مجلـة الاقتصاد والتنمية المستدامة
المجلد:05/ العـدد:02 (2022)، ص 110-127
ISSN : 2661-7986 EISSN: 2773-2606

دراسة قياسية لأثر متغيرات الاقتصاد الكلي على الطلب العمل في الدول العربية باستخدام طريقة المربعات الصغرى المصححة كليا (FMOLS)

econometric study of the impact of macroeconomic variables on labor demand in the Arab countries using the fully modified ordinary least square (FMOLS)

وسام حسيني[1]*، محمد رتيعة[2]

[1] جامعة المدية ، hocini.ouissam@univ-medea.dz

[2] جامعة المدية ، ratiat@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2022/03/03 تاريخ القبول: 2022/07/02 تاريخ النشر: 2022/09/01

مستخلص:

تهدف الدراسة إلى قياس أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على طلب العمل في عينة من الدول العربية باستخدام نماذج بانل الديناميكية، حيث دلت نتائج الاختبارات بانل للاستقرارية واختبار Pedroni؛ عن وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.

وبعد التقدير باستخدام طريقة FMOLS، باعتبارها الأسلوب المناسب في هذه الحالة، توصلت النتائج إلى وجود علاقة طردية ومعنوية بين الطلب على العمل محدداته في الدول العربية عند مستوى المعنوية 1%.

الكلمات المفتاحية: الطلب على العمل؛ FMOLS؛ نماذج بانل؛ سوق العمل، الاقتصاد الكلي.

تصنيفات JEL: .**E24**؛ **C23**.؛

Abstract :

The study aims to estimating the impact of macroeconomic variables on the labor demand in Arab countries, using dynamic plate models, as indicated by the results of the Panell stability tests and the Pedroni test, About the existence of a common integration relationship between the variables.

This was estimated using the FMOLS method, as a suitable method in this case. The results of the estimate revealed a significant correlation between demand for labor and its determinants in Arab countries at the level of significance 1%. This is in line with the economic impact and logic

Keywords: labor demand, FMOLS, Panel models, Labor marke, macroeconomic .

JEL Classification: E24 ; C23 ;

* المؤلف المرسل.

مقدمة

عرف موضوع العمل منذ القدم وحتى في العصر الحديث أهمية كبيرة لدى الباحثين وصناع القرار، وتتمثل هذه الأهمية في كون هذا العنصر يعد من أهم عناصر الإنتاج، في الأمدين القصير والطويل، فنتيجة عدم استغلال هذا الجزء من الطاقة الإنتاجية يؤدي إلى آثار سلبية على الاقتصاد الوطني.

وما تشهده اقتصاديات دول العالم اليوم سواء المتقدمة منها أو النامية من تغيرات كبيرة وسريعة،ومتداخلة فيما بينها وفي بعض الحالات يصعب التحكم بها وخاصة في الدول النامية، وعليه يعد موضوع العمل والطلب عليه بصفة خاصة، مشكلا يؤرق جل اقتصاديات الدول العربية،إن لم نقل كلها فهي كغيرها من دول العالم تسعى لوضع سياسة متكاملة الجوانب من أجل التحكم في الاختلالات الموجودة في اقتصادياتها نتيجة لعدم استغلالها الأمثل لثرواتها،وخاصة العنصر البشري فهي تتميز دون غيرها من الدول بقوة عمل كبيرة، وهذا راجع إلى تركيبتها السكانية التي تغلب عليها فئة الشباب، لهذا وجب اقتصار هذه السياسات على وضع برامج ومشاريع تحد من الهذر لهذه الموارد، ويكون ذلك بوضعها في إطار مع جملة من العناصر التي يتأثر ويؤثر بها عنصر الطلب على العمل، ونقصد ببعضها النمو الاقتصادي؛ الذي تربطه علاقة تبادلية مع الطلب على العمل فأي انخفاض في النمو الاقتصادي له تأثير سلبي على النمو الطلب على العمل، إذ تسعى معظم الدول على اختلاف مستوياتها ومواردها على تحقيق مستوى مرتفع ومستقر وهذا دون استبعاد المتغيرات الأخرى كالإنفاق الحكومي والاستثمار، حيث أثبتت الدراسات أن لهما تأثيرا مباشرا على الطلب على العمل، بحيث يعد الاستثمار العنصر الأقوى المساهم في توفير مناصب عمل جديد، ولتوضيح الأمر أكثر نطرح الإشكالية الآتية:

كيف تؤثر متغيرات الاقتصاد الكلي على طلب العمل في الدول العربي ؟

فرضية الدراسة: يتأثر الطلب على العمل بالاستثمار أكثر منه بالنمو الاقتصادي والإنفاق الحكومي في الدول العربية.

هدف الدراسة: تهدفت هذه الدراسة هو تقدير محددات دالة الطلب على العمل في الدول العربية خلال الفترة (1990-2018).

معرفة كيف تؤثر المتغيرات الكلية على الطلب على العمل في الدول العربية.

الدرسات السابقة:

