

**تقدير دالة الطلب على العمل في قطاع الصناعات التحويلية في
مصر "بالتطبيق على الصناعات الكيماوية"**

*Estimation of the Labor demand function of the Manufacturing Sector in
Egypt "by Application to Chemical Industries"*

أ.د/ خيرية عبد الفتاح عبد العزيز د/ نهلة فتحي سالم عزت محمد أحمد عبد الجليل خا
أستاذ الاقتصاد مدرس الاقتصاد معيد بقسم الاقتصاد
كلية التجارة - جامعة الزقازيق كلية التجارة - جامعة الزقازيق كلية التجارة - جامعة الزقاز

الملخص:

إنتهت الدراسة قياس محددات الطلب المحلي على العمل في قطاع الصناعات الكيماوية والصناعات التحويلية المصرية عموماً في اقتصاد مفتوح، بالإضافة إلى تدبر المعدل للأجور والإنفتاح التجارى وسعر الصرف الكفيل بتعظيم الطلب على العمل في إطار البنية الاقتصادية الراهنة. وذلك بالإعتماد على بيانات طولية متوازنة لـ (83) صناعة تمثل الصناعات التحويلية في مصر مقسمة على ثمانية قطاعات رئيسية وذلك خلال الفترة (10) (2017) نإجمالي 647 مشاهدة. وقد إعتمدت الدراسة في تحقيق ذلك على نموذج الأثار (Hausman) (Fixed Effects Model) بناءً على اختبار (FEM).

وقد توصلت الدراسة إلى العديد من النتائج الهامة ومنها أن معامل مرونة الطلب على الصناعات التحويلية المصريه يتأثر بالعديد من العوامل، وأهمها: مرونة الطلب على العمل في القطاعات التحويلية، ورأس المال لكل عامل، والأجر النقدي، وعدد المنشآت الصناعية، والحقائق للأفراد كانت الأكثر إستقراراً بالنسبة لشارتها ومعنىتها وقيمتها أيضاً. كما أن العمل في الصناعات التحويلية المصريه كان من فئة مرونة الإنفتاح التجارى المنخفض والذي يُعد أكثر المتغيرات تأثيراً على مستوى التشغيل، يليه بنسبة بسيطة الأجور النقدية المنخفضة وأخيراً سعر الصرف المنخفض. بينما الطلب على العمل كان غير من مرونة لباقي المحددات، حيث يرتفع معامل مرونة الطلب على العمل بالنسبة لـ إنتاجية العمال بالصناعات الكيماوية بشكل كبير عن نظيرتها بالصناعات التحويلية عموماً، وأن علاقة الأجور النقدي لكل عامل بالإنفتاح التجارى، وسعر الصرف بالطلب على العمل غير خطية. وأخيراً أن المعدل الأمثل له هو المعدل الذي يساوي نسبة للأجر النقدي تتراوح ما بين (9.733 - 9.767)، وبالنسبة للطلب على العمل بالنسبة للأجر النقدي تعادل (3.621)، وأخيراً بالنسبة لسعر الصرف تعادل (2.360)، بينما المعدل الأمثل لمرونة الطلب على العمل بالنسبة لـ إنتاج التجارى في الصناعات الكيماوية تعادل (3.662).

الكلمات الدالة: دالة الطلب على العمل، الصناعات التحويلية، الصناعات الكيماوية، مصر

Abstract

The study aimed to measure the determinants of domestic demand for labor in the chemical industry and the Egyptian manufacturing industries in general in an open economy, in addition to estimating the optimum wage rate, trade openness and exchange rate that will maximize the demand for labor within the current economic structure. Based on Balanced Panel data (83) industry representing all manufacturing industries in Egypt divided into eight main sectors during a period of (8) years (2017-2010) with a total of 47 observation. To achieve this, the study relied on the Fixed effects model (FEM) based on the Hausman test.

The study found many important results, including that the elasticity of demand for labor productivity, capital per worker, cash wage, number of industrial establishments, and real income of individuals were the most significant in terms of their significance, significance and value. Demand for labor in the Egyptian manufacturing industries was only flexible for low levels of openness, which is the most influential variable on the level of employment, followed by a small percentage of low cash wages and finally the low exchange rate. Demand for work was inelastic for the rest of the parameters. While the elasticity of labor demand for labor productivity in chemical industries is significantly higher than that of manufacturing industries in general, and that the relationship of the monetary wage of each worker, trade openness, and exchange rate with labor demand is not linear. Additionally, the optimal rate of elasticity of labor demand for cash wages ranges between (9.767 - 9.733), for trade openness (3.621), and finally for the exchange rate (2.360). While the optimal rate of elasticity of the demand for labor for trade openness in the chemical industries is (3.662).

Keywords: Labor demand function, Manufacturing Sector, Chemical Industries, Egypt.

(1) المقدمة:

يعد اقتصاد العمل (Labor Economics) فرع من الاقتصاد الاجتماعي أحد الفروع في علم الاقتصاد، ويتعلق بمساهمة العنصر البشري في النشاط الاقتصادي، ويعالج تنظيم والعلاقات الإنتاجية بين العمال وأصحاب العمل والأجراء المستقلين في جميع القطاعات الدن والزراعية والتجارية والخدمات العامة والخاصة، ويبحث كذلك في العلاقات الاجتماعية والاقتصادية المتفرعة من كل ذلك بين القوة العاملة بصورة عامة على الصعيد المحلي والصعيد الدولي.

ويوفر اقتصاد العمل مجموعة من النظريات التي تحاول تفسير سلوك الأفراد تجاه عرض وطلب العمالة وتفسير ظواهر البطالة وتجزء أسواق العمل وдинاميكية الأجر والى ا المرتبطة بقوة العمل، ولهذا فإن نتائج سوق العمل تكون مؤثرة بدرجة أو بأخرى على العرض والطلب الكليين (عيسى، 2005).

وتمثل مشكلة إيجاد فرص عمل جديدة هما يتلازم مع جملة القضايا الناجمة عنها او بها ويقصد بذلك انخفاض معدل النمو الاقتصادي وارتفاع معدل النمو السكاني من الاقتصادي والديموغرافي وكذلك التأثيرات الاجتماعية المصاحبة لاستمرار وتفاقم هذه الم وتعاني بعض الدول العربية من مشكلة نقص الوظائف التي يتم خلقها في الاقتصاد لمواجهة في حجم قوة العمل (المصبيح & المرعي، 2014).

وفي هذا الشأن أكد تقرير منظمة العمل الدولية حول اتجاهات الاستخدام العالمي لعام 4 أن البطالة ما زالت عند مستويات مرتفعة في أسواق العمل في الشرق الأوسط وشمال إفريقيا اتجاهاتها في تزايد مستمر بسبب حالة عدم الاستقرار السياسي التي ظهرت منذ عام 11 والصراعات والحروب المحلية، في حين سيدفع انخفاض أسعار النفط معدلات البطالة نحو من الارتفاع، حيث أوضح أن الارتفاع في معدلات البطالة حول العالم، خصوصاً الشباب، إلى الزيادة الملحوظة في معدلات البطالة في منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا، والتي تأتي أعلى نسبة بطالة في العالم، مقدراً هذه النسبة بـ 11.7% في العام 2014، في حين المتوسط العالمي يبلغ حوالي 6% (Barsoum, et, al., 2014).

كما وصف التقرير معدل بطالة الشباب في المنطقة بأنه الأعلى نسبة في العالم أجمع، وهو مستمر في الصعود، حيث قدر بنحو 29.5% عام 2014. وتتوقع المنظمة تراجع البطالة بين

الشباب بشكل شامل في الدول المتطرفة بدءاً من عام 2019 فهى تترقب زيادة كبيرة في هذه النسبة في الشرق الأوسط (Barsoum, et, al., 2014). وفي تقرير صندوق النقد العربي بعنوان "بطالة الشباب في الدول العربية" عام 2014، يرى أن البطالة المرتفعة في ليست نتيجة انكماش اقتصادي مؤقت، بل هي ظاهرة طويلة الأمد وهيكلاية تزداد سوءاً. وبالنسبة لمصر أشار تقرير منظمة العمل الدولية أن معدل البطالة بين الشباب (15-25) في مصر بلغ نحو 25% خلال عام (2013)، في حين بلغت هذه النسبة 13.1% على العالم (Barsoum, et al., 2014).

وتشير بيانات الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء في مصر إلى أن معدل البطالة 2014 بلغ نحو 13% من قوة العمل. ويرجع ذلك بنسبة كبيرة إلى الأوضاع السياسية المضطربة التي تشهدها المنطقة كلها، فقد كانت مصر تستقبل نحو 9 مليارات دولار سنوياً استثمارات قبل ثورة يناير ولم تستقبل خلال عامي (2011-2012) أي استثمارات جديدة واستقبلت 2013 نحو 3 مليارات دولار بسبب عدم استقرار الأوضاع، وقد أدى ذلك إلى تفاقم أوضاع اقتصاد البنك المركزي المصري. كذلك ما يحدث في بعض الدول العربية من اضطرابات سياسية إلى عودة العمالة المصرية من تلك الدول. كما أن معظم الاستثمارات الجديدة في مصر تركت صناعة الملابس الجاهزة وهي صناعة ليست ذات مردود اقتصادي عالي ينبع عن فرص وقيمة مضافة للنشاط الاقتصادي. مما يؤدي إلى زيادات كبيرة في مصر في الاقتصاد الرسمي حيث أوضحت الدراسات الاستقصائية لمنظمة العمل الدولية أن الأنشطة الوظيفية الرسمية بين الشباب تتجاوز 90%.

وبالتالي يجب أن تعيد دول المنطقة ومنها مصر النظر في سياساتها الاقتصادية لكي تفرز عمل لاعداد الشباب المتزايدة، ولن يمكن التغلب على مشكلة البطالة إلا إذا كان خلق فرص العمل هو محور عملية التنمية. ويشير تقرير صندوق النقد الدولي على أن أسواق العمل تعمل بصورة أفضل تشكل لبنة بناء أساسية لنفوذ الناتج القابل للاستمرار واستحداث وظائف وتنميةً مع اختصاصات الصندوق وبناء على توجيهات من ضرورة تحديث ومراجعة الرقابة ثلاثة سنوات لتحسين تعطية قضايا سوق العمل (IMF, 2014).

ولا تنساقط فرص العمل مثل المهن من النساء، ولكنها تنشأ عن التنمية الاقتصادية، وتتطلب إقامة رجال الأعمال والحكومات للمؤسسات والأنشطة الاقتصادية الجديدة، ويُطلب خلق العمل المستدام للتغيير الهيكلي، أو قدرة الاقتصاد على أن يولد بشكل متواصل أنشطة سريعة النمو تتميز بارتفاع القيمة المضافة والإنتاجية وزيادة العوائد المرتبطة بالحجم، وهو مُمكّن في التصنيع أكثر من أي نشاط اقتصادي آخر.

و بالنسبة للدول النامية ومنها مصر التي تهدف إلىمواصلة النمو وفي نفس الوقت الاستدامة في إيجاد فرص العمل ومنها مصر، توفر الصناعات التحويلية الفرصة ليس فقط التوازن إلى الاقتصاد نحو قطاعات ذات قيمة مضافة أعلى، ولكن أيضاً لتوفير قاعدة عماله نسبياً تتنسم بإنجازية أعلى للعمل، وتظل الصناعة التحويلية جهة توظيف هامة، حيث كان يو¹د حوالي 470 مليون فرصة عمل في جميع أنحاء العالم في عام 2009 وحوالي 16% من العاملة في العالم، وفي عام 2013 هناك أكثر من نصف مليار فرصة عمل في قطاع الصناعية، كما ترتفع العمالة في هذا القطاع في الدول النامية عن الدول المتقدمة (تقرير الصناعية، 2013).

وأكثر من ذلك تؤكد جميع الأدلة أن الصناعات التحويلية لديها صلات أقوى ومضاعفات عمالة أكبر كثيراً في الاقتصاد، حيث تشير الأدلة أنه لكل فرصة عمل يتم إيجاده الصناعات التحويلية، يتم إيجاد فرصتين عمل أو ثلاثة خارجها. وهذا أعلى كثيراً من النسبة المضمنة لفرص العمل المرتبطة بالتصنيع في الخدمات. ويمكن استخلاص الأثر الذي للصناعات التحويلية في خلق فرص العمل أعلى بكثير مما هو موضع وفقاً للرقم الوارد.

وإذا تجاوزنا الأرقام، فإن الوظائف التي توجدها الصناعة التحويلية لها بعض الخصائص يجعلها مرغوباً فيها بشكل أكثر من الوظائف الأخرى، من منظور الاقتصاد الكلى والاعتبار الإنسانية. فالوظائف ذات الانتاجية الأعلى ترتبط عادةً بزيادة الأجور، وظهور الأدلة التاريخية مكاسب الأجور المرتبطة بالتغيير الهيكلي الناتج عن التصنيع ساعدت في إنقاذ قطاعات كبيرة السكان من براثن الفقر، وإضافة إلى ذلك عادةً ما توفر الصناعات التحويلية مزاياً أفضل للروتين والأمان الوظيفي مقارنة بها في القطاعات الأخرى، وهي تمثل إلى تطوير مهارات أعلى الوظائف المماثلة في بقية القطاعات، كما أنها مهمةً أيضاً لاستيعاب العمال ذوي المهام المحدودة (تقرير التنمية الصناعية، 2013).

