكلف بقياس المؤشرات الاقتصادية والاعتناء والاهتمام بها.

الملاحق:

الجدول (1): تطور معدلات البطالة (CH) والإنفاق العمومي (DEP) في الجزائر (1990-2000).

السنوات	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
معدل البطالة (CH) (%)	19.7	21.2	23.8	23.15	24.36	28.1	25.9	26.41	28.02	29.29	28.89
الإنفاق العمومي (DEP) بالمليار دج	47.7	58.3	144	185.21	235.926	285.923	174.013	201.641	211.884	186.987	321.929

المصدر: من إعداد الباحث بناء على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

الجدول رقم (2): تطور معدل البطالة وحجم العمالة المشتغلة والإنفاق العمومي في الجزائر (2001-2004).

السنوات	2001	2002	2003	2004
الإنفاق العمومي بالمليار د.ج	357.395	452.93	516.504	638.036
حجم العمالة النشيطة بالآلاف	8568.221	9305.000	8762.326	9469.946
معدل البطالة (%)	27.3	25.66	23.72	17.65

المصدر: من إعداد الباحث بناء على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

الجدول رقم (3): تطور معدل البطالة وحجم العمالة المشتغلة والإنفاق العمومي في الجزائر (2005-2009).

السنوات	2005	2006	2007	2008	2009
الإنفاق العمومي بالمليار د.ج	806.905	1015.144	1434.638	1973.278	1946.311
حجم العمالة النشيطة بالآلاف	10109.645	9305.000	9968.906	10315	10544
معدل البطالة (%)	15.3	12.3	13.8	11.3	10.2

المصدر: من إعداد الباحث بناء على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

الجدول رقم (4): تطور معدل البطالة وحجم العمالة النشيطة والإنفاق العمومي في الجزائر (2010-2013).

السنوات	2010	2011	2012	2013
الإنفاق العمومي بالمليار د.ج	1807.862	1934.5	2597.212	2597.212
حجم العمالة النشيطة بالآلاف	10812	10661	11423	11964
معدل البطالة (%)	10	10	11	9.8

المصدر: من إعداد الباحث بناء على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

الجدول رقم (5): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP للفترة (1990-2013).

Dependent Variable: LCH

Method: Least Squares

Date: 09/29/15 Time: 08:48

Sample: 1990 2013

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.636317	0.271354	17.08587	0.0000
LDEP	-0.279759	0.043342	-6.454742	0.0000
R-squared	0.654434	Mean dependent var		2.915012
Adjusted R-squared	0.638727	S.D. dependent var		0.409028
S.E. of regression	0.245850	Akaike info criterion		0.111467
Sum squared resid	1.329731	Schwarz criterion		0.209638
Log likelihood	0.662398	Hannan-Quinn criter.		0.137512
F-statistic	41.66369	Durbin-Watson stat		0.378822
Prob(F-statistic)	0.000002			

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الجدول رقم (6): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP للفترة (1990-2001).

Dependent Variable: LCH

Method: Least Squares

Date: 09/29/15 Time: 08:51

Sample: 1990 2001

Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.328546	0.172802	13.47521	0.0000
LDEP	0.175004	0.033256	5.262349	0.0004
R-squared	0.734694	Mean dependent var		3.231962
Adjusted R-squared	0.708163	S.D. dependent var		0.126337
S.E. of regression	0.068250	Akaike info criterion		-2.380279
Sum squared resid	0.046580	Schwarz criterion		-2.299461
Log likelihood	16.28167	Hannan-Quinn criter.		-2.410200
F-statistic	27.69232	Durbin-Watson stat		0.963356
Prob(F-statistic)	0.000367			

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الجدول رقم (7): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP للفترة (2002-2013).

Dependent Variable: LCH
 Method: Least Squares
 Date: 09/29/15 Time: 08:52
 Sample: 2002 2013

Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.163635	0.433732	14.21070	0.0000
LDEP	-0.499143	0.060500	-8.250260	0.0000
R-squared	0.871905	Mean dependent var		2.598062
Adjusted R-squared	0.859095	S.D. dependent var		0.338639
S.E. of regression	0.127116	Akaike info criterion		-1.136424
Sum squared resid	0.161584	Schwarz criterion		-1.055607
Log likelihood	8.818547	Hannan-Quinn criter.		-1.166346
F-statistic	68.06679	Durbin-Watson stat		1.588619
Prob(F-statistic)	0.000009			

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الجدول رقم (8): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP باستعمال تقنية VAR للفترة (1990-2013)

Vector Autoregression Estimates
 Date: 09/29/15 Time: 09:00
 Sample (adjusted): 1991 2013
 Included observations: 23 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	LCH	LDEP
LCH(-1)	0.807729 (0.08668) [9.31829]	-0.385766 (0.21482) [-1.79575]
LDEP(-1)	-0.091489 (0.02971) [-3.07937]	0.827008 (0.07363) [11.2319]
C	1.091601 (0.41317) [2.64199]	2.359707 (1.02396) [2.30449]
R-squared	0.949163	0.955077
Adj. R-squared	0.944079	0.950585
Akaike information criterion		-1.525568
Schwarz criterion		-1.229352

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الجدول رقم (9): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP باستعمال تقنية VAR لنفس الفترة.

Dependent Variable: LCH

Method: Least Squares

Date: 09/29/15 Time: 12:16

Sample (adjusted): 1991 2013

Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.091601	0.413174	2.641987	0.0156
LCH(-1)	0.807729	0.086682	9.318295	0.0000
LDEP(-1)	-0.091489	0.029710	-3.079374	0.0059
R-squared	0.949163	Mean dependent var	2.912160	
Adjusted R-squared	0.944079	S.D. dependent var	0.417976	
S.E. of regression	0.098841	Akaike info criterion	1.669493	
Sum squared resid	0.195392	Schwarz criterion	1.521385	
Log likelihood	22.19917	Hannan-Quinn criter.	1.632244	
F-statistic	186.7063	Durbin-Watson stat	1.809300	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الجدول رقم (10): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP باستعمال تقنية VAR لنفس الفترة.