- دراسة عيسى شقبقب، فتيحة زرزي (2019) ، هدفت الدراسة إلى تحديد العوامل المؤثرة في الطلب على العمل في الجزائر خلال الفترة 1980-2019باستعمال نموذج تصحيح الخطأ ECM، وتوصلت النتائج إلى أن هناك علاقة موجبة ومعنوية بين الطلب على العمل والدخل الحقيق حيث أن أي زيادة في الدخل 10% تؤدي إلى زيادة الطلب على العمل بـ 1.23%، ونفس الأمر بالنسبة للاستثمار الحقيقي فان أي زيادة بـ 1% تؤدي إلى زيادة الطلب على العمل بـ 0.6%، كما أشارت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين الطلب على العمل والإنفاق الحكومي وقيمة الصادرات وعلاقة عكسية بين الطلب على العمل وقيمة الواردات، وبالنسبة إلى معمل تصحيح الخطأ فقد بلغت قيمته 0.458 أي يتم تصحيح المسار بين المتغير التابع والمتغير المستقل في الأجل الطويل.
- دراسة عماد الدين أحمد المصبح، محمد عبد الكريم المرعي(2014)، هدفت الدراسة إلى تحديد العوامل المؤثر في الطلب على العمل في الدول العربية خلال الفترة 14990-2011 باستخدام النماذج الساكنة لبيانات بانل، وتم اختيار نموذج الأثر الثابت Fixed Effect في التقدير وذلك بناء على اختبار Housman، وبينت النتائج أن معدل التضخم كان المتغير الأكثر استقرارا في تحديد الطلب على العمل بما يؤكد انطباق سوق العمل العربية على حالة منحنى فيلبس كما بينت النتائج أن معدل النمو يساهم في الطلب على العمل بـ 5.93% أما التضخم فقد بلغ 18.63%، تكوين رأس المال الثابت فقد بلغ 6.44%، أما الانفتاح التجاري ومعدل النمو الأجور الاسمية فقد بلغ81.49 %، 35.23% على التوالي.
- دراسة(1995) L.Revenga, Samuel Bentalia ، التي توصلت إلى وجود علاقة موجبة بين النمو الاقتصادية المتمثل في إجمالي الناتج المحلي والطلب على العمل في عينة مكونة من 11 دولة في منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية خلال الفترة 1970-1992، حيث تمت الدراسة باستخدام نماذج بانل فكانت أكبر قيمة لمرونة العمل بالنسبة لنمو الاقتصادي محققة من نصيب المملكة المتحدة بـ 0.574، ثم تأتي بعدها استراليا بقيمة 0.513، ثم كندا بقيمة 0.446، إلى أن نصل إلى اقل قيمة وكانت من نصيب اليابان 0.093.

- دراسة Ozlem Onaram (2008)، بعنوان دراسة لدالة الطلب على العمل لدول وسط وشرق أوروبا باستخدام بانل للقطاعات الصناعية التحويلية لكل بلد، حيث حددت دالة الطلب على العمل من خلال مجموعة من المتغيرات وهو النمو الاقتصادي والاستثمار والأجر بالإضافة إلى التجارة الخارجية، وأشارت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين النمو الاقتصادي وطلب العمل أما بالنسبة للأجر والاستثمار فلم تكن هنا أثار لعدم معنوياتها إحصائيا.

1- الاطار النظري والتحليلي لمؤشرات الطلب على العمل

يعرف الطلب على العمل على المستوى الإجمالي هو قدرة الاقتصاد الوطني على توظيف الأيدي العاملة عند أجر حقيقي معين، ويعني ذلك تجميع الطلبات الفردية لأصحاب الأعمال (مدحت، 2009، صفحة 31)، أي أنه عبارة عن كمية الجهود البشرية المطلوبة من قبل أصحاب العمل مقابل أجر معين، ويعبر عنه بالطلب على العاملين الذين تتوفر لديهم الأهلية لتقديم الجهد المطلوب من قبل الوحدات الإنتاجية التي تتحدد مكوناتها وفقا لنوع النشاط الذي يعمل فيه والأسلوب التقني المتبع، والتي تتأثر بدورها بالإجراءات التنظيمية والمستويات الإنتاجية السائدة (طاقة و عجلان، 2008، صفحة 49)؛ وعليه فان الطلب على العمل يتأثر بمجموعة من المتغيرات التي أي تغير فيها للأحسن يؤدي بطبيعة الحال إلى زيادة هذا الأخير ونقصد من هذه المتغيرات النمو الاقتصادي، الاستثمار، الانفاق الحكومي ...الخ، بحيث إحداثه والمحافظة على استقراره يؤدي إلى بلوغ الهدف وهو زيادة الطلب على العمل.

1-1 تحليل مؤشرات الطلب على العمل في الدول العربية

معدل التشغيل مؤشر يعكس مدى قدرة الاقتصاد على استخدام اليد العاملة الموجودة، ويقيس هذا المؤشر عدد الأفراد المشتغلين على إجمالي السكان، وتشمل فئة المشتغلين بحسب تعريف منظمة العمل العربية أي شخص يعمل ولو لمدة ساعة واحدة في الأسبوع او في اليوم كما تشمل الأشخاص الغائبين عن العمل بشكل مؤقت مثل المرضى (ناشور، 2017، صفحة 151)

الجدول رقم(1): تطورات معدل التشغيل في الدول العربية خلال الفترة (2000-2019)

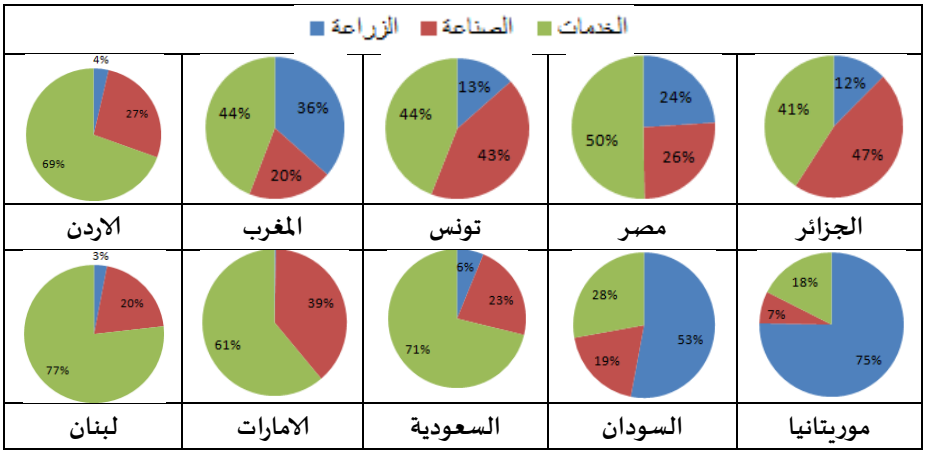
2019	2015	2010	2000	الدول	2019	2015	2010	2000	الدول
41.4	41,7	44,8	41,4	EGY	36,3	36,8	38,1	30,6	DAZ
40.4	40,2	41,9	43,2	SDN	41,5	41,2	41,6	45,5	MRT
38.7	39,7	40,6	40,1	TUN	41,2	42,7	45,3	43,2	MRA
71.9	71,0	68,1	67,0	KWT	72,8	70,8	71,4	64,8	BHR
70.4	67,9	58,9	52,2	OMN	80,2	81,4	81,7	74,3	ARE