وبالنسبة لمصر يلعب قطاع الصناعات التحويلية في مصر دوراً كبيراً في استيعاب ونسبة كبيرة من القوى العاملة المصرية حيث يحتل المركز الثاني بعد قطاع الزراعة من حيث المشغلين حيث يبلغ عدد المشغلين في قطاع الصناعات التحويلية في عام 2014 نحو مليون مشغل بنسبة 11,14% من إجمالي عدد المشغلين الذي يبلغ 27.9 مليون (المركزى للتعبئة العامة والإحصاء، 2015).

ونظراً لأهمية سوق العمل في قطاع الصناعات التحويلية وتأثيره على مستوى الاقتصادي في مصر وما يميزه من ديناميكية وتشعب القرارات التي تؤخذ فيه، ولأن عرض يعتمد على تحليل البيانات الديموغرافية التي تبرز أهمية تحديد العوامل المؤثرة في الطلب العمل على المستوى قطاع الصناعات التحويلية بالتطبيق على الصناعات الكيماوية، بما يمكن وضع السياسات المناسبة للتخطيط لسوق العمل في مصر بشكل يقلل الفجوة بين الطلب العمل وعرضه.

تواجه مصر تحدياً كبيراً يتمثل في مشكلة نقص الوظائف التي يتم خلقها في الاقتصاد على مستوى كافة القطاعات الاقتصادية خصوصاً قطاع الصناعة لمواجهة النمو المتزايد في القوة العاملة خصوصاً بعد الأزمة المالية العالمية عام 2008 وما تبعها من انخفاض حجم العالمي والمصري، مما يؤدي إلى تفاقم مشكلة البطالة والتي وصلت ٦١,٣% من إجمالي العاملة عام 2014 وما يتبعها من تفاقم المشكلات والأزمات الاقتصادية والاجتماعية التي عن عدم التصدي لمشكلة البطالة، وما يزيد من سوء الموقف في مصر هو دخول مصر في عدم استقرار سياسي منذ عام 2011 أدى إلى تفاقم المشكلات الاقتصادية وانخفاض معدل النمو الاقتصادي وال الصادرات وعزوف الاستثمارات وغيرها من العوامل التي أدت إلى ضعف الاقتصاد على خلق فرص عمل بشكل عام في الصناعات التحويلية وخاصة في الصناعات الكيماوية، وبالتالي حدوث ارتفاعات مؤثرة في معدلات البطالة أدت إلى مزيد من عدم الاستقرار السياسي والاجتماعي.

ومن أجل مواجهة هذا التحدي ينبغي التركيز على أهم المتغيرات التي تؤثر على الطلب العمل في مصر على مستوى قطاع الصناعات التحويلية، والعمل على تشجيعها والقضاء على كافة العقبات التي تواجهها من أجل خلق فرص عمل بمعدلات متزايدة في هذا القطاع لما لها مميزات في استيعاب العمالة في الاقتصاد وتخفيف معدلات البطالة.

ويذلك تتبع مشكلة الدراسة والتي يمكن تحديدها في التساؤل التالي:

"ما هي المحددات الأكثر أهمية التي تؤثر على الطلب على العمل بقطاع الصناعات التحويلية (الصناعات الكيماوية) في مصر؟، ومن ثم يمكن تقدير دالة الطلب على العمل في قطاع الصناعات التحويلية (الصناعات الكيماوية) في مصر".

(2) الدراسات السابقة:

هدفت دراسة عبدالخليم (2003) الى تقدير معلمات دالة الطلب على العمل في مصر الفترة (1975 - 1999) على المستوى القومي والقطاعي وذلك باستخدام نموذج قياسي على طريقة المربيات الصغرى العادبة (OLS)، وقد شملت المتغيرات التفسيرية كلا من الأداء الأجنبي المباشر، والناتج المحلي الإجمالي، ومتوسط الأجر الحقيقي.

وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة طردية بين الاستثمار الأجنبي المباشر والنمو الاقتصادي والطلب على العمل وذلك علي المستوى القومي. وبالنسبة للمستوى القطاعي توصلت الدراسة وجود علاقة طردية للاستثمار الأجنبي المباشر بالنسبة للطلب على العمل بكل من قطاع الصناعات والخدمات.

من أجل التحليل القياسي لمشكلة البطالة في مصر وأثر برنامج الاصلاح الاقتصادي خلال الفترة (1974-2000)، وقامت دراسة عبدالوهاب (2004) بتقدير معلمات دالة الطلب على العمل، حيث تمثلت اهم المتغيرات المؤثرة على الطلب على العمل في حجم الناتج المحلي الحقيقي، ومعدل نمو الاستثمار القومي الإجمالي، وسياسة الانفتاح الاقتصادي، وبر الأمثلة المتعدد اعتمادا على طريقة المربيات الصغرى العادبة (OLS) في تقدير معلمات الطلب على العمل.

وتوصلت الدراسة إلى معنوية ملتمي الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والأجور الحية ولاتفاق اشارتيهما مع النظرية الاقتصادية، كما جاءت إشارة سياسة الانفتاح والاصلاح الاقتصادي موجبة أي يوجد تأثير ايجابي على مستوى الطلب على العمل وكان تأثير حجم الاستثمار غير معنوي، وفسرت الدراسة تلك النتيجة باتجاه المزيد من الاستثمارات خلال تلك الفترة إلى اساليب إنتاجية كثيفة رأس المال.

كما استهدفت دراسة Chletsos (2005) لاختبار المحددات الاقتصادية والاجتماعية على العمل في اليونان خلال الفترة (1980-2001) وذلك باستخدام أسلوب التكامل المبني على طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، حيث استخدمت المتغيرات معدل النمو الناتج المحلي الإجمالي، والافتتاح التجاري، ومعدل التغير في الميزانات البطالة كنسبة من إجمالي الإعانات الاجتماعية.

وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين معدل نمو الناتج المحلي والتغير في التوظيف، ووجود علاقة عكسية بين افتتاح الاقتصاد اليوناني وإعانت البطالة والتغير في التوظيف.

وهدفت دراسة Bruno and Falzone (2005) التي تقدير دالة الطلب على العمل في مكونة من 31 صناعة في قطاع الصناعات التحويلية في إيطاليا خلال الفترة (1980-1995) لمعرفة تأثير العمولة على الطلب على العمل في قطاع الصناعات التحويلية، وذلك بأسس بيانات طولية غير متوازنة (unbalanced panel date)، حيث تم التقدير باستخدام كل نموذج Fixed Effects Model ونموذج GMM. وأسفرت النتائج عن عدم وجود تأثير ملحوظ على الطلب على العمل في قطاع الصناعات التحويلية.

قامت دراسة نوير (2009) التي تقدير دالة الطلب على العمل في القطاع الخاص الصناعي خلال الفترة (1981-2006)، وقد تمثلت المتغيرات المفسرة في كل من الناتج الحقيقي للقطاع الصناعي، والسعر النسبي لعنصر العمل، بالإضافة إلى متغير صوري (mmmy) يعكس الاحوال الاقتصادية. وقد طبقت الدراسة نموذج تصحيح الخطأ Correction Model (ECM) استناداً إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة.

وأشارت التقديرات إلى معنوية معلمتي متغير السعر النسبي لعنصر العمل وناتج القطاع الصناعي الخاص، حيث جاءت إشارة كل منها متفقة مع النظرية الاقتصادية بالإضافة إلى إشارة المتغير الصوري جاءت موجبة ومعنوية إحصائياً، كما أشارت الدراسة إلى ضرورة الاعتماد على زيادة كل من ناتج قطاع الصناعة الخاص والاستثمارات مع تخفيض السعر النسبي لعنصر العمل باختيار فنون انتاجية كثيفة العمالة.

استهدفت دراسة فائز (2010) سياسات تحفيز الطلب على العمل في مصر خلال الفترة (1981-2008)، وتحليل مدى مساهمة القطاعات المختلفة في استيعاب العمالة ومدى ازدهارها.

التوزيع النسبي للاستثمارات في تلك القطاعات مع استيعابها للعمال، بالإضافة إلى المحددات الاقتصادية الأساسية المؤثرة في حجم و هيكل الطلب على العمل.

وأستخدمت الدراسة عدة متغيرات هي: إجمالي التكاليف الرأسمالي الثابت، ومعدل الاقتصادي، والسعر النسبي لرأس المال إلى العمل، بالإضافة إلى متغير وهى يعكس الأداء الاقتصادي خلال فترة الدراسة (قبل وبعد برنامج الإصلاح الاقتصادي)، وقد اعتمدت الدراسة أسلوب جوهانسون للتكميل المشترك (Johanson Cointegration) في تقيير دالة الطلب الأجل الطويل ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) في الأجل القصير.

وتشير نتائج الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين التشغيل وكلًا من السعر النسبي لرأس المال والتكون الرأسمالي الثابت وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، في حين جاءت معدل نمو الناتج المحلي سالبة وهو يؤكد بذلك ما يعرف بظاهرة النمو بلا تشغيل، كذلك جاء برنامج الإصلاح الاقتصادي سلبي وهو ما يشير إلى تناقص عدد المستغلين أثناء فترة برنامج الإصلاح.

كما استهدفت دراسة جلال (2013) معرفة مدى ضعف القدرة الاستيعابية لسوق اقتصاد فلسطيني، ومدى قدرته على توليد فرص عمل جديدة لاعتبارات مختلفة مستعينة ببعض المؤشرات الإحصائية التي تساعده صانعي القرار في رسم سياسات اقتصادية ملائمة لتحسين الاستيعابية للقطاعات الاقتصادية في كل من الضفة الغربية وقطاع غزة كل على حدة لأخذ ظروفهم الاقتصادية.

وأقامت الدراسة باستخدام طريقة المربيات الصغرى العادي (OLS) في تقيير دالة الطلب على العمل في القطاعات الاقتصادية المختلفة على المستويين القطاعي والكلي في كل الأراضي الفلسطينية عامه ثم الضفة الغربية وقطاع غزة كل على حدة، مع تقيير مرويات الإدارات عن عنصري العمل، ورأس المال خلال فترة الدراسة، حيث اعتمدت الدراسة في تقيير دالة الطلب على عدة متغيرات هي: حجم الناتج، والأجور الحقيقة، والطلب على العمل في الفترة السابقة.

وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين الناتج المحلي الإجمالي والطلب على العمل كذلك اختلاف سلوك دالة الطلب على القوى العاملة الفلسطينية خلال فترة الدراسة وفقاً للمكان الذي ينتمي له العامل، بالإضافة إلى وجود علاقة تكاملية بين عنصري العمل ورأس المال في قطاعات الصناعة والخدمات والأنشطة الأخرى بينما توجد علاقة تبادلية بين القطاعين في قطاع

الزراعة و البناء، وأخيراً عدم المعنوية الإحصائية لمرونة الإحلال بين العمل و رأس المال في القطاعات الاقتصادية الفلسطينية مما يعكس ضعف فاعلية سياسة الأجور المتباينة.

واهتمت دراسة المصبج والمراعي (2014) بتحديد العوامل المؤثرة على سوق العمل في الدول، وتقدير دالة الطلب على العمالة متضمنة العوامل المعيبة عن سوق العمل، مع المعدل الامثل لمعدل النمو الاقتصادي ومعدل الاستثمار والأجور الكفيلة بتعظيم الطلب العمل في إطار البنية الهيكيلية للاقتصاد العربي الراهن. وذلك باستخدام بيانات مجمعة (data) لعينة من ستة دول عربية والتي توافرت بيانات مكتملة عنهم خلال فترة الدراسة مصر، والجزائر، والأردن، المغرب، سوريا، وتونس.

واعتمدت الدراسة في توصيف دالة الطلب المستخدمة على متغيرات معدل التضخم، ونمو التكوين الرأسمالي الثابت بالأسعار الثابتة، ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الخام والافتتاح التجاري، ومعدل نمو الأجور الحقيقة. وقد استخدمت الدراسة نموذج الأثار ا Fixed Effects Model في تدبير العلاقة.

وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن معدل التضخم كان المتغير الأكثر استقراراً في تحديد الدالة على العمالة بما يؤكد انتطاب سوق العمل العربية على منحني فيليبس الذي يؤكد وجود عكسية بين معدل التضخم والبطالة وبالتالي وجود علاقة طردية بين معدل التضخم وزيادة الطلب على العمل في الدول العربية، والأمر الذي يوضح أن سياسات استهداف التضخم من الممکن تلعب دوراً سلبياً في سوق العمل للضغط على إمكانيات الاقتصاد على خلق فرص عمل بـ عام.

وفي محور آخر ناقشت دراسة Heiko and Darkow (2013) مدى نجاح الصناـعة الكيماوية الأوروبية على المدى الطويل. القضية مثيرة للجدل بشكل خاص بالنسبة للصناعة الكيماوية مع إنتاجها الكثيف الطاقة وصورتها غير سارة في المدن الأوروبية. استعرضت الدراسة التحديات المستقبلية للصناعة الكيماوية الأوروبية حتى عام 2030. استخدمت الدراسة طريقة Delphi لجمع البيانات، قامت الدراسة بتجميع وجهات نظر 38 خبراء من الصناعة والأوساط الأكاديمية والحكومية بشأن التوقعات. وتم تحليل النتائج وفقاً لاحتمال الحدوث، وتأثير التوقعات والتحقيق من التوقعات. استناداً إلى 249 عينة، مستمدة من أربعة سيناريوهات مستقبلية. وتناول الدراسة السيناريوهات التطورات في الاستدامة واعتماد الصناعة على النفط في المستقبل. وتوصلت الدراسة لمعرفة التحديات التي تواجه الصناعة الكيماوية في أوروبا في المستقبل، والمزايا التنافسية.

