

(مستخرج)

رِصْدُ الْمَعَاوِرَةِ

مجلة علمية محكمة ربع سنوية

تصدرها

مجتمع المصريات للاقتصاد والسياسي الإحصاء والنشر

أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر

د. علي عبد الرؤوف عبد العاطي محمود

أستاذ الاقتصاد المساعد بمعهد أكتوبر العالي للاقتصاد



يوليو ٢٠٢٤

العدد ٥٥٥

السنة المائة وخمسة عشر

القاهرة

L'EGYPTE

CONTEMPORAINE

Revue Scientifique arbitrée .. Quart annuel

de la

société Egyptienne d'Economie Politique de Statistique

et de Législation

The impact of tax revenues on economic welfare in Egypt

Dr. Ali Abdel Raouf Abdel Aty Mahmoud

Assistant Professor of Economics at October Higher Institute of Economics



July 2024

No. 555

CXV itème Année

Le caire

أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر

د. علي عبد الرؤوف عبد العاطي محمود

أستاذ الاقتصاد المساعد بمعهد أكتوبر العالي للاقتصاد

ملخص الدراسة :

استهدفت الدراسة تقدير أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠). ومن ثم، اختبار فرضية أساسية مفادها وجود علاقة مباشرة وغير مباشرة بين الإيرادات الضريبية والرفاهية الاقتصادية في مصر، وقد استخدم مؤشر « كاكاواني » للرفاهية الاقتصادية خلال فترة الدراسة، وقد تم قياسه من جانب الباحث، كما تعتمد الدراسة في تحليل السلاسل الزمنية، ونموذج التكامل المشترك واستقصاء الأثر الديناميكي لأثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر على التكامل المشترك Co-Integration باستخدام منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach، والمبني على استخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) (The Autoregressive Distributed Lag)، وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك تأثيراً سلبياً (علاقة عكسية) لنسبة الإيراد الضريبي من الناتج المحلي الإجمالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر.

المصطلحات الدالة : الرفاهية الاقتصادية - الضرائب - مؤشر كاكاواني -

(ARDL) - الاقتصاد المصري.

The impact of tax revenues on economic welfare in Egypt

Dr. Ali Abdel Raouf Abdel Aty Mahmoud

Assistant Professor of Economics at October Higher Institute of Economics

Abstract

The study aimed to analyze and measure the impact of tax revenues on economic welfare in Egypt during the period (1990 - 2020). We then tested a basic hypothesis that there is a direct and indirect relationship between tax revenues and economic welfare in Egypt. To measure this effect, the Kakawani Index of economic welfare was measured during the period 1990-2020. The study also relied on time series analysis, the cointegration model, and a dynamic impact study. The effect of tax revenues on economic welfare in Egypt on cointegration using the bounds testing approach, which is based on the use of autoregressive distributed lag (ARDL). The study found a negative effect (inverse relationship) of the percentage of tax revenues on the economic welfare of the Egyptian citizen.

Key Words: Economic Welfare - Tax - Kakawani - (ARDL) - Egyptian Economy.

مقدمة:

تتباين الاتجاهات الفكرية حول أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية؛ حيث ترتبط عادةً إما بالظروف السائدة في الفترة الزمنية تارة، أو ترتبط بالتوجه الفكري للكاتب تارة أخرى، فمُنذ عقد التسعينيات من القرن العشرين - على وجه الخصوص - كانت العلاقة بين الضرائب والرفاهية الاقتصادية من أهم الموضوعات البحثية حول الرفاهية الاقتصادية، وذلك بسبب ما يعانيه الاقتصاد المصري من اضطرابات اقتصادية نتيجة العجز المستمر في الموازنة العامة للدولة؛ لذا لجأت الدولة إلى إعادة هيكلة المنظومة الضريبية في مصر؛ من أجل تنمية الموارد العامة، وتوسيع مصر حالها حال كافة الدول إلى تحقيق أقصى درجة أو مستوى ممكن من الرفاهية الاقتصادية.

وسوف نكتفي في هذه الدراسة بالتفسير الاقتصادي للرفاهية ومدى تأثرها بالإيرادات الضريبية؛ حيث تحظى الضرائب بدور محوري في تمويل الخزنة العامة للدولة، وهو دور لازم لتحقيق التنمية الاقتصادية، وإحداث تغيير في الأوضاع الاجتماعية، فهي أداة من أدوات السياسة المالية في مجال إعادة توزيع الدخل والثروات، وهي وسيلة فعالة في يد الدولة تستخدمها لتحقيق أهداف اقتصادية واجتماعية تفوق الغرض المالي للضريبة، ولا بد من وجود علاقة تبادلية بين دافع الضريبة والدولة، بحيث لا تؤثر زيادة الإيرادات الضريبية على مستوى الرفاهية والمنافع التي يحصل عليها المواطن المصري، ويلاحظ خلال فترة الدراسة تأثير زيادة الإيرادات الضريبية سلباً على الرفاهية الاقتصادية للمواطنين في مصر.

