

الانفاق العام وسوق العمل في الجزائر

" دراسة قياسية للفترة 1980-2014 "

فلاك ركن الدين

أستاذ مساعد قسم "ا" بجامعة سطيف 1

fellak28@yahoo.fr

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة أثر النفقات العامة على التشغيل في الجزائر للفترة 1980-2014، وذلك من خلال استخدام منهجية الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة " Auto regressive distributive lag"، ولقد تبين لنا وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين متغيرة معدل العمالة وبقية المتغيرات. وفيما يخص تأثير النفقات العامة، فلقد تبين لنا من خلال تقدير النموذج وفق منهجية "ARDL" وجود أثر موجب وقوي لحصة نفقات التجهيز من الناتج المحلي على معدل العمالة في الأجل الطويل، كما أنه موجب وضعيف في الأجل القصير، أيضا تبين لنا وجود أثر موجب وضعيف في الأجل القصير لنفقات التسيير إلى إجمالي الناتج المحلي على معدل العمالة، كما تبين لنا أن معدل العمالة غير مرن في الأجل الطويل لنفقات التسيير إلى إجمالي الناتج المحلي.

الكلمات المفتاحية: البرامج الانفاقية، التشغيل، اختبار جذر الوحدة، منهجية الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة، التكامل المشترك، استقرارية النموذج، الأداء التنبؤي للنموذج.

1. مقدمة:

تعتبر السياسات الاقتصادية عن مجموع القرارات التي تتخذها الدولة للتأثير في النشاط الاقتصادي، وتشكل السياسة المالية أحد أهم هاته السياسات، والتي بفضلها تستعمل الحكومة برامج نفقاتها وإيراداتها العامة، لإحداث آثار مرغوبة وتجنب آثار غير مرغوبة على الدخل والإنتاج والتشغيل. كذلك يعد التشغيل من أهم القضايا الاقتصادية والاجتماعية في مختلف دول العالم والتي منها الجزائر، حيث أصبحت هذه القضية تفرض نفسها بشكل دائم أمام صانعي القرار، كما أنها معيار مهم لتقييم

مختلف السياسات الاقتصادية المعتمدة. ولقد سعت الجزائر من خلال السياسات التنموية المنتهجة إلى تحقيق التنمية الشاملة، ولقد كان رفع معدل التشغيل أحد أهم الأولويات. وتجدر الإشارة إلى أن فترة الثمانينات قد عرفت تطبيق مخططين تنمويين وصاحب ذلك إصلاحات اقتصادية خاصة بعد انخفاض أسعار البترول سنة 1986، ولقد كانت أهم المؤشرات الاقتصادية سلبية. كما أدت الاختلالات التي عرفها الاقتصاد الوطني منتصف الثمانينات والمؤشرات السلبية الاقتصادية والاجتماعية وكذلك الظروف الصعبة التي كانت تعيشها الجزائر خلال فترة التسعينات، مما أثر سلبا على الاستثمارات وأدى إلى تراجع معدلات النمو الاقتصادي وانخفاض مستوى التشغيل، الأمر الذي حتم على الجزائر إجراء عدة اتفاقيات مع صندوق النقد الدولي والتي كانت تهدف إلى تحسين الوضع الاقتصادي. إلا أنه ابتداء من سنة 2000، أصبحت مسألة التشغيل من الأولويات، وبفضل تطور السوق البترولية، استفادت الجزائر من ظرف مالي مناسب، ولقد سمح هذا الوضع للحكومة من انتهاز سياسة انفاقية توسعية، وذلك من خلال عدة برامج تنموية خلال الفترة الممتدة بين 2001-2014. وعلى ضوء ما سبق يمكن صياغة إشكالية البحث في التساؤل الرئيسي التالي: **ما مدى مساهمة النفقات العامة في التأثير على مستوى التشغيل في الجزائر خلال الفترة 1980-2014 ؟**

وعليه فإننا سنحاول من خلال هذه الدراسة قياس أثر النفقات العامة على مستوى التشغيل في الجزائر خلال فترة الدراسة، وذلك من خلال تحديد متغيرات الدراسة ودراسة استقراريتها، كما سنقوم بتقدير نموذج التشغيل في الجزائر للفترة 1980-2014، كذلك سنتأكد من سلامة النموذج المقدر من المشاكل القياسية من خلال مجموعة من الاختبارات التشخيصية، أيضا سنقوم باختبار استقرارية هذا النموذج وقدرته على التنبؤ.