استخدمت دراسة Arango, et, al. (2019) متغيرات المرونة والسعر والإنتاج وإنتجية عوامل الإنتاج (TFP) total factor productivity. أوضحت الدراسة أن مد الطلب على العمالة الصناعية تختلف اختلافاً كمياً بشكل رئيسي عبر المناطق والقطاعات إذ عند تركز الطلب على العمالة غير المهرة، إن عدم تجانس الطلب على العمل هو مجرد للاختلافات الأساسية في عمليات الإنتاج والسلع المنتجة والفن التكنولوجي المستخدم وتأهيل العاملة ومعدلات الإنتاجية ومتضيقات العمال والإجراءات الصارمة وإجراءات تحديد الأوصوصيات أسواق البضائع.

(3) توصيف البيانات ونموذج الدراسة:

لتحقيق هدف الدراسة والمتمثل في تقدير دالة الطلب على العمالة في الصناعات التحويلية وفي الصناعات الكيماوية على وجه الخصوص متضمناً العوامل المحددة لهذا الطلب بمصر. هذا بالإضافة إلى تقدير المعدل الأمثل للأجور والإفتتاح التجاري وسعر الصرف ابتعظيم الطلب على العمل في إطار البنية الهيكيلية الاقتصادية الراهنة. فسوف تعتمد الدالة التطبيقية في تحقيق ذلك على بيانات طولية متوازنة (Balanced Panel data) لـ (83) ص تمثل كافة الصناعات التحويلية في مصر مقسمة على ثمانية قطاعات رئيسية وذلك خلال (2010-2017) وذلك بإجمالي 647 مشاهدة، والتي تم الحصول عليها من قواعد بيانات المنظمات المحلية والدولية المختلفة والمتمثلة في الهيئة العامة للتنمية الصناعية، والبنك الدولي ومنظمة الشفافية الدولية، وبيت الحرية. وقد تم اختيار تلك العينة بناءً على مدى توافر البيانات وبالنسبة لمحددات الطلب على العمالة في الصناعات التحويلية، فلاحظ وجود العديد من المتغيرات الاقتصادية التي تؤثر الطلب على العمل في تلك الصناعات، بحيث يصعب أخذ جميعها في الاعتبار عند قياس دالة الطلب على العمل وإلا فقدت هذه الدالة أحد خصائص جودتها. فمن معايير الجودة لأي نموذج مستخدم في القياس هو أن يكون له القدرة على نفس الظاهرة بعد محدود من المتغيرات الفسميرية. كذلك عند إدخال عدد كبير من المتغيرات قد تؤدي الدالة عدداً من درجات الحرية بما في ذلك من أثر على انخفاض معنوية المعاملات المقدرة، وبإعتبار أن أغلبية النماذج النظرية والتطبيقية لا يمكنها تسخير واقع سلوك الطلب على الدالة في مصر كما أورذتها النظرية الاقتصادية نظراً لمجموع الفرضيات المبنية عليها ولتبين الأدبيات حول تلك المحددات خاصة من متغيرات الاقتصاد الكلى نظراً لأهميتها الخاصة، ولذا

من الضروري محاولة بناء نموذج يفسر العوامل المحددة للطلب على العمل في الصناعات التحويلية في مصر في الأجل الطويل عن طريق أحد مجموعة من المتغيرات المفسرة بما ، مع الدراسات التطبيقية السابقة، وخاصة مع ظهور أهمية إضافة متغيرات جديدة في إطار الازمة المفتوحة في التأثير على الطلب على العمل. وبالتالي سوف تعتمد الدراسة على المتغيرات التالية كمحددات للطلب على العمل في الصناعات التحويلية المصرية:

((إنتاجية العمل (Productivity per worker) - مخزون رأس المال لكل عامل (Capital stock per worker) - الأجر النقدي لكل عامل (Cash wage per worker) - المنشآت الصناعية (Firms No.) - معدل النمو الاقتصادي (Real GDP per capita) - التضخم (Inflation) - الإنفتاح التجاري (Openness) - سعر الفائدة الحقيقي (Interest rate) - سعر الصرف الرسمي (Exchange rate) - مستوى الشفافية (Transparency) - مستوى الديمقراطية (Democracy)).

ومن هنا يمكن صياغة النموذج العام للدراسة في الشكل الوجارتمى كما هو موضح في المعادلة (1) التالية:

$$\ln \text{Workers}_{it} = C_i + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln X_t^k + \epsilon_i \quad (1)$$

حيث (Workers_{it}) تمثل عدد العمال في مختلف الصناعات التحويلية بمصر في t ، حيث (C) تمثل ثابت الدالة، (X_t^k) تمثل المتغيرات التفسيرية، وأخيراً تمثل حد الخطأ. وعليه يتم تحديد النموذج التجربى لتقدير دالة الطلب على العمل في اقتصاد مفتوح، بالإضافة إلى تقدير المعدل الأمثل للأجور والإنتفاث التجارى الكفيل بتعظيم الطلب على العمل في إطار البنية الهيكلية الاقتصادية الراهنة من خلال تشكيل دالة لوغارتمية تعكس العلاقة بين العمالة الصناعية ومختلف المتغيرات الاقتصادية على النحو التالي؛

$$\begin{aligned} \text{Workers}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Productivity per worker}_{it} + \beta_2 \text{Capital stock per worker}_{it} \\ & + \beta_3 \text{Cash wage per worker}_{it} + \beta_4 \text{Firms No.}_{it} + \beta_5 \text{Real GDP per capita}_{it} \\ & + \beta_6 \text{Inflation}_{it} + \beta_7 \text{Openness}_{it} + \beta_8 \text{Real Interest rate}_{it} \\ & + \beta_9 \text{Exchange rate}_{it} + \beta_{10} \text{Transparency}_{it} + \beta_{11} \text{Democracy}_{it} + u_i \quad (2) \end{aligned}$$

حيث Workers تمثل المتغير التابع وهو الطلب على العمل في الصناعات التحويلية، $(\beta_{1,2,.....,11})$ في النموذج تعبر عن معاملات المتغيرات الاقتصادية المستقلة المستخدمة في النموذج على الترتيب، t تغير عن الفترة الزمنية المستخدمة في الدراسة (2010-2017)، u_i

عن عينة الصناعات المستخدمة وهي (83) صناعة، بينما β_0 تعبّر عن ثابت المعادلة، وأخيراً تشير إلى حد الخطأ.

وهنا تعبّر المعاملات $(\beta_1), (\beta_2), (\beta_3), (\beta_4)$ عن المتغيرات الخاصة بالصناعات التحويلية

مصر والمتمثلة في الإنتاجية، ورأس المال، والأجر لكل عامل بالإضافة إلى عدد المشترين

الصناعية على الترتيب، بينما تعبّر المعاملات $(\beta_5), (\beta_6), (\beta_8)$ عن المتغيرات التي يتأثّر بها الاقتصاد الكلي في اقتصاد مغلق والمتمثلة في نصيب الفرد من الناتج الحقيقي، والتضخم، والفائدة الحقيقي على الترتيب. في حين تعبّر المعاملات $(\beta_7), (\beta_9)$ عن المتغيرات التي يتأثّر بها الاقتصاد الكلي في اقتصاد مفتوح والمتمثلة في الانفتاح التجاري، ومعدل الصرف، وأخيراً المعاملات $(\beta_{10}), (\beta_{11})$ عن الأوضاع المؤسّسية في مصر والمتمثلة في مستوى الشفافية ومستوى الديموقراطية على الترتيب.

من جهة أخرى يتم تقدير المعدل الأمثل لـ γ متغير من متغيرات الدراسة من خلال الدالة التربيعية بدلاً من هذا المتغير. فإذا كان لدينا العلاقة $y = \gamma x^2$ فإن الدالة التربيعية العلاقة تكون كما يلى:

$$y = a + \beta x + \gamma x^2$$

ويتم حساب المعدل أو الحجم الأمثل للمتغير x بأخذ المشتقّة التقاضية الأولى للدالة بـ x ، حيث أن مشتقّة أي دالة هو الميل الحدي لها، أي:

$$\dot{y} = \beta + 2\gamma x$$

الخطوة التالية هي جعل دالة الميل الحدي مساوية للصفر، على اعتبار أن ميل الدالة مساوياً للصفر عند النهاية الحدية (العظمى أو الصغرى) للدالة أو ما تسمى بالنقطة الحرجة وبالتالي فإن المعدل أو الحجم الأمثل لهذا المتغير x يساوى:

$$x^* = -\frac{\beta}{2\gamma}$$

وهنا تم الاعتماد على دول لوغارثمية في التقدير وذلك لتقدير مرونة الطلب على الإنتاج بالنسبة لمحدداته بشكل مباشر، كما أنها تعطى تقديرات ذات جودة عالية، وتتجنب مشاكل الإرادة الذاتي بين قيم الخطأ الشوائزي، كما تعطى أقل خطأ معياري للبواقي (Ibrahim, 2013). وKrishna (2001) أن تحديد مرونة الطلب على العمل بالنسبة لمحدداته لها أهمية خاصة بإتخاذ السياسات الاقتصادية اللازمة لزيادة التوظيف. وقد أكدت على أهمية استخدام الص

اللوغارتمية اختبارات "معايير الاختيار بين النماذج" (Model Selection Criteria) تستخدم للمقارنة بين النماذج المختلفة وأشهر اختباراتها والتي تم الاعتماد عليها هي:

Kaike Info. Criterion - Schwarz Bayesian Criterion - Hannan-Quinn Criterion - Log-likelihood Criterion).

حيث أكدت هذه المعايير على أن الشكل اللوغاريتمي في الدراسة الحالية أفضل من الشكل الـ

أو شبه اللوغاريتمي. وهنا يوضح الجدولين (2-3)، (3-3) توصيف إحصائي عام لمتغيرات الـ وملفوقة الارتباط بينهما على الترتيب.

جدول (2-3): التوصيف الإحصائي لمتغيرات الدراسة

	Transformative Industries					Chemical Industries				
	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Male:										
worker	647	22.439	34.99	0.0040	204.71	99	27.871	40.72	0.06	166.04
worker	647	960.57	1921.2	42.571	16762	99	1288.1	975.4	129.03	3853.4
worker	645	343.49	392.6	16.946	2233.5	99	624.95	517.6	35.484	2233.5
worker	647	15.449	12.25	2.0194	74.853	99	29.262	20.16	2.0194	74.853
pita	647	406.19	610.2	1	3164	99	368.22	546.9	1	2416
pita	664	34.286	0.839	33.614	35.980	104	34.286	0.839	33.614	5.980
pita	664	12.540	5.315	6.2457	22.933	104	12.540	5.315	6.2457	22.933
pita	664	40.177	5.577	30.247	47.936	104	40.177	5.577	30.247	7.936
:	664	0.2864	3.808	-6.2627	6.9220	104	0.2864	3.808	-6.2627	6.9220
:	664	8.3822	3.787	5.6219	17.783	104	8.3822	3.787	5.6219	17.783
:	664	32.875	2.474	29	37	104	32.875	2.474	29	37
:	664	-2.6250	0.485	-3	-2	104	-2.6250	0.485	-3	-2

ملحوظة: قيم (عدد العمال) بالآلاف عامل، وقيم وكلاء (الإنتاجية، ومخزون رأس المال، والأجر النقدي لكل عامل) بالآلاف

ويوضح الجدول (2-3) السابق تلخيص إحصائي موجز لجميع متغيرات الدراسة سواء بالـ للصناعات التحويلية على وجه العموم أو الصناعات الكيماوية بصفة خاصة، والتي يتضح ، تحسن وضع الصناعات الكيماوية في مصر مقارنة بالصناعات التحويلية بصفة عامة، ونلاحظ متوسط عدد العاملين بالصناعات الكيماوية يعادل (27.871) ألف عامل مق

بمتوسط(22.439) ألف عامل في قطاع الصناعة عموماً، كما ترتفع متوسط إنتاجية الـ بقطاع الصناعات الكيماوية ليعادل (1288.1) ألف جنيه لكل عامل مقارنة بـ (960.57) جنيه كمتوسط لإنتاجية العامل في قطاع الصناعة المصرية عموماً، أى أن إنتاجية العامل به الكيماويات تعادل 134.1% من إنتاجية العمال في باقى الصناعات.