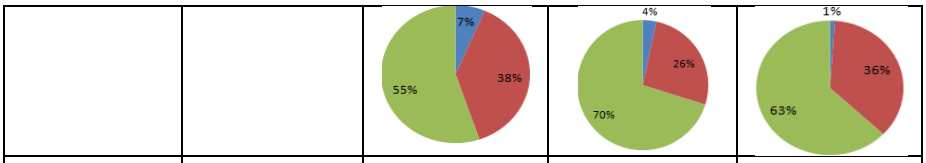
6.52	52,9	48,4	47,6	SAU	33.5	34.1	36.6	36.3	JOR
					44,1	43,9	43,8	42,4	LBN

المصدر: من اعدد الباحثين بناء على بيانات منظمة العمل الدولية https://ilstat.ilo.org

الجدول رقم (1) الخاص بتطور معدلات التشغيل (نسبة العمالة إلى عدد السكان الإجمالي) في الدول العربية خلال الفترة 2000-2019، يبين أن أعلى نسبة تشغيل كانت في دول الخليج حيث سجلت الإمارات نسبة 80.2% سنة 2019، فيما سجلت أدنى نسبة 52.6% في السعودية، أما عمان فقد شهدت هذه النسبة تطورا ملحوظا ففي سنة 2000 كانت 52.8% وتطورت هذه النسبة إلى 70.4% في سنة 2019، وهذه الزيادة شملت جميع دول المجلس التعاون الخليجي ولو بنسب قليلة ويعود الأمر إلى الانتعاش الاقتصادي الذي عرفته هذه الدول الذي أدى إلى ارتفاع الناتج المحلي بسبب زيادة نشاط القطاعات غير النفطية وتوسع فيها. في حين تعرف الأردن انخفاض في نسبة العمال 33.5% في سنة 2019 بعد ما كانت هذه النسبة 36.3% في سنة 2000، أي انخفاض بـ 2.8%، وهذا يعود إلى سبب تشترك فيه تقريبا جميع الدول العربية في الشرق الأوسط وشمال إفريقيا وهو أن نمو عدد السكان أكبر من نمو الاقتصادي الذي يتح فرص حقيقية للعمل؛ أما دول شمال إفريقيا فلم تتجاوز جميعا 45% من نسبة العمالة إلى عدد السكان وتعد الجزائر الحلقة الضعف من بين هذه الدول فقد سجلت نسبة 36.3% في سنة 2019، أما بقية الدول فقد كانت نسبتها تفوق 40% وهي متقارب فيما بينها جميعا ما عدا تونس هي الأخرى سجلت نسبة 38%، وهذه النسب المنخفضة تعود إلى عدم تكامل السياسات الاقتصادية والاجتماعية مع سياسة التشغيل وعدم جدوة البرامج المقدمة من طرف الحكومات في توفير مناصب عمل حقيقية.

الشكل رقم (1): توزع العمالة حسب القطاعات الرئيسية في الدول العربية في سنة2019





البحرين	الكويت	عمان		

المصدر: من إعداد الطالبة بالاعتماد على تقرير المنظمة العمل الدولية 2019 unstats.un.org

ما يوضحه الشكل رقم (1) الخاص بتوزع القوة العاملة على الأنشطة الاقتصادية أن هناك انخفاض في معدل إستعاب العمالة في القطاعين الإنتاجيين الزراعة والصناعة وخاصة في الدول الخليج والشرق الأوسط على خلاف دول شمال افريقيا، فقد سجلت الزراعة في العام 2019 في العالم العربي 22.4%، أما الدول الافريقية لوحدها فقد سجلت لنفس السنة 37.74%، في حين نجد الصناعة بلغت نسبتها في العالم العربي 27.69%، أما الخدمات فلها أعلى نسبة من العمالة في العالم العربي تمثلت في 49.93%.

فنجد الجزائر تختلف عن بقية الدول العربية حيث نلاحظ أن قطاع الصناعة له أعلى نسبة 46.7% من اليد العاملة، أما قطعي الزراعة والخدمات فقد سجلا على التوالي 12.6% و40.7% في سنة 2019 وهذا يعود إلى تحسن قطاعات معينة تمثلت في التعدين والحديد والصلب والميكانيك، بالاضافة إلى الجلود والصناعة الكيماوية والمناجم والمحاجر وصناعة الأغذية، كما أن الصناعة السلع الوسيطة الحديدية وتركيبة السيارات سجلت الفارق في استعاب اليد العاملة، أما قطاع الخدمات هو الأخر عرف تذبذب إلا أنه يحتوي على نسبة كبيرة وهذه تعود إلى توظيف معظمها في المؤسسات الحكومية، أما الزراعة فقد سجلت أقل نسبة برغم من انه قطاع يمكن الاعتماد عليه في امتصاص البطالة، أما بالنسبة لكل من تونس والمغرب ومصر حيث عرفت هذه الدول انخفاض كبير في معدل العمالة في قطاع الزراعة، أما معدل قطاع الصناعة فقد كان يميل إلى الثبات خلال سنوات الأخيرة، فكما نعلم القدرة الاستيعابية لهذا القطاع في الدول العربية وخاصة الأفريقية محدودة، أما قطاع الخدمات فهو يحتل الصدارة باعتبار أن هذه الدول وخاصة مصر وتونس تعتمد بالمطلق على السياحة (فنادق، مطاعم، نقل، تجارة ...الخ) بالإضافة إلى قطاع التعليم في مصر الذي يعرف هو الأخر تضخم في اليد العاملة، أما بقية الدول الأفريقية، ونقصد السودان، موريتانيا، تتميز هذه الدول بتمركز كثافة سكانية كبيرة في الريف بالإضافة إلى اعتمادها الكلي على الزراع كما يطغى عليها التشغيل الغير رسمي فقد سجلت موريتانيا في سنة 2019 على التوالي 75.3%، في