2. متغيرات الدراسة:

ينبغي قبل تحديد متغيرات الدراسة أن نتناول الدراسات السابقة للموضوع، حيث تم صياغة العديد من النماذج القياسية لدراسة هذا الأثر، وكمثال على ذلك دراسة لكل من جيهان محمد السيد وإيناس فهمي حسين، والتي كانت تهدف إلى قياس وتحليل أثر الصدمات الاقتصادية الكلية في معدل التشغيل في الاقتصاد المصري ولقد استخدمتا متغيرات تفسيرية في النموذج منها الإنفاق الحكومي الاستهلاكي من الناتج المحلي الإجمالي، معدل النمو في الأسعار العالمية للبترول، معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، نسبة التراكم الرأسمالي الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي، معدل الفائدة الحقيقي،

سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار، كما استخدمنا نماذج أشعة الانحدار الذاتي، كما تمثلت أهم النتائج المتعلقة في أن تأثير صدمة متغيرة نسبة الإنفاق الحكومي الاستهلاكي من الناتج المحلي الإجمالي على التشغيل في القطاعات الاقتصادية أن تأثيرها كان سلبيا في المدى القصير على التشغيل في القطاع الزراعي ثم أصبح موجبا بعد ذلك، بينما تميز التشغيل في قطاع الخدمات بسرعة استجابته إلى الصدمة حيث كانت الآثار ايجابية في المدى القصير ثم تلاشى هذا الأثر بعد ذلك، في حين تميز التشغيل في قطاع الصناعة ببطء كبير فيما يخص الاستجابة لتلك الصدمة حيث كانت الآثار سلبية في المدى المتوسط وإيجابية في المدى الطويل¹.

كما قامت نشوى مصطفى علي بدراسة تتعلق بأثر الواردات الصينية على التشغيل في جمهورية مصر العربية خلال الفترة 1989-2011، ولقد استخدمت كمتغيرة تابعة نسبة المشتغلين إلى السكان في سن العمل في مصر، بينما استخدمت كمتغيرات مفسرة نسبة الواردات الصينية السلعية إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الصادرات السلعية إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة التدفقات الداخلة للاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الإجمالي، معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. ولقد قامت بتقدير هذا الأثر باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة "ARDL"، ولقد بينت أهم النتائج المتحصل عليها في المدين القصير والطويل وعند مستوى معنوية 10% أن تأثير الواردات الصينية ومعدل النمو الاقتصادي كان إيجابيا على التشغيل، كما لم تظهر النتائج معنوية الصادرات².

أيضا استخدم مجدي الشوريجي طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة "ARDL" لبيان الأثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري خلال الفترة 1982-2005، ولقد تمثلت أهم نتائج هذه الدراسة على العمالة للفترة الحالية عند مستوى معنوية 5% في وجود أثر موجب لكل من للنمو الاقتصادي وللإستثمارات الأجنبية المباشرة وكذلك للصادرات السلعية الإجمالية، وذلك للفترة السابقة لكل منها، كما تبين أيضا أن الأثر السالب لكل من إجمالي تكوين رأس المال الحقيقي والواردات السلعية الإجمالية³.

كذلك هناك دراسات أخرى تطرقت للموضوع منها دراسة لندى مسعود لدراسة والتي استعرضت أهم محددات الطلب على العمالة التي ستعتمدها في الدراسة— والتي منها متغيرة الأجر الحقيقي⁴.