وقد يفسر ذلك إرتفاع رأس المال لكل عامل بقطاع الصناعات الكيماوية ليعادل الضعف مقارنة بالصناعة المصرية عموماً، فمتوسط رأس المال المتاح لكل عامل في الصناعات الكيماوية يعادل (624.95) ألف جنيه مقابل (343.49) ألف جنيه في باقى الصناعات المصرية، وكـ الحد الأقصى لرأس المال في الصناعات الكيماوية وخاصة في صناعة الراتنجات الصناعات البلاستيك حيث وصل نصيب العامل من رأس المال بهذه الصناعة إلى (2233.5) جنيه وهى الأعلى مقارنة بباقي الصناعات والقطاعات، وفي المقابل نلاحظ أن متوسط المنشآت في الصناعات الكيماوية (368.2) فى مدى يتراوح بين (1 - 2416) وهي أقل بقليل متوسط عدد المنشآت في الصناعات المصرية عموماً والتي تعادل (406.2) فى مدى يتراوح (1 - 3164).

وبالنسبة للمتغيرات الخاصة بالاقتصاد الكلى فى اقتصاد مغلق والمتمثلة في نصيب الفرد الناتج الحقيقي، والتضخم، وسعر الفائدة الحقيقي؛ فيتبين أن متوسط نصيب الفرد من الناتج الحقيقي في مصر يعادل (34.286) ألف جنيه، بإنحراف معياري (0.839)، وهو يتراوح بين فتره الدراسة ما بين (35.980 - 33.614) ألف جنيه، مما يضع مصر في الترتيب الدنيا الدول متوسطة الدخل، وهو ما يعكس قوى شرائية ضعيفة نوعاً ما في مصر. كذلك كان متوازياً مع معدل التضخم في مصر خلال فترة الدراسة يعادل (12.5%)، وقد تراوح في مدى كبير ما بين (22.9% - 6.2%). مما أدى إلى تذبذب سعر الفائدة الحقيقي في مدى كبير أيضاً ما بين (0.29% - 6.3%) بمتوسط عام يبلغ (6.9%).

وبالإنتقال للمتغيرات الخاصة بالاقتصاد الكلى فى اقتصاد مفتوح والمتمثلة في سعر الصناعات والافتتاح التجارى، و يلاحظ حدوث قترة كبيرة في سعر الصرف الرسمي في مصر من (17.8) جنيه لكل دولار عام 2010 إلى (47.9) جنيه لكل دولار عام 2017، بمتوسط عام قدره (30.2%) عام 2016. وأخيراً بالنسبة للمتغيرات المؤسسية؛ فيلاحظ إنخفاض الجودة المؤسسية ممثلة في إرتفاع مستوى الفساد، وإنخفاض مستوى الديمقراطية في مصر بشدة.

كبير. فيلاحظ أن متوسط مستوى الشفافية، ومستوى الديمقراطية (32.9)، (2.6) على التر و هي بذلك تعتبر أقل بكثير من نصف قيمة المؤشر.

ويوضح الجدول (3-3) التالي تحليل الإرتباط من الدرجة الصفرية بين متغيرات الدراسة، بإستخدام الإرتباطات ثنائية المتغير (bivariate correlations). حيث هذه الإرتباطات؛ المتغيرات تسمح لنا بالتحقق الأولى من العلاقات المفترضة. ومنها يمكن ملاحظة أن المتغيرات إرتباطاً بعدد العمال هو عدد المنشآت بمعامل 0.980.9، يليه الأجر النقدي لكل عامل 0.730.7، ثم مخزون رأس المال لكل عامل 0.630.6، ثم الإنتحاجية لكل عامل 0.25%. كان إرتباط هذه المتغيرات بعدد العمال ذو دلالة إحصائية عند مستوى 1%. بينما باقي المحدد والمتمثلة في متغيرات الاقتصاد الكلى سواء في اقتصاد مغلق أو مفتوح، والمتغيرات المؤدية كانت إرتباطها ضعيف جداً وشبه منعدم (لا تتجاوز 1%) مع متغير عدد العمال.

أما بالنسبة لارتباط المتغيرات المستقلة مع بعضها البعض فيلاحظ أن أغلب معاملاتها ودالة إحصائية. هذه الدرجة العالية من الإرتباط تجعل من الصعب فصل التأثير المنفصل محدد للطلب في البيانات الإجمالية. كذلك جاءت إشارات الإرتباط لأغلب المتغيرات متقدمة النظرية الاقتصادية والإشارات المتوقعة.

وبالنسبة للرسم البياني لمتغيرات النموذج كما يتضح من ملحق الدراسة فهو يقدم رؤية قبل جذر الوحدة، حيث أن الرسم البياني لكافة المحددات تبدو ساكنة عند المستوى نفسه (*vertical*) كما أن الرسم البياني (Scatter) يقترح أن العلاقة بين محددات الطلب على العمل المحدد والمتغير التابع خطية، باستثناء متغيرات الأجر الحقيقي لكل عامل، والإنتاج التجاري، وهو الصرف والتي تأخذ الشكل التربيعي.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
t_f : per worker	(2)	0.2502 [6.553]***									
ick : per worker	(3)	0.3055 [8.136]***	0.8394 [39.16]***	1							
? per worker	(4)	0.3070 [8.18]***	0.5198 [15.43]***	0.6294 [20.54]***	1						
$per capita$	(5)	0.8094 [34.94]***	0.0387 [0.915]	0.0554 [1.407]***	-0.0427 [-1.083]	1					
	(6)	-0.0092 [-0.234]	0.0361 [0.915]	0.0414 [1.051]	0.0167 [0.423]	0.0089 [0.227]	1				
	(7)	0.0040 [0.103]	0.0029 [0.076]	0.0015 [0.038]	-0.0033 [-0.083]	0.0059 [0.151]	0.1682 [4.327]***	1			
	(8)	0.0009 [0.024]	-0.0228 [-0.519]	-0.0434 [-1.101]	-0.0188 [-0.478]	-0.0089 [-0.227]	-0.2659 [-6.994]***	0.5799 [18.05]***	1		
est : rate	(9)	-0.0037 [-0.095]	0.0059 [0.149]	0.0042 [0.105]	0.0054 [0.138]	-0.0023 [-0.058]	0.0780 [1.984]***	-0.8584 [-42.44]***	-0.3819 [-10.48]***	1	
$rate$	(10)	-0.0056 [-0.141]	0.0366 [0.929]	0.0428 [1.087]	0.0170 [0.431]	0.0131 [0.333]	0.9492 [76.46]***	0.3242 [8.690]***	-0.1412 [-3.615]***	-0.0158 [-0.401]	1
n	(11)	0.0061 [0.156]	0.0224 [0.567]	0.0411 [1.042]	0.0155 [0.393]	0.0139 [0.353]	0.2007 [5.194]***	-0.2397 [-6.261]***	-0.7142 [-25.87]***	0.2381 [6.217]***	0.1716 [4.417]***
y	(12)	-0.0002 [-0.004]	0.0124 [0.313]	0.0105 [0.266]	0.0028 [0.071]	0.0079 [0.202]	0.4225 [11.82]***	0.7550 [29.20]***	0.5077 [14.94]***	-0.5027 [-14.74]***	0.6167 [19.86]***
											-0.4602 [-13.14]***

ملاحظات: ***: تشير إلى وجود دلائل إحصائية عند مستوى 1%, **: عند مستوى 5%, *: عند مستوى 10%.

NW

(4) منهجية الدراسة والنتائج القياسية:

(1/4) اختبار جذر الوحدة لسكون:

تقوم طريقة تدبر نموذج إنحدار المربعات الصغرى العادية (*OLS*) على إفتراض أن المذ و التباين (Variance) لكل المتغيرات المستخدمة ثابتة على مر الزمن (أى ساكنة). فالمتغيرات غير الساكنة (أى التي تحتوى على جذر الوحدة) عند دمجها في تدبر معادلة الإنحدار طريقة (*OLS*) سوف تعطى إنحدار زائف، بدلاً من ذلك إذا كانت المتغيرات غيره فإن تدبر العلاقة طويلة الأجل بين تلك المتغيرات ينبغي أن يستند على إسلوب التكامل المش منذ ذلك الحين وأصبح اختبار جذر الوحدة شرطاً مسبقاً للتحليل القياسي للسلالس الزمنية المذ حيث تعتمد اختبار طريقة التدبر المناسبة على نتائج اختبارات السكون، فإذا كانت المتغيرات ساكنة أى متكاملة من الدرجة (0) I، فهذا يدعم استخدام طريقة *pool OLS* أو *Fixed effects model* أو *Random effects model*، ولكن إذا كانت المتغيرات تحتوى جذر الوحدة وأصبحت ساكنة عندأخذ الفرق الأول أى متكاملة من الدرجة (1) I، فهذا باستخدام التكامل المشترك (co-integration)، بينما إذا كانت المتغيرات مزدوج من (0) I و فهو يتطلب استخدام *ARDL*.

ويعتبر اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) للتعرف على مدى سكون السلالس الز من أهم وأشهر الطرق التي تستخدم لإختبارات السكون، وكما هو مبين في (Fuller 1976) اختبار جذر الوحدة ليست بالضرورة قوية (Roubst) وأنه من المستحسن استخدام إختبارات متعددة، لذلك فسوف تستخدم الدراسة اختبارين مختلفين للتحقق من قوة النتائج وهما إذ Levin, Lin & Chut اختبار PP - Fisher حيث تعتبر الأكثر استخداماً في البر التطبيقية للكشف عن السكون، ويمكن بيان ذلك كما يلى:

حيث يجمع اختبار PP - Fisher بين قيمة ρ من اختبارات جذر الوحدة لكل قطاع عرض، كإختبار لا معلمى، وبالتالي فإن لديه توزيع كا² بدرجات حرية $2n$ ، حيث n هي عدد القطع. فى لوحة *panal*. والإختبار الإحصائى له يكون على النحو التالى:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^n \log(\rho_i)$$

حيث (α_i) تمثل قيمة ρ لاختبار جذر الوحدة (ديكى فولر الموسع) للقطاع i .

فذلك يعتمد إختبار (LLC) على معادلة إنحدار ديكى - فولر أو صياغتها الموسعة (

(or ADF) ويأخذ إختبار (LLC) الصيغة التالية:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \theta_k \Delta Y_{i,t-k} + \delta_i t + \theta_t + \mu_{it}$$

بحيث يأخذ في الحسبان الآثار الثابتة المقطعة والزمنية من خلال المعلمتين (α_i).

ويختبر النموذج فرضية وجود عملية جذر وحدة مشتركة، وبالتالي يفترض أن معلمة المتغير ρ

لفترة واحدة (ρ) تكون متجانسة عبر الصناعات، ويصبح فرض العدم بوجود جذر وحدة مشتركة

$(H_0: \rho = 0)$ ، مقابل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة مشتركة ($H_1: \rho > 0$). إلا أن ،

إختبار (LLC) تكمن في أنه يقىد (ρ) لتكون متجانسة عبر الصناعات، لذا فإن إختبار (LLC)

وسع إختبار (LLC) ليسمح بتفاوت معلمة المتغير (ρ) عبر الصناعات، ويأخذ الأدا

الصيغة التالية:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \theta_k \Delta Y_{i,t-k} + \delta_i t + \mu_{it}$$

ويتم إجراء إنحدارات (ADF) منفصلة لمتغير كل صناعة (i)، مما يسمح بتفاوت

المعلمية وتباينات الباقي وطول فترات الإطماء. ويصبح فرض العدم هو أن كل المتغيرات

ساكنة ($H_0: \rho = 0$ for all i), والبديل هو أنه يوجد على الأقل متغير واحد

ساكنة ($H_1: \rho > 0$ for at least one i). ويفترض إختبار (IPS) أن يكون عدد المشاه

الزمنية متساوي لكل الصناعات، ويتم الحصول على متوسط إحصائية (t) من الانحدارات الف

(ADF) المنفصلة لمتغير كل صناعة وفق الصيغة: $t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{pi}$. ويوضح الجدول

5) التالي نتائج إختبارى جذر الوحدة لمتغيرات نموذج الدراسة.

ويتبين من نتائج الجدول التالي إتفاق إختبارى (LLC)، (PP) على أن متغيرات الإنتاج

ورأس المال، والأجر النقدي وذلك لكل عامل، بالإضافة إلى التضخم، وسرع الفائدة الحقيقي ؛

ساكنين عند المستوى (Level)، عند وجود الجزء الثابت (Constant). كما إتفق الإختبارين

أن متغيرى عدد العمال، وعدد المنشآت الصناعية كانوا ساكنين عند المستوى أيضاً، ولكن

وجود الجزء الثابت والإتجاه الزمنى (Constant & Trend). أى أن جميع هذه المتغير

المذكورة متكاملين من الدرجة (0).I. وفي المقابل إختلف الإختبارين في سكون متغيرات نص

الفرد من الدخل الحقيقي، والإفتتاح التجاري، ومستوى الفساد. ففي حين أظهر إختبار (LLC) سكون متغيرى نصيب الفرد من الدخل الحقيقي، ومستوى الفساد عند المستوى، فلم يؤكد ذلك، والعكس بالنسبة لمتغير الإفتتاح التجارى والذى أظهر إختبار (PP) سكونة المستوى بينما لم يؤكد إختبار (LLC) ذلك.

