

**تقييم دور الضرائب في تحقيق عدالة توزيع الدخل في مصر : دراسة قياسية**أ.د علي شريف عبدالوهاب وردة<sup>١</sup> أ. أحمد محمد وجيد قمره<sup>٢</sup>**ملخص البحث**

إهتم البحث بتحديد وتحليل دور الضرائب في تحقيق عدالة توزيع الدخل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٠) ، وقد توصل البحث إلى مجموعة من النتائج أهمها إختلاف العوامل التي تؤثر في توزيع الدخل على مستوى الدولة والعائلة والفرد، الضرائب المباشرة أكثر قدرة على تحقيق العدالة من الضرائب غير المباشرة في توزيع الدخل من خلال إستخدام نظام التصاعد في سعر الضريبة، الضرائب غير المباشرة تسهم في تحقيق العدالة في توزيع النفقات الأسرية أكثر من إسهامها في توزيع الدخل الشخصي، تتوقف فاعلية الضرائب في إعادة توزيع الدخل على السعر الذي تفرض به، وعلى مدى تصاعد هذا السعر وعلى كيفية تحديد وعائها وعلى الإعفاءات التي تتقرر منه، قيمة معامل جيني لتوزيع الدخل بين الأسر على مستوى الدولة. ٠.٣٧، ٠.٣٤، ٠.٣٦، ٠.٣٣، ٠.٢٨. للسنوات ١٩٩٠/١٩٩١، ١٩٩٥/١٩٩٦، ٢٠٠٠/١٩٩٩، ٢٠٠٤/٢٠٠٥، ٢٠٠٨، ٢٠٠٩/ على التوالي ، وهو ما يعني حدوث تحسن في مستوى توزيع الدخل .

ويوصى الباحث بتدعيم دور الدولة وتطويره بما يتناسب مع الظروف الجديدة ، من خلال الآليات الفعالة لإعادة توزيع الدخل والثروة والسياسات المتعلقة بهما، وتحسين مستوى أداء الخدمات الحكومية وتخفيض نصيب فئات الدخل العليا من الدخل القومي من خلال فرض الضرائب التصاعديّة على الدخل والثروة ، وزيادة نصيب فئات الدخل الدنيا من الدخل القومي من خلال توجيه النفقات العامة نحو زيادة دخل الفقراء بشكل مباشر عن طريق الإعانات وبشكل غير مباشر من خلال إيجاد فرص عمل لهم .

١- أستاذ الإقتصاد المساعد- كلية التجارة- جامعة المنوفية .

٢- مدرس الإقتصاد المساعد- كلية التجارة- جامعة كفرالشيخ .

**Evaluation the Role of Taxes in Achieving Equitable Income Distribution in Egypt: Econometric Study**

**Dr.Aly Sherif Wardah,****Ahmed Mohamed Kamara****Abstract**

The researcher does this study because of the important role played by the taxes in the income distribution.. He explains the objectives of tax policy and the evolution of the Egyptian tax system. He also explains the elements of tax policy in which income fair distribution can be achieved in Egypt so the study aims to identify and analyze the role of tax policy in achieving income equity distribution in Egypt during the period (١٩٩٠-٢٠١٠). The study has found a set of results. the most important ones are: variation of factors that affects on income distribution on the level of the state, family and individual, direct taxes are able to achieve income equity distribution more than indirect taxes through using the progressive tax rate system, indirect taxes contribute to achieving equity distribution of household expenses more than the personal income distribution, The effectiveness of tax in the redistribution of income depends on its rate, the increasing of this rate, how to determinate it and exemptions of it, Gini value of income distribution among households on the level of the state, ٠.٣٧, ٠.٣٤٣, ٠.٣٦, ٠.٣٣, ٠.٢٨٦ in ٩٠/٩١, ٩٥/٩٦, ٩٩/٢٠٠٠ and ٢٠٠٤/٢٠٠٥, ٢٠٠٨/٢٠٠٩, respectively; that means an improvement in the level of income distribution.

The study recommends supporting the role of the state, developing it to commensurate with the new conditions through effective mechanisms to redistribute income and wealth and their policies, improving the performance level of government services and reducing the high class share of national income through progressive taxation on income and wealth.

**مقدمة :**

تعد الضرائب من أهم أدوات وفنون السياسة الاقتصادية التي تستخدمها الدولة لتحقيق أهدافها الاقتصادية والاجتماعية والسياسية، حيث تمثل الحصيلة الضريبية ٥٤.٢٨% عام

١٩٩٠/١٩٩١، ٦٨.٨% عام ٢٠٠٠/٢٠٠١، ٦٣.٥٩% عام ٢٠٠٩/٢٠١٠ من جملة الإيرادات، مما يشير إلى استمرار الإعتماد على الحصيلة الضريبية كمورد رئيسي من موارد الدولة اللازمة لتمويل النفقات العامة. ونظراً للدور الهام الذي تلعبه الضرائب في عملية توزيع الدخل، يعد البحث محاولة لإبراز هذا الدور للضرائب في إعادة توزيع الدخل في مصر فضلاً عن تحليل العلاقة بين الضرائب ومتوسط الدخل الحقيقي للفرد.

### مشكلة البحث :

تواجه مشكلة توزيع الدخل كافة المجتمعات سواء المتقدمة أو النامية ولكنها تختلف من حيث حجمها وطبيعتها والفئات المتضررة منها، كما أنها مشكلة متعددة الجوانب والأشكال سواء الاقتصادية أو الاجتماعية أو السياسية، وعادة ما تزداد حدة هذه المشكلة وأثارها الضارة في الدول النامية ومنها مصر. وتشير تقديرات توزيع الدخل في مصر إلى أن هناك تدهوراً منذ منتصف الثمانينيات، كما جعلت إجراءات التثبيت والتكيف الهيكلي توزيع الدخل أسوأ في الفترة الأخيرة من القرن العشرين حيث كان للإصلاح الاقتصادي آثار توزيعية في غير صالح الفئات المتوسطة والمنخفضة الدخل. فقد كانت قيمة معامل جيني على المستوى القومي قبل تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي ٠.٣٧ عام ١٩٩٠/١٩٩١ ثم تناقصت مع بداية تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي المصري إلى ٠.٣٤ عام ١٩٩٥/١٩٩٦ ثم بدأت في التزايد عام ١٩٩٩/٢٠٠٠ وأصبحت ٠.٣٦. ثم تراجعت مرة أخرى قيمة ذلك المعامل حتى أصبحت ٠.٣٣ عام ٢٠٠٤/٢٠٠٥، مما يشير إلى زيادة سوء توزيع الدخل وتمركز الملكية في يد الطبقات العليا في الاقتصاد المصري. يعد مفهوم العدالة التوزيعية مفهوماً نسبياً يختلف من بلد لآخر ومن فترة زمنية لأخرى داخل البلد الواحد وهذا ينعكس بدوره على هيكل توزيع الدخل التابعة لها ومن ثم استخدامها لسياساتها المختلفة بهدف الإقتراب من الهيكل التوزيعي العادل وفقاً للمفهوم الذي تتبناه الدولة، وفي هذا الإطار تبرز الضرائب كأحدى السياسات الاقتصادية التي يمكن من خلالها إعادة توزيع الدخل القومي ورفع معدل النمو في الوقت ذاته.

ومن هنا تتضح مشكلة البحث والتي تتمثل في الإجابة عن السؤال التالي :  
هل للضرائب دور حقيقي في تحقيق عدالة توزيع الدخل خلال فترة الدراسة ؟

### هدف البحث :

يعد التفاوت في توزيع الدخل من القضايا التقليدية العامة التي واجهت وما زالت تواجه كافة المجتمعات ولكنها تختلف من مجتمع لآخر، وأصبحت سياسة إعادة توزيع الدخل سياسة بالغة الأهمية يعتمد عليها في تحقيق العديد من الأغراض الاجتماعية والاقتصادية لتحقيق عدالة توزيع الدخل القومي، ويحتل هدف تحقيق العدالة في توزيع الدخل باستخدام الضرائب أهمية كبيرة في كل من الدول المتقدمة والنامية على السواء، وذلك بسبب دورها الكبير في تحقيق الاستقرار الاجتماعي، ومن ثم الأمن القومي للمجتمع خصوصاً مع إتساع الفجوة الدخلية بين الأغنياء والفقراء والتباين حول منحى لورنز وإبتعاده عن خط المساواة المطلقة، ومن ثم أصبحت دراسة التفاوت في توزيع الدخل محورياً لإهتمام مباشر على نطاق واسع في الأدبيات الاقتصادية. ويزيد من أهمية دراسة العدالة التوزيعية أيضاً الأثر المتوقع للسياسات الاقتصادية الجديدة التي تتبناها المؤسسات الاقتصادية الدولية.

ويمكن تحقيق العدالة في توزيع الدخل من خلال شقين أساسيين. الشق الأول هو الضرائب ودورها الفعال في إعادة التوزيع من خلال فرض الضرائب المختلفة، والشق الثاني هو النفقات العامة عن طريق تقديم الخدمات الاجتماعية مثل التعليم والصحة والدعم..... بهدف تحقيق عدالة توزيع الدخل.

ويتضح أهمية الضرائب في تحقيق عدالة توزيع الدخل، حيث إنها تشكل أداة مهمة من أدوات إعادة توزيع الدخل من خلال التأثير في الدخول النقدية وفي الدخول الحقيقية.

**فروض البحث :**

يقوم البحث على فرضين أساسيين :  
 الفرض الأول : أن السياسة الضريبية الكفاء من شأنها تحقيق عدالة توزيع الدخل .  
 الفرض الثاني: هناك علاقة ذو دلالة احصائية بين معدل الضرائب ومتوسط الدخل الحقيقي للفرد

**منهجية البحث :**

يعتمد البحث علي الأسلوب الاستقرائي المتمثل في دراسة المشكلة من جوانبها المختلفة وحصص البيانات المتاحة عنها . بالإضافة إلي الأسلوب التحليلي والذي يقوم على تحليل البيانات المتاحة لمتغيرات البحث . بجانب إستخدام نموذج الانحدار المتعدد لقياس مدى تأثير الضرائب على متوسط دخل الفرد الحقيقي فضلا عن استخدام منهجية التكامل المشترك لتحليل وتفسير الظاهرة محل البحث خلال فترة الدراسة .

**حدود البحث :**

تقتصر حدود الدراسة على تقييم دور الضرائب على إعادة توزيع الدخل في مصر خلال الفترة ( ١٩٩٠ / ١٩٩١ - ٢٠٠٩ / ٢٠١٠ ) .

**إطار البحث :**

ينقسم البحث إلى أربعة أقسام ، يتعرض **القسم الأول** للدراسات السابقة المتعلقة بموضوع البحث ونتائجها. ويتعلق **القسم الثاني** بتوزيع الدخل العائلي في مصر خلال الفترة ( ١٩٩٠ / ١٩٩١ - ٢٠٠٩ / ٢٠١٠ ) . ويتعلق **القسم الثالث** بمنهجية الدراسة التطبيقية وتحليل وتفسير نتائج النموذج المستخدم في تحديد مدى تأثير الضرائب على متوسط دخل الفرد الحقيقي والذي يعتمد على بيانات سلسلة زمنية ( ١٩٩١ / ١٩٩٠ - ٢٠٠٩ / ٢٠١٠ ) . أما النتائج والتوصيات التي توصل إليها البحث ، فيتم تناولها في **القسم الرابع** الأخير من البحث .

