دالة طلب القطاع الخاص على التوظف في مصر

د. محمد عباس محمد *

موجز

تهدف الدراسة لتقدير المعلمات الحرجة لمحددات طلب القطاع الخاص على التوظف في مصر باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المقطعية المدمجة السنوية للفترة (1990–2012) وبتطبيق نموذج الانحدار غير المرتبط ظاهرياً بطريقة الآثار الثابتة.

وتشير النتائج التطبيقية التي تم التوصل اليها إلى وجود علاقة موجبة ومعنوية بين طلب القطاع الخاص على التوظف معبراً عنه بنسبة التوظف في القطاع الخاص إلى إجمالي التوظف في القطاعات الثمانية وكل من الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي ونسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي. في حين يوجد علاقة عكسية بين مستوى التوظف في هذه القطاعات ومعدل الأجور الحقيقية.

Private Sector Demand Function for Employment in Egypt

Abstract

This study aims to estimate the critical parameters of private sector demand determinants for employment in Egypt by using annual time series-cross section data (1990-2012) and by applying a fixed effects panel Seemingly Unrelated Regression (SUR) model.

The empirical results confirm that, there are positive and significant relationship between the private demand for employment and real private domestic product and the ratio of private investment to gross domestic product. The results refer also to the negative and significant relationship between private sector employment and real wage rate. It shows also that demand side control the market forces.

* مدرس اقتصاد، بكلية التجارة ، جامعة أسوان

مقدمة

على الرغم من معدلات النمو المرتفعة التي حققها الاقتصاد المصري في الفترة الأخيرة إلا أن معدل البطالة لا يزال مرتفعاً، فقد تراوح معدل البطالة بين 8.6% و9% خلال الفترة 1990-2010، وارتفع إلى 12.8% في عام 2015 (International Labor Organization (ILO)، http://laborsta.ilo.org). وقد تسبب استمرارية البطالة لفترات طويلة في العديد من المشكلات، فخلق الوظائف تعد واحدة من أكثر المشكلات أهمية والتي تواجه الاقتصاد المصري. ويرجع ذلك إلى أن مصر لديها سكان صغيرى السن وعدد كبير من صغار السن يدخلون إلى سوق العمل كل عام يبحثون عن وظائف جديدة.

من هذا المنظور، تعد العوامل التي تؤثر على التوظف ومعدلات نموه حالياً من الموضوعات الهامة جداً في السياسة الاقتصادية المصرية، فطالما أن الاقتصاد المصري تحول من كونه اقتصاد مخطط مركزياً ذو قطاع خاص صغير نسبياً إلى اقتصاد غير مركزي يعتمد على آلية السوق وذو توجه خارجي يحظى فيه القطاع الخاص بقدر كبير من الاهتمام والدعم.

2- مشكلة البحث

يحاول البحث الإجابة على عدة تساؤلات على قدر كبير من الأهمية، أهمها التعرف على ما إذا كان حجم الإستثمار الخاص في مصر قوياً بالقدر الكافي لحل مشكلة البطالة؟ وإلى أي نشاط اقتصادي يجب توجيه هذه الاستثمارات، وهل معدل الأجور في مصر يلعب دوراً حيوياً في هذا الشأن؟

3- هدف البحث

يهدف البحث إلى التعرف على كيفية مساهمة القطاع الخاص في زيادة معدل التوظف وبالتالي محاصرة مشكلة البطالة. وذلك بتقديم دليل تطبيقي يختبر محددات طلب القطاع الخاص على التوظف في مصر. ومحاولة تقديم مقترحات لصانعي السياسة في مصر تزيد من معدلات توظف القطاع الخاص.

4- خطة البحث

يشمل هذا البحث تطورات سوق العمل والبطالة في الاقتصاد المصري ثم مراجعة الادب الاقتصادي الذي تناول هذه المشكلة ثم منهجية القياس المستخدمة والبيانات المطلوبة وكيفية الحصول عليها فالنتائج التطبيقية وأخيراً الملاحظات ومقترحات السياسة.

5- تطورات سوق العمل في مصر

في عام 1987 استجابت الحكومة للوضع الاقتصادي المتدهور بسلسلة من الاصلاحات الاقتصادية لتقليل عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري، وقد شملت هذه الاصلاحات عدة خطوات مثل تقليل القيود على التجارة وتشوهات الأسعار في الاقتصاد. وفي عام 1991 تم تدشين برنامج الاصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي، وتضمن هذا البرنامج تحولاً قوياً من اقتصاد مخطط مركزياً ذو قطاع خاص صغير نسبياً الى اقتصاد غير مركزي يعتمد على آليات السوق وذو توجه خارجي ويلعب فيه القطاع الخاص دوراً قيادياً. ويتكون البرنامج من جزئين رئيسيين، برنامج الاستقرار والتثبيت الاقتصادي ويهدف إلى تصحيح الاختلالات الكلية المالية والنقدية في الأجلين القصير والمتوسط. وبرنامج التكيف الهيكلي ذو الاصلاحات طويلة الأجل (N. El Ehwany and H. El-Laithy, 2000).

يتميز الاقتصاد المصري بقطاع غير رسمي ضخم جداً ويتنامى باستمرار، كما أنه مثل مصدراً رئيسياً لخلق الوظائف لفترة من الزمن، إلا ان الوظائف التي تم خلقها في هذا القطاع ليست مرضية من حيث معدل الأجر والاستمرارية وظروف العمل. حيث إن كثير من وظائف القطاع غير الرسمي تفتقر إلى الإستقرار ويرجع ذلك إلى غياب تغطية الضمان الاجتماعي، ورفض الموظفين الارتباط بعقود عمل، ويشكون من التكلفة العالية لنظم الضمان الاجتماعي (H. Nassar, 2011).

وبالنظر إلى تطورات سوق العمل بالسنوات الأخيرة كما هو موضح في جدول رقم (1) وشكل رقم (1) نلاحظ أن معدل البطالة ارتفع خلال الفترة 1990-2015 من 8.6% إلى 12.8%، ومن جانب آخر زاد عدد الموظفين من 13.03 مليون موظف في عام 1990 إلى 24.27 مليون موظف في عام 2015 بمتوسط معدل نمو خلال الفترة بلغ 2.52%.

جدول رقم (1)

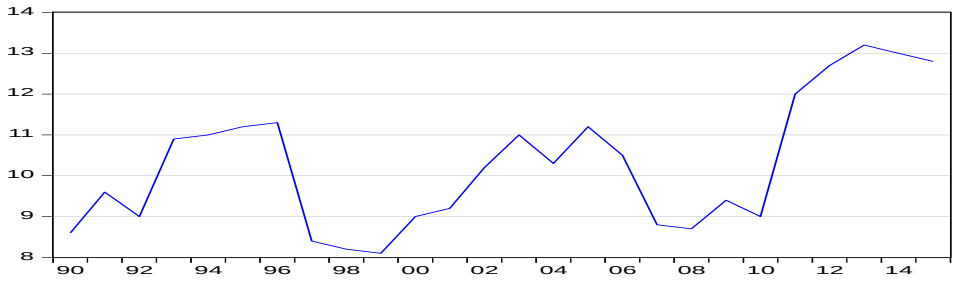
معدلات البطالة في مصر (سنوات مختارة)

2015	2010	2007	1990
%12.8	%9	%8.8	%8.6

المصدر: جدول رقم (م-1) بالملحق

شكل رقم (1)

معدل البطالة في مصر 1990-2015



المصدر: جدول رقم (م-1) بالملحق

وكما هو موضح في جدول رقم (2) فإن قوة العمل تأثرت بشكل كبير بالعاملين الذكور حيث مثلوا أكثر من ثلاثة أرباع اجمالي قوة العمل في عام 1990 وازدادت إلى أربعة أخماس إجمالي قوة العمل في عام 2015 بسبب انخفاض معدل مشاركة الإناث (المرأة).

ويعكس انخفاض مشاركة الإناث التقاليد الثقافية الموجودة عن المرأة، إما لتبدأ تكوين أسرة جديدة أو الإحباط من البحث عن وظيفة لفترات طويلة أو كليهما. واقترحت معظم المسوح أن مشاركة المرأة تزداد كلما كانت تتمتع بمستوى تعليمي أفضل، أو تأخر سن الزواج ،أو تبحث عن دخل للأسرة.

