Available online at https://www.asjp.cerist.dz/en/PresentationRevue/85

مجلة الباحث الاقتصادي

Economic Researcher Review

المجلد10 ، العدد01 (2022)، ص ص 272- 285 ISSN: 2335-1748 EISSN: 2588-235X

دراسة قياسية لمرونة الطلب الكلي للعمل في الجزائر

علي بن يحي عبد القادر[1]، قديد عبد القادر[2]،

[1] جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير (الجزائر)، a.alibenyahia@univ-chlef.dz

[2]جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير (الجزائر)، a.kadid@univ-chlef.dz

Econometric study of the elasticity of labor demand in Algeria

abdelkader ALI BENYAHIA [1], abdelkader KADID [2]

university of hassiba ben bouali.chlef.Faculty of Economics, Business and Management Sciences, (Algeria)[1,]

university of hassiba ben bouali.chlef Faculty of Economics, Business and Management Sciences, (Algeria)[2]

تاريخ الاستلام: 2021/12/10؛ **تاريخ القبول**: 2022/04/07؛ **تاريخ النشر**: 2022/06/30

ملخص :

تهدف من خلال هذه الدراسة إلى تقييم كفاءة العوامل المؤثرة في الطلب الكلي للعمل بالجزائر من منطلق أن الاهتمام بتوازن سوق العمل يعتبر من صلب أبعاد السياسة الاقتصادية للبرامج التنموية، حيث يعتبر حجم العمالة الحقيقية من بين أهم المؤشرات المعتمدة لتقييمها. وقد تم اعتماد أسلوب الانحدار المتعدد على بيانات الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1993 – 2018 والذي كان مناسبا في هذه الحالة على عكس منهجية جوهانسون أو أسلوب الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة اللتان تعذر تطبيقهما بسبب استقراريه سلاسل المتغيرات التي لم تتطابق مع شروط هاتين المنهجين. وقد تبين أن مرونة التشغيل كانت معنويا موجبة بالنسبة لكل من الناتج الداخلي للفرد، الاستثمار الكلي، النفقات العمومية والانفتاح التجاري بنسبة 20%، 13%، 33% و14% لكل منها على التوالي. بينما كان لكل من الاستثمار الأجنبي المباشر والتضخم أثر معنوي سلبي ضعيف على التشغيل اتضح في مرونة قدرت بـ 0.04% و0.4 % على التوالي، مما قادنا إلى التساؤل حول خصوصية اشتغال الاقتصاد الجزائري.

الكلمات المفتاح: مرونة الطلب على العمل؛ التشغيل؛ النفقات العمومية؛ الانحدار المتعدد.

تصنيف JEL : j21 ، j23, C01, E31

Abstract :

We aim through this study to evaluate the effectiveness of the factors affecting the overall demand for labor in Algeria, because the equilibrume of labor market is one of the main objectives of economic development programs, where the volume of employment serves, for its part, as the most important indicator approved for its assessment.
The multiple regression method was adopted on the data of the Algerian economy for the period between 1993 and 2018, it was appropriate in this case, unlike the Johansson methodology or the ARDL model, which could not be applied in reason of variables series stationarity, that did not correspond to the conditions of these two approaches.
Employment elasticity was found to be positively significant for GDP per capita, aggregate investment, government expenditure, and trade openness of 20%, 13%, 33%, and 14% for each of them respectively. as for foreign direct investment and inflation had a small and significant negative impact on employment, this is reflected by an estimated elasticity of 0.04% and 0.4% for the two variables respectively, this leads to s to question the specificity of the functioning of the Algerian economy., Employment, public spending, linear regression

Keywords: Labor demand elasticity, Employment, public spending, linear regression.

Jel Classification Codes: j21, j23, C01, E31,

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA

علي بن يحي عبد القادر، قديد عبد القادر (2022)، **دراسة قياسية لمرونة الطلب الكلي للعمل في الجزائر** ، **مجلة الباحث الاقتصادي**، المجلد 10 (العدد 01)، الجزائر: جامعة 20 اوت 1955 -سكيكدة-، ص ص 272 - 285

المؤلف المرسل: **قديد عبد القادر**، الإيميل: a.kadid@univ-chlef.dz

1. مقدمة.

يعتبر خلق فرص العمل ومناصب الشغل أهم أهداف السلطات الاقتصادية في الدول النامية، فكل البرامج الإنمائية للحكومات تنبني خططها الاقتصادية على هذا الأساس، وسوآءا بتأثيرات سكونيه أو ديناميكية تكون استجابة الأعوان الاقتصاديين سببا في تحقق اهداف السلطات العمومية، غير أنه وفي عديد الحالات التي مارست فيها السلطات في الجزائر إجراءات السياسة التوسعية، كانت الآثار الاقتصادية المترتبة عنها متراوحة بين تحكّم واضح في مؤشرات الاقتصاد الكلي وتخلّف لتلك الجهود على المستوى الجزئي. وفي هذا الصدد عرف تطور مؤشرات الرباعي السحري بحسب بيانات البنك العالمي استقرارا طيلة الفترة المذكورة، حيث سجل معدل النمو الاقتصادي ارتفاعا هاما له طيلة العشريتين الأخيرتين فتراوح بين 3.8% سنة 2000 و3.7% سنة 2015 بعد أن كان -0.9% سنة 1994، كما عرف معدل التضخم تراجعا ملحوظا مقارنة بسنوات التسعينيات من القرن الماض، فقد انتقل من 29.7% سنة 1995 إلى 1.38% سنة 2005 ثم 4.78%سنة 2015، ونفس الأمر فيما تعلق بمعدل البطالة الذي تراجع هو الآخر من 28.1 % سنة 1995 إلى 12.3% سنة 2006 ثم 10.8% سنة 2014 (الملحق I). كما أظهرت السلطات العمومية تحكما في استقرار وضعية ميزان المدفوعات والتي ما لبثت أن أصبحت مهددة بسبب تدهور أسعار النفط في فترة لاحقة، فقد انتقل رصيد الميزان من العجز ب 6.2% سنة 1995 إلى الفائض ب 7.75% سنة 2000 ثم 15.58% سنة 2010 ليتراجع نحو العجز مرة أخرى بنسبة 27.54% سنة 2014 ثم 21.4% سنة 2017(BC Algérie.2018,pp 35-121).

وبالمقابل، يركز التحليل الاقتصادي في مستواه الجزئي على توازن أسواق معينة تحت فرضية التوازن العام. غير أن هذه الفرضية لا تبدو محققة بصورة دائمة. إذ يمكن أن يتراجع أداء النشاط الاقتصادي مع ما يترتب عليه من ارتفاع في التضخم أو البطالة (Hirshleifer,2009,pp40,41). وهو ما شهده النشاط الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1999 إلى 2018، حيث استمرت وتيرة التضخم نحو الزيادة مع حالات البطالة غير المرغوبة فعلى سبيل الذكر بلغ عدد البطالين الذين اشتغلوا سابقا نسبة 41.5% سنة 2014 من إجمالي البطالين 70% منهم في القطاع الخاص (ONS ,2014,p02)، كما بلغ عدد البطالين في فئة حاملي الشهادات 14.1% سنة 2015 (ONS ,2015,p02) مما يوحي باختلالات في سياسة التشغيل على مستوى برامج الحكومة، و هو ما يثير التساؤل حول مرونة الطلب الكلي للعمل، **فما مدى مرونة الطلب الكلي للعمل في الجزائر خلال الفترة 1993–2018؟**