Vector Autoregression Estimates

Date: 09/29/15 Time: 08:56

Sample (adjusted): 1992 2013

Included observations: 22 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LCH	LDEP
LCH(-1)	0.866862 (0.22505) [3.85182]	-1.089126 (0.53355) [-2.04127]
LCH(-2)	-0.132791 (0.20302) [-0.65406]	0.443430 (0.48133) [0.92126]
LDEP(-1)	-0.207625 (0.09194) [-2.25830]	0.732205 (0.21797) [3.35924]
LDEP(-2)	0.088135 (0.08436) [1.04479]	-0.037927 (0.19999) [-0.18964]
C	1.505282 (0.53211) [2.82891]	3.941084 (1.26152) [3.12409]

Akaike information criterion	-1.470629
Schwarz criterion	-0.974700

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الشكل رقم (1): استقرارية البواقي تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP في شكلها الأصلي بطريقة المربعات الصغرى.

Date: 09/29/15 Time: 08:55

Sample: 1990 2013

Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.677	0.677	12.429	0.000
. ***	. * .	2	0.418	-0.073	17.394	0.000
. **	. .	3	0.259	0.009	19.385	0.000
. .	. * .	4	0.071	-0.167	19.540	0.001
. .	. .	5	-0.003	0.053	19.541	0.002
. .	. * .	6	-0.062	-0.071	19.673	0.003
. * .	. * .	7	-0.163	-0.133	20.652	0.004
. ** .	. ** .	8	-0.294	-0.219	24.023	0.002
*** .	. * .	9	-0.399	-0.149	30.631	0.000
**** .	. * .	10	-0.483	-0.189	41.024	0.000
*** .	. .	11	-0.473	-0.059	51.747	0.000
*** .	. .	12	-0.372	-0.009	58.937	0.000

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الجدول رقم (11): تقدير معادلة الانحدار LCH بدلالة LDEP باستعمال تقنية VAR لنفس الفترة.

Vector Autoregression Estimates

Date: 09/29/15 Time: 09:01

Sample (adjusted): 1993 2013

Included observations: 21 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LCH	LDEP
LCH(-1)	0.693088 (0.24253) [2.85774]	-0.804507 (0.59589) [-1.35009]
LCH(-2)	0.138138 (0.32588) [0.42389]	0.096868 (0.80069) [0.12098]
LCH(-3)	-0.240516 (0.22230) [-1.08194]	0.378452 (0.54619) [0.69289]
LDEP(-1)	-0.251459 (0.10234) [-2.45705]	0.849194 (0.25145) [3.37715]
LDEP(-2)	0.000890 (0.12512) [0.00711]	-0.033881 (0.30741) [-0.11021]

LDEP(-3)	0.077007 (0.08615) [0.89392]	0.002876 (0.21166) [0.01359]
C	2.288203 (0.78647) [2.90946]	2.212662 (1.93234) [1.14507]
Akaike information criterion	-1.300751	
Schwarz criterion	-0.604403	

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على البرنامج القياسي Eviews8.

الإحالات المراجع:

- (1) حامد عبد المجيد دراج السياسات المالية مركز الإسكندرية للكتاب مصر 2003 ص 16.
- (2) محمد نداء الصوص الاقتصاد الكلي دار اجنادين للنشر والتوزيع الرياض 2007 ص 67.
- (3) سيف الإسلام حسين الباري البطالة الأسباب والمخاطر المترتبة عليها وكيف عالجها الإسلام دار الفكر الجامعي الإسكندرية الطبعة الأولى 2012 ص 15.
- (4) علي عبد الوهاب نجح مشكلة البطالة واثار الإصلاح الاقتصادي عليها كلية التجارة جامعة الإسكندرية مصر 2005 ص 5.
- (5) خالد الزواوي البطالة في الوطن العربي المشكلة والحل مجموعة النيل العربية القاهرة الطبعة الأولى 2004 ص 21.
- (6) بحوث الندوة الفكرية الإصلاحات الاقتصادية وسياسة الخصوصية في البلدان العربية مركز دراسات الوحدة العربية بيروت 2005 ص 361 364.
- (7) مدني بن شهرة الإصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل التجربة الجزائرية دار حامد للنشر والتوزيع عمان الطبعة الأولى 2009 ص 180.
- (8) محمد مسعي سياسة الإنعاش الاقتصادي في الجزائر وأثرها على النمو مقال منشور بمجلة الباحث العدد 10 الجزائر

2012 نقلا عن:

Marché du travail et emploi en Algérie, élément pour une politique national de l'emploi profit de pays, Alger, 2003 , p 25

(9) شيخي محمد طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات دار حامد للنشر والتوزيع عمان الطبعة الأولى 2012 ص 78.

(10) حسين علي بنحيت الاقتصاد القياسي دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع عمان 2007 ص 73.

(11) ندوى رشاد استخدام اختبار جرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة المجلة العراقية للعلوم الإحصائية العدد 19 2011 ص 276.

(12) شفيق عريش اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية المجلد 33 العدد 5 سوريا 2011 ص 82.

(13) خالد محمد السواعي أساسيات القياس الاقتصادي دار المتنبي للنشر والتوزيع اربد الأردن 2012 ص 218.

(14) Régis Bourbonnais, Econométrie, Dunod, 6^{ème} édition, Paris, 2005, p 259.