**القسم الأول : الدراسات السابقة**

هناك مجموعة من الدراسات التطبيقية تناولت دراسة عدالة توزيع الدخل وذلك من خلال التحليل النظرى لتلك الظاهرة ، تتمثل فيما يلي :

- ١- (العدل، ١٩٩٣) هدفت الدراسة كمحاولة إستكشافية لدراسة تأثير الضرائب على توزيع الدخل والكشف عن الاتجاهات العامة لهذا التأثير لعدد من السنين خلال الفترة ١٩٥٩/٥٨ - ١٩٧٥/٧٤ . وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية :
  - تأثير الضرائب الصافية الكلية والضرائب الإجمالية على توزيع الدخل في القطاع الحضري أكبر منه في القطاع الريفي.
  - الاتجاه الرئيسى لتأثير الضرائب هو زيادة أنصبة فئات الإنفاق الدنيا وتخفيض أنصبة الفئات العليا رغم أن هذا التأثير ضعيف .
  - ترجع النتائج السابقة إلى أثر الضرائب غير المباشرة سواء الإجمالية منها أو الصافية ذات تأثير ضئيل .
  - تأثير الضرائب غير المباشرة سواء الإجمالية أو الصافية في القطاع الحضري ضئيل جداً .
- ٢- (أحمد، ١٩٨٨) : هدفت الدراسة إلى محاولة قياس أثر الضرائب والرسوم السلعية على توزيع الدخل في مصر عام ١٩٧٥/٧٤ وعام ١٩٨٢/٨١ ، فضلاً عن قياس أثر بعض بنود الإنفاق العام على توزيع الدخل في هذين العامين ، وقياس الأثر المجمع لهذه المتغيرات المالية على توزيع الدخل في العامين المذكورين ومقارنة الأثر المجمع لهذه المتغيرات على توزيع الدخل خلال نفس الفترة . وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية :
  - الضرائب والرسوم السلعية أدت إلى سوء توزيع الدخل عام ١٩٧٥/٧٤ بينما أدت إلى تحسن طفيف في توزيع الدخل عام ١٩٨٢/٨١ .
  - دعم السلع الغذائية أدى إلى تحسن في توزيع الدخل عام ١٩٧٥/٧٤ وعام ١٩٨٢/٨١ وقد شمل تحسن توزيع الدخل جميع فئات الإنفاق ( ذات الدخل المنخفضة - ذات الدخل المرتفعة ) .
  - الإنفاق العام الصحي أدى إلى تحسن في توزيع الدخل عام ١٩٧٥/٧٤ وعام ١٩٨٢/٨١ . إلا أن تأثيره على توزيع الدخل كان أفضل عام ١٩٧٥/٧٤ مقارنة بعام ١٩٨٢/٨١ .
  - الإنفاق العام التعليمى أدى إلى تحسن في توزيع الدخل عام ١٩٧٥/٧٤ وعام ١٩٨٢/٨١ . إلا أن تأثيره على توزيع الدخل كان أفضل عام ١٩٧٥/٧٤ مقارنة بعام ١٩٨٢/٨١ . ورغم هذا التحسن في توزيع الدخل إلا أن نظام التعليم في مصر يعاني من المشاكل وأوجه القصور مثل ظاهرة تسرب التلاميذ من جميع المراحل التعليمية، ونقش ظاهرة الدروس الخصوصية في جميع المراحل الدراسية ، وضعف المستوى التعليمى للخريجين سواء خريجي المدارس الفنية أو خريجي الجامعات .
- ٣- (عطوة ، ٢٠٠١) : هدفت الدراسة لقياس الآثار التوزيعية لبرنامج صندوق النقد الدولي على معاملات جيني وشرائح دخل السكان الأكثر فقراً في الدول النامية بالمقارنة بحالة عدم تطبيق هذه الدول للبرنامج وذلك خلال فترة زمنية تتراوح بين عامين وخمس أعوام من بدء تنفيذ برنامج صندوق النقد الدولي. وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية :
  - برنامج صندوق النقد الدولي له آثار توزيعية هامة على الدخل الكلي، وتعتمد قوة وإتجاه هذه الآثار على الحالة الاقتصادية للدولة قبل تطبيق البرنامج.
  - الدول التي حقق لها البرنامج آثار إيجابية على توزيع الدخل لا تعاني من إختلالات كبيرة في هيكلها الاقتصادية قبل تنفيذ البرنامج وكان حجم الإستفادة من زيادة معدل النمو أكبر من الخسائر في توزيع الدخل .

- الدول التي حقق لها البرنامج آثار سلبية على توزيع الدخل كانت تعاني من إختلالات كبيرة في هيكلها الاقتصادية قبل تطبيق البرنامج وكانت حجم الإستفادة من زيادة معدلات النمو أقل من الخسائر في توزيع الدخل مما أدى إلى آثار سلبية في النهاية.
  - ترتب على تطبيق برنامج صندوق النقد الدولي في مصر نتائج سلبية على توزيع الدخل وشرائح دخل المجتمع الأكثر فقراً وكانت الصورة أكثر وضوحاً في قطاع الحضر، على الرغم من الجهود التي بذلتها الحكومة المصرية في هذا الاتجاه .
- ٤- (مرسي، ٢٠٠٧): هدفت الدراسة إلى بيان أوجه القصور في التنظيم الفني للضريبة العامة على المبيعات في تحقيق العدالة الضريبية، وبيان أثرها على توزيع الدخل العائلي في مصر عام ٢٠٠٤ / ٢٠٠٥. وقد توصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:
- إنخفاض نصيب فئات الدخل الدنيا وهم الفقراء من الدخل العائلي بعد الضريبة العامة على المبيعات، وهذا يعني أن الفقراء قد ساء حالهم بسبب هذه الضريبة.
  - إرتفاع نصيب فئات الدخل المتوسطة من الدخل العائلي بعد الضريبة العامة على المبيعات، وهذا يعني تحسن حال الطبقة المتوسطة بسبب هذه الضريبة.
  - إنخفاض نصيب فئات الدخل العليا وهم الأغنياء من الدخل العائلي بعد الضريبة العامة على المبيعات، وهذا يعني نجاح هذه الضريبة في الحد من التفاوت في توزيع دخل المجتمع .
  - بوجه عام يمكن القول أن الضريبة العامة على المبيعات قد أدت إلى تحسن درجة عدالة توزيع الدخل العائلي في مصر بالنسبة للطبقات المتوسطة والعليا، وأن فئات الدخل الدنيا قد تردى حالها بسبب الضريبة العامة على المبيعات.
- ٥- ( Coes D ) :
- هدفت الدراسة إلى معرفة إتجاهات توزيع الدخل في البرازيل والصين في ظل النمو الاقتصادي المطلق والنسبي. وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:
- زيادة الدخل الحقيقي للفرد على مدى العقدين الماضيين بشكل كبير في البرازيل وبشكل مذهل في الصين، ومع ذلك عدم المساواة النسبية في توزيع الدخل ظلت مرتفعة في البرازيل وتفاقت في الصين.
  - أدى النمو الاقتصادي في كل من الصين والبرازيل إلى رفع المستوى المعيشي للفقراء والأغنياء وإن كان الأغنياء قد إستفادوا بنسبة أكبر.
  - الإنفاق على توفير السلع العامة ( المدارس الابتدائية والخدمات الصحية الأساسية على سبيل المثال ) للفئات ذات الدخل المنخفض له أكبر الأثر على الرفاهية من النفقات التي قد يذهب جزء كبير منها إلى الفئات ذات الدخل المرتفع .
  - لتفادي الآثار السلبية للنمو يتم الإعتماد على شبكات الأمان الإجتماعي.
- ٦- (مصطفى، ٢٠٠٩) : هدفت الدراسة إلى معرفة هيكل توزيع الدخل في مصر والتغيرات التي طرأت عليه، ومصادر الدخل التي من الممكن تنميتها حتى يزيد دخل الأسر وتحسن درجة التفاوت بين الأسر، ووضع تصور لسد الفجوة بين الإدخار والإستثمار من خلال دراسة تطور الدخل والإنفاق الحكومي والإدخار المحلي خلال الفترة ١٩٩٥ - ٢٠٠٨ . وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية :
- الناتج المحلي الإجمالي يعتمد على ثلاث قطاعات رئيسية هي قطاع الزراعة وقطاع الصناعة وقطاع الخدمات الإنتاجية والإجتماعية .
  - إنخفاض نصيب قطاع الزراعة في الناتج المحلي الإجمالي و إنخفاض تبعاً لذلك دخل الفرد المقيم في الريف ومدخراته .

- تضاعف الناتج القومي الإجمالي في مصر ٤.١ مرة خلال الفترة ١٩٩٦/٩٥ إلى ٢٠٠٨/٢٠٠٧ بالأسعار الجارية ولكن بالأسعار الثابتة لعام ١٩٩٦/٩٥ تضاعف مرتين
- هيكل توزيع الدخل حالياً ينحاز إلى فئات الدخل العليا وهي قادرة على الإدخار ومن ثم الإستثمار مما يؤدي إلى تفاوت أكثر في توزيع الدخل .

٧- (نجا ، ٢٠١٠) : هدفت الدراسة إلى التعرف على الآثار المترتبة بسياسات التحرير والإصلاح الإقتصادي على توزيع الدخل من واقع الدراسات التطبيقية ومدى التوافق أو التعارض مع النظريات التي تستند إليها هذه السياسات بما يساعد واضعيها في إتخاذ الإجراءات اللازمة للحد من الجوانب السلبية وتعظيم الجوانب الإيجابية لها. وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية :

- إقترن تطبيق سياسات التحرير والإصلاح الإقتصادي خلال عقد الثمانينات وبداية الألفية الجديدة بزيادة التفاوت في توزيع الدخل في معظم الإقتصاديات الإنتقالية، حيث كانت معدلات الزيادة في التفاوت في توزيع الدخل أكبر ما يمكن في كل من الصين ودول أوربا الوسطى والشرقية نتيجة للتغيرات الإقتصادية والإجتماعية التي مرت بها هذه الدول، كما إزداد التفاوت في كل من الدول الآسيوية والأفريقية، وكذلك أمريكا اللاتينية التي من أعلى معدلات التفاوت في توزيع الدخل على مستوى العالم .
- التزايد الكبير في تفاوت توزيع الدخل في الفترة الأخيرة بالدول النامية والإقتصاديات الإنتقالية ليس للأسباب التقليدية - تركز ملكية الأرض والموارد الطبيعية وعدم التكافؤ في الحصول على فرص التعليم - بل تفاعلت معها الأسباب الجديدة والناتجة عن التغيرات الهيكلية التي صاحبت تطبيق سياسات التحرير والإصلاح الإقتصادي .

٨- (موسي ، ٢٠١٣) : هدفت الدراسة إلى التعرف على أهم مؤشرات قياس العدالة في توزيع الإنفاق أو الدخل بإعتبار أن عدم عدالة التوزيع تمثل أحد أهم المحددات الهيكلية لدرجة الفقر في المجتمع، وإستعراض بعض تجارب الدول النامية المتعلقة بعدالة التوزيع وإرتباطها بمعدلات التنمية . وتوصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:

- يمكن إعادة توزيع الدخل من خلال عدة وسائل كالإصلاح الزراعي، وفرض ضرائب على المعاملات الرأسمالية في العقارات وسوق الأوراق المالية وتحسين الدعم والضمان الإجتماعي .
- تحقيق معدلات مرتفعة للتضخم كان عاملاً مساعداً على زيادة التفاوت في توزيع الدخل في مصر التي تعاني من التفاوت في توزيع الدخل .
- تحقيق العدالة الإجتماعية يتطلب المساواة في توزيع السلع والخدمات على جميع أفراد المجتمع ، وطبقاته الإجتماعية المختلفة مع ضمان كفاءة إستخدام الموارد الموجهة إلى الفقراء من خلال شركات الضمان الإجتماعي .