أولاً: مشكلة الدراسة:

مشكلة الدراسة:

تتمثل مشكلة الدراسة في تقدير أثر الإيرادات الضريبية وانعكاسها على الرفاهية الاقتصادية في مصر كمحاولة للوقوف على طبيعة العلاقة الكمية

بينهما، وفهم اتجاه الأثر بين الرفاهية الاقتصادية كمتغير تابع، والإيرادات الضريبية كمتغير مستقل في ضوء المتغيرات ذات الارتباط بمحددات الرفاهية الاقتصادية، ومنها استهلاك الأفراد النهائي ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وجمالي الدعم الحكومي ومعدل التضخم السنوي، خلال الفترة من عام 1990 والذي يعد عام تطبيق برنامج إصلاح مالي، واقتصادي يهدف إلى تحول الاقتصاد المصري من اقتصاد يهيمن عليه القطاع العام إلى اقتصاد يعتمد على آليات السوق والقطاع الخاص، وحتى عام ٢٠٢٠، وجاء اختيار عام ٢٠٢٠؛ لوجود أثر للإيرادات الضريبية ذات الارتباط بالوضع الداخلي بالرفاهية الاقتصادية في مصر، وفي ضوء ما تقدم يمكن صياغة إشكالية الدراسة في التساؤل الرئيس التالي، وهو؛ ما أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر؟

فرضية الدراسة:

استهدفت الدراسة اختبار فرضية أساسية مضادها:

(توجد علاقة عكسية بين الإيرادات الضريبية والرفاهية الاقتصادية في مصر)

أهداف الدراسة:

- تعرف الإطار النظري للضرائب والرفاهية الاقتصادية.
- تحليل السلاسل الزمنية ونموذج التكامل المشترك واستقصاء الأثر الديناميكي لأثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر.

منهجية الدراسة:

اعتمدت الدراسة على أسلوب التحليل والقياس في اختبار الفرضيات المشار إليها؛ حيث تم استخدام الأسلوب التحليلي في توضيح الرفاهية الاقتصادية من حيث المفهوم وطريقة القياس بجانب توضيح مفهوم السياسة الضريبية وتصور نسبتها من الناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال فترة الدراسة.

وفيما يتعلق بالأسلوب القياسي، فقد تم تقدير نموذج لقياس أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر؛ حيث تم قياس مؤشر كاكوانى "للرفاهية الاقتصادية خلال الفترة (2020-1990)، كما تعتمد الدراسة في تحليل السلاسل الزمنية ونموذج التكامل المشترك واستقصاء الأثر الديناميكي لهذا الأثر على التكامل المشترك Co-Integration باستخدام منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach، والمبني على استخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag ((ARDL).

الدراسات السابقة:

يوجد بعض الدراسات ذات الصلة بمحاور الدراسة؛ سواء بطريق مباشر أو غير مباشر، ويمكن توضيح أهمها كما يأتي:

هدفت دراسة العشماوى (2004): إلى قياس أثر الاقطاعات الجبائية على الرفاهية، فرض اقتطاعات لن يؤدي إلى تحميل المستهلكين تكلفة مالية جديدة فحسب، ولكنه يدفعهم إلى تغيير سلوكهم وقراراتهم الشرائية؛ لأنهم سيميلون إلى خفض معدلات استهلاكهم للسلع التي تم فرض ضرائب جديدة عليها، الأمر الذي يكون له تأثير مباشر على درجة رفاهية المستهلكين لاعتبار أن استهلاك الأفراد النهائي هو أفضل مقياس لمدى التعبير عن الرفاهية.

وتشير دراسة (Saeed, 2012) إلى قياس أثر إيراد ضريبة القيمة المضافة في رومانيا، وقد توصلت إلى إثبات دور ضريبة القيمة المضافة في زيادة الإيرادات الضريبية والتي مكنتها من زيادة الناتج المحلي الإجمالي، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية ما بين حجم الإيرادات الضريبية والناتج المحلي الإجمالي.

وهدفت دراسة عودة (2014) إلى تعرف آثار سياسة الدعم الحكومي، وهل أنها قادرة على إعادة توزيع الدخل لصالح أصحاب الدخل المحدودة؟ ومن جانب آخر هل الدعم الحكومي له إسهام في تحقيق الرفاهية الاقتصادية في المجتمع

العراقي؟ وتوصّلت الدراسة إلى أن الرفاهية الاقتصادية في الاقتصاد العراقي لا يمكن أن تُقاس إلا بالجمع بين "معامل جيني" ومتوسط دخل الفرد، وإن وصل مستوى الرفاهية الاقتصادية في العراق إلى مستوى مرتفع، إلا أن هذا لا يعني أن المواطن مرفّه من جميع الجوانب، بل مرفّه من ناحية الاستهلاك التي ترتبط بالتطوّرات الحاصلة في الدخل النقدي ووصول الدعم لمستحقّيه، وقد يُؤثر الدعم الحكومي سلباً على الرفاهية الاقتصادية في حالة وجود فساد وعدم استفادة محدودي الدخل والمستحقين من الدعم بجانب زيادة الأعباء على الموازنة العامة للدولة.