جدول (5-3): نتائج إختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة (Panel Unit root test results)

	Levin, Lin & Chut			PP - Fisher		
	Intercept	Intercept and trend	None	Intercept	Intercept and trend	None
worker	-7.4699 (0.000)***	-249.37 (0.000)***		177.37 (0.013)**	252.64 (0.000)***	
ur worker	-17.847 (0.000)***			185.09 (0.005)***		
worker	-1583.9 (0.000)***			257.17 (0.000)***		
worker	-73.534 (0.000)***			233.94 (0.000)***		
capita	-5.8078 (0.000)***	-5.2448 (0.000)***		106.08 (0.973)	176.63 (0.019)**	
te	15.315 (1.000)	-2.2715 (0.012)**		0.2418 (1.000)	4.1654 (1.000)	
te	-23.066 (0.000)***			451.64 (0.000)***		
te	5.2571 (1.000)	15.523 (1.000)		186.74 (0.129)	232.53 (0.000)***	
te	-23.300 (0.000)***			366.54 (0.000)***		
te	-5.4004 (0.000)***			244.69 (0.061)*		
te	-3.0056 (0.001)***			106.32 (0.999)		
te	12.139 (1.000)	23.14 (1.000)	7.2606 (1.000)	17.411 (1.000)	5.1544 (1.000)	25.809 (1.000)
te	14.402 (1.000)	10.886 (1.000)	-11.058 (0.000)***	70.169 (1.000)	0.6579 (1.000)	264.68 (1.000)***

ملحوظة: * ، ** ، *** تشير إلى المعنوية عند مستوى 10% ، 5% ، 1% على الترتيب.

Automatic lag length selection based on (SIC Criterion): 0 to 1

(2/4) تقدير نموذج الدراسة بإستخدام نموذج الآثار الثابتة:

نظراً لأن اختبار جذر الوحدة للسكن في الجزء السابق قد أكد على أن جميع متغيرات الدالة عند المستوى. ونتيجة لذلك يمكننا استخدام طريقة *Pooled OLS* أو *fixed effects* أو *Random Effects Model*.

وهنا تمثل طريقة المربعات الصغرى المجمعة (*Pooled OLS*) في افتراض ثبات المعاملات بالنسبة للزمن والصناعات، أي عدم الأخذ في الاعتبار الإختلاف بين الصناعات إختلاف الزمن للبيانات المجمعة، كما في المعادلة التالية:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \dots + u_{it}$$

وهنا يتم التقدير الإنحداري باستخدام طريقة *OLS* العادية. وعلى الرغم من أن هذا الفرض شديد التعقيد ولكنه قد يكون افتراضاً ساذجاً وغير واقعي.

أما بالنسبة لنموذج الأثر الثابتة (*FEM*) أو ما يسمى به المربعات الصغرى باستخدام المتغيرات الوهمية (*DV*) (*Least-squares dummy variable*) فهو يتيح إختلاف الجزء المقطوع من المحور الصادى بإختلاف الصناعات مما يوجب الأخذ في الاعتبار عند التحليل الإختلافات الفردية لكل صناعة، وذلك مع افتراض أن معاملات الميل بالنسبة لكل الصناعات كما يتضح من المعادلة التالية:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \dots + u_{it}$$

وإختلاف الوحيد عن نموذج المربعات الصغرى المجمعة هو وضع الترميز i على المقطوع من المحور الصادى للتغيير عن إمكانية إختلافه بإختلاف الصناعات. هذه الإختلافات تكون بسبب صفات خاصة بكل صناعة، مثل مدى الاعتماد على الأساليب التكنولوجية المتقدمة أو حجم رأس المال المتاح لكل عامل إلى آخره. وبالتالي فإن مصطلح "التأثيرات الثابتة" يعود أنه على الرغم من إختلاف الجزء المقطوع من المحور الصادى بين المشاهدات فإنه لا يخضع لإختلاف الزمن، وبالتالي فهو ثابت زمنياً. وهنا في حالة إذا أظهرت اختبار الزمن بأن الزمن مفتوحاً في الإنحدار تحول طريقة القياس إلى نموذج الأثار الثابتة شائئ الإتجاه (*two way FEM*) أن الجزء المقطوع من المحور الصادى يختلف بإختلاف الصناعات والزمن. كما في المعادلة التالية:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + u_{it}$$

أما نموذج الأثار العشوائية (Random Effects Model) (REM) أو ما يسمى به عناصر الخطأ (ECM) فتبدأ الفكرة الرئيسية له بالمعادلة التالية:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \dots + u_{it}$$

وهنا بدلاً من التعامل مع β_1 على أنها ثابتة (كما في نموذج الأثار الثابتة)، يتم إفتراض متغير عشوائي له توقع β_1 (بدون ترميز i)، والقيمة المقطوعة من المحور الصادى لصناعة من الممكن التعبير عنها كالتالى:

$$\beta_{it} = \beta_1 + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

حيث إن ε_i هو مقدار الخطأ العشوائى ، وله توقع يساوى صفرًا، وتبالين يساوى σ^2 . وبالأى ذلك يعني أن الصناعات الداخلة فى عينة الدراسة مسحوبة من مجتمع أكبر تحتوى على الصناعات المماثلة ولها جميعاً توقع مشترك للجزء المقطوع من المحور الصادى يساوى والفرق بين الوحدات فى قيم الجزء المقطوع من المحور الصادى الخاص بكل صناعة يتم تفاصيله فى مقدار الخطأ ε_i . وبالتالي يكون:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \dots + \varepsilon_i + u_{it} \\ &= \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \dots + \omega_{it} \end{aligned}$$

بحيث أن:

$$\omega_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$$

مقدار الخطأ المركب ω_{it} مكون من جزئين؛ ε_i وهو يمثل عنصر الخطأ الخاص بالمقطعى أو بتحديد المفردات، والمقدار u_{it} وهو عنصر الخطأ الناتج من دمج السلسل الز مع البيانات المقطوعية. وبالتالي، فإن تسمية النموذج بنموذج عناصر الخطأ يأتي أساساً من مركب الخطأ ω_{it} والمكون من جزئين (أو أكثر) من عناصر الخطأ. وبالتالي إذا أظهرت النتائج بأن الزمن مؤثر في الانحدار يتم إضافة متغيرات وهمية للزمن في الانحدار.

وعليه لإختيار أساليب القياس المناسبة لتقدير نماذج الدراسة؛ فقد تم الإعتماد على اختبارات إحصائية مختلفة، كما يتضح في الجدولين (7-3)، (9-3) التاليين في جزء *Specification* (WLS) وهما:

• إختبار (Residual variance test): للمفاضلة بين نموذج الأثار الثابتة (EM) ونموذج المربعات الصغرى المجمعة (Pooled OLS). حيث يشير فرض عدم نموذج المربعات الصغرى المجمعة هو المناسب، مقابل الفرض البديل بأن نموذج الأثار الثابتة هو المناسب.

• إختبار (Breusch-Pagan test): للمفاضلة بين نموذج الأثار العشوائية (EM) ونموذج المربعات الصغرى المجمعة (Pooled OLS). حيث يشير فرض عدم نموذج المربعات الصغرى المجمعة هو المناسب، مقابل الفرض البديل بأن نموذج العشوائية هو المناسب.

• إختبار (Hausman test): للمفاضلة بين نموذج الأثار الثابتة (FEM)، ونموذج العشوائية (REM). حيث يشير فرض عدم بأن نموذج الأثار العشوائية هو المناسب مقابل الفرض البديل بأن نموذج الأثار الثابتة هو المناسب. وهنا يطبق في حالة رفض الفرض العددي في الإختبارين السابقين، مما يتضمن أن نموذجي الأثار الثابتة والعشوائية مناسبين.

• إختبار (Time test): والمتمثل في إختبار "wald" لأهمية إضافة متغيرات وهمية خالبة الزمن؛ ويستخدم لتحديد ما إذا كان الزمن مؤثر في علاقة الإنحدار أم لا. حيث يُفترض عدم بأن الزمن غير مؤثر، في مقابل الفرض البديل بأن الزمن مؤثر. ويتم تأكيد ذلك بالإعتماد على إسلوب نموذج الأثار الثابتة أو العشوائية فقط.

وبناءً على هذه الإختبارات فسوف يتم تقدير نماذج الدراسة بإستخدام نموذج الأثار الثابتة لأن نتائج الأربع إختبارات جاءت معنوية بالنسبة لكل النماذج (مع وجود إستثناء بسيطة). بما يفيد بأن الصناعات داخل العينة لا تحتوى على نفس الجزء الثابت. وأن نموذج الأثار الثابتة أفضل من نموذج الأثار العشوائية، وأن الزمن مؤثر في العمل في مهنة الصناعات الكيماوية أو التحويلية عموماً. وبالتالي فإن استخدام نموذج الأثار الثابتة يتبع إختلاف الجزء المقطوع من المحور الصادى بإختلاف الصناعات. يوجب الأخذ في الإعتبار عند التحليل الإختلافات الفردية لكل صناعة، ومع استمرار افتراض معاملات الميل ثابتة بالنسبة لكل صناعة. كذلك فقد تم الإعتماد في بعض الإنحدارات.

الاسلوب المرجح بالصناعات لتحسين جودة النتائج، حيث تعمل هذه الطريقة على إعطاء ترجيحية أكبر للصناعات الأكثر أهمية في الإنحدار مما يساهم في زيادة جودة نتائج القياس، وهنا قبل تقدير معاملات النماذج ينبغي التأكيد من جودة تلك النماذج المستخدمة في الدخلوها من مشاكل القياس المختلفة وذلك للإطمئنان إلى النتائج المتحصلة، ويتم ذلك بإيام الأختبارات التشخيصية المختلفة، وذلك وفقاً للإختبارات التالية في الجدول (6-3) التالي:

جدول (6-3): نتائج الإختبارات التشخيصية واستقرار النماذج (Diagnostic Tests)

Diagnostic Tests	Tests used
Heteroskedasticity	Breusch-Pagan-Godfrey
Serial Correlation	Breusch-Godfrey LM test.
Cross-Section Dependence	Pesaran CD
Normality	Jarque-Bera
Function Form	Ramsey RESET Test
Volatility	ARCH test
Collinearity	Variance Inflation Factors (VIF)
Breakpoint	Chow test
	Quandt-Andrews test
Linearity	Auxiliary reg. (Squared terms)
	Auxiliary reg. (Log terms)
Autocorrelation & Partial	Correlogram of Residuals
Correlation	Correlogram of Residuals Squared
Stability test	CUSUM
	CUSUM of Squares

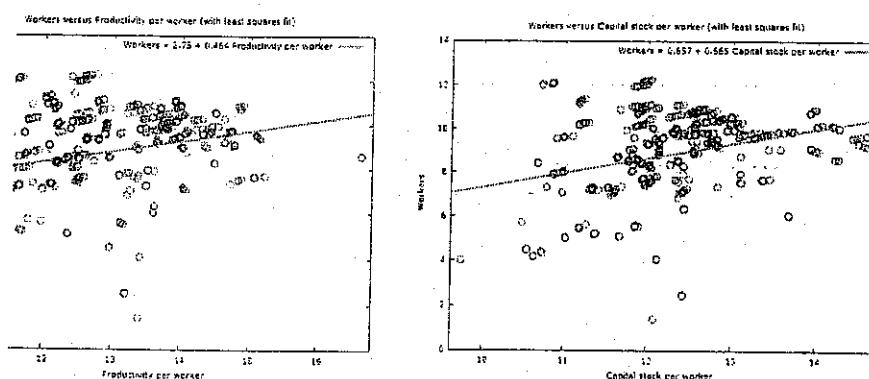
وقد أشارت نتائج هذه الأختبارات إلى خلو النماذج القياسية المقدرة من مشكلة الإرتباط التسلسلي بين الصناعات سواء الكيمائية أو التحويلية عموماً (Cross-Section Dependence)، كما أن النماذج موصفة بشكل ملائم (صحة الشكل الدالي) للنماذج (Functional Form). بالإضافة إلى عدم وجود أثر (ARCH)، أي عدم وجود تقلبات البيانات الطولية المستخدمة (Volatility). كما أشار إختبار (Chow) إلى عدم وجود كسر البيانات الطولية (Breakpoint). كذلك أظهر إختبار معامل التضخم (VIF) عدم وجود مذبذب خطى بين المتغيرات المستقلة، حيث جاءت قيمة معامل التضخم لكل المتغيرات المسندة في نماذج الدراسة أقل من 10.