تعتبر دراسة مرونة الطلب الكلي للعمل في الجزائر من الأهمية بمكان، فمن الناحية البحثية تنسب هذه الإشكالية إلى إحدى الظواهر المعقدة من منظور اجتماعي–سياسي، فقد ظلت التحاليل النظرية والتجريبية على حد سواء تعالج مختلف الجوانب المتعلقة بموضوع الشغل والبطالة من أجل تفسير محدودية النتائج التي وصلت إليها السياسات الاجتماعية للدولة، فقد كانت ترمي في غالب الأحيان إلى تحفيز العوامل الداعمة لسياسة التشغيل في ظل القدرة الشرائية المحدودة والأوضاع الاجتماعية المتدهورة لفئات كثيرة من شرائح المجتمع. فتعد الدراسات التي تناولت موضوع الشغل في الجزائر كثيرة جدا ونحن إذ نتعرض إلى جانب مهم من موضوع سوق العمل، فإننا نحاول الإشارة إلى أن مشكلة البطالة في الجزائر ليست متعلقة بجانب العرض بقدر ما للطلب دور في تكوينها، فمن بين الدراسات السابقة للموضوع نجد الدراسة التي قدمتها الباحثة قصاب سعدية في أطروحتها و الموسومة بعنوان " اختلالات سوق العمل وفعالية سياسات التشغيل في الجزائر1999–2004 " أطروحة دكتوراه علوم اقتصادية جامعة الجزائر 2005. حيث قدمت بحثا مهما في هذا الشأن و توصلت فيه إلى مجموعة من النتائج، فباعتمادها على أسلوب تحليلي وصفي قامت بمعالجة موضوع الشغل واختلالات سوق الشغل في الجزائر وفق منهج استقرائي واستنباطي، وتوصلت إلى نتائج مهمة في الموضوع حيث ترى بأن حل مشكلة البطالة في الجزائر مرهون بمجموعة من التدابير والإجراءات التي تقوم بها الحكومة، وهي كلها تخص جانب الطلب على العمل حيث يتعلق الأمر بكل من تدابير خاصة بالجانب المؤسساتي لسوق العمل و علاقته بسياسة التشغيل ، وأخرى تتعلق بمختلف التدابير والإجراءات المتخذة لمعالجة البطالة وثالثة متعلقة بترقية الاستثمارات المولدة للشغل.

وفي دراسة ثانية للباحثة سمية الرشيد محمد مصطفى تخص محددات الطلب على العمل في السودان والموسومة بعنوان" محددات الطلب على العمل في السودان 1998-2016، بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد التطبيقي (القياسي) كلية الدراسات العليا جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا 2018." اعتمدت الباحثة على تحليل محددات الطلب باستخدام عدة أساليب أهمها أسلوب الانحدار ووصلت إلى أن نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتأخرة (ARDL) كانت الأسلوب المناسب لمعالجة الموضوع ومن أهم النتائج التي توصلت إليها هي أن الطلب الكلي للعمل في السودان يتأثر بدرجة كبيرة بالإنفاق الحكومي، الاستثمار الكلي و التضخم وفق علاقة طردية مما يتوجب على الحكومة القيام بإجراءات وتدابير قصد التحكم في هذه المتغيرات كتوصية من الباحثة، كما أن الناتج المحلي الإجمالي ليس له دور في التأثير على الطلب الكلي للعمل وهذا غير مفهوم تجدر السيطرة عليه على حد قولها .

وفي دراسة ثالثة، نجد التقرير الذي قدمته الباحثة F. Akaani حول محددات الطلب على العمل والاستثمار في المؤسسات الخاصة بمنطقة Quebec و الموسوم بـ" les déterminantes de la demande du travail et de l'investissement dans les entreprises privées québécoises, rapport de recherche présenté à la faculté des études supérieures en vue de l'obtention de maitrise en sciences économiques 2011. » : فقد انتقدت الباحثة في هذا العمل، النماذج المستخدمة في الدراسات السابقة في الموضوع، من حيث تعاملها مع بيانات غير تمثيلية لحقيقة نشاط المؤسسات المعتمدة في عينات هذه الدراسات، فهذه الطريقة تجعل من تلك المؤسسات بنفس الوزن من حيث قرارات الإنتاج وتعظيم الأرباح، وقد استعملت في هذه الدراسة النماذج من نوع SUR فهذه النماذج تأخذ بعين الاعتبار الاختلاف الحاصل في الوضعية الاقتصادية للمؤسسات المستخدمة كعينة للدراسة، كما أنها تحد من مشكلة عدم تجانس تباينات الأخطاء في التقدير و مشكلة الارتباط في المعلمات.

يتضح مما سبق أن هذه الدراسات تناولت الموضوع بطرق مختلفة سواء من حيث المنهج المتبع (دراسة تحليلية وصفية للاقتصاد الجزائري – قصاب سعدية-) أو من حيث موضوع الدراسة فتخص بلدان غير الجزائر (دراسة سمية ،2018) التي تخص الاقتصاد السوداني ودراسة F. Akaani التي تخص المؤسسات الاقتصادية في كندا)، إذ أننا تناولنا الموضوع في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1993 – 2018 باعتماد أسلوب الانحدار المتعدد والذي كان مناسبا في هذه الحالة على عكس منهجية جوهانسون أو أسلوب الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة اللتان تعذر تطبيقهما بسبب استقراريه سلاسل المتغيرات التي لم تتطابق مع شروط هاتين المنهجين.

وقد كانت المتغيرات المتوفرة لدينا في هذا الشأن ممثلة في كل من الناتج الداخلي الخام للفرد، الاستثمار الكلي، النفقات العمومية، التضخم، الاستثمار الأجنبي المباشر ودرجة الانفتاح التجاري خلال الفترة 1993 إلى 2018، وهي المتغيرات الممثلة لمحددات الطلب على العمل، **إذ نتوقع أن يكون تأثيرها موافقا لمدلول النظرية الاقتصادية**. أما فيما يخص المتغير التابع في النموذج والذي يعبر عن الطلب الكلي للعمل فقد اعتمدنا على المجموع الكلي لمناصب العمل المتوفرة في كامل الاقتصاد بالإضافة إلى المناصب الشاغرة بالتزامن وهذا خلال نفس الفترة بحسب التعريف الذي أقرته المنظمة الدولية للعمل. وقد اعتمدنا في جمع المعطيات التي تخص هذه الدراسة، على قاعدة البيانات للبنك العلمي لسنة 2020، بينات الديوان الوطني للإحصائية 2020 وإحصائيات بنك الجزائر 2020 وكل ذلك بحسب فترة الدراسة.

2. الإطار النظري للطلب على العمل.

لقد تعددت الأدبيات التي اهتمت بميدان التشغيل كموضوع بالغ الاهمية في العلوم الاجتماعية على العموم، والدراسات التي قامت بتحليل إحدى أو بعض جوانبه كثيرة ومتعددة، فعند مختلف مدارس الفكر الاقتصادي، نجد معظم التيارات الاقتصادية تتحدث عن موضوع الشغل والتشغيل بالتحليل في أطروحات نظرية وتطبيقية وقدمت نماذج عديدة في تحليل سوق العمل، والعوامل المؤثرة في الطلب الكلي والعرض الكلي للعمل. وما يجدر قوله في هذا الموضوع هو أن محددات الطلب على العمل عديدة ومتفاوتة التأثير عليه، حيث يختلف ذلك بحسب الخصائص الاقتصادية والاجتماعية للبلد. فباختلاف نوع ومكانة قطاع النشاط الاقتصادي تتغير سلوكيات الأعوان الاقتصاديين كما تتغير أيضا باختلاف وتركّز نوع العمالة في مختلف المناطق.

إن التشغيل ركن أساس في برامج التنمية الاقتصادية والاجتماعية لدى الحكومات، فبحسب الاقتصاديين الكنزيين تساهم السلطات العمومية في تفعيله بعديد الطرق والوسائل التي تملكها، وهو ما يعرف بالتدخل الاقتصادي للدولة، فوفق السياسات العمومية للطلب الفعال يمكن أن تؤثر الحكومة والبنك المركزي إيجابيا على عملية التشغيل بالتأثير في جانب الطلب الكلي بإجراءات السياستين المالية والنقدية التوسعيتين لتشغيل كامل للموارد ، كما يتحفز مختلف الأعوان الاقتصاديين للطلب على الاستهلاك بخلق الشغل في مختلف القطاعات العمومية بإجراءات تنظيمية للأجور في ما يعرف بسياسة المداخيل .

والملاحظ أن هناك إجماعا على أن الطلب على العمل يرتبط بالطلب على السلع والخدمات، ومن جهة أخرى فإن المحددات الكلية للطلب على العمل يُتوقع أيضا أنها تشمل الأجور، التطور التكنولوجي، هيأت سوق العمل وكذا السياسة الاقتصادية. حيث تختلف أهمية التفسيرات باختلاف نوع التوجهات النظرية.