## القسم الثاني : قياس التفاوت في توزيع الدخل في مصر خلال الفترة

( ٢٠١٠/٢٠٠٩ – ١٩٩١/١٩٩٠ )

لقد أجمعت الدراسات المختلفة على أن أشهر المقاييس المستخدمة وأكثرها شيوعاً هي منحى لورنز ومعامل جيني ، وتعبر قيمة معامل جيني على مستوى التفاوت حيث تدل قيمة معامل

جيني بين : ( ٠.٢٩ - ٠.٢٠ ) على مستوى منخفض من التفاوت ، ( ٠.٣٠ - ٠.٣٩ ) على مستوى متوسط أو معتدل ، ( ٠.٤٥ - ٠.٤٩ ) على مستوى مرتفع إلى حد ما ، ( ٠.٥٠ - ٠.٥٩ ) على مستوى مرتفع ، ٠.٦٠ فأكثر مستوى مرتفع جداً وأن القيمة ٠.٤٠ تمثل حد الخطر أو الإنذار الدولي . ( نجا ، ٢٠١٠ ، ص ٢٣٩ ) .

ويمكن قياس العدالة في توزيع الدخل من خلال المعادلة التالية :

**العدالة في توزيع الدخل = ١ - معامل جيني** ( أحمد ، ٢٠٠٨ ، ص ٢٠٤ )

وقد أجمعت الدراسات المختلفة لتقدير توزيع الدخل في مصر على أن تقديرات توزيع الدخل غير دقيقة بسبب ندرة الإحصاءات وتعدد مصادرها . وترى إحدى دراسات توزيع الدخل في مصر على أن ما يعرف عن توزيع الدخل في مصر ليس أكثر من صورة عامة تقريبية جمعت عناصرها من مصادر شتى تتباين كثيراً في درجة جودتها ومصداقيتها ( العيسوي ، ١٩٨٠ ، ص ١١١ ) .

وتأتي أبحاث الدخل والإنفاق والاستهلاك في مقدمة هذه المؤشرات ، حيث تعد مصر من الدول الرائدة التي أجرت أبحاثاً بالعينة لتقصي الأحوال المعيشية للأسرة المصرية ، ومن أهم هذه الأبحاث ما يلي :

- ١- بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك عام ١٩٩١/٩٠ بعينة حجمها ١٤٢٣٥ ألف أسرة معيشية موزعة بنسبة ٥٨.٦٨% للحضر و ٤١.٣٣% للريف .
- ٢- بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك عام ١٩٩٦/٩٥ بعينة حجمها ١٥٠٩٠ ألف أسرة معيشية موزعة بنسبة ٤٥.١% للحضر و ٥٤.٩% للريف .
- ٣- بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك عام ٢٠٠٠/٩٩ بعينة حجمها ٤٧٩٤٩ ألف أسرة معيشية موزعة بنسبة ٦٠% للحضر و ٤٠% للريف .
- ٤- بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك عام ٢٠٠٥/٢٠٠٤ بعينة حجمها ٤٧٠٩٥ ألف أسرة معيشية موزعة بنسبة ٤٦.٧٠% للحضر و ٥٣.٢٩% للريف .
- ٥- بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك عام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ بعينة حجمها ٤٦٨٥٧ ألف أسرة معيشية موزعة بنسبة ٤٥.٤٠% للحضر و ٥٤.٥٨% للريف .

**أولاً : قياس تفاوت توزيع الدخل في مصر باستخدام معامل جيني**

اقترح عالم الرياضيات جيني مقياساً جبرياً لدرجة التفاوت في توزيع الدخل يتم اشتقاقه من منحني لورنز وهو يعطي صورة عامة وإجمالية عن مدى العدالة أو التفاوت في توزيع الدخل ولا يبين التفاصيل الجزئية المتعلقة بفئات الدخل المختلفة وما حدث لكل فئة على حده من تحسن أو تدهور في نصيبها من الدخل . ( مرسي ، ٢٠٠١ ، ص ٧٠ ) . ويوضح الجدول رقم (١) قيمة معامل جيني لتوزيع الدخل في مصر خلال الفترة ١٩٩١/٩٠ - ٢٠٠٩ / ٢٠٠٨ . ويتبين من تقدير معامل جيني كما ورد في الجدول ما يلي :

- ١- انخفاض قيمة معامل جيني من ٠.٣٧٤٧ عام ١٩٩١/٩٠م إلى ٠.٣٤ عام ١٩٩٦/٩٥ م ، ومعنى ذلك حدوث تحسن في درجة التفاوت خلال الفترة المذكورة ، ويرجع السبب في هذا التحسن إلى السياسات الاقتصادية والاجتماعية لبرنامج الإصلاح الاقتصادي ، وتأسيس الصندوق الاجتماعي للتنمية .
- ٢- يوجد تفاوت في توزيع الدخل بين الحضر حيث يبلغ معامل جيني ٠.٣٩٦١ والريف ٠.٣٣٢٥ وذلك يرجع إلى اختلاف الظروف المعيشية بين الحضر والريف .



- ٣- اتسم التفاوت في إنفاق الأسر باستقرار نسبي عند مستواه ، فكان التغير في معامل جيني ضئيلاً ، فتزايد معامل جيني للتفاوت زيادة طفيفة (٠.٠١٣٣) في إجمالي جمهورية مصر العربية وبنسبة (٠.٠٤٥١) في الحضر وبنسبة (٠.٠٣٨٦) في الريف .
- ٤- ارتفعت قيمة معامل جيني من ٠.٣٤٣ عام ١٩٩٦/٩٥م إلى ٠.٣٦٥ عام ٢٠٠٠/٩٩م ، وهذا الارتفاع دليل زيادة درجة التفاوت في توزيع الدخل بين الفقراء والأغنياء لصالح الأغنياء . ويرجع ذلك إلى مجموعة من العوامل الخارجية وتتمثل في التقلبات في الأسعار العالمية للصادرات والواردات ، وارتفاع معدلات الفائدة العالمية . ومجموعة من العوامل والمتغيرات الاقتصادية الداخلية والتي تتمثل في ارتفاع معدلات التضخم السائدة وأسعار الصرف ، وأسعار الفائدة المحلية .
- ٥- توزيع الدخل في الريف أفضل منه في الحضر ، فمعامل جيني في الريف ٠.٢٨٢ ، أما معامل جيني بالنسبة لدخل أسر حضر الجمهورية فهو ٠.٣٧٤ وهو ما يدل على أن توزيع الدخل في الحضر يعاني تفاوتاً أكثر وهذا انعكس على درجة التفاوت في جملة الجمهورية ٠.٣٦٥ .
- ٦- انخفضت قيمة معامل جيني للإنفاق من ٠.٢٧٣٤ عام ١٩٩٦/٩٥ إلى ٠.٢٥٦٥ في الريف وهذا دليل على تحسن نمط توزيع الإنفاق في الريف في هذه الفترة ، إلا أنه قد حدث زيادة في قيمة معامل جيني في الحضر من ٠.٣٢٠٩ إلى ٠.٣٥١ عن نفس الفترة ، وهو ما انعكس في زيادة قيمة معامل جيني على مستوى الجمهورية من ٠.٣٠٨٩ إلى ٠.٣٣٨ .
- ٧- معامل جيني في الريف يبلغ ٠.٢٧١٨ عام ٢٠٠٥/٢٠٠٤ م بينما معامل جيني في الحضر يبلغ ٠.٣٥٦٤ . وبذلك لازل واضحاً أن توزيع الدخل في ريف الجمهورية أفضل منه في حضر الجمهورية ، أما في جملة الجمهورية فمعامل جيني للدخل ٠.٣٣٠ .
- ٨- انخفضت قيمة معامل جيني للدخل من ٠.٣٦٥ في إجمالي الجمهورية عام ٢٠٠٠/٩٩م إلى ٠.٣٣٠ في عام ٢٠٠٥/٢٠٠٤ م أي بنسبة (٠.٠٣٠) وهذا دليل على تحسن نمط توزيع الدخل في مصر خلال هذه الفترة لصالح الشرائح الدنيا على حساب شرائح الدخل المرتفعة مما يقلل من درجة التفاوت في توزيع الدخل . وذلك من خلال انتهاج مجموعة من السياسات الاقتصادية والاجتماعية والتي كان لها أكبر الأثر في تخفيض درجة التفاوت في توزيع الدخل .
- ٩- تحسن قيمة معامل جيني للإنفاق بالنسبة لحضر وريف الجمهورية عن سنة ٢٠٠٠/٩٩م حيث انخفض في الحضر إلى ٠.٣٣٠ وفي الريف إلى ٠.٢٤٤ وعلى مستوى الجمهورية إلى ٠.٣٠٦٧ ، ويلاحظ كذلك أن التفاوت في الإنفاق بين أسر المجموعة ليس كبيراً كما هو الحال في الدخل ويظهر ذلك من انخفاض معامل جيني في الإنفاق عنه في الدخل .
- ١٠- انخفضت قيمة معامل جيني للدخل على مستوى الجمهورية من ٠.٣٣٠ عام ٢٠٠٥/٢٠٠٤م إلى ٠.٢٨٦ عام ٢٠٠٩/٢٠٠٨م وهو ما يعني تحسن نمط توزيع الدخل في مصر .

## جدول رقم (١)

## معامل جيني في الفترة ١٩٩١/٩٠ - ٢٠٠٩ / ٢٠٠٨ م

| السنة   | معامل جيني لدخل الأسر |        |        | معامل جيني لإنفاق الأسر |        |        |
|---------|-----------------------|--------|--------|-------------------------|--------|--------|
|         | جملة                  | حضر    | ريف    | جملة                    | حضر    | ريف    |
| ٩٠/١٩٩١ | ٠.٣٧٤٧                | ٠.٣٩٦١ | ٠.٣٣٢٥ | ٠.٢٩٥٦                  | ٠.٢٧٥٨ | ٠.٢٣٤٨ |
| ٩٥/١٩٩٦ | ٠.٣٤٣                 | -      | -      | ٠.٣٠٨٩                  | ٠.٣٢٠٩ | ٠.٢٧٣٤ |

|        |        |        |        |        |       |           |
|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-----------|
| ٠.٢٥٦٥ | ٠.٣٥١  | ٠.٣٣٨  | ٠.٢٨٢  | ٠.٣٧٤  | ٠.٣٦٥ | ٩٩/٢٠٠٠   |
| ٠.٢٤٤  | ٠.٣٣٠  | ٠.٣٠٦٧ | ٠.٢٧١٨ | ٠.٣٥٦٤ | ٠.٣٣٠ | ٢٠٠٤/٢٠٠٥ |
| ٠.٢٤٢  | ٠.٣١٦٢ | ٠.٢٩٢٢ | ٠.٢٧٢  | ٠.٢٧٩  | ٠.٢٨٦ | ٢٠٠٨/٢٠٠٩ |

المصدر: حسب اعتماداً على بحث الدخل والانفاق والاستهلاك، أعداد مختلفة .