جدول رقم (2)

نسب التوظف والبطالة في مصر حسب الجنس (%)

	1990		2007		2010		2015	
	التوظف	البطالة	التوظف	البطالة	التوظف	البطالة	التوظف	البطالة
الذكور	76.30	44.70	78.70	50.50	80.40	42.00	79.5	55.6
الإناث	23.70	55.30	21.30	49.50	19.60	58.00	20.5	44.4
الاجمالي	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، ***المؤشرات الاقتصادية***:
http://www.capmas.gov.eg/Pages/SemanticIssuesPage.aspx?page_id=6113

ونتج عن السياسات التي تم اتباعها في إطار التحول من اقتصاد مخطط مركزياً إلى اقتصاد السوق والتي كانت هامة جداً لتقديم الحوافز والدعم للقطاع الخاص. وكما هو موضح في جدول رقم (3) تطور التوظف في مصر في القطاعين العام والخاص خلال الفترة 1990–2015، حيث ارتفع من 13.03 مليون موظف في عام 1990 إلي 24.27 مليون موظف في عام 2015، بمعدل نمو بلغ خلال الفترة نحو 2.52%. كما يوضح شكل رقم (2) ازدادت مساهمة القطاع الخاص في إجمالي التوظف من 60.78% في عام 1990إلى 76% في عام 2015، ومن المتوقع أن تزداد إلى نسب أعلى في السنوات القادمة.

جدول رقم (3)

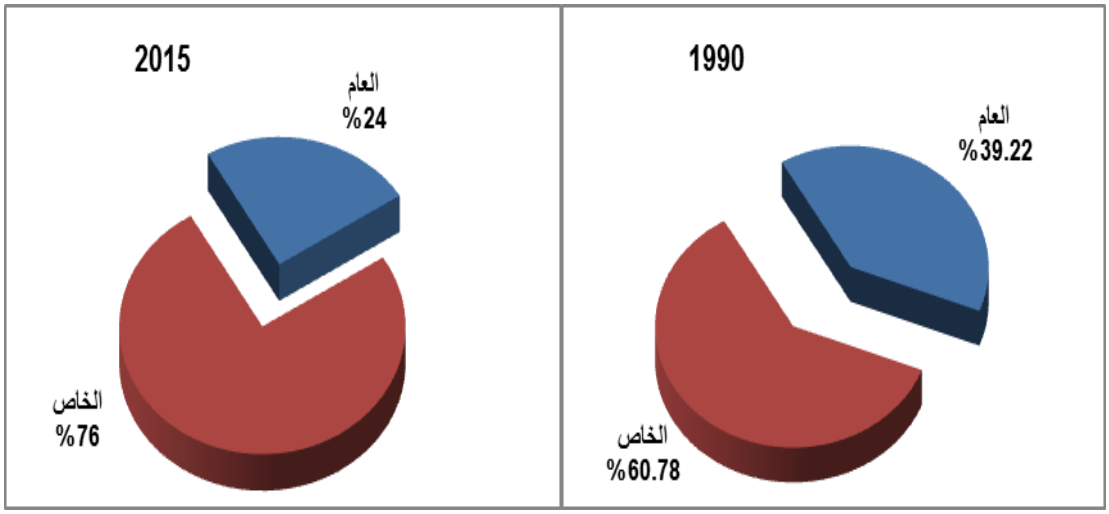
إجمالي التوظف حسب الملكية (عام–خاص) 1990–2015 (بالمليون)

السنة	عام	خاص	إجمالي
1990	5.11	7.92	13.03
2002	5.99	11.6	17.59
2003	6.24	11.7	17.94
2004	5.94	12.6	18.54
2005	5.86	13.3	19.16
2006	6.02	15.2	21.22
2007	6.21	15.9	22.11
2008	6.12	16.4	22.52
2009	6.11	17	23.11
2010	6.23	16.6	22.83
2011	6.19	16.8	22.99
2012	6.35	17.1	23.45
2013	6.31	17.5	23.81
2014	6.25	17.8	24.05
2015	5.88	18.3	24.27

المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، بحث القوى العاملة 2015، ***النشرة السنوية المجمعة***، يونيو 2016، http://www.capmas.gov.eg/Pages/ShowPDF.aspx?page_id=/Admin/Pages%20Files/20161027101733LFS%202015-14SSS.pdf.

شكل رقم (2)

مساهمة القطاعات الاقتصادية من إجمالي التوظف 1990-2015



المصدر: تم حسابه بمعرفة الباحث من بيانات وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الاداري:
http://mpmar.gov.eg/ar-eg/mop/total-annual/moshrat

يوضح جدول رقم (4) أيضاً هيكل إجمالي التوظف في القطاعين العام والخاص ومعدلات نموه في ثمانية أنشطة اقتصادية وهي الزراعة والرى والصيد، الصناعة والتعدين، البترول ومنتجاته، التشييد والبناء، النقل والتخزين، التجارة، المطاعم والفنادق، والملكية العقارية. وقد ازداد مستوى التوظف في القطاعات الثمانية من 13.03 مليون موظف في علم 1990 إلى 24.27 مليون موظف في عام 2015، بمتوسط معدل نمو خلال الفترة 1990-2015 بلغ 2.52%. بلغ الناتج الإجمالي للقطاعات الثمانية 65.4% من إجمالي التوظف في مصر في عام 1990 وازداد إلى 70.3% في عام 2015. وخلال هذه الفترة ازدادت الأنصبة النسبية لقطاعات التشييد والبناء، والنقل والتخزين، والتجارة، والمطاعم والفنادق، في حين شهدت قطاعات الزراعة والغابات والصيد، والصناعة والتعدين، والملكية العقارية انخفاضاً للأنصبة النسبية خلال نفس الفترة. ويلاحظ انخفاض الأهمية النسبية للقطاع الزراعي من الثلث إلى الربع خلال نفس الفترة لصالح القطاعات الأخرى، مما يدل على اتجاه الاقتصاد المصري لأن يكون أكثر تنوعاً وهو مؤشر جيد.

جدول رقم (4)

هيكل التوظف في مصر ومعدلات نموه حسب النشاط الاقتصادي (1990–2015)

النشاط الاقتصادي	التوظف (بالألف)		متوسط معدل النمو السنوي* (%)	الأهمية النسبية (%)	
	1990	2015	1990-2015	1990	2015
الزراعة والغابات والصيد	4471.00	6067.5	1.23	34.30	25.00
الصناعة والتعدين	1443.00	2596.89	2.38	11.10	10.70
البترول ومنتجاته	33.00	48.54	1.56	0.20	0.20
التشييد والبناء	675.00	3009.48	6.16	5.20	12.40
النقل والتخزين	465.10	1893.06	5.78	3.60	7.80
التجارة	1101.00	2791.05	3.79	8.40	11.50
المطاعم والفنادق	143.00	631.02	6.12	1.10	2.60
الملكية العقارية	198.00	24.27	(8.05-)	1.50	0.10
مجموعة الدراسة	8529.10	17061.81	2.81	65.40	70.30
أخرى**	4502.90	7208.19	1.90	34.60	29.70
مصر (إجمالي)	13032.00	24270.00	2.52	100.00	100.00

المصدر: تم حسابه بمعرفة الباحث من بيانات وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الاداري:

http://mpmar.gov.eg/ar-eg/mop/total-annual/moshrat

*** حسبت بمعرفة لباحث.**

**** تشمل أنشطة الكهرباء والغاز والمياه، والأنشطة المجتمعية، الخدمات الشخصية والاجتماعية.**

ويشير جدول رقم (5) وشكل رقم (3) إلى أن موظفي القطاعات الثمانية في القطاع الخاص ازداد من 71.86% إلى 84.30% من إجمالي موظفي القطاع الخاص خلال الفترة 1990–2012. كما تشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن نصيب قطاع الصناعة والتعدين استحوذ على نصف توظف القطاع الخاص تقريباً في عام 1990، وارتفع إلى 64.89% من إجمالي التوظف في القطاع الخاص في عام 2012. وتلاه كل من قطاع الفنادق والمطاعم والتشييد والبناء، وتشير البيانات الواردة بالجدول إلي أن الاقتصاد المصري قطاع متنوع.