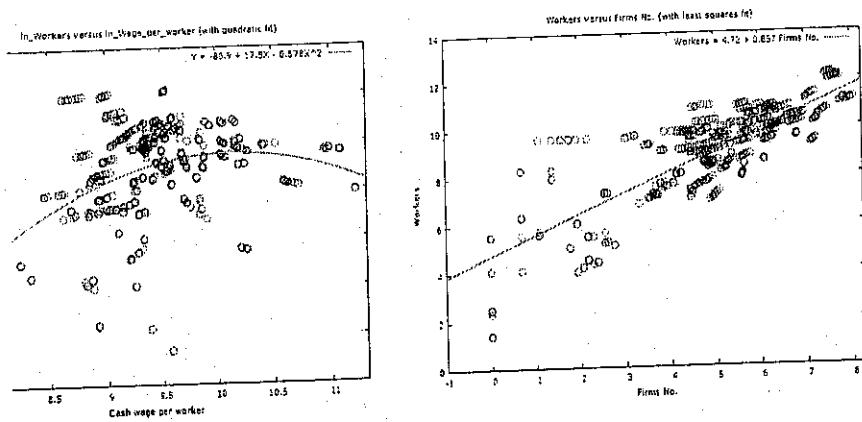
وفي المقابل أظهرت إختبارات التأكيد أن النماذج المستخدمة تعانى من مشكلة الإرتباط التسلسلي بين الباقي (Serial Correlation)، وكذلك مشكلة عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity)، وإن الباقي لا يتبع التوزيع الطبيعي (Normality). وبناءً عليه

تم تقدير نموذج الأثار الثابتة باستخدام (Industry Cluster) سواء أمر (Industry standard errors) أو أمر (White standard errors) (PCSE)، وذلك لأن هذا الأمر فعال في إزالة النتائج القياسية (من خلال الإنحراف المعياري) إذا كانت النماذج تعانى من مشكلة الإرتباط التسلسلى بين الباقي وعدم ثبات البيانات معاً. وبالتالي تكون المقدرات الناتجة ذات كفاءة، ويمكن الاعتماد عليها بشكل كبير. كما أن مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للباقي ليس لها أثارة كبيرة هنا لأنه طبقاً للنظرية الإحصائية فإن مقدرات OLS تتولى إلى التوزيع الطبيعي بوجه ذلك مع زيادة حجم العينة، وبالتالي في العينات الكبيرة كما هو الحال في الدراسة الحالية الاستدلال الإحصائى سيبقى طريقة OLS العادلة المفترضة للتوزيع الطبيعي.

واختيراً تم استخدام اختبار LM (Lagrange multiplier) لاختبار عدم الخطية وتوصيات النموذج (Model Specification) والذي يتمثل في اختبار (non-linearity test). والذي أوضح أن جميع المتغيرات المستقلة خطية بالنسبة لعلاقتها بالعامل، وذلك باستثناء متغير الأجر النقدي لكل عامل، والإفتتاح التجارى، وسعر الصرف الره والذى أوضح الإختبار أنه غير خطى في علاقة بعدد العمال بما ينفق مع شكل (1-3) الذي وبناءً عليه تم تقدير نماذج الدراسة في الجدولين التاليين باستخدام هذه المتغيرات في التأثير على تأثيره على عدد العمال.

شكل (1-3): رسم إنتشاري لعدد العمال مقابل المتغيرات الخاصة بالصناعات التحويلية





ويقترح الشكل الإنثاري (المدعم بخط إنحدار) أن العلاقة بين المتغيرات الخاصة بالصناعة التحويلية وبين عدد العمال بتلك الصناعات خطية، باستثناء العلاقة بين الأجر التقديري لكل دولة والطلب على العمل والتي يقترح الشكل أنها غير خطية (أي تربعية). كما أن خط الإنحدار الممثل بالشكل الإنثاري والمحسوب بطريقة (Pooled OLS) يعطي دلالة أولية على أن تأثير متغير إنتاجية العمل، ورأس المال لكل عامل، وعدد المنشآت الصناعية إيجابي على الطلب على العمال بينما تأثير الأجر التقديري لكل عامل إيجابي عند مستويات الأجر المنخفضة وسلبي عند مستويات الأجر المرتفعة. وعليه بعد التأكيد من النماذج المستخدمة ومعالجة مشاكل القياس يمكن الإسراع في إجراء التحليل القياسي لإختبار فرضيات الدراسة كما يتضح من الجداول التالية:

جدول (7-3): قياس محددات الطلب على العمل في الصناعات التحويلية

endent Variable: *Workers*

Method: one-way fixed effects model with robust standard error

Number of observations: 100
Number of cross-sections: 10
Number of time periods: 10
Cross-section standard errors & covariance (no d.f. correction)

	Reg (1)	Reg (2)	Reg (3)	Reg (4)	Reg (5)	Reg (6)
ln_Capacity per worker	0.13899 [3.660]***	0.15469 [3.313]***	0.14956 [3.869]***	0.14959 [5.345]***	0.13899 [3.660]***	0.14834 [4.089]***
ln_Rate of capital stock per worker	0.03491 [2.139]**	0.04348 [3.019]***	0.03553 [2.380]***	0.03895 [1.841]*	0.03490 [2.139]**	0.03937 [2.467]**
ln_Age per worker	3.77133 [10.29]***	4.30351 [10.58]***	3.93413 [9.832]***	3.71496 [6.414]***	3.77109 [10.29]***	3.69575 [11.61]***
ln_Age per worker ²	-0.19372 [-10.79]***	-0.22034 [-10.72]***	-0.20159 [-10.22]***	-0.19058 [-6.281]***	-0.19371 [-10.79]***	-0.18965 [-12.33]***
ln_Firms No.	0.16139 [36.36]***	0.21317 [11.18]***	0.18400 [8.778]***	0.15360 [5.139]***	0.16139 [9.981]***	0.15146 [10.15]***

$\Delta P_{per\ capita}$	0.52798 [28.51]***	0.46500 [4.217]***	0.85046 [6.624]***	0.28964 [8.208]***	0.84419 [14.12]***
γ	0.01531 [1.881]*	-0.00659 [-0.857]	0.02801 [7.272]***	0.01083 [3.680]***	
ss	-0.08752 [-4.437]***	4.04631 [4.574]***	0.05594 [11.75]***	-0.08282 [-8.647]***	
ss^2		-0.56012 [-4.673]***			
$interest\ rate$			0.00088 [1.043]	0.00961 [8.815]***	
$ge\ rate$			1.03380 [13.21]***	-0.05922 [-10.65]***	
$ge\ rate^2$			-0.21900 [-13.24]***		
$trendy$				0.17624 [13.66]***	
$racy$				0.14899 [14.05]***	
it	-12.4569 [-8.287]***	-21.1727 [-12.86]***	-18.1153 [-10.45]***	-28.5155 [-8.035]***	-16.9282 [-10.01]***
<i>Effects Specification</i>					
	FEM	FEM	FEM	FEM	FEM
β	Yes	No	No	No	No
<i>LS Weights</i>	No	No	No	No	No
<i>uster</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
dR^2	%99.9	%99.9	%99.9	%99.9	%99.9
<i>test (F-stat.)</i>	(13339)***	(13495)***	(13713)***	(15105)***	(13508)***
<i>il variance test</i>	(3108)***	(3249)***	(3376)***	(3443)***	(3435)***
<i>i-Pagan test</i>	(2053)***	(2067)***	(2069)***	(2070)***	(2071)***
<i>zin test</i>	(127.8)***	(178.0)***	(191.2)***	(199.8)***	(201.1)***
<i>st</i>	(66.85)***	(37.06)***	(12.86)**	(0.807)	(0.0001)

ملحوظة: *** * تشير إلى وجود دلالة إحصائية عند مستوى 10% 5% 1% على الترتيب.

total panel (balanced) observations: 645, Cross-sections included: 82, Periods included: 8.

ويتبين من نتائج الجدول السابق العديد من النتائج المثيرة للإهتمام، حيث تتحقق المعادلة الإحصائية لجميع المتغيرات المقترحة في كل الإنحدارات السابقة (باستثناء معدل التضخم الإنحدار [4]، وسعر الفائدة الحقيقي في الإنحدار [5]) كما جاءت إشارات جميع محددات المد على العمل بالصناعات التحويلية المصرية في الستة إنحدارات متقدمة تماماً مع النظرية الاقتصادية والتي يدعمها مصفوفة الارتباط (باستثناء سعر الفائدة الحقيقي في الإنحدار [6]) وهو ما يجعل التحليل القياسي قوة ومصداقية أكثر، ويمكن تفسير نتائج الجدول كما يلى:

بالنسبة للإنحدار (1) والذي يمثل الصيغة البسيطة من نموذج الدراسة بدون إضافة متة الاقتصاد الكلى (سواء في اقتصاد مغلق أو مفتوح) أو متغيرات الجودة المؤسسية، تظهر الم وجود أثر إيجابي لمستوى إنتاجية العمال، ومستوى مخزون رأس المال لكل عامل، وعدد المنشآت الصناعية على الطلب على العمل بالصناعات التحويلية، كما أظهرت نتائج الإنحدار ما يلي:

1- أن علاقة مستوى الأجر النقدي لكل عامل بالطلب على العمل غير خطية؛ حيث يذ وجود تأثير إيجابي للأجور النقدية على الطلب على العمل، في حين يوجد تأثير عكسي لـ الأجر النقدي على الطلب على العمل. أي أن تأثير الأجر النقدي على الطلب يأخذ شكل مقلوب حرف U وهو بذلك يتفق مع أديبيات العمل. والتي ترى أن المستويات المنخفضة للأجور تشجع أصحاب الأعمال على توظيف عماله أكثر مقابل تخفيض مستوى رأس ا لتخفيف تكاليف الإنتاج، بينما عند المستويات المرتفعة من الأجور النقدية يضطر أصحاب الأعمال إلى فعل العكس أي تخفيض الطلب على العمل والإتجاه إلى زيادة الاستثمار في المال المادي. وتنقق تلك النتيجة مع الفرضيات الفرعية للدراسة (H_1), (H_2), (H_3), (H_4)، المنطق الاقتصادي.

2- أن الطلب على العمل غير من محدداته الخاصة بالصناعات التحويلية، حيث بـ المروّنات جميعها قياماً أقل من الواحد الصحيح، بإستثناء مرونة الطلب على العمل بالنسبة لـ الأجر النقدي عند المستويات المنخفضة حيث كان أكبر بكثير من الواحد الصحيح، وبالتالي فهو يمكن ترتيب مرونة الطلب على العمل بالنسبة للمحددات الخاصة بالصناعة تصاعدياً على:

- رأس المال لكل عامل بمعامل مرونة (0.035)
- الإنتاجية لكل عامل بمعامل (0.139)
- عدد المنشآت الصناعية (0.161)
- الأجر النقدي عند المستويات المرتفعة (0.194)
- وأخيراً الأجر النقدي عند المستويات المنخفضة (3.771).

وهو ما يوضح أن الطلب على العمل بالصناعات التحويلية في مصر يتأثر بشدة بالتغييرات مستويات الأجور النقدية أكثر من متغيرات إنتاجية تلك العمال ورأس المال المطلوب لتشغيله والذي قد يعود إلى الإحلال الفني لرأس المال محل العمل.

ومن أجل الحصول على أثر مستوى الدخل الحقيقي للأفراد على الطلب على العمل، فقد إدخال متغير نصيب الفرد من الناتج الحقيقي كما يظهر في الإنحدار (2)، ومنها يتضح حد ارتفاع طفيف في مرونات محددات الطلب على العمال الخاصة بالصناعة بنتائج الإنحدار (1)، وكما يتضح وجود تأثير إيجابي لمستوى الدخل الحقيقي للأفراد على الطلب على العمل الصناعات التحويلية، وهو بذلك متفق مع الفرضية الفرعية (H_2) والمنطق الاقتصادي فإن مستوى دخول الأفراد يؤدي إلى زيادة الطلب على السلع الصناعية مما يشجع على حدوث تم صناعي وزيادة الطلب على العمل. كما يلاحظ أن مرونة الطلب على العمل بالنسبة للذى الحقيقي للأفراد على الرغم من أنها غير مرنة (أقل من الواحد الصحيح). لكنها أكبر بكثير مرونات باقي المتغيرات الخاصة بالصناعة باستثناء مرونة الطلب بالنسبة للأجور المنخفضة.

وبالإنتقال إلى إنحدار (3) والذي تم فيه السيطرة على معدل التضخم، ومستوى الإنتحاري. يلاحظ بقاء تأثير المحددات الخاصة بالصناعة، ومستوى الدخل الحقيقي على د. مقارنة بالإنحدار (2). بينما يتضح وجود تأثير إيجابي لمعدل التضخم، وسلبياً لمستوى الإنتحاري على الطلب على العمل بالصناعات التحويلية المصرية. كما أن الطلب على الد. بالنسبة لهذه المحددات غير مرنة أيضاً وأقل بكثير من المحددات الأخرى بالنموذج. ويؤكد ذلك الإيجابي للتضخم إنطباق منحنى فيليبس على سوق العمل بالصناعات التحويلية المصرية، ويؤكد على وجود علاقة عكسية ما بين التضخم والبطالة، وبالتالي علاقة طردية ما بين التضخم والتشغيل. وعليه فإن سياسات إستهداف التضخم من الممكن أن تلعب دوراً سلبياً في سوق الد. بالنسبة لقدرتها على خلق فرص عمل جديدة بشكل عام.

بينما يرجع التأثير السلبي للإنفتاح التجارى لأنه سلاح ذو حدين. فمن جهة فهو : للصناعات التحويلية المصرية إمكانية الحصول على المواد الخام الازمة للإنتاج ورأس المالى والمعرفات الإنتاجية والتكنولوجيا، بالإضافة إلى توفير أسواق خارجية لتصريف المنتد الصناعية المصرية، وهو بذلك تأثيره إيجابي على الصناعات التحويلية المصرية. ومن جهة آد يسمح بدخول منتجات تامة الصنع ذات جودة وتقنيات عاليه وبأسعار تنافسية جداً قد تكون من سعر المنتج المصرى، وبالتالي فهو بذلك تأثيره سلبي على الصناعات التحويلية. وعليه يتو التأثير النهائي على مدى الإنفتاح التجارى على العالم الخارجى، والسياسات الحكومية المنشجع للتصدير والحد من الإستيراد، وعلى هيكل الإستيراد والتصدير، ومرونات الطلب والعرض بالنسبة للعالم الخارجى. ويبدو أن هذه العوامل تصب في جهة التأثير السلبي للإنفتاح التجارى.