وفيما يخص المتغيرات الاقتصادية المشكلة للنموذج، فلقد اعتمدنا في تحديدها على النظرية الاقتصادية وكذلك على الدراسات السابقة، وتجدر الإشارة إلى عدم توفر بيانات خاصة لأحد أهم المتغيرات المؤثرة على معدل العمالة والمتمثلة في معدل الأجر الحقيقي للفترة 1980-2014، وبالتالي سنركز أساساً على المتغيرات التي توافرت لدينا عليها بيانات. وعليه فإن متغيرات الدراسة المختارة تشمل المتغيرة التابعة والتي تتمثل في معدل العمالة (empl)، كذلك المتغيرات المستقلة التي تتمثل في نسبة نفقات التجهيز إلى الناتج المحلي الإجمالي (eq)، نسبة نفقات التسيير إلى الناتج المحلي الإجمالي (fonc)، معدل الفائدة الحقيقي (int)، معدل التضخم (inf)، معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (gdp)، معدل نمو المجتمع النشط (pa)، نسبة إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي (ftot).

ومن المتوقع أن تكون علاقة المتغيرات المستقلة مع المتغيرة التابعة (معدل العمالة) كما يلي:

- نسبة مكونات الإنفاق العام إلى الناتج المحلي الإجمالي: لقد تبين لنا سابقاً من خلال الجانب النظري أن الإنفاق العام يؤثر بشكل إيجابي على التشغيل، لهذا نعتبر أن معدل التشغيل دالة في نسبة مكونات الإنفاق العام (نفقات التسيير ونفقات التجهيز) إلى الناتج المحلي الإجمالي بعلاقة طردية.

- معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي: ينص قانون أوكن على أن معدل البطالة يتأثر عكسياً مع معدل النمو الاقتصادي. وعليه فإننا نعتبر أن معدل التشغيل دالة في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بإشارة موجبة.

- المجتمع النشط: من المتوقع أنه كلما زاد حجم المجتمع النشط كلما زاد عدد عاطلين عن العمل، ومنه فإننا نتوقع أن يكون معدل التشغيل دالة في نسبة المجتمع النشط إلى عدد السكان وبإشارة سالبة.

- معدل الفائدة الحقيقي: يعتبر معدل الفائدة الحقيقي أحد محددات الطلب على الاستثمار، ومن المتوقع أن يؤدي ارتفاع معدل الفائدة الحقيقي إلى انخفاض الطلب على الاستثمار، مما يؤدي إلى انخفاض الطلب على العمل، وبالتالي انخفاض مستوى التشغيل.

- معدل التضخم: لقد تبين لنا من الجزء النظري أن العلاقة عكسية بين البطالة والتضخم، وعليه ففي هذه الدراسة يمكن اعتبار التشغيل دالة في معدل التضخم وبإشارة موجبة.

- نسبة إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي: من المتوقع أن زيادة نسبة إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي تؤدي إلى زيادة مستوى التشغيل.

إضافة إلى ذلك، فلقد تم الحصول على معطيات الدارسة من الديوان الوطني للإحصائيات وبنك الجزائر، كذلك من بيانات صندوق النقد الدولي والبنك العالمي، وهي تمتد من سنة 1980 إلى سنة 2014.

3. تقدير نموذج لأثر الإنفاق العام على التشغيل في الجزائر للفترة 1980-2014:

تعتمد الطريقة المستخدمة لتقدير النموذج القياسي وتفسير سلوك المتغيرات على القيم الماضية لها، وتسمى هذه الطريقة بمنهج اختبار الحدود "The Bounds Testing Approach" للتكامل المشترك، والمبني على استخدام الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة "Auto regressive distributive lag" ولقد أسهم في تطوير هذا المنهج كل من "Pesaran and Shin, 1999"، "Pesaran and Smith, 1998"، "Pesaran and pearson et al, 2001" ⁵. وبالاعتماد على "Shin, 1999"، "pearson , 1997" و "peasaran et al , 2001" تم صياغة نموذج "ARDL" على النحو التالي:

$$\Delta \text{empl}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \text{empl}_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta \text{eq}_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_i \Delta \text{fonc}_{t-i} + \sum_{i=1}^s \phi_i \Delta \text{int}_{t-i} + \sum_{i=1}^v \varphi_i \Delta \text{inf}_{t-i} + \sum_{i=1}^w \gamma_i \Delta \text{gdp}_{t-i} + \sum_{i=1}^x \lambda_i \Delta \text{pa}_{t-i} + \sum_{i=1}^y \pi_i \Delta \text{ftot}_{t-i} + b_1 \text{empl}_{t-1} + b_2 \text{eq}_{t-1} + b_3 \text{fonc}_{t-1} + b_4 \text{int}_{t-1} + b_5 \text{inf}_{t-1} + b_6 \text{gdp}_{t-1} + b_7 \text{pa}_{t-1} + b_8 \text{ftot}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\alpha_0, \alpha_i, \beta_i, \delta_i, \phi_i, \varphi_i, \gamma_i, \lambda_i, \pi_i$: معاملات العلاقة قصيرة الأجل؛