جدول رقم (5)

الأهمية النسبية للأنشطة الاقتصادية ومعدلات النمو

في توظف القطاع الخاص 1990-2012

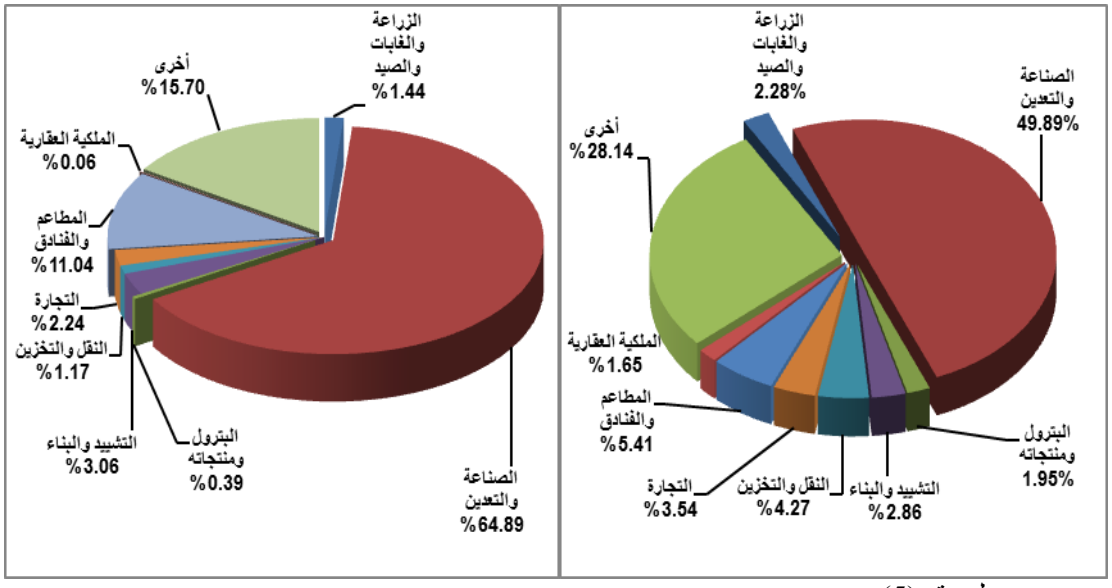
النشاط الاقتصادي	التوظف (بالألف)		متوسط معدل النمو السنوي* (%)	الأهمية النسبية (%)	
	1990	2012	2012-1990	1990	2012
الزراعة والغابات والصيد	10860	8333	(1.2-)	2.28	1.44
الصناعة والتعدين	237723	375093	2.09	49.89	64.89
البترول ومنتجاته	9310	2251	(6.25-)	1.95	0.39
التشييد والبناء	13635	17697	1.19	2.86	3.06
النقل والتخزين	20349	6767	(4.88-)	4.27	1.17
التجارة	16883	12919	(1.21-)	3.54	2.24
المطاعم والفنادق	25786	63815	4.2	5.41	11.04
الملكية العقارية	7870	367	(13.01-)	1.65	0.06
مجموعة الدراسة	342416	487242	1.62	71.86	84.30
أخرى	134082	90761	(1.76-)	28.14	15.70
مصر (إجمالي)	476498	578003	0.88	100.00	100.00

Source: Ministry of Economic Development (formerly, Ministry of Planning), http://www.mop.gov.eg/annual.html.
* calculated by the author.

شكل رقم (3)

الأهمية النسبية لتوظف القطاع الخاص (1990-2012)

1990 - 2012



المصدر: جدول رقم (5).

يوضح جدول رقم (6) أن حجم الاستثمار الخاص في القطاعات الثمانية حقق خلال الفترة 1990-2015 متوسط معدل نمو بلغ نحو 1.82%، وحققت جميع هذه القطاعات معدلات نمو موجبة باستثناء قطاع المطاعم والفنادق الذي شهد نمواً سلبياً بمتوسط 5.34%. وكان قطاعي التجارة، والصناعة والتعدين من أكثر القطاعات نمواً في حجم الاستثمار الخاص خلال الفترة بمتوسط معدل نمو نحو4.72 % و3.32% على الترتيب.

جدول رقم (6)

الاستثمار الخاص، معدل النمو والأنصبة النسبية

حسب النشاط الاقتصادي (1990-2015) بالأسعار الثابتة لعام 2010

النشاط الاقتصادي	الاستثمار الخاص (بالمليون جنيه)		متوسط معدل النمو السنوي* (%)	الأهمية النسبية (%)	
	1990	2015	2015-1990	1990	2015
الزراعة والغابات والصيد	4512.41	5230.29	0.59	7.26	4.41
الصناعة والتعدين	14002.06	31714.06	3.32	22.53	26.75
البترول ومنتجاته	15433.08	19094.34	0.86	24.83	16.10
التشييد والبناء	1232.56	1785.73	1.49	1.98	1.51
النقل والتخزين	5321.93	8646.78	1.96	8.56	7.29
التجارة	2721.03	8609.79	4.72	4.38	7.26
المطاعم والفنادق	4423.63	1122.46	(5.34-)	7.12	0.95
الملكية العقارية	13432.78	19706.85	1.54	21.61	16.62
مجموعة الدراسة	61079.47	95910.30	1.82	98.27	80.89
أخرى	1075.87	22659.87	12.96	1.73	19.11
مصر (إجمالي)	62155.34	118570.17	2.62	100.00	100.00

المصدر: تم حسابه بمعرفة الباحث من بيانات وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الاداري:

http://mpmar.gov.eg/ar-eg/mop/total-annual/moshrat* حسبت بمعرفة لباحث.

يوضح جدول رقم (7) معدل نمو الأجور الحقيقية للأنشطة الاقتصادية خلال الفترة 1990-2012. وتشير البيانات الواردة بالجدول أن الأجور الحقيقية للنشاط النقل والتخزين شهدت معدلات نمو مرتفعة مقارنة بالأنشطة الاقتصادية الأخرى بمتوسط معدل نمو خلال الفترة 1990-2012 بلغ نحو 3.51%. كما شهدت قطاعات الزراعة والغابات والصيد، والصناعة والتعدين أيضاً معدلات نمو مرتفعة بلغت نحو 2.31% و1.73% على الترتيب. ومن جانب آخر شهد الأجر الحقيقي لقطاعات البترول ومنتجاته، والمطاعم والفنادق والملكية العقارية معدلات نمو سالبة خلال نفس الفترة.

جدول رقم (7)

الأجور الحقيقية ومعدلات نموها للأنشطة الاقتصادية خلال الفترة 1990–2012 بالأسعار الثابتة لعام 2010.

النشاط الاقتصادي	الأجور الحقيقية (جنيه/ سنة)		متوسط معدل النمو السنوي* (%)
	1990	2012	2012-1990
الزراعة والغابات والصيد	8147.41	15173.76	2.87
الصناعة والتعدين	14665.34	24260.37	2.31
البترول ومنتجاته	51328.69	28362.58	(2.66-)
التشييد والبناء	17381.14	25363.12	1.73
النقل والتخزين	19010.63	40580.98	3.51
التجارة	16566.40	18040.89	0.39
المطاعم والفنادق	16566.40	14953.21	(0.46-)
الملكية العقارية	41008.63	12262.51	(5.34-)

المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، بحث القوى العاملة 2015، *النشرة السنوية المجمعة*، يونيو 2016، http://www.capmas.gov.eg/Pages/ShowPDF.aspx?page_id=/Admin/Pages%20Files/201610271017 33LFS%202015-14SSS.pdf.

* calculated by the author

6- الأدب الاقتصادي

تناولت العديد من الدراسات النظرية والتطبيقية الطلب على العمل والتوظف في مصر (R. Assaad (2002), R. Assaad (2008), R. Assaad, F. El-Hamidi and A. Ahmedet (2000), I. Awad (2003), V.L. Eekelen, L. de Luca and N. Ismail (2001), N. El Ehwany and H. El-Laithy (2000), N. El-Megharbel (2007), M. Hassan and C. Sassanpour (2008), H. Nassar (2011), S. Radwan (2002)). كما ركزت عدة دراسات سواء في الدول المتقدمة او النامية علي الطلب على العمل والتوظف والبطالة (A. Annett, (2002), P. Beatrice and R. Moreno (2008), M. Chletsos

((2008), R. Disney and H.S. Kiang, (1990), G. Flaig and V. Steiner,(1989), G. Mourre (2006)).