حين أقل نسبة سجل في قطاع الصناعة وهو 7.6%، ومتمثل في بعض الصناعات الضرورية وقطاع الخدمات هو الأخر سجل قيمة معتبرة 17.5% متمثل أغلبها في موظفي المؤسسات الحكومية، أما سوق العمل السوداني فهو له ميزة يشترك بها مع عديد من الدول العربية وهو ضعف الجهاز الإنتاجي بالإضافة إلى اعتماد القطاعات الإنتاجية على مدخلات الإنتاج مستوردة بالإضافة إلى ضعف الطلب على السلع المنتجة محليا. أما قطاع الزراعة فله دور كبير في توفير مناصب عمل حيث يضمن 53% في سنة 2019% من أجمالي العمالة وهذا ليس بالغريبة على دولة مثل السودان غنية بالمواد الطبيقة والتي تشمل على 84 مليون هكتار أراضي زراعية خصبة و74 مليون هكتار مراعي بالاضافة إلى مساحات شاسعة من الغابات وتوفر على مياه منها الدائمة والموسمية.

أما فيما يخص دول الخليج نجد أن قطاع الخدمات تحقق أكبر نسبة تتجاوز 60%، في سنة 2019، يليه قطاع الصناعة فقد، في حين نجد قطاع الزراعة لم يتجاوز 2 % في هذه الدول ما عدا السعودية التي سجلت 6.1% في سنة 2019، أما عمان فقد اختلف توزيع العمالة عن بقية دول الخليج، حيث سجلت في سنة 2019 القطاع الصناعة نسبة تمثلت في 38.3%، وهذه كانت على حساب قطاع الخدمات الذي عرف تراجع متسمر حيث كانت نسبته حوالي 75% في سنة 2005، أما في سنة 2019 فقد سجلت 55%، وهذا يعود إلى وفرة الطاقة وبأسعار تنافسية جعل من الصناعة الخيار الطبيعي للازدهار والنمو فبالإضافة إلى البترول والغاز شملت أيضا إنتاج الأسمدة والصلب والبتروكيماويات. أما بقية دول الشرق الأوسط فنجد تشابه في توزيع العمالة بين كل من لبنان التي سجلت 76.8% في قطاع الخدمات، 20.2% في قطاع الصناعة، 3% في قطاع الزراعة ، والأردن هي الأخرى سجلت 69.5% في قطاع الخدمات الذي شمل الخدمات المالية والسياحية و 26.9%، 3.6% في قطاعي الصناعة والزراعة على التوالي في سنة 2019، وهذا يعود إلى تمتع هذين الدولتين بكفاءة ومهارة الموارد البشرية، نتيجة التركيز على التعليم لتخريج يد عاملة ماهرة.

2- دراسة قياسية لأثر متغيرات الاقتصاد الكليعلى الطلب العمل في دول العربية

2-1 طريقة والأدوات المستخدمة:

من خلال هذه الدراسة نحاول معرفة أهم محددات الطلب على العمل في الدول العربية، وذلك باستخدام طرق وأساليب الاقتصاد القياسي، من أهمها نماذج بانل الديناميكي،وذلك بالإعتمادا على اختبار(Pedroni) للتكامل المشترك (Pedroni

(Residual Cointegration Test, 2004) من أجل الكشف عن وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

2-2 عينة، فترة ومصادر بيانات الدراسة :

تم الاعتماد على عينة من الدول العربية شملت 12دولة من شمال إفريقيا (الجزائر، مصر، تونس، المغرب، موريتانيا، السودان) وآسيا (السعودية، الإمارات العربية المتحدة، البحرين، الكويت، عمان، الأردن، لبنان)، أما فترة الدراسة تمتد من 1990 إلى سنة 2018، واختيرت هذه الفترة بناء على ما توفرت عليه البيانات لكل الدول المختارة في الدراسة، وهذه البيانات تم الحصول عليها من البنك الدولي.

2-3 نموذج الدراسة:

سنعتمد في هذه الدراسة على تكوين نموذج لدالة الطلب على العمل تفسر بـ النمو الاقتصادي الممثل بالناتج المحلي الإجمالي، والإنفاق الحكومي بالإضافة إلى الاستثمار، وهذا وفق الدراسة القياسية التالية: $LLD = F(LGDP, LG, LI)$

حيث:

(LLD): لوغاريتم قوة العمل معبر عنه بعدد العمال (عدد الموظفين في بلد ما خلال فترة زمنية معينة(الوحدة بالآلاف)).

$(LGDP)$: لوغاريتم النمو الاقتصادي معبر عنه بالناتج المحلي الإجمالي مقاسا بالدولار الأمريكي (الوحدة بالمليون)، حيث يعتبر قانون اوكين (Okun) الأساس النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي ومعدل التشغيل (بدر شحادة، 2013، صفحة 26)، حيث يعتبر النمو الاقتصادي تغير كمي يمكن أن يحدث في اتجاهين، احدهما مرتبط بزيادة إنتاجية العمل والذي عادة لا يؤدي إلى خلق فرص عمل إضافية باعتباره ناتج عن تحسين الأداء الإنتاجي لدى العمال الموجودين أصلا، والاتجاه الأخر يرتبط بزيادة كمية في خلق مناصب عمل إضافية (بوعلام، 2013، صفحة 83).