من بين الدراسات النظرية للطلب على العمل نجد نظرية كلارك وفيشر التي تشرح العلاقة بين هيكل الإنتاج وهيكل العمل حسب القطاع. فوفقًا لهذه النظرية تكون العلاقة بين الدخل والطلب على العمل في القطاع الزراعي عكسية، فكلما ارتفع الدخل لمنطقة ما انخفض دور القطاع الزراعي في استيعاب العمالة بها مقابل تزايد أهمية القطاع الصناعي في استقطابها. أي أن الأمر يتعلق بارتفاع القدرة الشرائية للأفراد ومن ثم زيادة الطلب الكلي (الاستهلاك) وهو ما يؤدي في النهاية إلى تغيير هيكل الإنتاج وفقا للتغيرات الحاصلة في الطلب. وهو ما يعني تحول فرص العمل وتخصيص الموارد المالية من القطاع الأولي إلى القطاع الثانوي ومن ثم إلى القطاع الثالث (الخدمات).

كما أن K. Jayaraman و B. Singh قاما بدراسة العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر والعمالة في دولة Fiji، من خلال دراسة العلاقة السببية بين متغيرات الاستثمار الأجنبي المباشر (صافي التدفق)، العمالة والناتج الإجمالي الحقيقي. وقد توصلا في هذا الشأن إلى أن:

– كلا من الناتج الإجمالي الحقيقي والاستثمار الأجنبي المباشر لهما أثر إيجابي ذو معنوية إحصائية على العمالة، وذلك من خلال تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتأخرة ARDL.

– هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه للاستثمار الأجنبي المباشر على العمالة في المدى البعيد، وكذا علاقة سببية أحادية الاتجاه للاستثمار الأجنبي المباشر على الناتج المحلي الإجمالي في للمدي القصر وهذا باستخدام منهجية granger لاختبار السببية.

وفي هذا الصدد يمكن القول بأن المقاربات الحديثة للطلب على العمل، تعتمد على التعاريف التي أوردتها كل من النظرية التقليدية والنظرية الكينزية، وهذا بحسب نماذج النمو للنظرية التقليدية النيوكلاسيكية او نظرية الدورات الاقتصادية وكذا النظرية الكينزية الجديدة بصفة مباشرة.

3. نموذج مرونة الطلب على العمل في الجزائر.

في هذا الجزء من الدراسة سنقوم بتحليل مرونة الطلب الكلي للعمل في الجزائر باستخدام تقنيات الاقتصاد القياسي، وفي هذا الشأن سنقدم النموذج المعتمد والمتغيرات الاقتصادية التي تؤثر على متغيرة الطلب الكلي للعمل، مع الإشارة إلى طبيعة العلاقة من منظور اقتصادي، فالعوامل المؤثرة في العمل هي التي تحدد المتغيرات المستخدمة في عملية التقدير، بالإضافة إلى إمكانية توفر البيانات حول هذه المتغيرات، ومن خلال مختلف الدراسات التطبيقية فإن الطلب الكلي للعمل يتأثر بمجموعة من المتغيرات سنتعرض لما هو متاح منها في حالة الاقتصاد الجزائري.

3. 1. العلاقة والمتغيرات:

ترتبط مختلف العوامل المحددة للطلب الكلي للعمل بكمية هذا الأخير وفق صيغة رياضية مجهولة، وباستخدام أدوات الاقتصاد القياسي نبحث الصيغة المناسبة لتقدير مرونة الطلب الكلي للعمل، حيث أن العوامل المؤثرة له تتحدد بمجموعة من المتغيرات التي تتشابه

عند كثير من البلدان، ونحن في هذه الدراسة سنعتمد على مجموعة منها كما تظهر في الصيغة الرياضية التالية، ولتقليل حالة عدم التجانس بين المتغيرات نستعمل اللوغاريتم على جميع المتغيرات ما عدى معدل النمو باعتباره نسبة مئوية، ويكتب النموذج على الشكل التالي:

$$L1_t = f(lpib2_t, lG1_t, lT_t, lin_t, lID_t, lI_t) \dots\dots\dots (1)$$

وتنقسم المتغيرات في هذا النموذج إلى المتغير التابع الذي يظهر في الطرف الأيسر من العلاقة (1) والمتمثل في الطلب الكلي للعمل، حيث يعبر عنه بعدد العمال المشتغلين مضاف إليه عدد المناصب الشاغرة خلال السنة t، أما المتغيرات المفسرة والتي تظهر في الطرف الآخر من نفس العلاقة فتتمثل في كل من:

أ. **الناتج الداخلي للفرد**: ويعبر عنه بالتطور الحاصل في نصيب الفرد من مجموع قيم السلع والخدمات التي ينتجها البلد خلال السنة t والمعبر عنه بالرمز $lpib2$ ، وتؤثر تطوراته إيجابيا على كمية العمل المطلوبة في الاقتصاد أي أن له علاقة طردية بالطلب الكلي للعمل.

ب. **النفقات العمومية**: وتتمثل في قيمة المبالغ المالية التي تؤديها الهيئات العمومية في إطار ميزانيتها السنوية ومخططاتها التنموية لتغطية حاجياتها الإدارية طبقا للتشريعات والترتيبات السارية (طاهر، 2011، ص02)، ونرمز له بالرمز $lg1_t$ وله تأثير إيجابي على كمية الطلب على العمل فالزيادة في قيمة النفقات العمومية تؤثر إيجابيا على الطلب الكلي للعمل في الاقتصاد.

ت. **درجة الانفتاح التجاري**: وهي معدل التبادل التجاري الخارجي (حصة التجارة الخارجية في الناتج الداخلي الخام للبلد خلال الفترة t) ونرمز له بالرمزLT، حيث يؤثر إيجابيا على الطلب الكلي للعمل.

ث. **معدل التضخم**: وهو الزيادة المستمرة المفرطة في المعدل العام للأسعار في البلد خلال فترة زمنية طويلة، أو الارتفاع العام للأسعار أو تكاليف المعيشة في بلد ما (Ceyda 2010,p44) ونحن في هذه الحالة نستعمل قيمة معدل التضخم lin_t خلال كل سنة t من أجل دراسة الأثر الذي يحدثه على العمل المطلوب، حيث أن له علاقة طردية بالطلب على العمل، فالزيادة في معدل التضخم تؤدي إلى زيادة في الطلب على العمل.

د. **الاستثمار الأجنبي المباشر**: وهو قيام شركة أو منشأة ما بالاستثمار في مشروعات تقع خارج حدود الوطن الأم وذلك بهدف ممارسة قدر من التأثير على عمليات تلك المشروعات (حسن،2004، ص 04)، وسنعتمد حجم تلك الاستثمارات في الجزائر خلال كل سنة t حيث رمزنا لهذه المتغيرة بالرمز lid. وتؤثر هذه المتغيرة إيجابيا على الطلب الكلي للعمل، فالزيادة في حجم الاستثمارات الأجنبية المباشرة تؤدي إلى زيادة في كمية العمل المطلوب في كامل الاقتصاد خلال نفس الفترة t.

هـ. **الاستثمار الكلي**: يشير الاستثمار من منظور محاسبي إلى مجمل تدفقات رؤوس الأموال التي تغير في مستوى الأصول غير المتنقلة في المؤسسات، وتضم الاستثمارات المادية وغير المادية والمالية (Nathalie,2006,pp2.4)، وبالمقابل تعبر التدفقات على مستوى البلد الاستثمار الكلي خلال الفترة، t وهو الآخر له علاقة طردية بالطلب الكلي للعمل ورمزنا له بالرمز lI فالزيادة في حجم الاستثمار تؤدي إلى زيادة في العمل المطلوب في كامل الاقتصاد.

3. 2. تقدير العلاقة.

إن تقدير العلاقة الاقتصادية (1) يتم في ظل وجود الأخطاء، ومن المعلوم في نظرية الاقتصاد القياسي أن جزء منه مثل أخطاء في المتغيرات، فعادة ما يؤدي تقدير العلاقات في هذه الحالة إلى نتائج زائفة ولتحسين دقة قياس متغيرات النموذج يجدر بنا إجراء تحليل أولي لبياناته (Régie ,2015,p155)، فيتوقف الأمر على دراسة استقراريه السلاسل الزمنية لها أي اختبار استقراريه سلاسلها مع تحديد درجة الفروق، ومن ثم تحليل التكامل المشترك واختبار و علاج المشاكل القياسية (Ahmed ,2008,p132). فمن أجل دراسة استقراريه هذه السلاسل استعملنا اختبار جذر الوحدة لـ ديكي –فولر (Ertur , 2017,p36) فكانت نتائجه كما هو مبين في الجدول 1 الموالي:

جدول 1.نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج عند مستوى معنوية 5%.