وعليه فمن أجل مزيد من التحقق في علاقة الإنفتاح التجارى بالطلب على العمل الصناعات التحويلية فسوف ننتقل إلى تموذج الإنحدار (4) والذى تم فيه السماح بالعلاقة الخطية بين الإنفتاح التجارى ومستوى التشغيل للوصول إلى خط إنحدار أكثر إتساقاً المشاهدات، والتى يتضح منها أن تأثير الإنفتاح التجارى على التشغيل يأخذ شكل مقلوب من حرف L، أى أن الإنفتاح التجارى مفيد عند المستويات المنخفضة منه، بينما يكون تأثيره على التشغيل عند المستويات المرتفعة منها، وهو ما يؤكّد على أن هيكل الإستيراد والتصد ومرونات الطلب والعرض بالنسبة للعالم الخارجى، والسياسات الحكومية تأتى في غير الصناعة المصرية، كما يلاحظ أن الطلب على العمل بالنسبة لمستوى الإنفتاح التجارى المرونة ويعادل (4.046) وهو بذلك أكبر بكثير من مرونة الطلب بالنسبة لمستوى الأجر الذى المنخفض، وعليه فإن نتائج علاقتى الإنحدار (3)، (4) تتفق مع الفرضية الفرعية (H_6)، وإن تُخالف الفرضية (H_7).

ونظراً لأهمية سعر الفائدة الحقيقي في تشجيع الإقتراض المصرفي من أجل التوسيع الصناعي وبالتالي زيادة التشغيل، كما يُعد محدد رئيسي لمستوى التضخم، بالإضافة لأهمية سعر الصناعي والذى يُعد المحدد الرئيسي لمستوى الإنفتاح التجارى والتتوسيع الصناعي، فقد تم تقييد فى الإنحدار (5) مع الغاء عدم خطية الإنفتاح التجارى لتقليل تأثير الإزدواج الخطى فى الإنحدار والذى يتضح منه عدم وجود تأثير لسعر الفائدة الحقيقي على الطلب على العمل بالصناعة التحويلية، فى مقابل وجود تأثير غير خطى لسعر الصرف، فمثل الأجر النقدي والإنتاج التجارى يأخذ تأثير سعر الصرف على التشغيل شكل منحنى مقلوب حرف L، أى أن سعر الصناعي المنخفض يشجع على مزيد من التشغيل والعكس بالنسبة لسعر الصرف المرتفع.

وتتفق تلك النتيجة على ما تم استنتاجه بالنسبة للإنفتاح التجارى، فالصناعة التحويلية ما فى مرحلة مبكرة ويعتمد فى تطورها وتوسيعها على العالم الخارجى الذى يمدّها بالمواد الخام والمعرف والتكنولوجيا، وبالتالي فزيادة سعر الصرف يؤدى إلى زيادة تكلفة الإستيراد وبالتالي زادت التكلفة الصناعية مما يحد من حجم التشغيل الصناعي والعكس مع انخفاض سعر الصرف، أن الصناعة التحويلية غير مرنة بالنسبة للطلب من العالم الخارجى وبالتالي لا تستفيد من الـ المتاحة من انخفاض سعر عملتها وبالتالي انخفاض سعر منتجها نهائى الصنع فى الخارج، وذلك أنه بالسيطرة على سعر الصرف بشكل كامل (غير خطى) يتحول تأثير الإنفتاح التجارى ليصبح تأثيرها إيجابى على مستوى التشغيل، كما يلاحظ أن الطلب على العمل بالنسبة له

الصرف المنخفض كان مرئاً ويُعادل (1.034) ولكنه أقل من مرونة كل من الإنفتاح التجاري المنخفض، والأجر المنخفض.

وأخيراً نظراً لأهمية الجودة المؤسسية في زيادة النمو الاقتصادي وتشييد قطاع الصناعة والقضاء على إختلالات السوق، فهي تشكل البيئة التي يتم إتخاذ القرارات الاقتصادية فيها، تحدد المدى الذي يتم فيه تحديد العوائد الخاصة والاجتماعية للأنشطة الاقتصادية. وعليه فقد أخذ من التأثير على إثنين من المتغيرات المؤسسية وهي مستوى الشفافية، والديمقراطية الإنحدار (6) مع إلغاء عدم خطية الإنفتاح التجاري وسعر الصرف لتقليل تأثير الإزدواج الذي في الإنحدار، والتي يتضح منها وجود تأثير إيجابي للجودة المؤسسية (الشفافية، والديمقراطية) على العمل بالصناعات التحويلية، وهو ما يدعم الفرضيتين (H_{11})، (H_{10}) ويتحقق النظرية الاقتصادية. كما نلاحظ أن الطلب على العمل بالنسبة للجودة المؤسسية غير من الوارد الصحيح) مثل أغلب المحددات السابقة. كما أن تأثير الإنفتاح التجاري وسعر الصناعة قد عاد إلى إشارته الخطية وهي الإشارة السلبية. ونلاحظ أيضاً من نتائج الإنحدار وجود تأثير إيجابي لسعر الفائدة الحقيقي على التشغيل وهو بذلك يخالف فرضية الدراسة (H_8). وقد يرجع إلى المشكلة الأساسية في دراسات الاقتصاد الكلي وهي الإنقمار إلى درجات الحرية، بالإضافة ذلك، تُظهر البيانات الإجمالية قدراً كبيراً من الإزدواج الخطى. هذه الدرجة العالية من الارتفاع يجعل من الصعب فصل التأثير المنفصل لكل متغير في البيانات الإجمالية.

وبصفة عامة فإن هذه النتائج تدعم فرضيتين أساسيتين وهما:

(1) أن معامل مرونة الطلب على العمل بالنسبة لإنتاجية العمل، ورأس المال لكل عامل والأجر النقدي، وعدد المنشآت الصناعية، والدخل الحقيقي للأفراد كانت الأكثر إسداً بالنسبة لإشارتها ومعنوتها وقيمتها أيضاً. حيث تراوحت معاملات الطلب على الدخل بالنسبة لإنتاجية العمل في الإنحدارات الستة ما بين (0.139 - 0.155)، وتراوحت بالنسبة لرأس المال لكل عامل ما بين (0.035 - 0.044)، وبالنسبة للأجر المنخفض ما بين (3.304 - 4.303)، وللأجور المرتفعة ما بين (0.190 - 0.220)، وللمنشآت الصناعية ما بين (0.151 - 0.213)، وأخيراً بالنسبة للدخل الحقيقي للأفراد ما (0.850 - 0.290).

(2) أن الطلب على العمل بالصناعات التحويلية المصرية كان من فقط بالنسبة للإنفتاح التجاري المنخفض والذي يُعد أكثر المتغيرات تأثيراً على مستوى التشغيل، بلية به

بسطة الأجور النقدية المنخفضة، وأخيراً سعر الصرف المنخفض. بينما الطلب العمل كان غير مرن بالنسبة لباقي المحددات.

(3) أن علاقة الأجر النقدي لكل عامل، والإفتتاح التجارى، وسعر الصرف بالطلب على إلا غير خطية (تأخذ شكل مقلوب حرف U).

وأخيراً تشير الأحصاءات العامة إلى أن الإنحدارات السابقة تؤثر ما يزيد عن 99.9% التغيرات التي تحدث في الطلب على العمل بالصناعات التحويلية. كما يشير اختبار فيشر وجود دلالة إحصائية للإنحدارات المستخدمة لكل عند مستوى معنوية 1%.

وبخصوص تقدير المعدل الأمثل لكل من الأجر التقدي لكل عامل، والإفتتاح التجاري، وصرف الذي يعظم الطلب على العمل فيتضح من الجدول (3-8) التالي:

جدول (3-8): تقدير المعدل الأمثل للعوامل المؤثرة في الطلب على العمل بالصناعات التحويلية بمعه

	<i>Reg (1)</i>	<i>Reg (2)</i>	<i>Reg (3)</i>	<i>Reg (4)</i>	<i>Reg (5)</i>	<i>Reg (6)</i>
<i>r worker</i>	9.73272	9.76561	9.75775	9.74646	9.73385	9.74361
		3.61200			2.36027	

ويتبين من الجدول السابق أن المعدل الأمثل لمرونة الطلب على العمل بالنسبة للأجر الذي يتراوح ما بين (9.733 - 9.767)، وبالنسبة للإفتتاح التجارى تعادل (3.621)، وأخيراً بالذى سعر الصرف تعادل (2.360). ويشير تلك النتيجة إلى أن هذه المتغيرات تبدأ بتأثير إيجابى على الطلب على العمل بالصناعات التحويلية حتى تصل إلى قيمها العظمى الموضحة بالجدول بعدها تُغير إتجاهها ليصبح سلبية التأثير.

وبالنّقل لتقدير دالة الطلب على العمل في الصناعات الكيماوية باستخدام الإتحادات المُفيّدة في الجدول (7-3) كما يتضح من الجدول (8-3) التالي؛ فيتضح إنفاق نتائج محدّدات الدّالة على العمل بالصناعات الكيماوية مع نظيرتها بالصناعات التحويلية عموماً (إشارة ومعنى)، وجود إستثناءات بسيطة تمثل في:

1) أن العلاقة بين كلاً من الأجر النقدي للعامل، وسعر الصرف وبين الطلب على الـ تأخذ شكل خطى. حيث يلاحظ تأثير عكسي للأجر النقدي على مستوى التشغيل، بينما يكن لسعر الصرف أي تأثير على مستوى التشغيل بالصناعات الكيماوية.

2) ارتفاع معامل مرونة الطلب على العمل بالنسبة لإنجابية العمال بالصناعات الكيماوية بشكل كبير عن نظيرتها بالصناعات التحويلية عموماً، كما أن نتائج تأثير التضخم والفائدة لم تكن متسقة بين الانحدارات المختلفة.

جدول (9-3): قياس محددات الطلب على العمل في الصناعات الكيماوية

endent Variable: Workers

Model: one-way, fixed effects model with robust standard error

Weights: cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance (no d.f. correction)

	Reg (7)	Reg (8)	Reg (9)	Reg (10)	Reg (11)	Reg (12)
ivity per worker	0.91355 [11.86]***	0.50149 [5.409]***	0.50789 [5.665]***	0.65123 [3.808]***	0.40128 [4.642]***	0.40722 [8.242]***
stock per worker	0.03722 [3.159]***	0.02825 [2.102]**	0.02413 [1.792]*	0.05762 [2.133]**	0.03513 [2.013]**	0.03279 [2.578]**
age per worker	-0.73849 [-5.316]***	-1.50722 [-15.72]***	-1.52508 [-16.50]***	-1.66411 [-9.118]***	-1.41628 [-15.42]***	-1.41876 [-25.48]***
o.	0.00025 [3.505]***	0.00058 [10.25]***	0.00056 [11.34]***	0.00055 [8.301]***	0.00048 [14.24]***	0.00048 [23.53]***
DP per capita		0.38249 [2.301]**	0.26405 [1.712]*	0.74759 [2.219]**	-0.23738 [-0.768]	0.23433 [4.785]***
			0.00541 [0.509]	-0.03571 [-1.622]	-0.03541 [1.602*]	-0.01605 [-5.613]***
is			-0.06000 [-1.914]*	6.70443 [2.468]**	-0.08946 [-3.143]***	-0.00302 [-0.296]
ss ²				-0.91547 [-2.482]**		
erest rate					0.01608 [1.948]*	0.00175 [1.416]
ze rate					0.03104 [1.241]	-0.00174 [-0.379]
ion						0.18041 [15.09]***
acy						0.07242 [6.838]***
t	3.75657 [2.397]**	13.1824 [7.946]***	14.7811 [9.329]***	-3.65724 [-0.468]	20.2130 [6.247]***	14.4079 [43.70]***

Effects Specification

	FEM	FEM	FEM	FEM	FEM	FEM
LS Weights	No	No	No	No	No	No
ister	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
t R ²	%99.9	%99.9	%99.9	%99.9	%99.9	%99.9
est (F-stat.)	(9819)***	(7915)***	(7748)***	(3693)***	(13087)***	(11637)***
Variance test	(7840)***	(5960)***	(5977)***	(3042)***	(3081)***	(3009)***

<i>4-Pagan test</i>	(146.1)***	(170.9)***	(175.9)***	(178.9)***	(178.6)***	(179.3)***
<i>in test</i>	(52.13)***	(65.04)***	(66.48)***	(66.54)***	(67.34)***	(69.18)***
<i>st</i>	(19.94)***	(22.38)***	(18.21)***	(2.432)	(0.453)	-

ملحوظة: ***, **, * تشير إلى وجود دلالة احصائية عند مستوى ٥٪، ١٪ على الترتيب.

total panel (balanced) observations: 99, Cross-sections included: 13, Periods included: 8.