ومن هذه الدراسات يتضح أن محددات الطلب على العمل والتوظف تختلف من نموذج لآخر ومن دولة لأخرى.

ويرى (T. Hazledine, 1981) أن النمو الاقتصادي من أهم محددات الطلب على العمل. كما تقترح عدة دراسات حديثة أن التوظف يعتمد على توقعات نواتج المنشآت، أسعار عوامل الإنتاج، والتقدم الفني وظروف العمل (J. Darby and S. Wren-Lewis (1991), T. Michl (1986), J. Pehkonen (1992)). كما استخدمت دراسات أخري إنتاجية العمل كمتغير تفسيري معبراً عن مستوى التوظف ((J. Darby and S. Wren-Lewis (1991)،E. Appelbaum and R. Schettkat (1995))، إلا أن تأثير إنتاجية العمل على مستوى التوظف طبقاً لهذه الدراسات كان غامضاً ولم يكن واضحاً. ففي النموذج النيوكلاسيكي الاستاتيكي يقترح أنه في الأجل القصير يجب أن ترتبط إنتاجية العمل في الصناعة عكسياً بمعدلها من الناتج بالإضافة إلى مستوى التوظف. فإنتاجية العمل تزداد كلما زاد الناتج وتنخفض بانخفاضه (T.A. Wilson and O. Eckstein, 1964). كما بحث (W.E.G. Salter, 1960) العلاقة بين معدل النمو والتوظف، وتوصل إلى وجود علاقة موجبة (طردية) بين هذين المتغيرين.

وتؤثر تكلفة العمل مباشرة في الطلب على العمل، ووفقاً للنظرية الاقتصادية من المفترض أن يكون للأجور تأثيراً سالبا على الطلب على العمل طالما ان تكلفة الأجور تؤثر على قرارات المستثمرين ورواد الأعمال. ومن ناحية أخرى تؤثر معدلات الأجور طردياً على عرض العمل، وأنه إذا كانت معدلات الأجور الحقيقية منخفضة عن المعدل التوازني فمن المتوقع أن يزداد المنخرطين في قوة العمل كلما ارتفع معدل الأجر الحقيقي. وقد استخدمت عدة دراسات الأجور كمتغير تفسيري في تحديد مستوى التوظف (R. Disney and H.S. Kiang (1990), G. Flaig and V. Steiner (1989), T. Hazledine (1981)). ويرى آخرون أن تأثير معدل الأجر على مستويات التوظف يعتمد على طبيعة معدل الأجر وهيكل نظام المساومة أو التفاوض على الأجور، حيث أوضح (L. Calmfors and J. Driffill (1988), R.B. Freeman (1988)) أن كل من نظام المساومة على الأجور المركزية وغير

المركزية يمكن أن تفرز نواتج توظف مرغوبة. وأثبت (E. Appelbaum and R. Schettkat, 1995) أن الأنماط القطاعية المختلفة في اتجاهات التوظف يمكن تفسيرها بالاختلافات المؤسسية في الأجر المتفاوض عليه، والذي يشكل نواتج التوظف خلال فترات زيادة عرض العمل.

وحاول (M. Chletsos, 2005) إيجاد المحددات الاجتماعية–الاقتصادية للطلب على العمل في اليونان باستخدام بيانات سنوية للفترة 1980–2001، وأثبتت النتائج التطبيقية أنه في الأجل الطويل توجد علاقة موجبة ومعنوية بين معدل النمو والتغير في نسبة البطالة وعلاقة سالبة ومعنوية مع درجة انفتاح الاقتصاد اليوناني. كما وجد (C. Milas, 1999) أن مرونة سوق العمل اليوناني تحدد مستوى التوظف، وأثبتت الدراسة أن الإضراب عن العمل وضع ضغوطاً عالية على التوظف والأجور. كما دعم (G. Kouretas and L. Zarangas, 2000) فرضية أن الطلب على العمل يتأثر بتكلفة العمل الحقيقية ومستوى النشاط.

7- منهجية ونموذج الدراسة

قبل إجراء عملية التقدير، سوف نقوم بتوصيف أساليب التحليل للسلاسل الزمنية المقطعية المدمجة واختيار الأسلوب المناسب منها.

1/7 توصيف تحليل السلاسل الزمنية المقطعية المدمج

تستخدم معظم الدراسات إما أسلوب السلاسل الزمنية أو الوحدات المقطعية كطريقة لتقدير العلاقة بين المتغيرات التي تحكم ظاهرة اقتصادية ما، إلا أن القليل منها يستخدم الطريقتين معاً آنياً وهو أسلوب السلاسل الزمنية المقطعية المدمج. ويتغلب تقدير هذا النوع من النماذج وتبايناته علي مجموعة كبيرة من المشكلات التي تواجه المناهج التقليدية المعروفة. وسوف يتم فيما يلي التعرف علي مناهج التقدير باستخدام السلاسل الزمنية المقطعية المدمجة.

ويمكن كتابة النموذج في صيغته العامة علي الشكل التالي:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^{k} \beta_k x_{kit} + e_{it} \qquad (1)$$

حيث إن :

- تشير إلي الوحدة المقطعية (الدولة) $i=1,2,3,.....N$
- تشير إلي الفترة الزمنية $t=1,2,3,.....T$
- تشير إلي متغير مفسر معين K

وبهذا فان y_{it} و x_{it} تشير للمتغيرات التابعة والمستقلة علي التوالي للوحدة i في الزمن t. أما e_{it} فتمثل الخطأ العشوائي وتمثل β_1 معلمة المقطع، تشير β_k إلي معلمة الميل.

ولكن قد تنشأ بعض المشكلات المتعلقة بحد الخطأ من عدم التوصيف الجيد للنموذج إذا تم تقديره باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS، حيث إن افتراض أن مستوي المتغير التابع متجانساً Homogeneous فيما بين الفترات الزمنية والوحدات المقطعية قد يجعل حد الخطأ يحتوي علي مكونات زمنية ومقطعية تعكس كلاً من أثر الزمن وأثر البيانات المقطعية علي الترتيب. وإذا كانت الفترات الزمنية والبيانات المقطعية أكثر تناسقاً أو أقل من المتغير التابع، فسوف تكون المعلمة العامة β_1 المقدرة من إنحدار OLS عبارة عن متوسط كل الفترات الزمنية والوحدات المقطعية، وبذلك فهي قد لا تمثل أي واحدة من المجموعات المنفردة من المشاهدات.

وللتعامل مع هذه المشكلة، أوضح (Podesta, 2000) بأنه يمكن أن نستخدم إما نموذج التغاير Covariance Model أو نموذج مكون الخطأ Error Component Model. وكلا النموذجان يستخدمان معلمات مقطع مختلفة لإدراك الاختلافات في السلوك عبر الزمن وعبر الوحدات المقطعية (Judge et. al., 1985). وبناءً على ذلك يمكن كتابة المعادلة التالية في كل من النموذجين:

$$y_{it} = (\beta_1 + \mu_i + \lambda_t) + \sum_{k=2}^{k} \beta_k x_{kit} + e_{it} \qquad (2)$$

حيث إن المعلمة $\beta_{1it} = (\beta_1 + \mu_i + \lambda_t)$ ، وتمثل β_1 متوسط المقطع Mean Intercept، أما μ_i فتمثل آثار الوحدة المقطعية (الدولة) Unit Effects، في حين تمثل λ_t آثار الزمن Time Effects. وإذا كان هدفنا هو تحديد الاختلاف بين الوحدات المقطعية (الدول) فقط، فسوف يتم استخدام الجزء μ_i

ونسقط الجزء λ_t من المعادلة، أما إذا كان هدفنا هو إدراك التغير عبر الزمن فقط فسوف يتم استخدام λ_t ونسقط الجزء μ_i من المعادلة.