b_i : معاملات العلاقة طويلة الأجل؛

Δ : الفروق الأولى للمتغيرات؛

p, q, r, s, v, w, x, y : فترات الإبطاء الزمني للمتغيرات؛

ε_t : حد الخطأ العشوائي.

وتجدر الإشارة إلى أن اختبار التكامل المشترك من خلال منهج اختبار الحدود " Bound Test " لبيرسون وشين " pearson et Chin, 1999 "، والذي يعتبر بديلاً للعديد من المناهج والتي منها منهج انجل وغرانجر بمرحلتين (1987)، منهج جوهانسون (1990، 1995) ومنهج شين (1994)، إذ يتطلب سلاسل مستقرة بحيث تكون درجة تكاملها من الدرجة الصفر أو الدرجة الأولى أو كلاهما معاً⁶، كما أن نتائج تطبيقه تكون جيدة في حالة إذا كان حجم العينة صغيراً وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبيراً حتى تكون النتائج أكثر كفاءة، أيضاً أن استخدامه يساعد على تقدير مكونات الأجلين الطويل والقصير معاً في نفس المعادلة⁷. وحتى تتمكن من معرفة وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرة معدل العمالة ومختلف المتغيرات المستقلة، فإن ذلك يتطلب اختبار التكامل المشترك بين هذه المتغيرات طبقاً لمنهج اختبار الحدود ويتم من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM، وفقاً لنموذج " ARDL " الموضح سابقاً.

كما أن فرضية العدم في ظل اختبار التكامل المشترك هي كالتالي:

عدم وجود تكامل مشترك:

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = b_7 = b_8$$

مقابل الفرضية البديلة (وجود تكامل مشترك):

$$H_0 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq b_6 \neq b_7 \neq b_8$$

وبتقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد وفقاً لنموذج " ARDL " الموضح سابقاً، فإن معامل الأثر طويل الأجل لمتغير مستقل ما هو عبارة عن حاصل قسمة معامل هذا المتغير المبسط لفترة واحدة (مضروباً في إشارة سالبة) على معامل المتغير التابع المبسط لفترة واحدة " Keong and al ; 2005, Chang and al ; 2005 "، أما معاملات الآثار قصيرة الأجل فهي عبارة عن معاملات الفروق الأولى للمتغيرات في نفس المعادلة⁸.

وعليه سنقوم بدراسة استقرارية السلاسل الزمنية، أيضاً سنختبر التكامل المشترك وفقاً لمنهج اختبار الحدود " The Bounds Testing Approach " وذلك للتحقق من إمكانية وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين متغيرة العمالة وباقي المتغيرات، كما سنحلل نتائج تقدير صيغة تصحيح

الخطأ والقيام بمجموعة من الاختبارات التشخيصية للتأكد من سلامة النموذج المقدر من المشاكل القياسية ، أيضا سنقوم بعرض مرونة العمالة بالنسبة لحدادها في المدين القصير والطويل.

1.3. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج:

غالبا ما تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية غير مستقرة، مما يؤدي إلى الانحدار الزائف، وعليه قمنا بدراسة خصائص السلاسل الزمنية وذلك من ناحية الاستقرارية (مركبة الاتجاه العام، الجذر الأحادي)، وذلك بالاعتماد على اختبارات "Dicky-Fuller" . وقبل تطبيق الاختبار ينبغي تحديد درجة التأخير للسلاسل الزمنية محل الدراسة حيث سنعمد على معيار " Schwarz " في ذلك، وهذا من أجل تحديد نوع الاختبار الذي يستعمل في الكشف عن الجذر الأحادي في السلاسل الزمنية. ولقد تبين لنا أن المتغيرات gdp ، int ، inf ، $fonc$ ، eq ، pa ، $empl$ متكاملة من الدرجة الأولى، في حين أن gdp متكاملة من الدرجة الصفر.