### ثانياً : قياس تفاوت توزيع الدخل باستخدام منحنى لورنز

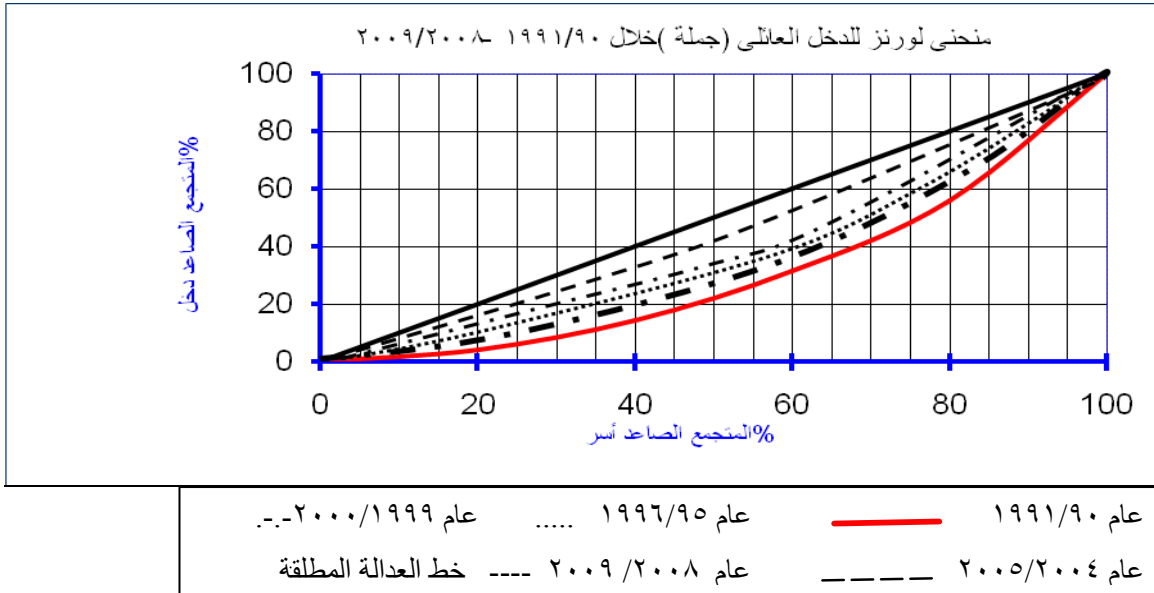
يعد منحنى لورنز أحد أشهر الوسائل للتعبير عن التباين في توزيع الدخل بيانياً إقترحه الاحصائي الأمريكي لورنز Curve Lorenz ، ويعرف المنحنى بأن العلاقة بين الحصة التراكمية للدخل والحصة التراكمية للوحدات المستلمة للدخل ( الفارس ، ٢٠٠١ ، ص ١٠٢ ) . ويوضح منحنى لورنز العلاقة بين النسبة المئوية التراكمية للسكان ، والنسبة المئوية التراكمية للدخل الذي يتلقونه ، عند ترتيب الوحدات تصاعدياً على أسس الدخل المقاس خلال فترة هي عادة سنة ، ويكون المنحنى على عدد من الخطوات إذ يرتب الأفراد تبعاً لنصيب الفرد من الدخل وتحول الأرقام المطلقة للدخول والسكان لنسب مئوية تمثل الأنصبة من الدخل الكلي ومن السكان . ويقسم السكان شرائح عشرية (١٠%) أو شرائح خمسية ( ٢٠% ) ويتم تحويل بيانات الأنصبة النسبية من الدخول والأسر لأنصبة نسبية تراكمية . ويرسم النسبتين المتقابلتين يتكون المنحنى ، الذي يحدد النسبة من إجمالي الدخل التي تحصل عليها نسبة معينة من السكان ، وعند المساواة التامة تتخذ العلاقة بين المحورين شكلاً مستقيماً ، يبدأ من نقطة الأصل ويصنع زاوية  $٤٥^\circ$  ويطلق عليه خط المساواة . أما في حالة امتلاك شخص واحد لكل الدخل " التفاوت التام " فيطبق المنحنى على المحاور ويأخذ شكل زاوية قائمة . (تودارو، ص ص ٢٠٠ - ٢١٠ ) . وفيما يلي قياس التفاوت في توزيع الدخل والانفاق باستخدام منحنى لورنز (\*) :

### ( ١ ) منحنى لورنز للدخل العائلي لإجمالي جمهورية مصر العربية :

#### شكل رقم (١)

منحنى لورنز للدخل العائلي إجمالي جمهورية مصر العربية  
خلال الفترة ١٩٩١/٩٠ - ٢٠٠٩/٢٠٠٨ .

(\*) أعدت منحنيات لورنز اعتماداً على جداول اشتقاق منحنى لورنز .



- ويتضح من الشكل رقم (١)
- أن منحنى لورنز للدخل عام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ م يعد أقرب المنحنيات إلى خط العدالة المطلقة ، وهذا يعني تحسن توزيع الدخل في مصر في هذا العام بالمقارنة بالأعوام الأخرى ، وقيمة معامل جيني عام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ م تؤكد هذا التحسن في توزيع الدخل حيث إن قيمته عام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ م ( ٢٨٦٦.٠ ) تعد أقل قيمة بالنسبة للأعوام الأخرى
  - منحنى لورنز للدخل عام ١٩٩١/٩٠ م يعد أبعد المنحنيات عن خط العدالة المطلقة ، وهذا يعني زيادة التفاوت في توزيع الدخل حيث إن قيمة معامل جيني لهذا العام تساوى ٠.٣٧ وهي تعتبر أكبر قيمة لمعامل جيني بالمقارنة بالأعوام الأخرى .
  - منحنى لورنز للدخل عام ١٩٩٦/٩٥ م يكاد ينطبق على منحنى لورنز للدخل عام ٢٠٠٥/٢٠٠٤ م وذلك لقرب قيمة معامل جيني من بعضها البعض .

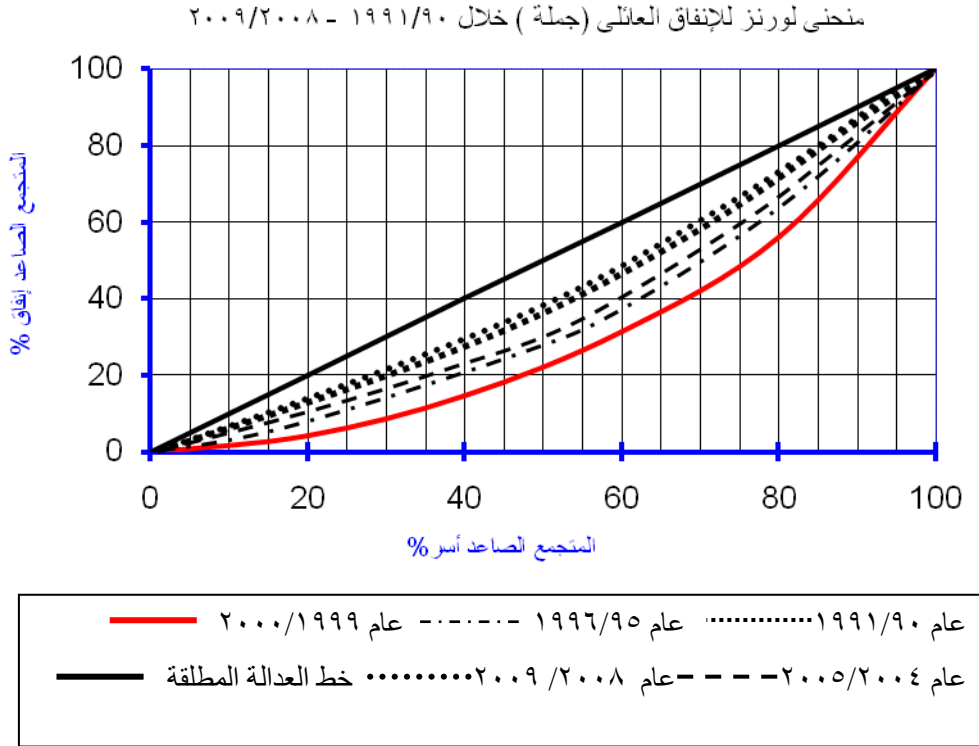
## ( ٢ ) منحنى لورنز للإنفاق العائلي لإجمالي جمهورية مصر العربية :

يتضح من الشكل رقم (٢) ما يلي :

- أن منحنى لورنز لعام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ م هو أقرب المنحنيات إلى خط العدالة المطلقة وهو ما يعني تحسن توزيع الإنفاق في مصر عام ٢٠٠٩ /٢٠٠٨ م بالمقارنة بالأعوام الأخرى، ويؤكد ذلك قيمة معامل جيني لهذا العام ٠.٢٩ وهي أقل قيمة له خلال فترة الدراسة .
- أن منحنى لورنز عام ٢٠٠٠/١٩٩٩ م هو أبعد المنحنيات عن خط العدالة المطلقة وهو ما يعني تدهور توزيع الإنفاق في هذا العام بالمقارنة بالأعوام الأخرى .
- منحنى لورنز لعام ١٩٩١/ ١٩٩٠ م يكاد ينطبق على منحنى لورنز لعام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ م هو ما يعني تشابه نمط توزيع الإنفاق خلال الفترتين.

### شكل رقم (٢)

منحنى لورنز للإنفاق العائلي إجمالي جمهورية مصر العربية  
خلال الفترة ١٩٩١/٩٠ - ٢٠٠٩/٢٠٠٨ م



### القسم الثالث : قياس تأثير الضرائب على متوسط الدخل الحقيقي للفرد

يهدف هذا القسم إلى تحليل أثر ضرائب ( الدخل ، المبيعات ، الجمركية ) على متوسط دخل الفرد الحقيقي بإعتباره مؤشراً لمدى العدالة في توزيع الدخل، بما يسمح بصياغة السياسة الضريبية وتحديد تأثير التغيير في هذه المتغيرات في متوسط دخل الفرد الحقيقي.

#### أولاً : تحديد متغيرات النموذج

عند صياغة وتقدير المعادلات التي تتناول تأثير السياسة الضريبية على توزيع الدخل، سيتم استخدام متوسط دخل الفرد الحقيقي (متغير تابع) كمؤشر على توزيع الدخل نظراً لعدم توفر بيانات سنوية عن قيمة معامل جيني، حيث أن البيانات يتم توفرها كل خمس سنوات في مصر من خلال بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك، وتم الإعتماد على كل من الضرائب على الدخل والضرائب على المبيعات، والضرائب الجمركية، كمتغيرات مستقلة للتعبير عن أثر الضرائب على توزيع الدخل. وسيتم صياغة المعادلة في الصورة التالية :

$$\text{Ln}y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln} X_{1t} + \beta_2 \text{Ln} X_{2t} + \beta_3 \text{Ln} X_{3t} + u_t$$

$$t = (1990-2010)$$

حيث أن :

- .  $\text{Ln}y_t$  : اللوغاريتم الطبيعي لمتوسط دخل الفرد الحقيقي .
- .  $\text{Ln} X_{1t}$  : اللوغاريتم الطبيعي لقيمة الضرائب على الدخل .
- .  $\text{Ln} X_{2t}$  : اللوغاريتم الطبيعي لقيمة الضرائب على المبيعات .
- .  $\text{Ln} X_{3t}$  : اللوغاريتم الطبيعي لقيمة الضرائب الجمركية .
- .  $u_t$ : الخطأ العشوائي .

## ثانياً : تقدير واختبار النموذج

يهدف البحث لقياس أثر دور الضرائب على متوسط دخل الفرد الحقيقي باعتباره مؤشراً لمدى العدالة في توزيع الدخل في مصر في الأجلين الطويل والقصير، ولتحقيق هذا الهدف فإن العلاقة التوازنية طويلة الأجل يمكن توضيحها من خلال اختبار مدى تمتع متغيرات الدراسة بخاصية التكامل المشترك " Co- integration " بين متوسط دخل الفرد الحقيقي وكل من الضرائب على الدخل والضرائب على المبيعات والضرائب الجمركية، والعلاقة قصيرة الأجل يمكن توضيحها من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ " Error correction model " .