(LG):لوغاريتم الإنفاق الحكومي مقاسا بالدولار الأمريكي (الوحدة بالمليون). بافتراض أن الدراسة في حالة الدول العربية، بوصفها أنها تنتمي إلى مجموعة البلدان النامية، فان الإنفاق الحكومي يلعب دورا مهما في الطلب على العمالة، سواء لجهة الطلب المباشر عبر خلق مزيد من الوظائف في المؤسسات الحكومية، أو بشكل غير مباشر عبر تأثير مضاعف الإنفاق الحكومي على مجمل النشاط الاقتصادي (المصبح و المرعي، 2014، صفحة 15).

(LI):لوغاريتم الاستثمار معبر عنه بتكوين رأس المال الثابت مقاسا بالدولار الأمريكي (الوحدة بالمليون). والذي يعتمد تأثيره على الطلب على العمل على طبيعة العلاقة بين العمل ورأس المال، وإمكانية الإحلال بينهما في العمليات الإنتاجية، في حين ترى النظرية الاقتصادية بأن اثر أسعار رأس المال على الطلب على العمل موجبا ويعود ذلك إلى أن الزيادة في استخدام رأس المال أكثر من العمل، يؤدي إلى زيادة الإنتاجية الحدية للعامل وبالتالي انتقال منحنى قيمة الإنتاجية الحدية الذي يمثل طلب المنشاة على القوى العاملة إلى الأعلى، ولكن مثل هذا الأمر يمكن أن يكون في الدول المتقدمة صناعية، أما في الدول النامية فانه يرتبط بدرجة التطور في العمليات الإنتاجية في القطاعات الاقتصادية (شقبقب و زرزي، 2019، صفحة 101).

4-2 اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Test)

قبل تقدير النموذج بيانات بانل الديناميكي يجب تحديد رتبة التكامل المشترك للمتغيرات والهدف من هذا هو تحديد درجة التكامل، وعليه توجد عدة اختبارات للكشف عن جذر الوحدة لبيانات بانل، إلا أننا استخدمنا اختبار LLC(2002) المقترح من طرف (Andrew Levin, 2002, pp. 1-24) واختبار (Breitung, 2002, pp. 343-363) بالاضافة إلى اختبار IPS لـ (Kyung So Im, 2003, pp. 53-74) واختبار Fisher-ADF وFisher-P ، حيث تعتبر من أهم الاختبارات المستخدمة للكشف عن استقرارية السلاسل الزمنية.

5-2 اختبار بادروني للتكامل المشترك (Pedroni Residual Cointegration Test).

على غرار اختبارات جذر الوحدة نجد اختبارات التكامل المشترك لبيانات بانل،التي تعطي نتائج أكثر موثوقية من التي يتم الحصول عليها من خلال الاختبارات الفردية، وعليه بناء على اختبارات التكامل المشترك الفردية لـEngle-Granger (EG) تم اقتراح أوسع لاختبار التكامل المشترك بواسطة Pedroni، بناء على البواقي المقدرة استخلص بادروني سبعة اختبارات مقسمة على مجموعتين الأولى تفرض معلمات الانحدار الذاتي المشترك "داخل البعد"والثانية تفرض معلمات الانحدار الفردي "بين البعد" (Petar, Olja, & Aleksandar, 2017, p. 7).

تعد المعادلة التالية نقطة انطلاق التكامل المشترك لبيانات بانلi Pedron

$$y_{i,t} = \beta_i' x_{i,t} + \gamma_{li}' + \varepsilon_{i,t} \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

$x_{i,t}$ المتغير المستقل، وفي الحالة العامة هو شعاع المتغيرات المستقلة وع (Mikael, Johan, & Pär, 2007, p. 8):

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

تماشيا مع إجراء (EG) يعتمد اختبار التكامل المشترك على الانحدارات المساعدة للبواقي التي يتم الحصول عليها من المعادلة (1)، وهذا اعتمادا على نوع الاختبار فيما يتعلق بالمعلمات، حيث أن هناك نوعين من الاختبارات اختبار شبه حدودي وتمثله المعادلة (2) واختبار حدودي تمثله المعادلة (3).

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \mu_{i,t} \text{.....(2)}$$

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum \phi_{i\rho} \Delta\rho \hat{\varepsilon}_{i,t-\rho} + \mu^{*}_{i,t} \text{.....(3)}$$

إحصائيات اختبار التكامل المشترك هي كالتالي:

Panel v-Statistic $Z_{\hat{v}NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1}$

Panel rho-Statistic $Z_{\hat{\rho}NT-1} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} - \hat{\lambda}_{i} \right)$

Panel PP-Statistic (semi-parametic)

$$Z_{tNT} = \left(\tilde{\sigma}_{NT}^{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} - \hat{\lambda}_{i} \right)$$

Panel ADF-Statistic (parametic)

$$Z_{tNT}^{*} = \left(\tilde{\delta}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2}$$

Group rho-Statistic $\tilde{Z}_{\hat{\rho}NT-1} = \sum_{i=1}^{N} \left[\left(\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right) \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1} - \hat{\lambda}_{i} \right) \right]$

Group PP-Statistic (semi-parametic)

$$\tilde{Z}_{tNT} = \sum_{i=1}^{N} \left[\left(\hat{\sigma}_{i}^{2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} - \hat{\lambda}_{i} \right) \right]$$

Group ADF-Statistic (parametic)

$$\tilde{Z}_{tNT}^{*} = \sum_{i=1}^{N} \left[\left(\hat{\delta}_{i}^{*2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right) \right]$$

وفي النهاية فإن جميع اختبارات Pedroni تتقارب من التوزيع الطبيعي بحيث يمكن استخدام الفرضية التالية:

معلمة الانحدار الذاتي المشتركة(within-dimension) $\begin{cases} H_0: \rho_i = 1 \\ H_1: \rho_i = \rho < 1 \end{cases}$

معلمة الانحدار الذاتي الفردية (between-dimension) $\begin{cases} H_0: \rho_i = 1 \\ H_1: \rho_i < 1 \end{cases}$ (Petar, Olja, & Aleksandar, 2017, p. 7)

6-2 عرض طريقة التقدير FMOLS

بهدف تقدير هذا النموذج نستخدم طريقة FMOLS(FullyModifiedOrdinaryLeast Squares) هذه الطريقة قدمت وطورت في الأصل بواسطة Philips and Hansen (1990) لتقدير علاقة التكامل من الدرجة الأولى لسلاسل المتغيرات (1)I، اذ تعطي هذه الطريقة تقديرات أكثر موثوقية في حالة عينات صغيرة الحجم (Al-Abdulrazag و Jaser Siam، 2014، الصفحات 88-89)، ثم صيغت مرة أخرى من طرف (Pedroni 2000)، وتعتمد هذه الطريقة على الخصائص التقريبية للبواقي Ajusted-FM والتي تهتم بدمج البيانات من خلال البعد الداخلي،وبغرض دمج البيانات على أساس البعد البيني فاستعمل Group-FM، وتمنح طريقة تقدير FMOLS مقدرات للمعالم متسقة وتتبع تقريبا التوزيع الطبيعي المعياري وهي بذلك تكون أكثر قوة، حيث تتميز هذه الطريقة بقدرتها على التعامل مع داخلية المتغيرات التفسيرية الارتباط الذاتي للأخطاء وعدم ثبات التباين المحتمل للمعلمات على المدى البعيد، كما تمنحنا هذه الطريقة مقدرات غير متحيزة وبأقل تباين (لعقاب، 2015، صفحة 165).ويمكن إعطاء هذا المقدر على النحو التالي:

$$\hat{\beta}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{i,t} - \bar{x}_i)(y_{i,t} - \bar{y}_i)$$

يتم إعطاء مقدر FMOLS كتعديل لنظام OLS على النحو التالي:

$$\hat{\beta}_{FM}=\left(\sum_{i=1}^{N}\hat{L}_{22i}^{-1}\sum_{t=1}^{T}(x_{i,t}-\bar{x}_i)^2\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\hat{L}_{11i}^{-1}\hat{L}_{22i}^{-1}\sum_{t=1}^{T}(x_{i,t}-\bar{x}_i)y_{i,t}^{*}-T\hat{\delta}_i$$

حيث:

$$y_{i,t}^{*}=(y_{i,t}-\bar{y}_i)-\left(\frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}}\right)\Delta x_{i,t}+\left(\frac{\hat{L}_{21i}-\hat{L}_{22i}}{\hat{L}_{22i}}\right)\beta(x_{i,t}-\bar{x}_i)$$

$$\hat{\delta}_i\equiv\hat{\Gamma}_{21i}+\hat{\Omega}_{21i}^{o}-\left(\frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}}\right)\left(\hat{\Gamma}_{21i}+\hat{\Omega}_{21i}^{o}\right)$$

ويتم الحصول على مقدر FMOLS في بيانات بانل عن طريق تشغيل الانحدار التالي (Petar, Olja, & Aleksandar, 2017, p. 8):

$$y_{i,t}=\beta_i^{'}x_{i,t}+\sum_{j=-q}^{q}\zeta_{ij}\Delta x_{i,t+j}+\gamma_{li}^{'}D_{li}+\varepsilon_{i,t}$$

2-7 تحليل النتائج:

جدول 3: نتائج اختبارات Breitung, IPS, ADF-fisher, PP- fisher, LLC, **لاستقرار المتغيرات**

المتغيرات	LLC	Breitung	IPS	ADF-fisher	PP- fisher
LLD	LEVEL				
	-5.2720 (0.000)***	1.8597 (0.968)	-2.5278 (0.005)***	79.074 (0.000)***	16.647 (0.863)
	1st Difference				
	-0.9784 (0.1639)	-3.5065 (0.000)***	-3.3387 (0.000)***	52.282 (0.000)***	95.891 (0.00)***
LGDP			LEVEL		
	2.3141 (0.9897)	0.8948 (0.8146)	1.0173 (0.8455)	17.708 (0.8169)	40.292 (0.019)**
	1st Difference				
	-0.48072 (0.3154)	-2.1042 (0.017)**	-3.9766 (0.0000)***	58.059 (0.000)***	378.171 (0.000)***
LG	LEVEL				
	1.2271 (0.8901)	1.4412 (0.925)	-0.0789 (0.4686)	28.077 (0.2568)	279.696 (0.00)***
	1st Difference				
	-3.7666 (0.000)***	-2.1800 (0.014)**	-5.2082 (0.000)***	70.217 (0.000)***	366.538 (0.00)***

LEVEL					***LI***
27.445 (0.284)	27.080 (0.3007)	-0.07807 (0.4689)	1.2602 (0.8962)	1.8994 (0.9712)	
1st Difference					
207.797 (0.00)***	62.023 (0.000)***	-4.1304 (0.000)***	0.3840 (0.6495)	-3.1305 (0.000)***	

القيم**()***()،دالة إحصائيا عند مستوى المعنوية 1 % و5 % على التوالي

المصدر: من أعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الجدول رقم (3) الذي يوضح أن نتائج كل اختبارات جذر الوحدة (,Breitung,) LLC,IPS, ADF-fisher, PP- fisher ,Hadri, المطبقة عند المستوى تبين أن كل السلاسل الزمنية للمتغيرات (LDL, LGDP, LI, LG)غير مستقرة في المستوى حيث نجد القيم المحسوبة للاختبارات أكبر من القيم الحرجة عند مستوى المعنوية5%. كما نجد أن القيمة الاحتمالية أكبر من 0.05 ، وعليه نقبل فرضية العدم H_0أي السلسلة غير مستقرة عند المستوى، مما يستلزم إجراء اختبار الاستقرارية للفرق الأول لهذه السلاسل، ومن نتائج اختبارات الفرق الأول للسلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة نجد أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الحرجة، وهذا ما تؤكده القيمة الاحتمالية للاختبارات الموضحة في الجدول رقم (1)، فهي أقل من 0.05أي رفض فرضية العدمH_0،ومنه عدم وجود جذر الوحدة في السلسلة وقبول الفرض البديل أي إستقرارية سلسلة متغيرات الدراسة الخاصة بنماذج بانل.