المتغيرة	L1	Lpib2	LI	LG1	LIN	LID	LT
درجة الفروق	I(2)	I(0)	I(2)	I(2)	I(1)	I(0)	I(1)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي 2020

من الجدول 1 نلاحظ بأن سلاسل المتغيرات المعتمدة كانت لها درجات فروق مختلفة من أجل الإستقرارية، وبحسب منهجية جوهانسون للتكامل المشترك فإنه ليست هناك إمكانية وجود علاقة تكامل مشترك بينها (hamisultane,2016 ,p6). كما أن إمكانية دراسة العلاقة بتطبيق منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) هو الآخر غير ممكن لأن درجة استقراريه سلاسل كل من المتغير L1 LI , LG1 كانت عند الفروق من الدرجة الثانية وهو ما يتعارض مع شروط تطبيق هذه المنهجية بحسب اختبار الحدود (Muhammed and All.2008 ,p187) لذا سنقوم باستخدام أسلوب الانحدار الخطي المتعدد. وقبول نتائج تقدير نموذج مرونة الطلب الكلي للعمل يتطلب منهجية تحليل وفحص لتلك النتائج، من خلال جملة من المعايير الإحصائية، الاقتصادية والقياسية، لذا فإن تقدير العلاقة (1) يكون وفقا للصيغة (2) التالية:

$$L1_t = b_0 + b_1 tc_t + b_2 lg1_t + b_3 lT_t + b_4 lin_t + b_5 lID_t + b_6 lI_t + \varepsilon_t \dots . (2)$$

حيث تمثل ε_t حد الخطأ العشوائي، ومن أجل تقدير هذه العلاقة (2) نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية فنحصل على النتائج التالية:

جدول 2: نتائج تقدير نموذج العلاقة (2)

المتغير الداخلي L1	الثابت	Lpib2	li	Lg1	1in	Iid	lt
المعاملات	9.92	-0.13	0.09	0.31	−0.04	−0.002	0.09
قيمة إحصائية استودنت	3.85	-1.21	0.47	1.06	-3.01	-1.07	0.47

$\bar{R}^2$=97.27%, .n=26 مستوى المعنوية:5% . DW=1.69 (عدد المتغيرات المفسرة) k=6

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي 2020 (الملحق III)

تعتبر نتيجة تقدير هذا النموذج مقبولة من الناحية القياسية، حيث نلاحظ القدرة التفسيرية العالية للتقدير من خلال معامل التحديد الذي قدر بـ 0.9727 وهذا يعني أن % 97.27 من التأثيرات الحاصلة في المتغير التابع تعود إلى المتغيرات المفسرة، ومن أجل المعنوية الكلية لخط الانحدار نلاحظ أن إحصائية فيشر المحسوبة التي تساوي إلى (F=113.04) أكبر من قيمة إحصائية فيشر الموجودة في جدول التوزيع عند مستوى معنوية 5% ودرجتي حرية (v_1=6, v_2=19) والتي تساوي إلى $F_{(6,19)}$ =2.63 وهذا يعني أنها تقع في مجال رفض الفرضية H0 وقبول الفرضية H1 أي أن خط الانحدار المقدر ذو معنوية موجبة. ومن جهة أخرى، يظهر فحص مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى والثانية، مشكل عدم تجانس تباينات الأخطاء واعتدالية الأخطاء قبولا لنتيجة التقدير وهو ما يمكن توضيحه في الجدول 3 التالي:

جدول 3: الاختبارات التشخيصية للنموذج المقدر

الفرضية الصفرية 0	الاختبار	الاحتمال المقابل	القرار
ثبات تباين الأخطاء	(Breusch-Pagan-Godfrey	0.45	قبول H_0
الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي	Jarque bera	0.88	قبول H0
الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى	Durbin - waton	d1=0.98, d2=1.88	منطقة شك
الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الثانية	Breusch-Godfrey LM Test	0.87	قبول H0

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات Eviews 9 الملحق (III).

من خلال نتائج اختبارات الجدول 3 نلاحظ بأن النموذج خال من المشاكل الخاصة للاقتصاد القياسي، فبالنسبة لمشكل الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى نلاحظ بأن قيمة إحصائية دارب واتسن تقع في مجال الشك وهذا يعنى عدم وضوح حالة النموذج بشأن

الارتباط الذاتي للأخطاء، وقد قمنا بالتحقق من ذلك من خلال التمثيل دالتي الارتباط الذاتي (AC) والارتباط الذاتي الجزئي لسلسلتي البواقي (PAC) ومربعات البواقي في تمثيل (correlogram)، حيث تبين بأن الاحتمال المقابل لإحصائية ljung-box لكل التأخيرات أكبر من 0.05 ما يعني قبول الفرضية H0 أي أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي ويتأكد ذلك أيضا من خلال اختبار jarque-bera في الجدول 3،حيث نلاحظ بأن الاحتمال المقابل لاعتدالية الأخطاء أكبر من 0.05 أي قبول الفرضية H0 وهذا يعني بأن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي. أما بالنسبة لباقي الاختبارات في الجدول 3 السابق نلاحظ بأن النموذج المقدر خال من مشكلي الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية وعدم تجانس تباينات الأخطاء وذلك من خلال اختباري Breusch-Godfrey و-Breusch-Pagan Godfrey على التوالي، فقبول فرضية العدم يعني عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الثانية وتجانس تباينات الأخطاء في النموذج.

إن الاختلاف الحاصل بين المعنوية الإحصائية و الاقتصادية للمعلمات و كذا القدرة التفسيرية العالية للنموذج تقودنا إلى التساؤل بشأن التعدد الخطي لخط الانحدار، خاصة وأن مصفوفة الارتباطات للمتغيرات المفسرة في النموذج تظهر ارتباط خطيا قويا بين كل من lpib2 و lg1 من جهة وبين li و lg1 من جهة أخرى وبين li و lpib2 من جهة ثالثة، فقد كانت قيمة معامل الارتباط الخطي الجزئي المتعلقة بها كما يلي:

$$r_{lpib2,lI} = 0.92 \quad r_{lpib2,lG1} = 0.93 \quad r_{g1,li} = 0.99$$

تعتبر قيمة معاملات الارتباط المرتفعة هذه مؤشرا على إمكانية حصول الازدواج الخطي، ومن أجل التأكد من ذلك قمنا بإجراء اختبار Klein حيث أظهرت النتائج أن كل معاملات التحديد للتقديرات الجزئية أقل من معامل التحديد الخاص بالنموذج المقدر باستثناء العلاقة بين متغيرة الاستثمار الكلي li ومتغيرة النفقات العمومية lg1 فقد أظهرت معامل تحديد يساوي 0.99 وهي قيمة أكبر من قيمة معامل التحديد للنموذج الكلي ($\bar{R}^2$ =0.97) ما يعني وجود ازدواج خطي في النموذج، ومن أجل التأكد من المتغيرات المسببة لمشكل الازدواج الخطي قمنا بإجراء اختبار farrar-glauber حيث كانت نتيجة الاختبار حسب ما هو مبين في الجدول 4 الموالي:

الجدول 4: نتائج اختبار farrar-glauber للإزدواج الخطي.

	المتغيرات المفسرة	قيمة إحصائية khi-deux المحسوبة	قيمة إحصائية khi-deux الجدولية
الانحدار 1	lpib2, li lg1 lin lt lid	229.53	41.34
الانحدار 2	lpib2, lg1 lin lt lid	98.31	32.67
الانحدار3	lpib2, lin lt lid	22.23	24.99

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel

يتضح من نتائج الجدول 4 أن قيمة إحصائية khi-deux المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولية في الانحدار الأول والثاني أي أنها تقع في مجال رفض الفرضية H0 ما يؤكد وجود مشكل الازدواج الخطي في حال تقدير هذين النموذجين، بينما نلاحظ أن قيمة إحصائية khi-deux المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولية عند اعتماد الانحدار الثالث، أي أنها تقع في مجال قبول الفرضية H0 ما ينفي وجود مشكل الازدواج الخطي في هذه الحالة.