## ١- اختبار سكون السلسلة الزمنية

## أ- اختبارات ديكي فوللر ( DF – ADF )

يمكن توضيح اختبار ديكي فوللر من خلال المعادلة التالية: (Dickey & Fuller, 1979, 427: 431)

$$\Delta y_t = \delta_{t-1} + u_t \dots$$

ويتم إجراء اختبار جذر الوحدة للفرق الأولى للسلسلة الزمنية " First Difference " وإذا كانت غير ساكنة يتم إجراء اختبار جذر الوحدة للفرق من درجة أعلى حتى يتم تحديد درجة تكامل السلسلة الزمنية .

## جدول رقم ( ٢ )

## اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار ديكي فوللر (DF) واختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)

| درجة التكامل | First Difference<br>الفرق الأول |                  | The level<br>المستوى الأصلي |                | المتغيرات |
|--------------|---------------------------------|------------------|-----------------------------|----------------|-----------|
|              | حد ثابت وإتجاه زمني             | حد ثابت          | حد ثابت وإتجاه زمني         | حد ثابت        |           |
| I (1)        | *** (0) - 3.58                  | ** (0) - 3.57045 | (0) - 3.593912              | (0) - 0.269725 | (Lnyt)    |
| I (1)        | ** (0) - 4.185                  | * (0) - 4.05429  | (0) - 1.620293              | (0) - 0.482130 | (Ln X1t)  |
| I (1)        | * (0) - 6.1531                  | * (0) - 6.582472 | (1) - 2.190730              | (0) - 1.781061 | (Ln X2t)  |
| I (1)        | * (0) - 4.9186                  | * (0) - 4.992836 | (0) - 3.147491              | (0) - 2.499397 | (Ln X3t)  |

المصدر : مخرجات برنامج E views ٧.١

- حسبت القيمة الجدولية بواسطة (Mackinnon, 1991)، \* معنوية عند مستوى ١% ، \*\* معنوية عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوية عند مستوى ١٠% .
- ( ) طول فترة الإبطاء المناسبة آلياً وفقاً لمعيار ( Schwartz Info Criterion ) بحد أقصى ( ٤ ) فترات إبطاء وفي حالة كون فترة الإبطاء = صفر يكون الاختبار لديكي فوللر وليس ديكي فوللر الموسع

وبإجراء الاختبارين ديكي فوللر وديكي فوللر الموسع كما يتضح من الجدول رقم (٢) على السلسلة الزمنية في حالتها ثابت وثابت وإتجاه تبين من أن القيمة المطلقة لإحصائية تقل عن القيمة المطلقة الجدولية، ومن ثم قبول الفرض العدمي لعدم سكون السلسلة في المستوى الأصلي ، وبعد أخذ الفرق الأول يلاحظ أن القيمة المحسوبة المطلقة أكبر من القيمة الجدولية المطلقة ومن ثم

\* حيث تشير (Δ) إلى الفرق الأول (y<sub>t</sub>) . واختبار سكون السلسلة الزمنية (y<sub>t</sub>)، فإنه يتم اختبار فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة في السلسلة (H<sub>0</sub>: δ = 0)، أي أن السلسلة الزمنية (y<sub>t</sub>) غير مستقرة في المقابل الفرض البديل القائل بعدم وجود جذر وحدة (H<sub>1</sub>: δ < 0)، أي أن المتغير ساكن أو مستقر. وإذا ثبت معنوية (δ) وكانت أقل من الصفر، فإننا نقبل الفرض البديل ونرفض فرض العدم، ويكون المتغير (y<sub>t</sub>) ساكناً أو مستقراً. وتم تطوير اختبار ديكي فوللر (DF) ليصبح ديكي فوللر الموسع (ADF) ويتميز ديكي فوللر الموسع عن اختبار ديكي فوللر العادي (DF) بأنه يزيل الآثار الهيكلية (Structural Effects) أو ما يسمى بالارتباط التسلسلي (Serial Correlation) في الحد العشوائي من خلال إدراج عدد مناسب من الفروق ذات الفجوة الزمنية حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي.

رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل بسكون السلسلة بعد الفرق الأول لها، ومن ثم فهي متكاملة من الدرجة الأولى (1) .

### ب- إختبار فليب - بيرون (Phillip – Peron)

يختلف إختبار فليب بيرون عن إختبار ديكي فوللر في طريقة معالجة الارتباط الذاتي للمتغير العشوائي حيث يقوم على افتراض أكثر عمومية وهو أن السلسلة الزمنية ناتجة عن الانحدار الذاتي المتكامل ذي المتوسط المتحرك " Autoregressive Integrated moving (Average ARIMA) ) وفي حين أن إختبار ديكي فوللر الموسع يقوم على إفتراض أن السلسلة الزمنية ناتجة عن الانحدار الذاتي " Autoregressive Process (AR) " بذلك فإن إختبار فيليب بيرون له قدرة إختبارية أفضل وهو أدق من إختبار ديكي فوللر الموسع خاصة عندما يكون حجم العينة صغير، وفي حالة تضارب النتائج فإن الأفضل الاعتماد على نتائج فيليب بيرون .

### جدول رقم ( ٣ )

إختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية باستخدام إختبار فليب - بيرون  
(Phillip – Perron)

| درجة التكامل | First Difference<br>الفرق الأول |                | The level<br>المستوى الأصلي |              | المتغيرات |
|--------------|---------------------------------|----------------|-----------------------------|--------------|-----------|
|              | حد ثابت وإتجاه<br>زمني          | حد ثابت        | حد ثابت وإتجاه<br>زمني      | حد ثابت      |           |
| I (1)        | *** (٣) -٣.٥٥٦١                 | ** (٢) -٣.٥٧٦٤ | (١) -٣.٦١٤٤١                | (١) -٠.٤٢٥٢٠ | (Lnyt)    |
| I (1)        | ** (٠) -٤.١٨٥٠                  | * (١) -٤.٠٢٠٢  | (٢) -١.٩٢٣٥٤                | (١) -٠.٥١١٢٣ | (Ln X1t)  |
| I (1)        | * (٤) -٧.٦٠٠٢٩                  | * (٤) -٧.٩١٥٤٨ | (١) -٤.٨٦٧٠٦                | (٠) -١.٧٨١٠٦ | (Ln X2t)  |
| I (1)        | * (٤) -٥.٣٨٩٦٧                  | * (٣) -٥.٣٥٢٤  | (٢) -٣.١٧٣٣٠                | (٣) -٢.٨٢٩٥٤ | (Ln X3t)  |

- حسبت القيمة الجدولية بواسطة (Mackinnon, 1991) ، \*معنوية عند مستوى ١% ، \*\* معنوية عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوية عند مستوى ١٠% .
- ( ) العدد الامثل لفترات الابطاء الذاتي التسلسلي في إختبار (PP) وفقاً للاختبار الآلى ( Newey - west ) باستخدام طريقة ( Bartlett Kernel ) .

ويتضح من الجدول رقم (٣) أن القيمة المحسوبة المطلقة تقل عن القيمة الجدولية المطلقة في حالتي ثابت و ثابت وإتجاه زمني ، وذلك في المستوى الأصلي للبيانات ومن ثم نقبل الفرض العدمي القائل بعدم سكون المتغيرات في المستوى الأصلي لها .  
وبعد أخذ الفرق الأول لها تبين أن القيمة المحسوبة المطلقة تزيد عن القيمة الجدولية المطلقة ومن ثم رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل بسكون السلسلة الزمنية ومن ثم فهي متكاملة من الدرجة الأولى (1) . وهو نفس ما توصلت إليه نتائج إختبار ديكي فوللر .

### ٢- إختبار التكامل المشترك Co – integration Test \*

\* تستخدم إختبارات التكامل المشترك لتوضيح العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة التي تتسم بعدم الاستقرار ، ولكنها تكون مستقرة بعد أخذ الفرق الأولى أي تكون مستقرة من الدرجة الأولى .

وعلى ضوء إختبار جذر الوحدة السابق إتضح أن كل متغير على حده متكامل من الدرجة الأولى (1) أي أنها غير ساكنة في المستوى الأصلي ولكنها ساكنة بعد الفرق الأول ومن ثم تكون الخطوة التالية هي اختبارات التكامل المشترك وهي (وردة ، ٢٠٠٨ ، ٤٢٨):

١- إختبار إنجل وجرانجر للتكامل المشترك Engle –Granger Co integration Test  
وينفذ الاختبار بإتباع الخطوات الآتية :

**الخطوة الأولى :** تقدير العلاقة بين السلاسل الزمنية بطريقة المربعات الصغرى ( OLS ) كالتالي :

$$Lny_t = \beta_0 + \beta_1 Ln X_{1t} + \beta_2 Ln X_{2t} + \beta_3 Ln X_{3t} + u_t$$

**الخطوة الثانية :** الحصول على بواقي الانحدار ( $u_t$ )

$$u_t = Lny_t - (\beta_0 + \beta_1 Ln X_{1t} + \beta_2 Ln X_{2t} + \beta_3 Ln X_{3t})$$

**الخطوة الثالثة :** إختبار سكون البواقي بإختبار ديكي فولر الموسع ( ADF )  
وفليب بيرن (P-P)

أي إختبار هل البواقي المقدره متكاملة من الدرجة صفر (٠) ، بإجراء اختبارات جذر الوحدة ، وفي حالة تحقق ذلك فإن العلاقة المقدره بين المتغيرات تكون متجهه للتوازن في المدى الطويل على الرغم من إمكانية إنحرافها في المدى القصير ، ويجرى هذا الاختبار كما في السابق بإختبار فرض العدم بوجود جذر وحدة في البواقي المقدره مقابل الفرض البديل أن البواقي المقدره لا يوجد بها جذر الوحدة ويتم مقارنة إحصائية ( $\tau$ ) المحسوبة بالجدولية ، وإذا كانت الإحصائية المحسوبة أكبر من الجدولية يتم رفض فرض العدم ومن ثم قبول أن البواقي ساكنه في المستوى ١ (٠) ، ومن ثم نستنتج أن متغيرات النموذج بالرغم من أنها سلاسل زمنية غير ساكنة إلا أنها متكاملة من نفس الرتبة ( Co integrated ) .

وبالتطبيق على النموذج محل الدراسة كانت معادلة الانحدار المشترك المقدره بطريقة المربعات الصغرى ( OLS ) كما يتضح بالجدول رقم (٤) مايلي ( وضع عدم التوازن ) .

$$Lny_t = ٧.٣٨٢٧٢٥ + ٠.٣٤٥٨٤٨ Ln X_{1t} + ٠.٤٣٥٨٤٨ Ln X_{2t} - ٠.٧٧٧٤٣٢ Ln X_{3t}$$

#### جدول رقم (٤)

نتائج تقدير معادلات انحدار التكامل المشترك باستخدام طريقة ( OLS )

| p. value | إحصائية (t) | المعاملات | المتغيرات التفسيرية | المتغير التابع   |
|----------|-------------|-----------|---------------------|------------------|
| ٠.٤١٢٨   | ٠.٨٤٠٨٥٨    | ٠.٣٤٥٨٤٨  | Ln $x_1$            | متوسط دخل الفرد  |
| ٠.٣٩١٣   | ٠.٨٨١١٤     | ٠.٤٣٥٨٤٨  | Ln $x_2$            |                  |
| ***٠.٠٩١ | -١.٧٩٤١٧٢   | -٠.٧٧٧٤٣٢ | Ln $x_3$            |                  |
|          | ١.١٥٥       | ٧.٣٨٢٧٢٥  | C                   |                  |
|          |             | ٠.٧٠      | R-Squared           | Lny <sub>t</sub> |
|          |             | ٠.٦٤      | AdjustedR-Squared   |                  |

\*معنوية عند مستوى ١% ، \*\* معنوية عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوية عند مستوى ١٠% ويوضح الجدول رقم (٥) اختبار جذر الوحدة لإختبار سكون بواقي معادلة الانحدار ، ويتضح أنه تم رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة في البواقي المقدره  $u_t$  ، بإستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع ( ADF ) واختبار فليب بيرن ( P-P ) في حالة وجود ثابت عند مستوى معنوية ٥% ، ١٠% ، وفي حالة وجود ثابت وإتجاه زمني عند مستوى معنوية ١٠% وبذلك فإن البواقي تتميز بالسكون أى أنها متكاملة من الدرجة صفر ( ٠ ) ، مما يدل على وجود تكامل مشترك وعلاقة توازنية طويلة الأجل بين متوسط دخل الفرد الحقيقي وكل من الضرائب على الدخل والضرائب على المبيعات والضرائب الجمركية .