بما أن المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول فهذا يعني أن كل متغيرات الدراسة متكاملة من نفس الدرجة (1)I، وبالتالي احتمال وجود علاقة تكامل مشترك على المدى البعيد،وللتحقق من ذلك سيتم الاعتماد على اختبار

الجدول رقم (4): نتائج اختبار بادروني لتكامل المشترك

.(PedroniResidualCointegration Test)

Prob	**Statistic**	
معلمة الانحدار الذاتي المشتركة(within-dimension)		
(0.0000)***	11.0317	Panel v-Statistic
(0.7817)	0.7778	Panel rho-Statistic
(0.0070)***	-2.4553	Panel PP-Statistic
(0.0007)***	-3.1876	Panel ADF-Statistic
معلمة الانحدار الذاتي الفردية(between-dimension)		

(0.9730)***	1.9262	Group rho-Statistic
(0.0387)**	-1.7662	Group PP-Statistic
(0.0008)***	-3.1740	Group ADF-Statistic

القيم**()***()،دالة إحصائيا عند مستوى المعنوية 1 % و5 % على التوالي

المصدر: من اعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews10

بعد التأكد من أن المتغيرات مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى، ننتقل إلى الكشف عن وجود علاقة توازنية طويلة بين المتغيرات وذلك بتطبيق اختبار بدروني (Pedroni)، وحسب الجدول (2)تدل القيم الإحصائية على وجود علاقة تكامل مشترك على المدى الطويل بين المتغيرات وهذا حسب إحصاءات غالبية الاختبارات باستثناء Panel v-Statistic و-Group rho Statistic، حيث كانت القيم المحسوبة أكبر من القيم الجدولية وبذلك تم رفض الفرضية الصفرية H_0 أي يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات عند مستوى المعنوية 5% وذلك على البعدين الداخلي والبيني ، ومنه يمكن القول انه يوجد تكامل مشترك لكل دولة، ووجود تكامل مشترك خاص بكل دولة.ويسمى النموذج الممكن تقديره بنموذج تصحيح الخطأ VECM .

نتائج التقدير:

الجدول 3: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة FMOLS

Dependent Variable: LLD
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)
Date: 12/29/19 Time: 01:12
Sample (adjusted): 1991 2018
Periods included: 28
Cross-sections included: 12
Total panel (balanced) observations: 336
Panel method: Pooled estimation
Cointegrating equation deterministics: C
First-stage residuals use heterogeneous long-run coefficients
Coefficient covariance computed using default method
Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LG	0.076311	0.005000	15.26268	0.0000
LI	0.123477	0.004722	26.15156	0.0000
LGDP	0.011998	0.004734	2.534679	0.0117

R-squared	0.970532	Mean dependent var	7.990352
Adjusted R-squared	0.969246	S.D. dependent var	1.304084
S.E. of regression	0.228693	Sum squared resid	16.78844
Long-run variance	0.012915		

المصدر: من أعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews10

بعد التأكد من وجود تكامل المشترك بين الطلب على العمل ومحدداته (النمو الاقتصادي والانفاق الحكومي والاستثمار) نقوم بأخر خطوة وهي تقدير النموذج والذي تتضح نتائجه من خلال الجدول رقم (3) الذي أوضح أن قيمة معامل التحديد التي بلغت $R^2 = 0.9705$ ، وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر ما قيمته 97% من الطلب على العمل وهي نسبة جيدة بالنسبة لهذا النموذج.

أما المتغيرات المستقلة والمتمثلة في النمو الاقتصادي والإنفاق الحكومي والاستثمار، فقد جاءت إشارتها موجبة حسب ما تم توقعها بناء على النظرية الاقتصادية، وهي معنوية إحصائيا عند مستوى 1%. فبالنسبة لمتغير النمو الاقتصادي (*LGDP*) ممثل بالناتج المحلي الإجمالي نرى أنه يؤثر إيجابا على الطلب العمل، حيث أن أي تغير في النمو الاقتصادي بـ 1% يؤدي إلى زيادة في الطلب على العمل بـ 0.01199%، وبالنسبة لأثر الإنفاق الحكومي (*LG*) فهو أيضا إشارته موجبة دلالة على وجود علاقة طردية مع الطلب على العمل، بالإضافة إلى انه معنوي إحصائيا بمعنى أنأي زيادة في هذا الأخير بـ 1% تؤدي إلى زيادة في الطلب على العمل بـ 0.0763%، أما فيما يتعلق بمتغير الاستثمار (*LI*) فله كذلك تأثير موجب ومعنوي إحصائيا على الطلب على العمل في الدول العربية محل الدراسة بمعنى أن أي زيادة في الاستثمار بـ 1% تؤدي إلى زيادة الطلب على العمل ب، 0.1234" وهذا التأثير يعد منطقيا بحيث يؤكده الواقع الاقتصادي بأن للاستثمار النصيب الأكبر في توفير مناصب عمل في الدول العربية .