وإذا كان μ_i وλ_t ثابتين فإن المعادلة (2) تمثل نموذج تغاير (أو نموذج متغير صورى)، والعكس عندما تكون عشوائية فهي تمثل نموذج مكون الخطأ. بمعني آخر، في حالة نموذج التغاير فإن الخصائص المحددة للوحدات المقطعية والفترات الزمنية تشكل المعلمات. ولكن باستخدام نموذج مكون الخطأ فإن الخصائص المحددة للوحدات المقطعية والفترات الزمنية تكون متغيرات عشوائية موزعة طبيعياً. لذا ففي الأدب الإحصائي يعرف نموذج مكون الخطأ بنموذج الأثر العشوائي Random Effect Model، أما نموذج التغاير فيعرف بنموذج الأثر الثابت Fixed Effect Model.

إن الأسباب وراء استخدام نموذج التغاير هو أنه عند تحديد نموذج الإنحدار نفشل في إضافة المتغيرات التفسيرية المناسبة التي لا تتغير عبر الزمن و/أو الأخرى التي لا تتغير عبر الوحدات المقطعية. وبذلك فإن إضافة متغيرات صورية يكشف تجاهلنا لها. والعكس، في حالة استخدام نموذج مكون الخطأ حيث إن المتغيرات التفسيرية التي حذفناها متغيرات عشوائية وبهذا فان μ_i أوλ_t تنسب إلي التوزيع الطبيعي.

كما يمكن النظر إلي هذه المعلمات من زاوية أخري حيث يمكن اعتبار أن كل المعلمات ثابتة، وأن حد الخطأ يتكون من ثلاثة نماذج عشوائية، أحد المكونات يرتبط بالزمن والآخر يرتبط بالفراغ (بالوحدة المقطعية) والثالث يرتبط بكليهما (Kmenta, 1986)، ونتيجة لذلك يمكن إعادة صياغة المعادلة (2) بالشكل التالي:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^{k} \beta_k x_{kit} + e_{it}$$

حيث أن حد الخطأ $e_{it} = \mu_i + \lambda_t + \omega_{it}$ وتكون μ_i عشوائية عبر الفراغ (الوحدات المقطعية (الدولة))، أمافهي λ_t عشوائية عبر الزمن، و ω_{it} عشوائية عبر الفراغ والزمن. والمكونات الثلاثة μ_i و λ_t و ω_{it} تتوزع طبيعياً وكلها لها الخصائص التي تم افتراضها وفقا لانحدار OLS. وكل مكون أيضاً له تباين حد خطأ ثابت مثلما أن تباين إجمالي الخطأ e_{it} ثابت أيضاً (ثبات

التباين)، وبهذا فإن هذا النموذج لا يمكن أن يتعامل مع مشكلات اختلاف تباين حد الخطأ.
وبغض النظر عن إهمال مشكلة الارتباط الذاتي، فإن معلمات الارتباط بين وحدة مقطعية في نقطتين زمنيتين مختلفتين (e_{it} & e_{is}) يتضمنها تكوين هذا النموذج. وفي نفس الوقت فان نموذج مكون الخطأ يدرس الارتباط المقطعي Contemporaneous Correlation للخطأ بتضمين معلمة للارتباط بين التذبذب (حد الخطأ) لوحدتين مقطعيتين مختلفتين عند نقطة زمنية ما (بين e_{it} & e_{is}) (Kmenta, 1986).

2/7 أسباب الاختلاف بين نماذج تقدير السلاسل الزمنية المقطعية المدمجة

هذه النماذج لا تأخذ في اعتبارها أن حد الخطأ يمكن أن يكون عشوائياً فيما بين الوحدات المقطعية و/أو الزمنية. فمن الممكن أن تكون حدود الخطأ مختلفة (غير متجانسة) Heterogeneous عبر المجموعات الفرعية من الوحدات. وفي نموذج الأثر الثابت ونموذج الأثر العشوائي والنموذج المدمج البسيط يفترض أن يكون إنحدار المعلمات متساوياً في كل الزمن والفراغ، وبالتالي فإن تجانس معلمات الإنحدار هو افتراض غير مبرر (Maddala et. al., 1997).

أثبت "مقترح كيتل Kittel's Proposal" والذي يختص بحالتي التجانس الكامل أو الاختلاف الكامل، أن المعلمة الثابتة في تحليل TSCS – بدون إضافة أي آثار ثابتة أو عشوائية – يمثل متوسط مجموع الآثار الجزئية لكل من الزمن والفراغ (Kittel, 1999). إلا أن ذلك لا يمكن من التعرف علي المساهمة النسبية للبعدين في قيمتها. بمعني آخر، وبدون تحليل إضافي، لن نتمكن من الإجابة علي السؤال عما إذا كانت أسباب الاختلافات تنشأ عن اختلاف الدول أم عن التطورات الحادثة في دولة معينة. والطريقة الأولي لبحث التطورات في العلاقة عبر الزمن تتم من خلال تقدير الانحدار المقطعي المكرر Repeated Cross-Sectional Regression Analysis وذلك بتكرار تقدير النموذج المقطعي سنوياً، وبالتالي نتمكن من التعرف عما إذا كانت العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة تتغير عبر الفترة الزمنية محل الدراسة، أم أنها ستظل ثابتة كما يصفها نموذج الأثر الثابت.
والطريقة الثانية: لإصلاح المعلمات المدمجة هي المقارنة بين المعلمات الخاصة بالسلاسل الزمنية لمتغير تفسيرى ما للدول محل التحليل، وطالما أنه في بحوث الاقتصاد السياسي المقارن فإن قيمة

متغير تفسيري ما تميل لأن تتغير حسب كل دولة، فإنه حتي لو كانت تلك القيم ثابتة أو تتغير حسب كل دولة، فلن نستطيع تحديد العلاقة من حيث أبعاد السلسلة الزمنية.

وحيث إنه بين هذين الحالتين –التجانس التام لنموذج الأثر الثابت والاختلاف التام للتقدير المنفصل لمعلمات البيانات المقطعية أو السلاسل الزمنية– هناك مجموعة من الحلول الوسيطة. والمشكلة في هذين المنهجين للتقدير والمتعلقة بخيار دمج البيانات، أو الحصول علي تقديرات منفصلة لكل وحدة مقطعية أو السلاسل الزمنية هو أن كليهما يتأسس علي فروض تقريبية، حيث يفترض أن المعلمات قد لا تكون لها نفس القيمة أو كلها تختلف في كل وحدة مقطعية و/أو في السلاسل الزمنية، فالحقيقة، أنها يمكن أن تقع بينهما، فليس بالضرورة أن تكون المعلمات متساوية بالضبط، ولكن هناك تشابهاً بينها (Maddala et. al., 1997).

ويرى Western أن الاختلاف في العينات المقطعية للدول في العلاقات الاقتصادية ينشأ عن إضافة الفروق المؤسسية. ولعل هذا يشير إلى وجود تشابه بين النظرية المؤسسية وتحديدات هذا النموذج، ونتيجة لذلك نفترض أن هناك إستجابة في المتغير التابع y_{it} لتغير متغير تفسيري x_{kit} لوحدات (دول) مختلفة، ولكن يكون ثابتاً عبر الزمن لوحدات مقطعية محددة (لدولة معينة) (Western, 1998). والمعادلة التي تمثل هذا النوع من النماذج يمكن صياغتها كالتالي:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^{k} \beta_k x_{kit} + e_{it} \qquad = \sum_{k=1}^{k} (\beta + \alpha_{ki}) x_{kit} + e_{it} \qquad (3)$$

وذلك على عكس المعادلة السابقة حيث لم يتم معالجة الثابت بشكل مختلف عن المتغيرات الأخرى.

كما أن المعلمات $\beta=(\beta_1 \ldots \beta_k)$ يمكن أن تري علي أنها متجه معلمة ذات متوسط عام Common-mean Coefficient Vector، و$\alpha_i=(\alpha_{1i} \ldots \alpha_{ki})$ هي إنحراف فردى عن متوسط المعلمة.