#### جدول رقم (٥)

إختبار جذر الوحدة لإختبار سكون البواقي بإستخدام إختبارى ديكي فوللر الموسع (ADF)

وفليب بيرن ( P P )

| درجة التكامل | المستوى The level   |                   | الاختبار | المتغيرات        |
|--------------|---------------------|-------------------|----------|------------------|
|              | حد ثابت وإتجاه زمني | حد ثابت           |          |                  |
| I (٠)        | *** (٠) - ٣.٤٥١٢٥٥  | ** (٠) - ٣.١٧٠٧٠٠ | ADF      | البواقي<br>(U t) |
| I (٠)        | *** (١) - ٣.٤٤٠٨٥٥  | ** (١) - ٣.٢٣٣٢٠٩ | P-P      |                  |

• حسبت القيمة الجدولية بواسطة (Mackinnon, ١٩٩١) ، \*معنوية عند مستوى ١% ، \*\* معنوية عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوية عند مستوى ١٠% .

### ٣- نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model

يقوم منهج إنجل وجرانجر على مرحلتين<sup>(\*)</sup> وتم التوصل إلى نموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل كما يلي: ( ٢٧٦ : ٢٥١ ، PP ، Engle & Granger, ١٩٨٧ ) :

$$Lny_t = \beta_0 + \beta_1 Ln X_{1t} + \beta_2 Ln X_{2t} + \beta_3 Ln X_{3t} + u_t$$

$$Lny_t = -1٥.٥٦ - 1.٠٢٢٨ Ln X_{1t} - 1.٤٦٧ Ln X_{2t} + ٠.٥٨٥ Ln X_{3t}$$

والذي يفترض وجود تكامل مشترك بين متوسط دخل الفرد الحقيقي والمتغيرات المستقلة من خلال التأكد من سكون البواقي لإنحدار التكامل المشترك ( (٠)  $u_t$  ) .

أما الخطوه الثانية : حسب إنجل وجرانجر بتقدير نموذج تصحيح الخطأ بإستخدام البواقي المقدره في إنحدار التكامل المشترك ويرمز له (  $ECT_t$  ) .

$$ECT_t = Lny_t - (\beta_0 + \beta_1 Ln X_{1t} + \beta_2 Ln X_{2t} + \beta_3 Ln X_{3t})$$

ويسمى بحد تصحيح الخطأ ( Error Correction Term ) ويضاف كمتغير مستقل ذى فجوة زمنية في نموذج علاقة المدى قصير الأجل بجانب فروق المتغيرات الأخرى غير الساكنة كالتالى :

(\*) المرحلة الأولى : تقدير نموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل ويسمى إنحدار التكامل المشترك . المرحلة الثانية : تقدير نموذج تصحيح الخطأ ليعكس العلاقة في المدى القصير أو التذبذب قصير المدى حول اتجاه العلاقة في المدى البعيد ويتم تقدير هذا النموذج قصير المدى بإدخال البواقي المقدره في إنحدار المدى الطويل كمتغير مستقل ذى فجوة زمنية واحدة .



$$\Delta \text{Lny}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \text{Lny}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta \text{Lnx}_{1t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta \text{Lnx}_{2t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta \text{Lnx}_{3t-i} + \lambda_1 \text{ECT}_{t-1} + e_t$$

$$\Delta \text{Lny}_t = 0.92029 - 0.176019 \Delta \text{Lny}_{t-1} - 0.089214 \Delta \text{Lnx}_{1t-1} - 0.602028 \Delta \text{Lnx}_{2t-1} - 0.220087 \Delta \text{Lnx}_{3t-1} - 0.287071 \text{ECT}_{t-1}$$

وتمثل (n) عدد الفجوات الزمنية المدرجة لفروق المتغيرات التفسيرية حيث  $i = 1, 2, 3$ ، وتمثل  $\lambda$  معامل سرعة التعديل Speed of Adjustment وتشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة إنحراف قيم المتغيرات المستقلة في الأجل القصير عن قيمتها التوازنية في الأجل الطويل ومن المتوقع أن تكون قيمة هذا المعامل بالسالب ، حيث تشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة في الأجل القصير نحو العلاقة في الأجل الطويل .

### جدول رقم (٦)

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام طريقة إنجل وجرانجر على خطوتين.

| P-Value  | إحصائية t<br>t-stat | المعاملات | المتغيرات التفسيرية       | المتغير التابع              |
|----------|---------------------|-----------|---------------------------|-----------------------------|
| 0.3103   | -1.048025           | 0.176019  | D (Lny <sub>t-1</sub> )   | متوسط دخل الفرد<br>D (Lnyt) |
| ***0.676 | -2.008446           | -0.089214 | D (Ln X <sub>1t-1</sub> ) |                             |
| **0.207  | -2.044331           | -0.602028 | D (Ln X <sub>2t-1</sub> ) |                             |
| 0.2070   | -1.333969           | -0.220087 | D (Ln X <sub>3t-1</sub> ) |                             |
| *0.0044  | -3.00249            | -0.287071 | ECT t                     |                             |
|          | 1.833096            | 0.092029  | C                         |                             |
|          |                     | 0.70      | R-Squared                 |                             |
|          |                     | 0.07      | Adjusted R-Squared        |                             |

\*معنوية عند مستوى ١% ، \*\* معنوية عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوية عند مستوى ١٠% .

المصدر: مخرجات برنامج E views ٧.١

### ٤- اختبار السببية لجرانجر Granger Causality

تعد اختبارات سببية جرانجر هامة في تحديد اتجاه السببية بين المتغيرات فقد توضح اختبارات التكامل المشترك وجود علاقة طويلة بين المتغيرات لكن لا توضح اتجاه السببية لتلك العلاقة ولاختبار السببية شروط أهمها استقرار السلاسل الزمنية وهذا ما تحققنا منه سابقاً كما يدل جرانجر Granger أن وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه على الأقل ولذلك عند اختبار السببية بين متغيرين نقوم بفحص درجة تكامل السلاسل الزمنية ثم اختبار التكامل المشترك ثم نموذج تصحيح الخطأ وأخيراً العلاقة السببية (٢٢٨:٢١٣ PP Granger, ١٩٨٦) ، ويبين جدول رقم ( ٧ ) نتائج اختبار السببية بين متوسط دخل الفرد الحقيقي وكل من ضرائب الدخل وضرائب المبيعات والضرائب الجمركية عند فجوتين .

وتبين نتائج سببية جرانجر بين متوسط دخل الفرد الحقيقي وضرائب الدخل لاختبار الفرض العدمي بأن ضرائب الدخل لا تسبب متوسط دخل الفرد الحقيقي والفرض البديل ضرائب الدخل تسبب متوسط دخل الفرد الحقيقي ، نلاحظ أن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر ( F ) وتساوى 0.0822 أقل في مستوى معنوية ١٠% ، ومن ثم نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل بأن ضرائب الدخل تسبب المتغير التابع وهو متوسط دخل الفرد الحقيقي عند مستوى معنوية ١٠% .

ولإختبار الفرض العدمي بأن متوسط دخل الفرد الحقيقي لايسبب ضرائب الدخل نلاحظ أن الإحتمالية وهي ( ٠.٥٧٢٦ ) أكبر في جميع مستويات المعنوية ومن ثم نقبل الفرض العدمي بأن متوسط دخل الفرد لايسبب ضرائب الدخل ، ومن ثم فإن العلاقة أحادية الاتجاه من ضرائب الدخل إلى متوسط دخل الفرد الحقيقي .

جدول رقم (٧)  
نتائج اختبار السببية لجرانجر (Lag = ٢)

| Null hypothesis (H.)                                       | Obs | F-statistic | Prob.  |
|--|-----|-------------|--------|
| Ln x <sub>١</sub> does not Granger Cause Ln y <sub>t</sub> | ١٨  | ٣.٠٤٦٨٧     | ٠.٠٨٢٢ |
| Ln y <sub>t</sub> does not Granger cause Ln x <sub>١</sub> | ١٨  | ٠.٥٨٢٢٧     | ٠.٥٧٢٦ |
| Ln x <sub>٢</sub> does not Granger Cause Ln y <sub>t</sub> | ١٨  | ١٠.٥٩١٥     | ٠.٠٠١٩ |
| Ln y <sub>t</sub> does not Granger cause Ln x <sub>٢</sub> | ١٨  | ٠.٧٦٦٨٧     | ٠.٤٨٤٤ |
| Ln x <sub>٢</sub> does not Granger cause Ln y <sub>t</sub> | ١٨  | ٦.٤٨٥٥٤     | ٠.٠١١١ |
| Ln y <sub>t</sub> does not Granger cause Ln x <sub>٢</sub> | ١٨  | ٠.٤٠١٩٤     | ٠.٦٧٧١ |

المصدر: مخرجات برنامج E views ٧.١

أما بالنسبة لإختبار الفرض العدمي بأن ضرائب المبيعات لا تسبب متوسط دخل الفرد الحقيقي نلاحظ أن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر (F) وهي تساوى (٠.٠٠١٩) أقل من جميع المستويات المعنوية (١% ، ٥% ، ١٠%) نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل بأن ضرائب المبيعات تسبب متوسط دخل الفرد الحقيقي عند جميع مستويات المعنوية، وليس العكس. وبالنسبة لإختبار الفرض العدمي بأن الضرائب الجمركية لا تسبب متوسط دخل الفرد الحقيقي نلاحظ أن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر (F) وهي تساوى (٠.٠١١) أقل من جميع المستويات المعنوية (١% ، ٥% ، ١٠%) نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل بأن الضرائب الجمركية تسبب متوسط دخل الفرد الحقيقي ، وليس العكس .

#### ٥- اختبار صلاحية وجودة النموذج :

لاختبار صلاحية النموذج نقوم ببعض الاختبارات التشخيصية لبواقي النموذج هي :

- اختبار مضروب لاجرنج للارتباط التسلسلي بين البواقي.
- اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي.
- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية.
- اختبار مدى ملاءمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج وفقاً لجدول رقم (٨) حيث تشير هذه الاختبارات إلى سلامة النموذج إحصائياً بشكل عام، وأن النموذج قد تخطى جميع الإحصائيات لفحص البواقي مثل تحقق شرط التوزيع الطبيعي باستخدام (Jarque-Bera) وسلامة النموذج من الارتباط التسلسلي باستخدام جودفري (BGLM)

ومع ثبات تباين البواقي باستخدام (BG) مع صحة توصيف النموذج باستخدام اختبار Ramsey RESET. وذلك كله دليل على جودة وصلاحيته النموذج .