الخلاصة:

يعد موضوع الطلب على العمل من المواضيع الهامة لدى الباحثين وصناع القرار في نفس الوقت، حيث أن إيجاد فرص عمل في الدول العربية تعد من المشاكل التي تؤرق صانعي سياسة الدولة، فلهذا العنصر دور مهم في المجال الاقتصادي والاجتماعي والعملية التنموية، وبناء عليه فإن هذه الدراسة تقوم بتسليط الضوء على الطلب على العمل وأهم متغيرات الاقتصاد الكلي التي تؤثر عليه في الدول العربية، باستخدام نموذج المربعات الصغرى المصححة كليا *FMOLS*، خلال الفترة (1990-2018)، وتوصلنا إلى مجموعة من النتائج نلخصها فيما يلي:

- يعدقطاع الخدمات أكبر مستوعب لليد العاملة في الدول العربية

- أكدت كل الدراسات النظرية على وجود علاقة إيجابية بين الطلب على العمل والنمو الاقتصادي، كما يوجد منها من تناولت العلاقة التي تربط الطلب على العمل والإنفاق الحكومي والاستثمار،وأكدت على وجود علاقة ايجابية.
- أكدت اختبارات جذر الوحدة لبيانات بانل على عدم استقرارية السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة في المستوى واستقرارها عند الفرق الأول.
- اثبت اختبار التكامل المشترك (*Pedroni test*) على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الطلب على العمل ومحدداته .
- يرتبط الطلب على العمل بالنمو الاقتصادي في الدول العربية محل الدراسة بعلاقة طردية ومعنوية إحصائيا.

بالنسبة للإنفاق الحكومي والاستثمار فقد أخذا إشارة موجبة وهي المتوقع لهما وهذا جاء مطابق لنظرية الاقتصادية، بالإضافة إلى أنهما معنويين احصائيا عند المستوى 1% في الدول العربية محل الدراسة.

وعليه نقدم **مجموعة من التوصيات**:

تطوير المناهج التعليم وربطها بسياسة التشغيل بحيث تناسب مخرجات التعليم سوق العمل في المنطقة العربية:

توفير استثمارات محلية واجنبية تناسب سوق العمل وفي مختلف المجلات الزراعية والصناعية والخدمات

الاهتمام بتنمية المشروعتان الصغيرة وحاضنات الاعمال من أجل التقليل من معدلات البطالة وذلك بتقليل الاجراءات البيروقراطية

6. قائمة المراجع:

أولا: مراجع بالغة العربية

- الهام خزعل ناشور. (2017). تقييم مؤشرات الاقتصادية لأداء سوق العمل في العراق. مجلة الاقتصاد الخليجي. (العدد 33)، صفحة 132-169.

– بدر شحادة حمدان .(2013) .اثر العمالة على النمو الاقتصادي في فلسطين، سلسلة العلوم الإنسانية . *المجلد15* ، العدد1، صفحة 333-357.

- بوعلام سارة .(2013) .سوق العمل في الجزائر التحديات والأفاق دراسة تحليله قياسية .83 .الجزائر ,رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في الإحصاء التطبيقي، :المدرسة العليا للإحصاء والاقتصاد التطبيقي، الجزائر.
- شقبقب، عيسى .و زرزي، فتيحة .(2019) .العوامل المؤثر في الطلب على العمل في الجزائر خلال الفترة (1980-2014)، *المجلد1*، العدد98 ، صفحة 97-106.
- طاقة، محم.، وعجلان، حسين .(2008) .*اقتصاديات العمل* .الطبعة الاولى، الاردن :اثراء لنشر والتوزيع.
- عماد الدين أحمد المصبح، و محمد عبد الكريم المرعي. (2014). العوامل المؤثرة في الطلب على العمالة في بعض الدول العربية خلال الفترة (1990-2011). (العدد 2)، الصفحات 10-29.
- قريشي مدحت. (2009). *اقتصاديات العمل*. عمان: دار وائل.
- لعقاب، محمد .(2015) .النمو الاقتصادي والتقارب دراسة اقتصادية قياسية لاليات تحقيق النمو واحداث عملية التقارب الاقتصادي في مجموعة من الدول النامية خلال الفترة (1985-2012)، .165-165 .اطروحة دكتوراه :المدرسة العليا للاحصاء والاقتصاد التطبيقي (ENSSEA) .

ثانيا: المراجع الأجنبية

- Al-Abdulrazag, B., & Jaser Siam, A. J. (2014). Immigration and Economic Growth in Jordan: FMOLS Approach. *Volume 1* (Issue 9), pp. 88-89.
- Ana L.Revenga, S. B. (1995). What Affects the Employment RateIntensity of Growth? Banco do Espana. pp. 21-24.
- Andrew Levin, C.-F. L.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. pp. 1-24.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. pp. 343-363.
- Das, J. B. (2005). Panel unit root tests under cross-sectional dependence. *vol 59* (n4), pp. 414-433.
- hamdi, b. (2010). gfgf. *gfgf*, 12-14.
- Kyung So Im, M. H. (2003). Testingfor unit roots in heterogeneous panels. pp. 53-74.
- Mikael, C., Johan, L., & Pär, Ö. (2007). Testing for Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels. p. 8.
- OzlemOnaram. (2008). Jobless Growth in the Central and Eastern European Countries: A Country Specific Panel Data Analysis for the Manufacturing Industry. *46* (4), pp. 90-115.

– Petar, M., Olja, M. I., & Aleksandar, Z. (2017). 13. Petar Miti´c , Olja Munitlak IvanA Cointegration Analysis of Real GDP and CO2 Emissions in Transitional Countries. *volume 9* (Issue 568), p. 7.

- Ana L.Revenga, Samuel Bentalia, What Affects the Employment Rate Intensity of Growth? Banco do Espana, *Working Paper*, 9517,1995,p 21-24

- Ozlem Onaram, "Jobless Growth in the Central and Eastern European Countries: A Country Specific Panel Data Analysis for the Manufacturing Industry,easter European economic, 46:4, 2008,p102-103