يعود سبب حصول الازدواج الخطي في هذه النماذج إلى طبيعة المتغيرات المسببة له، فمن منظور محاسبي تعتبر متغيرة الاستثمار الكلي مرتبطة بدرجة كبيرة بنفقات التجهيز في الاقتصاد وهي أحد شقي النفقات العمومية في ميزانية الدولة. كما ترتبط النفقات العمومية بقيمة الناتج الداخلي الخام للسنة الماضية لأن قيمة النفقات عند نهاية السنة ماهي إلا توظيف لمداخيل السنة الماضية، وبذلك تكون حركية المتغيرات الثلاث سوية خلال الزمن فتعطي معامل ارتباط بسيط كبير لكل اثنين منها، وبحكم تواجدها في نفس معادلة الانحدار يتولد لدينا مشكل الازدواج الخطي عند التقدير. ومن أجل تجاوز هذا المشكل قمنا بمجموعة من التقديرات وفق طريقة الحذف التدريجي فتحصلنا على النماذج التالية:

الجدول 5: نتائج تقدير العلاقة (1) بطريقة الحذف التدريجي

النموذج	الأول	الثاني	الثالث	الرابع
م الداخلي / م المفسرة	L1	L1	L1	L1
Cts	17.82 (77.03)	12.95 (51.21)	10.37 (25.29)	15.68 (21.70)
lPIB2	0.20 (6.32)	-	-	
lT	-	-	0.18 (2.35)	0.14 (2.45)
Lg1	-	-	0.33 (18.64)	-
lI	-	0.28 (25.66)	-	0.13 (4.44)
Lid	-	-	-	-0.004 (-2.10)
Lin	-	-0.04 (-4.23)	-	-
Trend	0.02 (8.57)	-	-	0.01 (4.74)
$\overline{R^2}$	0.97	0.97	0.95	0.98
N	26	26	26	26
DW	2.26	1.88	1.41	1.70
Pro.F(%5)	0.00	0.00	0.00	0.00
AIC(k)	**-3.60**	-3.37	-3.04	-3.56

القيم بين قوسين تمثل إحصائية استيودنت المحسوبة عند مستوى معنوية.5%

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي 2020

إن التقديرات الواردة في هذا الجدول كلها مقبولة من الناحية الإحصائية، فمن أجل بحث مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء أظهر اختبار داربين واتسون عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى لكل النماذج وهي نفسها النتيجة التي توصلنا إليها من أجل حالة الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية، حيث أظهر اختبار Breusch-Godfrey LM Test أن الأخطاء غير مرتبطة ذاتيا من الدرجة الثانية. أما بالنسبة لمشكل عدم تجانس تباينات الأخطاء فقد اعتمدنا على اختباري كل من white و Breusch-Pagan-Godfrey من أجل فحصه. كما تم تصحيح الحالات التي تأكد فيها هذا المشكل باستخدام طريقة white. ومن أجل فحص مشكل اعتدالية الأخطاء لهذه النماذج استخدمنا اختبار jarque-bera حيث ثبت أن بواقي التقدير تتبع التوزيع الطبيعي مع كامل النماذج المقدرة.

إن قيمة معامل التحديد المصحح الكبيرة لهذه النماذج تعبر عن القدرة التفسيرية العالية لنتائج التقدير، كما أن اختبار المعنوية الكلية لخط الانحدار من خلال إحصائية فيشر أظهر معنوية التقدير الكلي لكل النماذج، فهي مقبولة من الناحية الإحصائية. بالإضافة إلى ذلك فإن كل المعلمات في النماذج الأربعة كان لها أثر معنوي مقبول من الناحية الإحصائية وذلك من خلال إحصائية استيودنت عند مستوى معنوية 5%، حيث أن القيمة المحسوبة لهذه الإحصائية كانت أكبر من القيمة الجدولية لها مع كل المعاملات ما يعني رفض الفرضية H0 وهو ما يدل على معنوية كل المعاملات المقدرة في النماذج الأربعة للجدول 5.

4. تحليل ومناقشة النتائج.

من أجل تقييم نتائج التقدير في الجدول 5 فإن النموذج الأول يعتبر أحسن تقدير لمرونة الطلب الكلي للعمل في الجزائر من ضمن النماذج الأخرى بحسب معيار أكاييك aik الذي يساوي -3.60 وهي القيمة الأقل على الاطلاق مقارنة بباقي النماذج، وقيمة معامل التحديد المصحح R^2=0.97 تدل على أن 97% من التغيرات الحاصلة في كمية الطلب على العمل سببها التغير في معدل الناتج الداخلي الخام، كما نلاحظ بأن معاملة هذه الأخيرة كانت مسبوقة بإشارة موجبة، ما يدل عن أن الزيادة في قيمة الناتج الداخلي الخام بمعدل 1% تؤدي إلى زيادة في كمية الطلب على العمل بمعدل 0.2% وهو ما يتوافق مع مدلول النظرية الاقتصادية. فوفقا لقانون أوكن تكون العلاقة بين نمو الناتج ومعدل التشغيل علاقة طردية، أي أن زيادة الناتج تؤدي إلى تخفيض في نسب البطالة بطريقة آلية، والدليل الواقعي هو أن معدل النمو المتزايد للاقتصاد الجزائري ارتبط بانخفاض ذو أثر فعلي في نسب البطالة خلال الفترة، وهذا ما سجل في كثير من البلدان العربية (محمد، 2014، ص14).

يعتبر النموذج الثاني أحسن صيغة لتفسير الأثر الذي يحدثه التضخم النقدي على كمية الطلب الكلي للعمل في الجزائر، حيث كانت القدرة تفسيرية لنتائج التقدير في هذا النموذج جد عالية هي الأخرى بنسبة 97%. وقد كانت معاملة هذه المتغيرة مسبوقة بإشارة سالبة دلالة على العلاقة العكسية لها بكمية الطلب الكلي للعمل، أي أن الزيادة في معدل التضخم بمقدار 1% تؤدي إلى تناقص في كمية الطلب على العمل بمقدار 0.04%. فعلى الرغم من أن التأثير السلبي لمعدلات التضخم على سياسة التشغيل كان بسيطا غير أنه لا يتوافق مع مدلول النظرية الاقتصادية، التي تعتبر أن الزيادة في معدلات التضخم تؤدي إلى زيادة في كمية الطلب على العمل، وذلك من خلال قانون فيليبس الذي يبين بأن العلاقة بين معدلات التضخم ومعدلات البطالة هي علاقة عكسية، ومن ثم تكون العلاقة طردية بين معدل التشغيل ومعدل التضخم. حيث يدل هذا على عدم نجاعة إجراءات السياسة النقدية في الجزائر. فهل يؤدي ارتفاع المستوى العام للأسعار إلى هجرة العمال ذوي الدخل المحدود والعمال المهنيين نحو النشاط غير الرسمي؟ والغالب هو أن السياسة التوسعية المنتهجة من قبل السلطات العمومية لم تفلح في احتواء البطالة بالشكل المرجو، أي أن آليات اشتغال الاقتصاد الجزائري لا تتجاوب مع اجراءات السياسة المعتمدة في تلك الفترة.

من خلال النموذج الثالث يمكننا تفسير التأثير الذي تحدثه النفقات العمومية على الطلب الكلي للعمل حيث أن الزيادة في كمية النفقات بمعدل 1% تؤدي إلى زيادة في الطلب على العمل بمعدل 0.33% وهو مطابق لمدلول النظرية الاقتصادية فالنفقات العمومية تعتبر أحد الأدوات المباشرة للدولة في ممارسة النشاط الاقتصادي، والزيادة في قيمة النفقات العمومية بشقيها تحدث خلقا مباشرا لمناصب الشغل في الاقتصاد عن طريق نفقات التسيير وبطريقة غير مباشرة عن طريق نفقات التجهيز، وتعتبر نسبة التأثير هذه مؤشرا على اعتماد السلطات العمومية في الجزائر على إجراءات السياسة المالية في عملية التشغيل حيث تعتبر الجزائر من البلدان المتدخلة في الاقتصاد بنسبة تفوق 60% على طول الفترة (قيمة المتغيرInt في الملحق I).