### جدول رقم (٨) نتائج الاختبارات التشخيصية لبواقي النموذج المقدر.

| The test  | F                     | Prob.  |
|---|-----------------------|--------|
| ١- Lagrange Multiplier test of residual (BGLM)                            | $F(2, 10) = 1.360148$ | 0.3003 |
| ٢- Auto regressive Conditional Hetero sedasticity<br>Breush-pagan Godfrey | $F(8, 9) = 1.186373$  | 0.3992 |
| ٣- Normality test JB (٢)  | $\chi^2 = 0.286043$   | 0.8665 |
| ٤- Ramsey (RESET)   | $F = 0.917205$        | 0.3534 |

### ثالثاً : تفسير نتائج النموذج

١- فيما يتعلق باختبار التكامل المشترك وباستخدام اختبار إنجل وجرانجر على خطوتين الأولى في تقدير معادلة الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى ( OLS ) فكانت العلاقة كالتالي:

$$Lny_t = 7.382725 + 0.345848 \ln X_{1t} + 0.435848 \ln X_{2t} - 0.777432 \ln X_{3t}$$

وتبين وجود طردية بين متوسط دخل الفرد الحقيقي وكل من ضرائب الدخل وضرائب المبيعات عكسية مع الضرائب الجمركية ، وهذا يختلف مع النظرية الاقتصادية وتفسير ذلك أن من شروط طريقة المربعات الصغرى سكون السلاسل وهنا تم تقدير المعادلة بدون مراعاة السكون - استخدام البيانات في مستوياتها الأصلية - وهي غير ساكنة مما أدى إلى ظهور بعض المتغيرات بإشارات مخالفة . والخطوة الثانية اختبار سكون البواقي ( $u_t$ ) توصلنا باستخدام كلاً من اختبارات (ADF) و (PP) استقرار البواقي في المستوى الأصلي لها أي متكاملة من الدرجة صفر (٠) وبالتالي هناك تكامل مشترك بين متغيرات النموذج محل البحث .

٢- أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ (ECM) ويتكون من جزئين الأول العلاقة قصيرة الأجل وهي :

$$\Delta Lny_t = 0.92029 - 0.176019 \Delta Lny_{t-1} - 0.089214 \Delta Lnx_{1t-1} - 0.752528 \Delta Lnx_{2t-1} - 0.225087 \Delta Lnx_{3t-1} - 0.287571 ECT_{t-1}$$

وجاءت الإشارات في وضع التوازن في الأجل القصير متوافقة مع الإشارات المتوقعة وفقاً لافتراضات النظرية الاقتصادية .

وتبين وفقاً إلى القيمة الاحتمالية لإحصائية ( p.value ) ، أن المعلمات المقدرة للمتغيرين ( $Lnx_1$ )، ( $Lnx_2$ ) معنوية من الناحية الإحصائية عند مستوى معنوية ١٠% ، ٥% لكل منهما على التوالي، ولكن المعلمة ( $Lnx_3$ ) غير معنوية إحصائياً حيث أن القيمة الاحتمالية لإحصائية t أكبر من ١٠% في الأجل القصير، ونجد أن قيمة معامل التحديد ( $R^2$ ) تساوى ٧٠%

، مما يعني أن ٧٠% من التغيرات في قيمة متوسط دخل الفرد الحقيقي في الفترة القصيرة يتم تفسيرها من خلال متغيرات النموذج والنسبة الباقية ترجع لعوامل أخرى لم يتم إدراجها في النموذج.

وعلى ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ في جدول رقم ( ٦ ) يتضح معنوية حد تصحيح الخطأ ( ECT ) عند مستوى معنوية ١% ، مع الإشارة السالبة المتوقعة بقيمة (٠.٢٨٧) وهذا يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متوسط دخل الفرد الحقيقي ( Ln y ) وكلاً من ( Ln x<sub>1</sub> ) ، ( Ln x<sub>2</sub> ) ، ( Ln x<sub>3</sub> ) . وذلك يعني أنه مع كل إنحراف لقيمة متوسط دخل الفرد الحقيقي في الأجل القصير عن القيمة التوازنية لها في الفترة الطويلة بوحده واحده يحدث هناك تصحيح في الفترة التالية لها ( حيث أن حد تصحيح الخطأ مبطاً لفترة واحدة ) بنسبة ٢٨.٧% . أما العلاقة في الأجل الطويل ( وضع التوازن ) فهي :

$$Ln y_t = -10.56 - 1.0228 Ln x_{1t} - 1.467 Ln x_{2t} + 0.515 Ln x_{3t}$$

ومن ثم اتفاق معظم الإشارات مع النظرية الاقتصادية وظهور كل من ضرائب الدخل وضرائب المبيعات بإشارات سالبة أي العلاقة عكسية بينهم ومتوسط دخل الفرد الحقيقي، كما ظهرت إشارة الضرائب الجمركية بإشارة موجبة، إلا أنه يمكن تفسير ذلك بأن زيادة الضرائب الجمركية تؤدي إلى ارتفاع أثمان الواردات مما يؤدي إلى زيادة الطلب على السلع المحلية وهذا يؤدي إلى زيادة دخول عناصر الإنتاج المشتغلة بإنتاج تلك السلع ومن ثم تساعد على زيادة الدخل القومي ومن ثم متوسط دخل الفرد الحقيقي.

٣- أظهرت نتائج اختبار السببية لجرانجر وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه بين متوسط دخل الفرد الحقيقي وكل من ضرائب الدخل وضرائب المبيعات والضرائب الجمركية.

## القسم الرابع : النتائج والتوصيات

### أولاً : نتائج البحث

ويمكن توضيح أهم النتائج من تقدير الدالة في الأجلين الطويل والقصير كالتالي :

أ - بالنسبة لآثر ضرائب الدخل على متوسط دخل الفرد نجد أن لها إشارة سالبة كما هو متوقع حيث كانت : (-٠.٥٨، ١.٠٢٢) في الأجلين القصير والطويل على التوالي. أي وجود علاقة عكسية بين متوسط دخل الفرد الحقيقي والضرائب على الدخل، وبالتالي فإن انخفاض في قيمة

الضرائب على الدخل بنسبة ١٠% يؤدي إلى زيادة متوسط دخل الفرد ٦% في الأجل القصير و ١٠.٢% في الأجل الطويل .

ومن ثم فإنه يمكن استخدام الضرائب على الدخل في تحقيق عدالة توزيع الدخل وذلك من خلال فرض ضرائب بأسعار تصاعديّة ، ورفع حد الإعفاء الشخصي والإعفاء للأعباء العائلية ، حيث إنه يجب على المشرع أن يراعي عند فرض الضريبة إعفاء جزء من دخل كل فرد يسمح له بالحصول على ما يلزمه من الحاجات الأساسية لضمان تحقيق الحد الأدنى من المعيشة ، مع مراعاة النظر في حد الإعفاء ليتناسب مع ارتفاع الأسعار ومعدلات التضخم السائدة، وتوسيع القاعدة الضريبية من خلال ادماج القطاع غير الرسمي دون التركيز على الممولين الحاليين فقط.

ب- أن الضرائب على المبيعات لها إشارة سالبة في الأجل القصير والطويل حيث كانت (-٠.٦٥ ، -١.٤٦ ) على التوالي، أي توجد علاقة عكسية بين متوسط دخل الفرد والضرائب على المبيعات، حيث أن انخفاض الضرائب على المبيعات بنسبة ١٠% تؤدي إلى زيادة دخل الفرد بنسبة ٦.٥% في الأجل القصير ، ١٤.٦% في الأجل الطويل.

ج- بالنسبة لأثر الضرائب الجمركية على الدخل نجد أن إرشارتها سالبة في الأجل القصير وإشارة موجبة في الأجل الطويل حيث كانت (-٠.٢٢ ، ٠.٥٨ ) على التوالي. أي العلاقة عكسية في الأجل القصير فزيادة الضرائب الجمركية بنسبة ١٠% تؤدي إلى انخفاض متوسط دخل الفرد الحقيقي بنسبة ٢.٢% في الأجل القصير، ووجود علاقة طردية في الأجل الطويل فزيادة الضرائب الجمركية بنسبة ١٠% تؤدي إلى زيادة متوسط دخل الفرد الحقيقي بنسبة ٥.٨% في الأجل الطويل .

د- تعد كلاً من الضرائب على المبيعات والضرائب الجمركية من الضرائب غير المباشرة، والتي تؤثر في إعادة توزيع الدخل عن طريق رفع أثمان سلع وخدمات الاستهلاك أي خفض القوة الشرائية للنقود وبالتالي خفض الدخل الحقيقي، حيث استخدام هذه الضرائب يؤدي إلى إختلال هيكل توزيع الدخل والثروة بين أفراد المجتمع، فإذا تم تطبيقها بسعر متساوي على كافة السلع والخدمات كما هو يحدث الآن فإنها سوف تكون تنازلية العبء بمعنى سوف يزداد عبئها النسبي على أصحاب الدخل المنخفضة - لإرتفاع الميل الحدى للإستهلاك لديها - ويقبل على أصحاب الدخل المرتفعة - لإنخفاض الميل الحدى للإستهلاك - ومن ثم يصاحب تطبيقها زيادة حدة التفاوت في توزيع الدخل والثروة بين أفراد المجتمع حيث يزداد الفقراء فقراً ويزداد الأغنياء غنى.

هـ- لاستخدام هذه الضرائب في تحقيق عدالة توزيع الدخل يتم إقتصار فرض هذه الضرائب على بعض السلع والخدمات التي تمثل الجزء الأكبر من إستهلاك الطبقات الغنية، ومن ثم يتحمل عبئها تلك الطبقة وليس أصحاب الدخل المنخفضة وفي نفس الوقت يتم إعفاء السلع الضرورية والأساسية من الضريبة وهي السلع التي تمثل الجزء الأكبر من إستهلاك الطبقات الفقيرة، كما يمكن فرض الضرائب غير المباشرة بأسعار تمييزية بحيث تكون هذه الأسعار مرتفعة على السلع الكمالية ومنخفضة أو مساوية للصفر على السلع الضرورية، ويزداد سعر الضريبة كلما زادت كماليتها، ومن ثم سوف تؤدي الضرائب في هذه الحالة إلى تحقيق عدالة توزيع الدخل .

و- القياس السليم لتوزيع الدخل وإتجاهاته عبر الزمن عملية معقدة، خاصة في ظل ندرة البيانات الجيدة المتاحة التي يمكن الاعتماد عليها، وتتمثل مشاكل البيانات (عدم توفر بيانات الفقر والتفاوت - صعوبة تكوين سلاسل زمنية - تتوفر البيانات عادة في شكل تجميعي ) .

ط- قيمة معامل جيني لتوزيع الدخل بين الأسر على مستوى إجمالي الجمهورية ٠.٣٧ ، ٠.٣٤ ، ٠.٣٦ ، ٠.٣٣ ، ٠.٢٨ . للسنوات ٩١/٩٠ ، ٩٦/٩٥ ، ٢٠٠٠/٩٩ ، ٢٠٠٥/٢٠٠٤ ، ٢٠٠٨ ، ٢٠٠٩/٢٠٠٩ على التوالي ، وهو ما يعني حدوث تحسن في مستوى توزيع الدخل .  
ع- منحى لورنز للإنفاق في إجمالي الجمهورية شبة متطابق مما يعني أنه ليس هناك تفاوت واضح في الإنفاق .