2.3. نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود ARDL:

بالنسبة لفترة التأخير المثلى لقيم المتغيرات في نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM، فإن برنامج Eviews9 لتحليل السلاسل الزمنية يوفر خمسة معايير مختلفة لتحديد هذه الفترة وهي: معيار " LR " ، معيار خطأ التوقع النهائي " FPE " ، معيار " Akaike " AIC " ، معيار " Shwarz " SC " ومعيار Quinn and Hannan " HQ " . ولقد أكدت كافة هذه المعايير على أن فترة التأخير المثلى تساوي 1، كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول رقم (1): اختبار فترة التأخير المثلى في نموذج UECM

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: DEMPL DGDGP DEQ DFONC DFTOT DINF DINT DPA						
Exogenous variables: C						
Date: 08/26/17 Time: 04:29						
Sample: 1980 2014						
Included observations: 32						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-585.0944	NA	5733317.	39.06840	43.43483	40.18986
1	-535.2286	69.68216*	4748748.*	37.95179*	41.24969*	39.04495*
2	-459.3022	71.18095	5248921.	37.20639	43.43577	39.27125
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

المصدر: برنامج Eviews 9

أما بالنسبة لنتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود، فهي كالتالي:
الجدول رقم (4-15): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود

K	%10		%5		%2.5		%1	
	L	U	L	U	L	U	L	U
7	2.0 3	3.1 3	2.3 2	3.5 0	2.6 0	3.8 4	2.9 6	4.2 6
F(empl/ gdp, eq, fonc, ftot, inf, int, pa) = 4.4673 Prob(F-Statistic) = 0.0008 قيم Bounds Upper و Bounds Lower مأخوذة من جداول Pesaran and al (2001) لنموذج يحتوي على ثابت وبدون اتجاه عام⁹ U : Upper Bounds, L : Lower Bounds								

المصدر: بناء شخصي (النتائج مأخوذة من برنامج 9 Eviews)

وبمقارنة إحصائية " F " المحسوبة مع القيم المحدولة لـ Pesaran لسبعة متغيرات تفسيرية مع ثابت وبدون اتجاه عام، نلاحظ أن قيمة $F(\text{empl} / \text{gdp}, \text{eq}, \text{fonc}, \text{ftot}, \text{inf}, \text{int}, \text{pa})$ تساوي 4.4673، وبالتالي فهي معنوية إذ تجاوزت الحد الأعلى للقيم الجدولية عند مستوى معنوية 1%، 2.5%، 5%، 10%، مما يعني قبول فرضية وجود تكامل مشترك.

3.3. نتائج تقدير صيغة تصحيح الخطأ:

فيما يلي نتائج تقدير صيغة تصحيح الخطأ غير المقيد وبعض الاختبارات التشخيصية.

وعلى ضوء الإحصائيات المحسوبة، تتضح القدرة التفسيرية للنموذج المقدر من خلال معامل التحديد المرتفع الذي بلغت قيمته 0.7159%، بينما بلغت المعنوية الكلية للنموذج من خلال إحصائية فيشر " F-Statistic " القيمة 7.82 وهي معنوية عند 5%. في حين تشير إحصائية مضاعف لاگرانج إلى خلو النموذج من الارتباط التسلسلي عند مستوى معنوية 5%، بالإضافة إلى ذلك، فإن مختلف الاختبارات التشخيصية الموضحة في الجدول رقم (2) تؤكد سلامة النموذج المقدر من المشاك القياسية، حيث أشارت إحصائية ARCH إلى تجانس تباينات الأخطاء، بينما أشارت إحصائية Ramsey Reset إلى ملائمة النموذج من حيث الخطأ في تحديد الشكل الدالي للنموذج.