وعندما تعالج β_{ki} كثابت، ولكن كل دولة لها الثابت الخاص بها، فإن المعادلة (3) يمكن

اعتبارها نموذج إنحدار غير مرتبط ظاهرياً (Seemingly Unrelated Regression Model(SUR ، والعكس عندما تعالج β_{ki} كمعلمات عشوائية فإن المعادلة (3) تطابق نموذج الأثر العشوائي (Judge et. Al., 1985 & Hsiao, 1986).

نموذج الإنحدار غير المرتبط ظاهرياً SUR يعالج كل وحدة مقطعية وكذلك السلاسل الزمنية داخل هذه الوحدة كمعادلة منفصلة، والتي يفترض أنها لا ترتبط مع أي وحدة أخرى (أو السلاسل الزمنية داخل هذه الوحدة المقطعية) في مجموعة البيانات المدمجة. وبصورة أكثر تحديداً، هذا النموذج قادر علي تفسير العلاقات التي تربط بين المتغيرات الاقتصادية، والاستفادة من الارتباطات المقطعية بين حدود الخطأ في معادلات الوحدات المقطعية المختلفة لتحسين كفاءة تقدير المعادلة (Hicks, 1994).

ينسب نموذج المعلمة العشوائية إلي "Swamy". ويفترض هذا النموذج أن كل β_i تسحب من توزيع طبيعي عام، بمعني آخر $\beta_i = \beta + \alpha_i$ تعالج بأنها عشوائية ذات متوسط عام (Swamy, 1970) ، ويتميز النموذج بالخصائص التالية:

$$\beta_i \sim (\beta; I\wedge) \quad (4)$$

$$E(\alpha_i \alpha_j) = E[(\beta - \beta_i)(\beta - \beta_j)] = 0 \qquad if \quad i \neq j \quad (5)$$

$$E(x_{it}\alpha_i) = E[x_{it}(\beta - \beta_i)] = 0 \quad (6)$$

$$E(e_{it} e_{jt}) = \sigma_{ij} \qquad if \quad i = j \quad (7)$$

$$E(e_{it} e_{jt}) = 0 \qquad if \quad i \neq j \quad (8)$$

وهذا يفترض أن β_i مسحوبة من مجتمع ذو توزيع طبيعي (بمتوسط β وتباين– تغاير I^) حيث أن كل واحدة مسحوبة منها مستقلة عن كل الوحدات الأخرى كما هو الحال في x_{it}. وهذا الإثبات يسمح لمكونات β_i بأن يكون بينها ارتباط ذاتي، وأيضاً يسمح باختلاف التباين المقطعي. بل أكثر من ذلك، يمكن لهذا الافتراض أن يشمل ديناميكيات يتم نمذجتها بمتغيرات تابعة مبطأة ولكن بدون ارتباط سلسلى للأخطاء (Hsiao, 1986 & Beck and J. N. Katz, 1996b).

يري "Hsiao" أن السؤال عما إذا كانت β_i يجب افتراضها ثابتة، ولكن لكل دولة ثابتها الخاص بها، أم عشوائية ومختلفة حتي داخل الدولة الواحدة، يعتمد علي ما إذا كنا نضع الاستنتاجات مشروطة بشروط خاصة بالمجتمع أم غير مشروطة بخصائص المجتمع. فإذا كانت مشروطة بشروط خاصة بالمجتمع فان نموذج الآثار الثابتة Fixed Effects Model يجب أن يستخدم، أما إذا لم تكن مشروطة بشروط خاصة بالمجتمع فإن نموذج المعلمات العشوائية Random Effects Model يجب أن يستخدم (Hsiao, 1986).

وفقاً لنموذج بايزيان الخطي الهيكلي Bayesian Linear Hierarchical Model يسمح للمعلمة β_i بأن تكون دالة في المتغيرات الأخرى للوحدة والتي تسمح بنمذجة الآثار المختلفة كدالة لمؤسسات مختلفة. وفي الحقيقة أشار Western في نموذج Beck &Katz أن الأثر المؤسسي والتفسير النصي– الذي لا يعتمد علي قيم رقمية– يتم استبعاده، ونتيجة لذلك تصبح β_i دالة في المتغيرات الأخرى للوحدة z_i. والذي يسمح بـنمذجة الآثار كدالة في مختلف المؤسسات (Western, 1998 & Beck and J. N. Katz, 1996b). وبالتالي يمكن إعادة صياغة النموذج بالشكل التالي:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 y_{it-1} + \beta_{3i} x_{kit} + e_{kit} \quad (9)$$

وبالتالي يمكن صياغة إلاختلاف في معلمات السلاسل الزمنية كدالة للظروف المؤسسية غير المتغيرة عبر الزمن.

$$\beta_{1i} = \phi_{11} + \phi_{12} z_i + \delta_{1i} \quad (10)$$

$$\beta_{2i} = \phi_{21} + \phi_{22} z_i + \delta_{2i} \quad (11)$$

$$\beta_{3i} = \phi_{31} + \phi_{32} z_i + \delta_{3i} \quad (12)$$

إن التجميع الفرعي Subscripts لمعلمات ϕ توضح أن الآثار المؤسسية ثابتة عبر الدول، إن هذا النموذج الهيكلي يمكن كتابته كمعادلة واحدة بإحلال المعادلات (10) و (11) و (12) في المعادلة (9) (Western, 1998):

$$y_{it} = (\phi_{11} + \phi_{12} z_i + \delta_{1i}) + (\phi_{21} + \phi_{22} z_i + \delta_{2i}) y_{it-1} + (\phi_{31} + \phi_{32} z_i + \delta_{3i}) x_{it} + e_{it}$$

$$= \phi_{11} + \phi_{12} z_i + \phi_{21} y_{it-1} + \phi_{31} x_{it} + \phi_{22} z_i y_{it-1} + \phi_{32} z_i x_{it} + (\delta_{1i} + \delta_{2i} y_{it-1} + \delta_{3i} x_{it} + e_{it})$$

ويتضمن حد الخطأ في هذا النموذج مصدرين لعدم التأكد e و δ ، وبالتالي فإن معلمات السلاسل الزمنية لها مكون عشوائي مقداره δ، ويمكن أن نعتبر أن هذا المكون العشوائي مسحوب من توزيع مجتمع واحد تشترك فيه كل الدول محل الدراسة.

3/7 نموذج الدراسة وبالبيانات المستخدمة

وفقاً للنظرية الاقتصادية، وبناء على الدراسات السابقة يمكن صياغة دالة الطلب الخاص على التوظف في مصر لتتخذ الشكل الموضح في معادلة رقم (1):

$$\log\left(LP_{i,t}/L_{i,t}\right) LP_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \log RY_{i,t} + \beta_2 \log RWP_{i,t} + \beta_3 \log\left(INVP_{i,t}/Y_{i,t}\right) + \xi_{i,t} \qquad (1)$$

حيث إن $(LP_{i,t}/ L_{i,t})$ هو عدد الموظفين في القطاع الخاص في النشاط الاقتصادي i إلى إجمالي الموظفين في مصر خلال الفترة t، ويمثل نحو $RY_{i,t}$ مساهمة النشاط الاقتصادي i في الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة t، أما $RWP_{i,t}$ فيمثل نحو معدل الأجر الحقيقي في القطاع الخاص للنشاط الاقتصادي i خلال الفترة t، في حين يمثل $(INVP_{i,t}/ Y_{i,t})$ تمثل النسبة بين حجم الاستثمار الخاص في النشاط الاقتصادي i خلال الفترة t إلى الناتج المحلي للنشاط الاقتصادي i خلال الفترةt.

ومن المتوقع أن تأخذ B_1 وB_2 وB_3 إشارة موجبة. وتتخذ الدالة الشكل اللوغاريتمي حيث أنها أكثر الاشكال الدالية مناسبة لدوال الطلب على التوظف في عديد من الدراسات التطبيقية (A. G. ، M. Chletsos, C. Kollias and G. Manolas (2000)، P. Beatrice and R. Moreno (2008)،Annett (2007) Mourre (2006)). وهي أيضاً أضافت ميزة لتقليل التباين ((G. S. Maddala (1992)).