وفقا لما سبق ومقارنة مع نتائج الدراسات السابقة إتضح أن نتائج الدراسة جاءت متوافقة مع بعضها ومختلفة مع البعض الآخر، لقد إتفقت الدراسة من حيث نتائجها الخاصة بأثر فرض ضريبة المبيعات مع ما جاء بدراسة ( مرسي، ٢٠٠٧ ) من حيث إعادة توزيع الدخل لغير صالح الفقراء، في حين نجحت ضريبة المبيعات بخفض نصيب كل من شرائح الدخل المتوسطة والعليا من الدخل القومي الحقيقي وفقا لهذه الدراسة وهو مغايراً لنتائج الدراسة الحالية. بينما إختلفت الدراسة مع نتائج دراسة (مصطفى، ٢٠٠٩) فيما يتعلق بالتغيرات التي طرأت علي هيكل توزيع الدخل في مصر خلال فترة الدراسة.

### ثانياً : توصيات البحث

- ١- إعادة توزيع الدخل وجعلها في صالح الفئات أو الشرائح الفقيرة بالمجتمع، فالتركيز على النمو وتجاهل إتساع نطاق اللامساواة في الدخل قد يؤدي إلى وجود قوى تضعف الإستقرار الإجتماعي والسياسي لذا يجب الإهتمام بإعادة توزيع الدخل من خلال الأدوات الإقتصادية المختلفة.
- ٢- تدعيم دور الدولة حيث أن المساواة لا يمكن أن تتحقق في غياب هذا الدور، بل يجب تدعيم هذا الدور وتطويره بما يتناسب مع الظروف الجديدة، من خلال الآليات الفعالة لإعادة توزيع الدخل والثروة والسياسات المتعلقة بهما.
- ٣- تحسين مستوى أداء الخدمات الحكومية وخاصة في مجالات التعليم والصحة ومما يساعد الأسر على توفير ما ينفق عليها.
- ٤- تخفيض نصيب فئات الدخل العليا من الدخل القومي من خلال فرض الضرائب التصاعدية على الدخل والثروة ، وزيادة نصيب فئات الدخل الدنيا من الدخل القومي من خلال توجيه النفقات العامة نحو زيادة دخل الفقراء بشكل مباشر عن طريق الإعانات وبشكل غير مباشر من خلال إيجاد فرص عمل لهم.

### المراجع

- ١ - أحمد ، شريف محمد ، ٢٠٠٨ ، " الفقر وتوزيع الدخل بمصر ( المفهوم - الحجم - السياسات ) " ، مجلة مصر المعاصرة ، الجمعية المصرية للاقتصاد السياسي والإحصاء والتشريع ، القاهرة .
- ٢- العبدلى ، عابد بن عابد ، ٢٠٠٧ ، " محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المتساوي وتصحيح الخطأ " ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الاسلامي ، جامعة الأزهر ، العدد ٣٢ .

- ٣- العدل ، محمد رضا ، ١٩٩٣ ، " تأثير الضرائب على توزيع الدخل محاولة استكشافية لتقدير الاستقرار الضريبي في مصر " ، الاقتصاد السياسي لتوزيع الدخل في مصر ، تحرير جودة عبد الخالق ، الهيئة المصرية العامة للكتاب ، القاهرة .
- ٤- العيسوي ، إبراهيم ، ١٩٩٣ ، " التشابكات بين توزيع الدخل والنمو الاقتصادي في سياق التنمية الاقتصادية في مصر ١٩٥٢- ١٩٧٦ " ، في الاقتصاد السياسي لتوزيع الدخل في مصر ، تحرير جوده عبد الخالق ، الهيئة المصرية للكتاب ، القاهرة .
- ٥- الفارس ، عبد الرازق ، ٢٠٠١ ، " الفقر وتوزيع الدخل في الوطن العربي " ، مركز دراسات الوحدة العربية ، بيروت .
- ٦- تودا ور ، ميشيل ، بدون سنة نشر ، " التنمية الاقتصادية " ، تعريب ومراجعة محمود حسني ، محمود حامد ، دار المريخ ، الرياض .
- ٧- عطوة ، محمد محمود ، ٢٠٠١ ، " تقييم الآثار التوزيعية لتطبيق برنامج صندوق النقد الدولي على الدخل وشرائح المجتمع الأكثر فقراً في الدول النامية بالمقارنة بعدم تطبيق البرنامج مع الإشارة إلى الاقتصاد المصري " ، المجلة المصرية للدراسات التجارية ، كلية التجارة ، جامعة المنصورة ، العدد الأول ، المجلد الخامس والعشرون .
- ٨- مرسى ، حامد محمود ، ٢٠٠١ ، " قياس تطور عدالة توزيع الدخل العائلي في مصر خلال الفترة ( ١٩٥٩/٥٨ - ١٩٩٦ /٩٥ ) " ، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة ، كلية التجارة ، جامعة عين شمس ، العدد الثاني .
- ٩- مرسى ، حامد محمود ، ٢٠٠٧ ، " الضريبة العامة على المبيعات وعدالة توزيع الدخل في مصر عام ٢٠٠٤ / ٢٠٠٥ " ، مجلة مصر المعاصرة ، الجمعية المصرية للاقتصاد السياسي والإحصاء ، العدد ٤٨٨ .
- ١٠- \_\_\_\_\_ ، ١٩٨٨ ، " أثر المتغيرات المالية العامة على توزيع الدخل القومي في مصر " ، رسالة ماجستير ، كلية التجارة ، جامعة عين شمس .
- ١١- مصطفى ، ثناء عبد العزيز ، ٢٠٠٩ ، " هيكل توزيع الدخل وانعكاساته على الادخار والاستثمار في مصر ( دراسة تحليلية ) " ، رسالة زمالة في الاقتصاد ، أكاديمية السادات للعلوم الإدارية .
- ١٢- موسى ، نهلة حسن ، ٢٠١٣ ، " إعادة هيكلة العمالة كمدخل لتقليل التفاوت في توزيع الدخل بالتطبيق على مصر " ، رسالة دكتوراه ، كلية التجارة ، جامعة عين شمس .
- ١٣- نجا ، علي عبد الوهاب ، ٢٠١٠ ، " أثر سياسات التحرير والإصلاح الاقتصادي على توزيع الدخل " ، مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية ، كلية التجارة ، جامعة الإسكندرية ، مجلد ٤٧ ، العدد الثاني .
- ١٤- وردة ، علي شريف عبد الوهاب ، ٢٠٠٨ ، " دراسة العلاقة التبادلية بين الانفاق الحكومي والانفاق الخاص في المملكة العربية السعودية باستخدام السببية لجرانجر خلال الفترة (١٩٧٤- ٢٠٠٥) " ، مجلة مصر المعاصرة ، الجمعية المصرية للاقتصاد السياسي والتشريع والإحصاء ، القاهرة ، العدد ٤٩٢ .
- ١٥- Coes D ., ٢٠٠٨ , " Income distribution trends in Brazil and China: Evaluating Absolute and Relative Economic Growth" , *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. ٤٨ , PP.٣٥٩- ٣٦٩.

- ١٦- Dickey, D.A, and Fuller, W.A , ١٩٧٩ , "Distribution of the Estimators for Autoregressive time series with a unit Root", **Journal of American Statistical Association**, Vol.٧٤ , PP.٤٢٧-٤٣١.
- ١٧- Granger C.W.J , ١٩٨٦ , "Development in the study of co-integrated Economic variables", **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, Vol.٤٨, No.٣, PP.٢١٣-٢٢٨
- ١٨- Engle, R. F. and Granger, C.W.T , ١٩٨٧, "Co Integration Error Correction: Representation, Estimation and Testing", **Econometric** ٥٥, PP.٢٥١-٢٧٦.



## الملحق الإحصائي

## جدول رقم (١)

المتغيرات الرئيسية بالتحليل والنموذج في مصر خلال الفترة ( ١٩٩٠ - ٢٠١٠ )

(مليون جنيه)

| الفترة    | متوسط دخل الفرد الحقيقي | ضرائب الدخل | ضرائب المبيعات | الضرائب الجمركية |
|-----------|-------------------------|-------------|----------------|------------------|
| ١٩٩٠-١٩٩١ | ٣٨٥٠.٨                  | ٦٤٠.٦       | ٣٣٧٣           | ٣٢٦٧             |
| ١٩٩١-١٩٩٢ | ٢٩٨٠.٩٥                 | ٩٩٩٦        | ٦٣٢٤           | ٤٥٨٨             |
| ١٩٩٢-١٩٩٣ | ٢١٠٥.٠٥                 | ١١١١٤       | ٧١٩١           | ٥٠٠٩             |
| ١٩٩٣-١٩٩٤ | ٢١٣٣.٦                  | ١٢٠٠٣       | ٨٠٨٠           | ٦١٢٠             |
| ١٩٩٤-١٩٩٥ | ٢٢٢٨.٤٣                 | ١٢١٣٤       | ٩٣٣٣           | ٧٠١٧             |
| ١٩٩٥-١٩٩٦ | ٢١٤١.٥٤                 | ١٣٧٠٧       | ١٠٤٥٠          | ٧٩١١             |
| ١٩٩٦-١٩٩٧ | ٢٢٩١.٤٠                 | ١٤٥٨٩       | ١١٣٢٣          | ٨١٢٥             |
| ١٩٩٧-١٩٩٨ | ٢٢٩٣.٧٥                 | ١٥٣٠.٦      | ١٢٩٢٥          | ٨٨٨٦             |
| ١٩٩٨-١٩٩٩ | ٢٣١٧.٥٦                 | ١٦٧٤٠       | ١٨٥٨٤          | ١١٠٤٨            |
| ١٩٩٩-٢٠٠٠ | ٢٤٣٩.٧٨                 | ٢٠١٠٤       | ٢٠٠٨٥          | ٩٢٩٥             |
| ٢٠٠٠-٢٠٠١ | ٤٥٢٥.٤٤                 | ٢١٢٣٥       | ٢٠٧٩٣          | ٩١٨٤             |
| ٢٠٠١-٢٠٠٢ | ٤٥٧١.٧٣                 | ٢١٦٢٥       | ٢٠٥٨٠          | ٩٣٢٣             |
| ٢٠٠٢-٢٠٠٣ | ٤٧٨٥.٨٠                 | ٢٣١٦٧       | ٢٢٧٦٥          | ١١٣٥٤            |
| ٢٠٠٣-٢٠٠٤ | ٤٨٧٢.٠٨                 | ٢٦٩٠٣       | ٢٥٧٥٧          | ١١٩٧٠            |
| ٢٠٠٤-٢٠٠٥ | ٤٨٧٢.١٩                 | ٣١٥٧١       | ٣١٤٣٠          | ٧٧٤٤             |
| ٢٠٠٥-٢٠٠٦ | ٥٢٥٩.٧٨                 | ٤٨٢٦٨       | ٣٤٦٩٩          | ٩٦٥٤             |
| ٢٠٠٦-٢٠٠٧ | ٥٥١١.٢٣                 | ٥٨٥٣٥       | ٣٩٤٣٦          | ١٠٣٦٩            |
| ٢٠٠٧-٢٠٠٨ | ٦٠٣٩.٢٣                 | ٦٧٠٥٩       | ٤٩٧٤٧          | ١٤٠٢٠            |
| ٢٠٠٨-٢٠٠٩ | ٦٢٨٧.٧٥                 | ٧٩٠٧٣       | ٦٢٦٥٠          | ١٤٠٩١            |
| ٢٠٠٩-٢٠١٠ | ٦٧٣٧.٥٢                 | ٧٦٦١٨       | ٦٧٠٩٥          | ١٤٧٠٢            |

المصدر :

- البنك المركزي المصري ، التقرير السنوي ، أعداد مختلفة .
- بوابة معلومات مصر ، متاح على : <http://www.eip.gov.eg/nds/nds.aspx>