من خلال النموذج الرابع يمكننا تفسير الأثر الذي تحدثه كل من متغيرة الانفتاح التجاري، الاستثمار الكلي والاستثمار الأجنبي المباشر على كمية الطلب الكلي للعمل في الجزائر، فالإشارة التي كانت تسبق متغيرة الانفتاح التجاري كانت موجبة دلالة على وجود علاقة الطردية بينها وبين الطلب على العمل، أي أن الزيادة في حجم التبادل التجاري بمعدل 1% تؤدي إلي زيادة في كمية الطلب على العمل بمعدل 0.14% وهو ما تؤكده النظرية الاقتصادية بشأن الانفتاح التجاري، فالزيادة في حجم التبادل التجاري تؤدي إلى زيادة في خلق فرص التشغيل الناتجة عن ارتفاع معدل النشاط الاقتصادي المنتعش بسبب الرواج المتزايد للتجارة الخارجية. وفي هذا الشأن نجد عدد من الدراسات قد توصلت إلى أن الانفتاح التجاري يظهر أثر الإيجابي على الطلب على العمل الكفؤ في البلدان النامية (zohair,2010 ,p219).

أما بالنسبة لمتغيرة الاستثمار الكلي فهي الأخرى كانت مسبوقة بإشارة موجبة ما يفسر بالأثر الإيجابي لها على الطلب الكلي للعمل، حيث تقدر نسبة التأثير تلك بـ 0.13% وهو من الناحية الاقتصادية يعتبر تأثير طبيعي، فبحسب النظرية الاقتصادية تِؤدي الزيادة في حجم الاستثمار إلى ارتفاع في معدل التشغيل الذي يمثل فرص العمل التي يوفرها أرباب العمل ومختلف المؤسسات الاقتصادية من خلال مضاعفة النشاط الاستثماري لهم، حيث تتطلب مضاعفة الاستثمار زيادة في الطلب على العمل كما تعتبر هذه النسبة مهمة في الاقتصاد لأن نسبة مساهمة الاستثمار الكلي في خلق فرص العمل تعتبر إحدى الأهداف الأساسية في السياسة الاقتصادية للدولة. فالمزيد من الاستثمارات يؤدي إلى زيادة خطوط الإنتاج والمنشآت والبنى التحتية وغير ذلك من أشكال التراكم. مع أن هذه العلاقة ليست بمرونة فريدة كون جزءاً من هذا التكوين الأساسي يتضمن تحسيناً عموديا في التقنية المستخدمة في العملية الإنتاجية. أي أن هناك جزء من الاستثمار مولد للنمو الاقتصادي ولكنه غير خالق لفرص العمل (Bond, and all, 2007 ,p6).

بينما نلاحظ الإشارة السالبة لمعاملة متغيرة الاستثمار الأجنبي المباشر التي تدل على العلاقة العكسية لها بالطلب الكلي للعمل، حيث قدرت نسبة التأثير التي تحدثها بـ 0.004 وهو تأثير سلبي ضعيف جدا يعني بأن الزيادة في حجم الاستثمار الأجنبي المباشر بمعدل 1% تؤدي إلى تناقص في فرص العمل المطلوبة في الاقتصاد بمعدل 0.004%، وهذا يتنافى مع مدلول النظرية الاقتصادية. فهل أدى حلول الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر إلى تناقص في مناصب الشغل المعروضة من قبل المؤسسات الوطنية وتسريح للعمال كتقليل من التكاليف، وهذا نتاج استحواذ المؤسسات الأجنبية على حصة من السوق تحت وقع المنافسة؟ أم تكون تلك الاستثمارات الواردة قد أحدثت هجرة للعمال الأكفاء من القطاعات الاقتصادية الوطنية إلى المؤسسات الأجنبية مخلفتا مناصب شاغرة لم تعوض بسبب خصوصية التأهيل وحجم تكلفة العمل؟ إن طبيعة الاقتصاد الجزائري مرشحة لمثل هذا السلوك من التحولات الاجتماعية بسبب الفوارق الكبيرة في ظروف وعلاقات العمل بين المؤسسات الوطنية والمؤسسات الأجنبية الكبرى.

5. الخاتمة

إن الجهود التنموية المبذولة من قبل السلطات العمومية في إطار السياسة الاجتماعية، تجلت في مختلف البرامج التي تبنتها الحكومات في الجزائر خلال فترة التسعينات وبداية القرن الحالي. فمن برامج الإصلاح والتثبيت الهيكليين إلى برامج الإنعاش، النمو ودفع النمو الاقتصادي وغيرها كان الهدف الأساسي فيها، خفض معدلات البطالة مع التحكم في الأسعار وتحسين القدرة الشرائية والوضع الاجتماعي للأفراد، كما كانت تهدف أيضا إلى إحداث تغير هيكلي في الاقتصاد قصد التخلص من التبعية لقطاع المحروقات وذلك عن طريق تطوير المنشآت القاعدية للاقتصاد ودعم الاستثمار الأجنبي والخاص وغيرها. ويظهر ذلك من خلال السياسة التوسعية التي مارستها السلطات العمومية بعديد الإجراءات، فالارتفاع المتزايد في حجم النفقات العمومية رافقه ارتفاعا متناسبا في كمية الطلب على العمل وهو أحد أهداف السياسة المالية لتحقيق التوظيف الكامل للموارد. كما تعتبر الزيادة في حجم الاستثمار الأجنبي المباشر، الاستثمار الكلي، الناتج الداخلي للفرد، معدلات التضخم والانفتاح التجاري دليلا على ذلك.

فقد كانت العلاقة بين كل من الناتج الداخلي الخام، النفقات العمومية، الاستثمار والانفتاح التجاري من جهة والطلب الكلي للعمل من جهة أخرى علاقة طردية، وهو ما تمليه النظرية الاقتصادية، إذ يترجم دور السلطات العمومية في تطبيق المخططات الاقتصادية المتتالية، فقد كانت سياسة التوظيف في محور اهتمام تلك البرامج.

فبالنسبة للناتج الداخلي الخام، لاحظنا بأن معاملة هذه الأخيرة كانت مسبوقة بإشارة موجبة، وقد بلغت نسبة التأثير التي تحدثها معدل 20% وهو تأثير متوقع، فوفقا لقانون أوكن تكون العلاقة بين نمو الناتج ومعدل التشغيل علاقة طردية، أي أن زيادة الناتج تؤدي إلى تخفيض في نسب البطالة بطريقة آلية، والدليل الواقعي هو أن معدل النمو المتزايد للاقتصاد الجزائري ارتبط بانخفاض ذو أثر فعلي في نسب البطالة خلال الفترة، و هذا ما سجل في كثير من البلدان العربية (محمد، 2014،ص14). أما بالنسبة للنفقات العمومية فهي الأخرى تؤثر بطريقة مباشرة في الطلب على العمل بزيادة مناصب الشغل قدرت نسبتها بـ (33%). فهي تمارس زيادة في العمل يخص الوظيفة

العامة من خلال نفقات التسيير، بينما تؤثر بطريقة غير مباشرة عليه من خلال زيادة حجم نفقات التجهيز (الاستثمار العام)، والذي بدوره يساهم في زيادة الاستثمارات الخاصة والأجنبية فترتفع بذلك كمية الطلب على العمل. وباعتبار أن الاستثمار الكلي هو زيادة حجم تراكم رؤوس الأموال في الاقتصاد فهو يلعب دوراً أساسيا في خلق فرص العمل، حيث أن مزيدا من الاستثمارات يؤدي إلى زيادة خطوط الإنتاج والمنشآت والبنى التحتية وغير ذلك من أشكال التراكم. مع أن هذه العلاقة ليست بمرونة فريدة كون جزءاً من هذا التكوين الأساسي يتضمن تحسينا عموديا في التقنية المستخدمة في العملية الإنتاجية. أي أن هناك جزء من الاستثمار مولد للنمو الاقتصادي ولكنه غير خالق لفرص العمل (Bond, and all, 200 7,p6).بينما ساهم ارتفاع التبادل الخارجي في زيادة الطلب على العمل بنسبة (14%)، فسياسة الانفتاح التجاري المطبقة في إطار الإصلاحات المنتهجة عقب توصيات المؤسسات المالية الدولية ساهمت في توليد مناصب شغل من خلال انتعاش النشاط الاقتصاد المرتبط بالسلع والخدمات المستوردة والمصدرة. وهو نفس الاتجاهات الذي توصلت إليه دراسات في الموضوع من أن الانفتاح التجاري يظهر أثر الإيجابي على الطلب على العمل الكفؤ في البلدان النامية (zohair,2010, p219).