سوف نستخدم في الدراسة الحالية بيانات سنوية من 1990–2012. وتم الحصول على بيانات توظف القطاع الخاص في الأنشطة الإقتصادية المختلفة وبيانات الأجور من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (CAPMAS, http://www.capmas.gov.eg/)، أما بيانات الاستثمار الخاص والناتج المحلي الاجمالي فقد تم الحصول عليها من وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري (http://mpmar.gov.eg/ar-eg/mop/total-annual/moshrat)، وقد تم تحويل كل من الناتج المحلي الاجمالي والاستثمار الخاص إلى القيم الحقيقية والأجور الحقيقية باستخدام الرقم القياسي

لأسعار المستهلكين (2010=100).

8- النتائج التطبيقية

8-1 إختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية المقطعية المدمجة

ركزت التطورات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية المقطعية المدمجة بشدة على مدى طويل من الزمن على خصائص جذر الوحدة والتكامل المشترك للمتغيرات عبر عدد كبير من البيانات المقطعية للدول. وفي هذه الدراسة تم تبني اختبارات السكون أو جذر الوحدة للسلاسل الزمنية المقطعية المدمجة لكل من Im, Psarian and Shin (1997)، Levin, Lin, and Chu (2002) and Maddala and Wu (1999)، ويتمثل الفرض الصفري لهذه الاختبارات في السلاسل الزمنية المقطعية المدمجة بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة).

كما هو موضح في جدول رقم (8) فان الفرض الصفري يتم رفضه للمستوي لكل المتغيرات في جميع الاختبارات، ما عدا ($INVP_{i,t}/ Y_{i,t}$) وفقاً لاختبار LLC، ولكن تم رفضه في كل الاختبارات الأخرى. وبهذا فإنه يمكن القول بان كل المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر.

جدول رقم (8)

اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية المقطعية المدمجة

Series	K	LLC	IPS	ADF - Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square
Log(LP_?/L_?)	Level	-1.33995*	-3.21386***	38.6559***	68.0522***
Log(RY_?)	Level	-36.5450***	-32.3152***	587.078***	218.911***
Log(RWP_?)	Level	-4.41432***	-6.83073***	77.9685***	98.6445***
Log(INVP_?/Y_?)	Level	-1.22605	-1.77898**	31.0596**	30.5535**

Notes: LLC indicated Levin et al. (2002) panel unit root and stationary test. IPS denotes Im, Pesaran and Shin (1997) panel unit root and stationary test. Fisher-ADF and Fisher-PP tests denote Maddala and Wu (1999) panel unit root and stationary test. The LLC, Fisher-ADF and Fisher-PP examine the null hypothesis of non-stationary. ***, ** and* denotes 1%, 5% and 10% significance levels respectively.

8-2 تقدير النموذج

توصلنا فيما سبق إلى أن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة الصفر وبالتالي تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية، وبالتالي يمكن تقدير دالة طلب القطاع الخاص على التوظف في مصر وفقاً للمعادلة رقم (1) وباستخدام برنامج Eviews 7 للحصول على تقديرات لنموذج الإنحدار غير المرتبط ظاهرياً (SUR) بطريقة الآثار الثابتة. ولاختبار مدى مناسبة نموذج الآثار الثابتة للسلاسل الزمنية المقطعية المدمجة للتقدير، يجب اختبار التكرار للآثار الثابتة (Redundancy Fixed Effects). ويتمثل الفرض الصفري لهذا الاختبار في أن نموذج الاثار الثابتة غير ضروري. ويوضح جدول رقم (9) اختبار نسبة الأفضلية للآثار الثابتة، والذي يشير إلى أن استخدام الآثار الثابتة مناسباً لان الفرض الصفري للآثار الثابتة يمكن رفضه عند مستوى معنوية 1%.

جدول رقم (9)
نتائج اختبار التكرار للآثار الثابتة

Effects Test	Statistic	d. f..	Prob.
Cross-section F	53.932042	(7,173)	0.0000

تشير البيانات الواردة في جدول رقم (10) إلى تقديرات نموذج الآثار الثابتة فإن القوة التفسيرية للنموذج المقدر عالية (Adjusted R^2=0.71).

وأن المتغيرات التفسيرية معنوية عند مستوى معنوية 1% وبإشارة موجبة كما هو متوقع لكل من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، ونسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الخاص. كما أن معدل الأجور الحقيقية للقطاع الخاص معنوياً وإشارته موجبة، ويرجع ذلك إلى أن معدلات الأجور الحقيقية للقطاع الخاص متدنية جداً في مصر لدرجة تجعل العمالة غير متحمسة وراغبة في العمل، لذا فكلما زاد معدل الأجر الحقيقي كلما زاد إقبال العمال على التوظف.

جدول رقم (10)

نتائج تقدير الانحدار غير المرتبط ظاهرياً

Variable	Coefficient
	Long Run
LOG(RY_?)	0.23***
LOG(RWP_?)	0.31***
LOG(INVP_?/Y_?)	0.15***
C	-5.01***
	R^2 = 0.71 Durbin-Watson: 1.73

المصدر: جدول (م–2) في الملحق.
*** تشير إلى مستوي المعنوية 1% .

9- الملاحظات ومقترحات السياسة

تمثل الهدف الأساسي لهذه الدراسة في تقدير المعلمات الحرجة لدالة طلب القطاع الخاص على التوظف في مصر. وتشير النتائج التطبيقية التي تم التوصل إليها إلى وجود علاقة موجبة ومعنوية بين طلب القطاع الخاص على التوظف معبراً عنه بنسبة التوظف في القطاع الخاص إلى إجمالي التوظف في القطاعات الثمانية وكل من الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي للقطاعات الثمانية ومعدل الأجر الحقيقي في القطاع الخاص، ونسبة الإستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي لهذه القطاعات.

لذا يجب أن تركز السياسات الاقتصادية في مصر على تقديم مزيد من الحوافز لاستثمار القطاع الخاص، وإعادة النظر في التشريعات الخاصة بإنشاء الشركات لتبسيط الإجراءات المطلوبة العديدة والمعقدة. وتتطلب زيادة إستجابة التوظف للنمو سياسات تنموية للأنشطة الاقتصادية أو القطاعات التي تستوعب عدداً كبيراً من العمالة مثل الصناعات الاستخراجية والتصنيع، والتشييد والبناء، النقل والتخزين، المطاعم والفنادق، والتجارة. إن المستويات المنخفضة جداً لمعدل الأجور مقارنة بعديد من الدول المتقدمة والنامية الأخرى، يجعل من درجة إستجابة مستوي التوظف لمعدلات الأجور الحقيقية قوية جداً.

ويقترح التحليل أيضاً أن التكيف في اقتصاد ما، يتم قيادته بواسطة القطاع الخاص، ويتم تحقيقه تدريجياً بواسطة الذكور الداخلين الجدد إلى قوة العمل– ولكن الإناث الداخلات الجدد إلى قوة العمل تجد صعوبة في التكيف مع الوظائف المتاحة لهن في القطاع الخاص. وتقترح معظم المسوحات أن مشاركة الأناث (المرأة) تزداد كلما إرتفع المستوى التعليمي للإناث، وتأخر سن الزواج، أو كان هدفها البحث عن عمل لتدعيم دخل الأسرة.

المراجع

- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء (CAPMAS) ،
http://www.capmas.gov.eg/Pages/IndicatorsPage.aspx?page_id=6149&ind_id=1116
- وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري، **تقرير متابعة الأداء الاقتصادي والاجتماعي خلال الربع الرابع والعام المالي 2014/2015**، 2015، القاهرة.
- وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الاداري، المؤشرات الاقتصادية،
http://mpmar.gov.eg/ar-eg/mop/total-annual/moshrat

- Appelbaum E. and Schettkat, R. (1995), Employment and productivity in industrialized countries", *International Labour Review*, Vol 134, No 4-5, pp. 605-623.
- Annett, A., 2007, Lessons from Successful Labour Market Reformers in Europe, *IMF Policy Discussion Paper*, No. 07/1, Washington, USA.
- Assaad, R. (2002), **The Egyptian Labor Market in an Era of Reform**, The American University in Cairo Press, Cairo, Egypt.
- ---------- (2008), "Labor Supply, Employment and Unemployment in The Egyptian Economy: 1988-2006, *Working Paper Series*, No. 0701, Economic Research Forum, Cairo, Egypt.
- Assaad, R. et al. (2000), "The Determinants of Employment Status in Egypt", *Discussion Paper*, No. 88, June, Food Consumption and Nutrition Division (FCND), International Food Policy Research Institute, Washington, D.C., U.S.A.
- Awad, I. (2003). Economic Reform, Employment, and Employment Policy in Egypt, Aspects of Structural Reform with Special Reference to the Egyptian Economy, *Department of Economics 8th Conference*, Cairo, Egypt.
- Beatrice, P. and Moreno, R. (2008), "Labour cost and employment across euro area countries and sectors", *Working Paper Series*, No 912 (June), European Central Bank, Germany.
- Calmfors L. and Driffill J. (1988), "Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance", *Economic Policy*, No 6, pp. 14-61.
- Chletsos, M. (2005), "The Socio-economic Determinants of Labour Demand In Greece: 1980 -2001, http://ius.unicas.it/mc2005/papers/chletsos.pdf..
- Chletsos M., Kollias Ch. And Manolas G. (2000), "The relationship between wages, productivity and labour demand in Greece : an error correction approach", *RISEC*, vol. 47, No 1, 95 – 110.