الجدول رقم (2): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار	قيمة الاحتمال
C	1.1545	0.0307**
DEMPL(-1)	0.1165	0.0785***
DGDP	0.2475	0.0211**
DGDP(-1)	0.1417	0.0679***
DEQ	0.2498	0.0271**
DEQ(-1)	0.1706	0.0827***
DFONC	0.1575	0.0753***
DFONC(-1)	0.1160	0.0882***
DINF	0.0805	0.0777***
DINF(-1)	0.0858	0.0874***
DINT(-1)	0.0405-	0.1033
DPA	0.1206	0.0762***
DPA(-1)	0.1359	0.0616***
EMPL(-1)	0.1279-	0.0106**
GDP(-1)	0.0788	0.0244**
EQ(-1)	0.0524	0.0429**
FTOT(-1)	0.0227	0.0369**
INT(-1)	0.0241	0.0246**
INF(-1)	0.0445	0.0239**
PA(-1)	0.0818 -	0.0362**
R ²	0.7159	
F- Statistic	7.8291 (0.0361)	
	الاختبارات التشخيصية	
ARCH(1) 0.2735 (0.4128)	Jarque- Bera 0.9366 (0.6462)	RESET(1) 2.7241 (0.1980)
Breush- Godfrey LM(2) 2.9891 (0.0915)		

* معنوي عند 1% . ** معنوي عند 5% . *** معنوي عند 10%

المصدر: بناء شخصي (النتائج مأخوذة من برنامج 9 Eviews)

كما يتبين أيضا من نتائج الجدول رقم (2)، أن معلمة التعديل قد أخذت الإشارة السالبة المتوقعة والتي تؤكد على وجود آلية تصحيح الخطأ في النموذج من خلال قيمتها التي بلغت (-0.1279)، وهي بذلك تشير إلى أن حجم العمالة يتعدل في الفترة t بما يعادل 12.79% من اختلال في قيمته التوازنية في الفترة t-1، وأنه في حالة وقوع صدمة، فإن المدة التي يستغرقها حجم العمالة للعودة إلى توازنه هي 7.8 سنوات .

كما يمكن الاعتماد على نتائج التقدير السابقة والموضحة في الجدول رقم (2) بغرض عرض مرونة العمالة بالنسبة لمحدداتها في المدين القصير والطويل، كما في الجدول التالي:

الجدول رقم (3): مرونة العمالة في المدين القصير والطويل

المتغيرة	المرونة في الأجل القصير	المرونة في الأجل الطويل*
معدل نمو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي	0.2475	0.6160
نفقات التجهيز إلى إجمالي الناتج المحلي	0.2498	0.4097
نفقات التسيير إلى إجمالي الناتج المحلي	0.1575	-
إجمالي رأس المال الثابت إلى إجمالي الناتج المحلي	-	0.1779
معدل الفائدة الحقيقي	-	0.1884
معدل التضخم (INF)	0.0805	0.3480
معدل نمو المجتمع النشط (PA)	0.1206	-0.6394

المصدر: حسابات الباحث بناء على نتائج التقدير المستخرجة من برنامج Eviews 9.

من خلال نتائج الجدول رقم (3)، يمكن أن نخلص إلى جملة النتائج التالية:

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل الطويل معدل نمو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي على معدل العمالة، وهذا يعني أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي بـ 01% (مع ثبات باقي العوامل الأخرى) سوف تؤدي إلى زيادة معدل العمالة بـ 0.6160% في الأجل الطويل، كما تبين لنا أيضا أن الأثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل القصير.

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف لحصة نفقات التجهيز من الناتج المحلي على معدل العمالة في الأجل الطويل، وهذا يعني أن ارتفاع حصة نفقات التجهيز بنسبة 01% من الناتج (مع ثبات باقي العوامل الأخرى) يؤدي إلى زيادة في معدل العمالة بنسبة 0.4097% في الأجل الطويل، كما تبين لنا أيضا وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل القصير؛

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل القصير لنفقات التسيير إلى إجمالي الناتج المحلي على معدل العمالة، وهذا يعني أن الزيادة في هذه النفقات بـ 01% (مع ثبات باقي العوامل الأخرى)

* : معامل الأثر طويل الأجل لمتغير مستقل ما هو عبارة عن حاصل قسمة معامل هذا المتغير المبطل لفترة واحدة (مضروباً في إشارة سالبة) على معامل المتغير التابع المبطل لفترة واحدة.