وبالمقابل، نجد أن معدل التضخم يظهر أثرا سالبا غير متوقع من خلال مرونته التي تساوي (-0.4%) دلالة على العلاقة العكسية مع الطلب على العمل. ما يمكن تفسيره بمحدودية إجراءات السياسة النقدية لكبح التضخم في ضبط الفجوة الانكماشية في الاقتصاد. فالتضخم النقدي أداة لاحتواء البطالة، والعلاقة النظرية له بمعدل التشغيل تتحدد وفق الدراسة الشهيرة لـ Phillips,1958 حيث أن هناك علاقة غير خطية بين معدل التضخم ومعدل البطالة. وبالتالي فإن الطلب على العمالة يتأثر بعلاقة طردية بمعدل التضخم، غير أن ذلك لم يتحقق في حالة الاقتصاد الجزائري، وهو خلاف ما توصلت إليه دراسات مشابهة في هذا الشأن (محمد، 2014، ص18). وهذه النتيجة تشير إلى أن سياسات استهداف التضخم من الممكن أن تلعب دوراً سلبيا في سوق العمل لجهة الضغط على إمكانيات الاقتصاد في خلق فرص العمل بشكل عام بالإضافة إلى محدوديتها في كبح ارتفاع معدلات البطالة. فهل أدى ارتفاع المستوى العام للأسعار في الجزائر إلى هجرة العمال ذوي الدخل المحدود والعمال المهنيين نحو النشاط غير الرسمي؟

تعبر الإشارة السالبة لمعاملة متغيرة الاستثمار الأجنبي المباشر على العلاقة العكسية لها بالطلب الكلي للعمل، أي أن الزيادة في حجم الاستثمار الأجنبي المباشر أدت إلى تناقص في فرص العمل المطلوبة في الاقتصاد، وهذا منافي لمدلول النظرية الاقتصادية، فهل أدت زيادة حجم الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر إلى تناقص في مناصب الشغل المطلوبة في الاقتصاد وتسريح للعمال؟ فهل تكون الاستثمارات الأجنبية الواردة إلى الجزائر قد أحدثت هجرة للعمال الأكفاء من القطاعات الاقتصادية الوطنية إلى المؤسسات الأجنبية مخلفتا مناصب شاغرة؟ إن طبيعة الاقتصاد الجزائري مرشحة لمثل هذا السلوك من التحولات الاجتماعية بسبب الفوارق الكبيرة في ظروف وعلاقات العمل بين المؤسسات الوطنية والمؤسسات الأجنبية الكبرى، وغير مستبعد أن ظاهرة التجزئة في سوق العمل حاضرة هي الأخرى في سوق العمل الجزائري.

وكما سبق ذكره في هذه الدراسة، يبدو إن مرونة الطلب على العمل في الجزائر تتعلق بعوامل لا يمكن حصرها في هذه المتغيرات، إذ أن هناك عوامل أخرى لها الدور في تحديد مستوى التشغيل لم نتكمن من الوصول إليها على غرار معدلات الأجور بحسب القطاع، التأمينات الاجتماعية وغيرها، والنتائج المتواضعة التي توصلنا إليها إنما تقودنا إلى بحث إشكالات عديدة بشأن التشغيل في الجزائر لاسيما الإجابة على الاستفهامات المطروحة آنفا.

المراجع والاحالات.

مراجع باللغة العربية:

1- م بلواقي(جوان 2012) **السياسة النقدية في الجزائر** " مجلة الاجتهاد للدراسات القانونية والاقتصادية، المركز الجامعي تمنراست الجزائر العدد 2 .

2.ح. خضر(2004) **الاستثمار الأجنبي المباشر – تعاريف و قضايا** – سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية، العدد (32)، السنة الثالثة، جسر التنمية المعهد العربي للتخطيط، الكويت.

3- الديوان الوطني للإحصائيات: " تقرير حول النشاط الاقتصادي التشغيل والبطالة خلال 2014 ".

4- الديوان الوطني للإحصائيات: " تقرير حول النشاط الاقتصادي التشغيل والبطالة خلال 2015 ".

5- ط. زروق(2011) **تنفيذ النفقات العمومية، سلسلة الكتب الإلكترونية على موقع المفيد في المالية العمومية**، المنوبة، تونس.

6- اللجنة الاقتصادية والاجتماعية لغربي آسيا، الأمم المتحدة: " **إعادة النظر في السياسة المالية في المنطقة العربية** " تقرير دوري لسنة 2018 بيروت، لبنان.

7- س. الرشيد محمد مصطفى(2018) **محددات الطلب على العمل في السودان 1998–2016**، رسالة ماجستير في الاقتصاد التطبيقي (القياسي) كلية الدراسات العليا جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا .

8- س. أيت يحي(2015) " **فعالية السياسة النقدية في ظل وفرة احتياطات الصرف – حالة الجزائر خلال الفترة 2000–2013**" مجلة الاقتصاد و المالية، العدد 01.

9- م. مرعى، ع. أحمد(2014) **العوامل المؤثرة في الطلب على العمل في بعض الدول العربية خلال الفترة 1990–2011**، مجلة الباحث الاقتصادي، لعدد 02.

10 –قصاب سعدية(2005) " **اختلالات سوق العمل وفعالية سياسات التشغيل في الجزائر1999–2004** " أطروحة دكتوراه علوم اقتصادية جامعة الجزائر . الجزائر.

11- حسن خضر(2004) **الاستثمار الأجنبي المباشر – تعاريف وقضايا – سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية**، العدد (32)، السنة الثالثة، جسر التنمية المعهد العربي للتخطيط، الكويت .

المرجع باللغة الأجنبية:

12 -A. Bassanini –R,Duval (2006) « **les déterminants de chomage dans les pays de l'OCDE, une réévaluation du role des politique et des institutions** » revue économique de L'OCDE/1,n 42 p :7,96.

13 - banque d'Algérie (2018) « **EVOLUTION ECONOMIQUE ET MONETAIRE EN ALGERIE** » rapport annuels de la banque d'Algérie, p :35,121.

14 - Bond, Stephen and John Van Reenen.(2007) **Microeconometric Models of Investment and Employment**. Handbook of econometrics, 6, 4417-98.

15- C. Ertur (mai2017)« **méthodologie de test de racine unitaire** » rapport de recherche , l'aboratoire d'analyse et de techniques économiques , 1998,36 p.

16 - F. Akanni (2011) « **les déterminantes de la demande du travail et de l'investissement dans les entreprises privées québécoises**, rapport de recherche présenté à la faculté des études superieures en vue de l'obtontion de maitrise en sciences économiques .

17- Granger C W G(1988). **Some recent developments in the concept of causality**. In Journal of Econometrics.

18- J.Hirshleifer-A.Glazer-D. Hirshleifer « **Microéconomie :théories et applications Décisions,Marchés, formation des prix et répartition des revenues** » 7ème édition traduisé, de boock, Belgique, bruxelles, 2009/0074/313, p :40,41.

19- Muhammed,S and All,(2008),**Stock Market et Development and Economics Growth :ardl causality in pakistan** ,international research jurnal of Financ and Economics –Issue 14(2008).

20- Régie BOURBONNAIS(2015) **Econométrie : manuel et exercices corrigées**, 9 e édition, Ed. Dunod 75005, Paris.

21- Nathalie Taverdet – papiolek(2006) « **guide de choix l'investissement** » edition d'organisation , paris..

22- H,hamisultane : « **modele a correction d'ereure (MCE) et applications** » archives ouvertes, Hal I,cel01261.167.

23 – Zakane Ahmed (2008) « **dépenses publiques et croissance économique que role pour l'Eat** ? » revue d'économie et de statistique appliquée N^0 09/2008, numéro spécial, éditée par L'INPS, Algérie.

24 – zouhair, M : **Impact de l'ouverture commerciale sur le marché du travail des pais en voie de développement: le cas de la Tunisie**. THÈSE DE DOCTORAT en Sciences Economiques, Ecole Doctorale Organisation, Marchés, Institutions, paris-est.

ملاحق.