- Conference of Labor Statisticians, International Labor Organization (ILO), Geneva, Switzerland.
- Darby J. and Wren-Lewis S. (1991), "Trends in Labor Productivity in U.K. Manufacturing", *Oxford Economic Papers*, 43, pp.424-42.
- Disney R. and Kiang H.S., "Do Real Wages Matter in an Open Economy? The Case of Singapore 1966 – 1987", *Oxford Economic Papers*, 1990, 42(3), pp. 635-57
- Eekelen, Van, L. de Luca and N. Ismail. (2001), Youth Employment in Egypt, *Skills Working Paper*, No. 2, International Labor Organization, Geneva, Switzerland.
- El Ehwany, N. and El-Laithy, H. (2000), "Poverty, Employment and Policy-Making in Egypt: Country Profile", *Towards Decent Work in North Africa*, No. 1, International Labour Organization, Geneva, Switzerland.
- El-Megharbel, N. (2007), The Impact of Recent Macro and Labor Market Policies on Job Creation Policies in Egypt, *Working Paper*, No. 123, The Egyptian Center for Economic Studies, Cairo, Egypt.
- Fawzy, S. (2002), "Investment Policies and Unemployment Problem in Egypt", Working Paper No. 68, The Egyptian Center for Economic Studies, Cairo, Egypt.
- Flaig G. and Steiner V. (1989), "Stability and Dynamic Properties of Labour Demand in West German Manufacturing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(4), pp. 395-412. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.1989.mp51004003.x
- Freeman R. B. (1988), "Evaluating the European View that the United States Has No Unemployment Problem", *American Economic Review*, 1988, 78(2), pp. 294-99.
- Hassan M. and Sassanpour C. (2008), "Labor Market Pressures in Egypt: Why is the Unemployment Rate Stubbornly High?", *International Conference on "The Unemployment Crisis in the Arab Countries"*, March 17-18, Cairo, Egypt.
- Hazledine T., (1981), "Employment Functions and the Demand for Labour in the Short Run", in Z. Hornstein, J. Grice and A. Webb, eds., **The Economics of the Labour Market**, HMSO : London.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y., (1997), **Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels**, University of Cambridge, and Department of Applied Economics. U.K.
- International Labor Organization (ILO), http://laborsta.ilo.org, , Geneva, Switzerland.
- International Labor Organization (ILO) (2006), Global Employment Trends for Youth, Geneva, (http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/download/getyen.pdf), , Geneva, Switzerland.

- Kao, C. (1999), "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, No. 90, pp. 1-44. http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2
- Kouretas G. and Zarangas L. (2000), "Wage Setting, Taxes and Demand for Labor in Greece : A Multivariate Analysis of Cointegrating Relationships", *Journal of Policy Modelling*, Vol. 22, No. 2, pp. 171 – 195. http://dx.doi.org/10.1016/S0161-8938(98)00034-9
- Levin, A. , Lin, C. F. and Chu, C. S. (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108 (1) pp. 1–24. http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7
- Maddala, G. S. (1992), **Introduction to Econometrics**, 2nd edition, Macmillan Press, New York.
- Maddala, G.S., and Wu, S., 1999. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 61:631-652. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.13.
- Michl T. (1986), "The Productivity Slowdown and the Elasticity of Demand for Labor", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 3, pp. 532-36. http://dx.doi.org/10.2307/1926034
- Milas C. (1999), "Long-Run Structural Estimation of Labour Market Equations with an Application to Greece", *Economic Modelling*, Vol. 16, p.149-161. http://dx.doi.org/10.1016/S0264-9993(98)00036-4
- Ministry of Planning, http://www.mop.gov.eg/annual.html, Cairo, Egypt.
- Mourre G., 2006, Did the pattern of aggregate employment growth change in the euro area in the late 1990s?, Applied Economics, 38, pp. 1783-1807. http://dx.doi.org/10.1080/00036840500427072.
- Nassar, H. (2011), "Growth, Employment Policies and Economic Linkages: Egypt", *Employment Working Paper*, No. 85, Employment Sector , ILO, Geneva, Switzerland.
- Oster G. (1980), "Labour Relations and Demand Relations: A Case Study of the Unemployment Effect", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 4, pp.337-348.
- Pedroni, P (1999): Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653–670. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14.
- Pehkonen J. (1992), "Survey Expectations and Stochastic Trends in Modelling the Employment-Output Equation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 12, No. 54, pp. 579-89.

- Radwan, S. (2002). Employment and Unemployment in Egypt: Conventional Problems, Unconventional Remedies, The Egyptian Center for Economic Studies, *Working Paper*, No. 70, August, Cairo, Egypt.
- Roberts J.M. and Skoufias E. (1997), "The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, issue 2, may, p.330-334. http://dx.doi.org/10.1162/003465397556700
- Ross R.D. and Zimmermann F.K. (1993), "Evaluating Reported Determinants of Labor Demand", *Labour Economics*, 1, pp.71-84.http://dx.doi.org/10.1016/0927-5371(93)90006-4

الملحق

جدول (م-1) معدل البطالة في مصر 1990-2015

السنة	معدل البطالة (%)
1990	8.60
1991	9.60
1992	9.00
1993	10.90
1994	11.00
1995	11.20
1996	11.30
1997	8.40
1998	8.20
1999	8.10
2000	9.00
2001	9.20
2002	10.20
2003	11.00
2004	10.30
2005	11.20
2006	10.50
2007	8.80
2008	8.70
2009	9.40
2010	9.00
2011	12.00
2012	12.70
2013	13.20
2014	13.00
2015	12.80

المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، بحث القوى العاملة 2015، ***النشرة السنوية المجمعة***، يونيو 2016، http://www.capmas.gov.eg/Pages/ShowPDF.aspx?page_id=/Admin/Pages%20Files/20161027101733LFS%202015-14SSS.pdf.

جدول (م-2)
نتائج التقدير باستخدام نموذج الانحدار غير المرتبط ظاهرياً
(SUR) بطريقة الآثار الثابتة (1990-2012)

Dependent Variable: LOG(LP_?/L_?)				
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)				
Date: 07/01/17 Time: 10:21				
Sample (adjusted): 1990 2012				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 184				
Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
LOG(RY_?)	0.232599	0.042230	5.507951	0.0000
LOG(RWP_?)	0.305462	0.056455	5.410733	0.0000
LOG((INVP_?/Y_?))	0.147466	0.034062	4.329284	0.0000
C	-5.013745	0.570740	-8.784634	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
AGRI--C	0.385514			
MANUF--C	0.076590			
PETROL--C	-0.297860			
CONSTR--C	-0.713363			
TRANS--C	-0.751749			
TRADE--C	-0.110207			
HOTELS--C	1.079656			
ESTATE--C	0.331418			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.707304	Mean dependent var	-1.184152	
Adjusted R-squared	0.690385	S.D. dependent var	1.549486	
S.E. of regression	1.004958	Sum squared resid	174.7198	
F-statistic	41.80569	Durbin-Watson stat	1.734059	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.687502	Mean dependent var	-0.891953	
Sum squared resid	29.23307	Durbin-Watson stat	1.618311	