سوف تؤدي إلى زيادة معدل العمالة بـ 0.1575% في الأجل القصير، كما تبين لنا أن معدل العمالة غير مرنة في الأجل الطويل لنفقات التسيير إلى إجمالي الناتج المحلي؛

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل الطويل لإجمالي لرأس المال الثابت كنسبة من إجمالي الناتج المحلي وذلك على معدل العمالة، وهذا يعني أن الزيادة فيه بـ 01% (مع ثبات باقي العوامل الأخرى) سوف تؤدي إلى زيادة معدل العمالة بـ 0.1779% في الأجل الطويل، كما تبين لنا أن معدل العمالة غير مرنة في الأجل القصير لإجمالي رأس المال الثابت كنسبة من إجمالي الناتج المحلي؛

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل الطويل لمعدل الفائدة الحقيقي على معدل العمالة، وهذا ما يتعارض مع النظرية الاقتصادية، وهذا يعني أن الزيادة في هذا المعدل بـ 01% (مع ثبات باقي العوامل الأخرى) سوف تؤدي إلى زيادة معدل العمالة بـ 0.1884% في الأجل الطويل، كما تبين لنا أن معدل العمالة غير مرنة في الأجل القصير لمعدل الفائدة الحقيقي؛

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف جدا في الأجل القصير لمعدل التضخم على معدل العمالة، وهذا يعني أن الزيادة في معدل التضخم بـ 01% (مع ثبات باقي العوامل الأخرى) سوف تؤدي إلى زيادة معدل العمالة بـ 0.0805% في الأجل القصير، كما تبين لنا وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل الطويل؛

- وجود أثر موجب ومعنوي قوي في الأجل الطويل لمعدل نمو المجتمع النشط على معدل العمالة، وهذا يعني أن الزيادة في هذا المعدل بـ 01% (مع ثبات باقي العوامل الأخرى) سوف تؤدي إلى انخفاض معدل العمالة بـ 0.6394% في الأجل الطويل.

4. اختبار استقرارية النموذج تصحيح الخطأ وقدرته على التنبؤ:

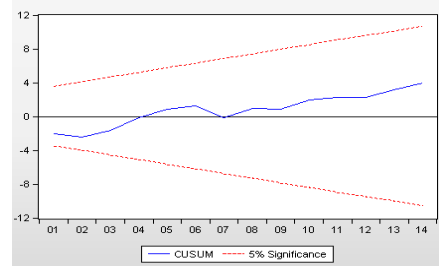
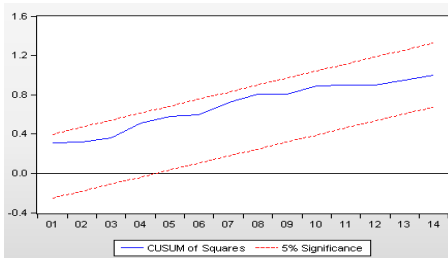
سنقوم باختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل، كذلك سنقوم باختبار الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد.

1.4. اختبار استقرارية نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد:

بعد أن قام Pesaran et al (1999) بتقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL، قام باختبار الاستقرار الهيكلي، وذلك لمعاملات الأجلين القصير والطويل، وذلك لمعرفة فيما إذا كانت بيانات الدراسة خالية من أي تغيرات هيكلية فيها عبر الزمن، ولقد قام باستخدام اختبارين يتمثلان في

اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة Cumulative Sum Residual (CUSUM) of Recursive، كذلك اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ)¹⁰ . ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL، إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

الشكل رقم (1): الأشكال البيانية لإحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ لاستقرار معاملات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL



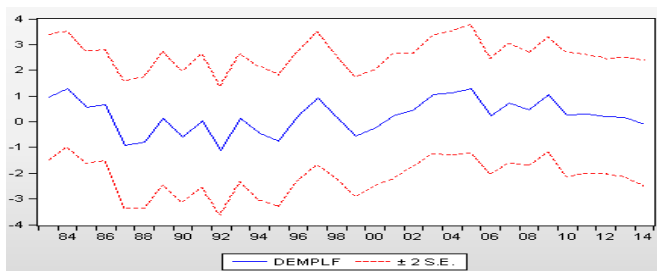
المصدر: برنامج Eviews 9

يتضح من الشكل أعلاه، أن المعاملات المقدرة لنموذج المستخدم مستقرة هيكلياً عبر فترة الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصائية الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