الملحقI: تطور كل من معدل نمو، البطالة tch، الاقتصادTC و التضخم inf في الجزائر(%)

annees	tch	tc	inf
1994	/	-0,90	29,05
1995	28,1	3,80	29,78
1996	/	4,10	18,68
2000	29,77	3,80	0,34
2005	15,3	5,90	1,38
2006	12,3	1,70	2,31
2010	10,8	3,60	3,91
2014	10,8	3,80	2,92
2015	11,2	3,70	4,78
2017	/	1,30	5,59

المصدر. من إعداد الباحثين بالاعتماد على:

- قاعدة البيانات للبنك العالمي 2020 بالنسبة لـ TC، .inf

- بيانات الديوان الوطني للإحصائيات 2020 بالنسبة لـ tch

الملحقII: معدل التغير في متغيرات الدراسة.

Années	**int**	**IDE**	**pib**	**I**	**inf**	**L**	**T**	**Gn**
1993	101,36	0,000	-0,166	-0,104	0,414	0,039	0,082	-0,130
1994	103,52	0,000	-0,037	0,007	0,025	0,034	0,136	-0,025
1995	102,80	269999,000	0,104	-0,040	-0,373	0,032	-0,027	0,030
1996	94,18	-0,037	0,010	-0,053	-0,693	0,025	-0,027	-0,015
1997	90,43	1,333	-0,015	0,122	-0,137	0,025	-0,137	0,105
1998	99,94	-0,519	-0,005	-0,044	-0,466	0,025	0,129	-0,044
1999	94,63	-0,039	0,111	-0,045	-0,872	0,024	0,234	-0,063
2000	78,73	2,974	-0,014	0,104	11,460	0,025	-0,066	0,083
2001	85,33	-0,043	0,024	0,115	-0,664	0,024	0,041	0,095
2002	90,13	-0,401	0,181	0,172	2,010	0,023	0,016	0,136
2003	85,62	0,382	0,241	0,254	-0,072	0,023	0,058	0,257
2004	85,59	-0,938	0,193	0,126	-0,651	0,023	0,085	0,086
2005	76,87	0,436	0,117	0,174	0,672	0,021	-0,008	0,079
2006	73,11	0,861	0,136	0,311	0,592	0,020	0,017	0,227
2007	77,80	1,162	0,246	0,407	0,321	0,019	0,066	0,315
2008	80,74	-0,325	-0,211	0,050	0,181	0,019	-0,070	0,000
2009	100,58	0,022	0,154	0,115	-0,318	0,025	-0,020	0,086

2010	92,98	1,435	0,218	0,083	0,157	0,020	-0,034	0,200
2011	89,90	-1,078	0,025	0,016	0,965	0,021	-0,031	0,065
2012	91,62	5,557	-0,017	0,114	-0,634	0,041	-0,027	0,064
2013	97,19	-0,932	-0,001	0,116	-0,104	-0,035	-0,023	0,067
2014	101,71	-6,445	-0,239	-0,123	0,640	0,014	-0,039	-0,135
2015	113,35	-0,540	-0,055	-0,017	0,337	0,014	-0,063	-0,029
2016	114,18	-1,073	0,025	0,006	-0,126	0,012	-0,001	0,013
2017	110,56	-447,203	0,017	0,014	-0,236	0,010	0,037	0,002

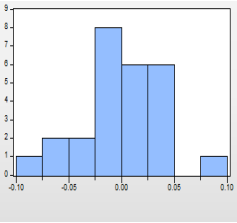
المصدر. من إعداد الباحثين بالاعتماد على قاعدة البيانات للبنك العالمي 2020.

الملحق III: نتائج التقدير والاختبارات التشخيصية.

Dependent Variable: L1
Method: Least Squares
Date: 12/05/21 Time: 11:10
Sample (adjusted): 1993 2018
Included observations: 26 after adjustments
No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.921660	2.571108	3.858904	0.0011
LI	0.095935	0.201519	0.476058	0.6395
LIN	-0.040246	0.013350	-3.014599	0.0071
LPIB2	-0.139952	0.115450	-1.212231	0.2403
LT	0.184042	0.136557	1.347728	0.1936
LID	-0.002255	0.002090	-1.079126	0.2940
LG1	0.313429	0.293421	1.068188	0.2988

R-squared	0.972750	Mean dependent var	19.65988
Adjusted R-squared	0.964145	S.D. dependent var	0.233578
S.E. of regression	0.044229	Akaike info criterion	-3.174064
Sum squared resid	0.037168	Schwarz criterion	-2.835346
Log likelihood	48.26283	Hannan-Quinn criter.	-3.076525
F-statistic	113.0418	Durbin-Watson stat	1.696715
Prob(F-statistic)	0.000000		



Series: Residuals
Sample 1993 2018
Observations 26

Mean	2.02e-15
Median	-0.000217
Maximum	0.096923
Minimum	-0.087090
Std. Dev.	0.038558
Skewness	0.017650
Kurtosis	3.479660
Jarque-Bera	0.250596
Probability	0.882234

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.003510	Prob. F(6,19)	0.4517
Obs*R-squared	6.256630	Prob. Chi-Square(6)	0.3951
Scaled explained SS	4.142506	Prob. Chi-Square(6)	0.6574

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.133418	Prob. F(2,17)	0.8760
Obs*R-squared	0.401796	Prob. Chi-Square(2)	0.8180

الملحق IV: نتائج تقدير النماذج بطريقة الحذف التدريجي.

Dependent Variable: L1
Method: Least Squares
Date: 12/05/21 Time: 17:13
Sample: 1993 2018
Included observations: 26
No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.82832	0.231446	77.03028	0.0000
LPIB2	0.202143	0.031951	6.326594	0.0000
@TREND	0.017830	0.002079	8.577467	0.0000

R-squared	0.975802	Mean dependent var	19.65988
Adjusted R-squared	0.973697	S.D. dependent var	0.233578
S.E. of regression	0.037882	Akaike info criterion	-3.600517
Sum squared resid	0.033006	Schwarz criterion	-3.455352
Log likelihood	49.80673	Hannan-Quinn criter.	-3.558715
F-statistic	463.7373	Durbin-Watson stat	2.266957
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: L1
Method: Least Squares
Date: 12/05/21 Time: 17:20
Sample: 1993 2018
Included observations: 26
No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.37564	0.385815	26.89274	0.0000
LT	0.185913	0.074366	2.499979	0.0200
LG1	0.337874	0.017043	19.82520	0.0000

R-squared	0.957868	Mean dependent var	19.65988
Adjusted R-squared	0.954205	S.D. dependent var	0.233578
S.E. of regression	0.049985	Akaike info criterion	-3.046006
Sum squared resid	0.057466	Schwarz criterion	-2.900841
Log likelihood	42.59808	Hannan-Quinn criter.	-3.004204
F-statistic	261.4539	Durbin-Watson stat	1.415967
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: L1
Method: Least Squares
Date: 12/05/21 Time: 17:23
Sample: 1993 2018
Included observations: 26
No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.68697	0.649589	24.14906	0.0000
LT	0.147076	0.053932	2.727035	0.0126
LID	-0.004178	0.001786	-2.339685	0.0293
LI	0.135854	0.027477	4.944242	0.0001
@TREND	0.014576	0.002758	5.284749	0.0000

R-squared	0.978499	Mean dependent var	19.65988
Adjusted R-squared	0.974403	S.D. dependent var	0.233578
S.E. of regression	0.037370	Akaike info criterion	-3.564844
Sum squared resid	0.029327	Schwarz criterion	-3.322903
Log likelihood	51.34298	Hannan-Quinn criter.	-3.495174
F-statistic	238.9208	Durbin-Watson stat	1.703652
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: L1
Method: Least Squares
Date: 12/05/21 Time: 17:22
Sample: 1993 2018
Included observations: 26
No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.06321	1.290257	12.44962	0.0000
LT	0.882605	0.300798	2.934209	0.0075
LIN	-0.011140	0.059082	-0.188558	0.8521

R-squared	0.321897	Mean dependent var	19.65988
Adjusted R-squared	0.262931	S.D. dependent var	0.233578
S.E. of regression	0.200533	Akaike info criterion	-0.267506
Sum squared resid	0.924913	Schwarz criterion	-0.122341
Log likelihood	6.477582	Hannan-Quinn criter.	-0.225704
F-statistic	5.459074	Durbin-Watson stat	0.209049
Prob(F-statistic)	0.011479		