(3/4) فحص تأكيدى (Robustness Checks)

يستهدف التحليل القياسي ليس فقط التعرف على العوامل المحددة للطلب على العمل الصناعات الكيماوية والتحويلية عموماً في اقتصاد مفتوح. ولكن التحقق مما إذا كان هذا مسقراً وقوياً (Robust)، أي لا يختلف الأثر باختلاف الطريقة المستخدمة للتحليل أو الصناعات المستخدمة أو المؤشرات الوكيلة المستخدمة. ولذلك إشتمل التحليل في النقطة الس على بعض إجراءات القوة مثل:

- تقدير نموذج الدراسة الرئيسي على مراحل فرعية، لقييد أثراها التدريجية على محدد الصناعة ثم الاقتصاد المغلق ثم المفتوح وأخيراً الوضع المؤسسي، لمعرفة هل هناك متغيرات الاقتصاد المفتوح والوضع المؤسسي على محددات الصناعة.
- تقدير نموذج الدراسة على الصناعات التحويلية عموماً، وعلى الصناعات الكيماوية.

وقد قامت الدراسة بعمل المزيد من إجراءات التتحقق المختلفة، والتي كانت تمثل في:

- استخدام أكثر من منهجية (طريقة قياس) مختلفة، حيث بجانب استخدام طريقة (ed: Effects with Robust Standard Errors) والمعروضة في الجداول السابقة، استخدام طريقة (Weighted Least Squares) والقوية ضد مشكلة عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity)، وطريقة (Quantile Regression) والقوية ضد مشكلة التوزيع الطبيعي للباقي (Normality) ولم تختلف النتائج.
- استخدام مؤشرات بديلة للمؤسسات من قاعدة بيانات مختلفة، وهي المؤشرات العالمية للحكومة الصادرة عن البنك الدولي ولم تختلف النتائج.
- حذف العديد من المشاهدات وبعض الصناعات والتي كانت تمثل قيم شاذة، وقد تم إلقاء القدير ولم يكن هناك فارق كبير في النتائج.

(5) النتائج:

يستهدف الدراسة قياس محددات الطلب المحلي على العمل في قطاع الصناعات الكيموفي الصناعات التحويلية المصرية في مصر في اقتصاد مفتوح، بالإضافة إلى تدبر المأمثل للأجور والإنفتاح التجارى وسرع الصرف الكفيل بتعظيم الطلب على العمل فى إطار الهيكليه الاقتصادية الراهنة. وذلك بالإعتماد على بيانات طولية متوازنة لـ (83) صناعة تمثل الصناعات التحويلية فى مصر مقسمة على ثمانية قطاعات رئيسية وذلك خلال الفترة من 2017-2017 (647) مشاهدة. وقد إعتمدت الدراسة فى تحقيق ذلك على نموذج الأثار الذى يأتى على (Hausman) بناءً على اختبار (FEM) (Fixed Effects Model) لإتحاده اختلاف المقطوع من المحور الصادى بإختلاف الصناعات مما يوجب الأخذ فى الإعتبار عند التدبر لاختلافات الفردية لكل صناعة، كما تم الإعتماد فى بعض الإنحدارات على الإسلوب المر بالصناعات لتحسين جودة النتائج.

وقد توصلت الدراسة إلى العديد من النتائج التى يمكن إيجازها فى النقاط التالية:

1. أظهرت النتائج أن محددات الطلب على العمل بالصناعات التحويلية كانت إنتاجية العوامى وأجر العامل، وأجر النقدي، وعدد المنشآت الصناعية، والدخل الحقيقي للأفراد والتضخم، ومستوى الإنفتاح التجارى، وسرع الصرف، والمؤسسات. وهى المحددات لقطاع الصناعات الكيماوية باشتاء سعر الصرف.
2. بالنسبة للصناعات التحويلية يلاحظ أن علاقه الأجر النقدي لكل عامل، والإنفتاح التجارى وسرع الصرف بالطلب على العمل علاقه غير خطية (أى تأخذ شكل مقلوب حرف L) أي تأثيرها إيجابى على التشغيل عند المستويات المنخفضة، وينعكس تأثيرها ليصبح «عند المستويات المرتفعة». بينما فى قطاع الصناعات الكيماوية نجد أن الإنفتاح التجارى جاءت علاقته عكسيه بالطلب على العمل.
3. فى الصناعات التحويلية يلاحظ أن تأثير كافة المحددات الخطية إيجابى على الطلب على العمل، بينما المحددات غير الخطية إذا تم التعبير عنها فى بعض الإنحدارات فى اللهى الخطى يكون تأثيرها عكسيأ بالنسبة للطلب على العمل. ولم يختلف الوضع كثيراً بالنسبة للصناعات الكيماوية.

4. أن معامل مرونة الطلب على العمل بالنسبة لإنجذبة العمل، ورأس المال لكل عا والأجر النقدي، وعدد المنشآت الصناعية، والدخل الحقيقي للأفراد كانت الأكبر إسدا بالنسبة لإشارتها ومعنىتها وقيمتها أيضاً، حيث تراوحت معاملات الطلب على الد بنسبة لإنجذبة العمل في الإنحدارات الستة ما بين (0.139 - 0.155)، وتتراو بالنسبة لمخزون رأس المال لكل عامل ما بين (0.035 - 0.044)، وبالنسبة للأ المنخفضة ما بين (4.303 - 3.304)، وللأجور المرتفعة ما بين (0.190 - 1.220) وللمنشآت الصناعية ما بين (0.213 - 0.151)، وأخيراً بالنسبة للدخل الحقيقي للأفراد بين (0.850 - 0.290).

5. أن الطلب على العمل بالصناعات التحويلية المصرية كان من فقط بالنسبة للإتجاري المنخفض والذي يُعد أكثر المتغيرات تأثيراً على مستوى التشغيل، يليه الأندية المنخفضة، وأخيراً سعر الصرف المنخفض، بينما الطلب على العمل كان غير بالنسبة لباقي المحددات.

6. إنقاض معامل مرونة الطلب على العمل بالنسبة لإنجذبة العمال بالصناعات الكيميكال كغير عن نظيرتها بالصناعات التحويلية عموماً، كما أن نتائج تأثير التضخم والفائدة لم تكون متسقة بين الإنحدارات المختلفة.

7. أن العلاقة بين كلاً من الأجر النقدي للعامل، وسعر الصرف وبين الطلب على الد تأخذ شكل خطى، حيث يلاحظ أن اثر الأجر النقدي على مستوى التشغيل كان س بينما لم يكن لسعر الصرف أي تأثير على مستوى التشغيل بالصناعات الكيماوية.

8. أن المعدل الأمثل لمرونة الطلب على العمل بالنسبة للأجر النقدي تتراوح ما بين (9.733 - 67)، وبالنسبة للإنفتاح التجاري تعادل (3.621)، وأخيراً بالنسبة لسعر الص تعادل (2.360). بينما المعدل الأمثل لمرونة الطلب على العمل بالنسبة للإنفتاح التج في الصناعات الكيماوية تعادل (3.662).

(6) المراجع:

أحمد أحمد رياض خليل (2004). تحليل الميزة التنافسية لأهم الصناعات التحويلية المصرية في ظل الاقتصاد العالمي الجديد، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة الزقازيق، ص ص ٩٩ - ١٠٠.
الطحاوي، منى (1995). اقتصاديات العمل، مكتبة الشرق، القاهرة.

- المصبيح، المرعبي (2014). العوامل المؤثرة في الطلب على العمالة في بعض الدول العربية خلال الفترة ٢٠١١-٢٠١٠، مجلة الباحث الاقتصادي، الفصل السادس.
- إيمان محمد أحمد (2005). تصور لملامح خريطة إقليمية للاستثمارات الصناعية في مصر، في مؤتمر ألوه الاستثمار الصناعي في مصر، تحرير سلوى محمد مرسي (القاهرة، معهد التخطيط القومي) ص ١٠١-١١٠.
- تقرير البنك الدولي (2003). "العلوم والتكنولوجيا والتنمية والفقير"، المؤسسة العربية للدراسات والنشر، بيروت.
- جلال، العيد (2013). تغير دوال الطلب على القوى العاملة الفلسطينية، رسالة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة.
- ذكي، رمزي (1997). الاقتصاد السياسي للبطالة تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة، الكويت، المطبوعات الوطنية للثقافة والفنون والأدب سلسلة عالم المعرفة، العدد رقم (٢٢).
- سميث، رونالد (1994). اقتصاديات العمل، ص ٤١، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية.
- طوباري، سمير (1990). التحليل الاقتصادي الكلى، مكتبة المدينة، الزقازيق، الشرقية، مصر.
- عبد الحليم (2003). أثر تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر على الطلب على العمل في مصر، رسالة ماجister، جامعة حلوان.
- عبد الوهاب (2004). مشكلة البطالة في مصر وأثر برنامج الاصلاح الاقتصادي عليها، رسالة ماجister، جامعة الاسكندرية.
- فائز (2010). سياسات تحفيز الطلب على العمل في الاقتصاد المصري، رسالة ماجister، جامعة المنصورة.
- كمال، نيفين (1999). السياسات الاقتصادية خلال الفترة ١٩٧٥-١٩٩٥: دورها في معالجة مشكلة البطالة في مصر. رسالة دكتوراه، جامعة قناة السويس، فرع بورسعيد.
- محروس اسماعيل، (1987). اقتصاديات الصناعة، دار الجامعات المصرية، الاسكندرية.
- محمد عبد الفضيل، (1980). الاقتصاد المصري بين التخطيط المركزي والافتتاح الاقتصادي، معهد الاقتصاد العربي.
- معهد التخطيط القومي، (2006). تدبر الطلب على العمالة-قدرة العمل- البطالة في ظل مبادراته بدأ، القاهرة، سلسلة قضايا التخطيط والتنمية، قضية رقم ١٨٧، يونيو.
- مؤتمر التنمية الاقتصادية في مصر (2015). "استراتيجية التنمية المستدامة: رؤية مصر 2030 وإطار الاستدامة من خلال الأجل".
- نوال محمد قاسم، (1986). تطور الصناعات المصرية خلال الفترة من ١٨٥٢-١٨٠٠، رسالة دكتوراه، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية.

نوير (2009). ديناميكية القطاع الخاص الصناعي في توفير فرص العمل: حالة مصر، بيروت، المعهد للخطيط.

وزارة التنمية الاقتصادية (2007). تقارير متابعة خطط التنمية، تقرير متابعة ، ص ص 62-63 .
وزارة الدولة للتنمية الاقتصادية، وثيقة مرجعية عن أهم متغيرات الاقتصاد القومي عن الفترة ١٩٦٠ - ٢٠٠٠ (القاهرة: وزارة الدولة للتنمية الاقتصادية، أشطبس ٢٠٠٠).

وهيبة، محمود (2008). مبادئ الاقتصاد الوحدى. ص 52. مكتبة القدس، الزقازيق، الشرقية، مصر.
Ingo, L. E., Castellani, F. and Obando, N. (2019). Heterogeneous labour demand
in the Colombian manufacturing sector. *Journal for Labour Market Research*,
53(1), 1.

aad, R., and Krafft, C. (2016). Labor Market Dynamics and Youth Unemployment
in The Middle East and North Africa: Evidence from Egypt, Jordan And Tunisia.
Cairo: Economic Research Forum (ERF)-Working Paper 993.

aad, R., Krafft, C., Yassin, S., and Assaad, R. (2018, October). Job Creation or
Labor Absorption? An Analysis of Private Sector Job Growth in Egypt. In
Economic Research Forum Working Papers (No. 1237).

soum, G., Ramadan, M., and Mostafa, M. (2014). Labour market transitions of
young women and men in Egypt. ILO.

jas, G. J. (2013). Labor Economics. 6th edition. McGraw-Hill, Americas, New York,
https://www.academia.edu/24939684/Labor_Economics_-_George_Borjas

mo and Falzone (2005). Estimation a dynamic Labor demand equation using small
unbalanced panels: An application to Italian manufacturing sectors", *JEL
classification*.

etsos (2005). The Socio-Economic Determinants of Labor Demand in Greece,
University of Ioannina, Greece.

kow, I. L. and Heiko, A. (2013). Scenarios for the future of the European process
industry-the case of the chemical industry. *European Journal of Futures Research*,
1(1), 10.

ll, N. (2015). The labour Market in Egypt: Egypt Network for Integrated
Development (ENID)-Policy Brief 033.

- ssmanns, R., Mehran, F., and Varmā, V. (1990). Surveys of economically active population, employment, unemployment, and underemployment: an ILO manual on concepts and methods. International Labour Organization.
- ermesh, D. S. (1996). Labor demand. princeton University press.
- ssmanns, R. (2004, February). Statistical definition of informal employment: Guidelines endorsed by the Seventeenth International Conference of Labour Statisticians (2003). In 7th Meeting of the Expert Group on Informal Sector Statistics (Delhi Group) (pp. 2-4).
- ing, D. (2011). Labor Economics. WW Norton & Company.
- nis, G. (1997). The Micro-Economics of Surplus Labor (No. 772). Center Discussion Paper.
- well, T. (2015). Say's law: An historical analysis. Princeton University Press. Cited <https://books.google.ca/books?hl=en&lr=&id=7pl9BgAAQBAJ&oj=fnd&pg=PP6&dq=say%27s+law+of+market&ots=OFr5zgpDz8&sig=zLfQdXaHJzrgD7nnNOpsEhHsEYo#v=onepage&q=say's%20law%20of%20market&f=false>
- ILO. (2010). industry and development global report.
- Bastelaer, A., Lemaître, G., & Marianna, P. (1997). The definition of part-time work for the purpose of international comparisons.