2.4. اختبار الأداء التنبؤي

سنستخدم في ذلك الرسم البياني، والذي يقوم على مقارنة منحنى السلسلة الأصلية مع سلسلة المحاكاة، فإذا كان هناك تطابق بين المنحنيين نخلص إلى أن النموذج جيد وهو قابل للتنبؤ. وبلاستعانة ببرنامج " Eviews 9 " تم الوصول إلى الشكل التالي:

الشكل رقم (2): مقارنة منحنى السلسلة الأصلية مع سلسلة المحاكاة



المصدر: بناء شخصي (النتائج مأخوذة من برنامج Eviews 9)

من خلال بيانات الشكل أعلاه، نلاحظ التقارب الكبير بين قيم السلسلة الحقيقية وقيم سلسلة المحاكاة، وهذا ما يدل على جودة المحاكاة التاريخية لهذا النموذج. وعليه يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال فترة الدراسة.

5- الخاتمة:

مما سبق يتبين لنا تبين لنا وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين معدل العمالة ومختلف المتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج، وأن نموذج متغيرة معدل العمالة مقبول إحصائياً وصالح للتنبؤ، أيضاً تبين لنا جودة المحاكاة التاريخية لهذا النموذج. إضافة إلى ذلك، تبين لنا وجود أثر موجب ومعنوي قوي في الأجل الطويل على معدل العمالة وذلك لمعدل نمو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، في حين كان قويا سالباً لمعدل نمو المجتمع النشيط. كما تبين لنا أيضاً وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل القصير على معدل العمالة وذلك لكل من معدل نمو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، نفقات التسيير إلى إجمالي الناتج المحلي، نفقات التجهيز إلى إجمالي الناتج المحلي. كذلك كان الأثر ضعيفاً جداً لمعدل التضخم. أيضاً تبين لنا وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف في الأجل الطويل لكل من نفقات التجهيز من الناتج المحلي، معدل التضخم وإجمالي لرأس المال الثابت كنسبة من إجمالي الناتج المحلي.

المراجع:

¹ - جيهان (محمد السيد)، إيناس (فهمي حسين)، أثر الصدمات الاقتصادية الكلية في سوق العمل في الاقتصاد المصري، مجلة بحوث اقتصادية عربية، مركز دراسات الوحدة العربية، العدد 71، بيروت، لبنان، 2015، ص ص 54-69.

² - نشوى (مصطفى علي)، أثر الواردات الصينية على التشغيل في جمهورية مصر العربية، المجلة العلمية للبحوث الصينية المصرية، مركز البحوث والدراسات الصينية المصرية بجامعة حلوان، المجلد الثاني، العدد 3، القاهرة، مصر 2013، ص ص 82-98.

³ - مجدي (الشوربجي)، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة حسينة بن بوعلي بالشلف، العدد 6، الجزائر، 2009، ص ص 152-166.

⁴ - Nada (Massoud), Assessing the Employment Effect of FDI Inflows to Egypt, International Conference on " The Unemployment Crisis in the Arab Countries ", Cairo, Egypt, 2008, PP 8- 18.

⁵ - نشوى (مصطفى علي)، مرجع سابق، ص ص 84-85.

⁶ - Pesaran (Hashem), Shin (Yongcheol), Smith (Richard), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 2001, Vol 16, P P 289-291. au site : <https://www.repository.cam.ac.uk/bitstream/handle/1810/418/pss1.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. (09/11/2015).

⁷ - مجدي (الشوربجي)، مرجع سابق، ص 156.

⁸ - خالد (محمد السواعي)، أثر تحرير التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي في الأردن، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، الجامعة الأردنية، عمان، المجلد 2 العدد 1، 2015، ص 21.

- مجدي (الشوربجي)، مرجع سابق، ص ص 156-157.

⁹ - Pesaran (Hashem), Shin (Yongcheol), Smith (Richard), Op.cit, P 300.

¹⁰ - Pesaran (Hashem), Shin (Yongcheol), Smith (Richard), Bounds Testing Approaches to the Analysis of long run Relationships. The university of Endinburgh, Vol 46, 1999, Scotland, P P 22-25. au site : <https://ideas.repec.org/p/edn/esedps/46.html>. (10/11/2015)