وتسعى دراسة يوسف (2019): إلى قياس أثر ضريبة القيمة المضافة على الرفاهية الاقتصادية في مصر عن طريق العلاقة بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وبين التضخم والضرائب ومؤشر كاكواتي للرفاهية الاقتصادية، وتوصّلت الدراسة إلى وجود تأثير متبادل بين الإيرادات الضريبية وبين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، فمع ارتفاع حصة الضريبة من المتوقع أن ترتفع الأنشطة المنتجة وبالتالي ارتفاع مستويات الدخل للأفراد، أيضاً مع ارتفاع مستويات الدخل من المتوقع أن ترتفع الإيرادات الضريبية، كما إن هناك تأثيراً سلبياً للضرائب على مؤشر كاكواتي للرفاهية الاقتصادي، كما توصّلت إلى تراجع رفاهية المواطن المصري بشكل متزايد، خاصّة مع ارتفاع معدلات التضخم نتيجة ارتفاع الأسعار.

وهدفت دراسة رفاعي (2023): إلى توضيح محددات الرفاهية الاقتصادية في مصر وذلك بحساب مؤشر الرفاهية الاقتصادية وتحديد مستوى الصحة ومستوى التشغيل ومعدل التضخم والاستثمار المحلي والاستثمار الأجنبي المباشر كمحددات رئيسية بناءً على نتائج الانحدار التدريجي لتحديد أفضل توصيف لنموذج الانحدار، وقد توصّلت الدراسة إلى أن المحددات التالية: مستوى التشغيل ومعدل التضخم والاستثمار المحلي، ترتبط بشكل طردي مع مؤشر الرفاهية الاقتصادية، في حين يرتبط معدل وفيات الرضع والاستثمار الأجنبي المباشر بشكل عكسي بمستوى الرفاهية.

ثانياً: الرفاهية الاقتصادية (المفهوم - قياس الرفاهية الاقتصادية):

يتم تعريف الرفاهية الاقتصادية على أنها: «مقدار المنفعة والسعادة التي تمكن وتساعد الفرد على الشعور بالرضا والاكتفاء والإشباع من استهلاك مجموعة من السلع والخدمات التي تؤدي إلى إشباع رغباته المتنوعة والمتزايدة». حسين (2010).

وبالتالي فإن نقطة الارتكاز في الرفاهية الاقتصادية هي "المستوى المعيشي" الذي من شأنه أن يضمن تحقيق السعادة للفرد والمجتمع في ظل توزيع عادل للدخل؛ حيث إن الرفاهية تستند إلى المنفعة الخاصة والعامّة، وهكذا نجد أن مستوى الرفاهية يختلف من بلد إلى آخر وفق مستوى المعيشة العام من جهة، والنظام الاجتماعي السائد من جهة أخرى، بل إنه يتفاوت في الوقت نفسه في داخل البلد الواحد من منطقة إلى أخرى، طبقاً لنوع النشاط الاقتصادي من زراعة أو صناعة أو تجارة. (Lawrence A. (2000

وتعتبر الغاية الرئيسة للتنمية الاقتصادية في مختلف دول العالم؛ سواء النامي أم المتقدم هي رفع مستوى الرفاهية الاقتصادية، وهذا لن يحدث إلا إذا تم توزيع ثمار هذه التنمية على أفراد المجتمع، مما يؤدي إلى ارتفاع مستوى المعيشة لهم، ومن ثم ارتفاع مستوى الرضا الاجتماعي في الدولة، فارتفاع مستوى الرفاهية الاقتصادية يمد الأفراد بنوع من الشعور من الرضا والاكتفاء والإشباع من استهلاك مجموعة من السلع والخدمات. يوسف (2019).

وقد عرّف بيجو الرفاهية الاقتصادية بأنها: ذلك الجزء من الرفاهية الاجتماعية؛ سواء أكان ذلك قابلاً للقياس أم لا، ووفقاً لتعريف بيجو فإن الرفاهية الاقتصادية تقوم على ركيزتين أساسيتين، وهما حجم الدخل القومي والكيفية التي يتم بها توزيع الدخل القومي، بينما ذهبت بعض الدراسات إلى أن الرفاهية الاقتصادية تُعبّر عن المستوى من الإشباع للحاجات الأساسية للفرد من مأكّل وملبس ومسكن؛ بحيث توفر حياة اجتماعية ملائمة مثل الخدمات التعليمية والصحية والثقافية، ومع تعدد المقاييس التي تُستخدم في قياس الرفاهية

الاقتصادية منها مقياس الأمتلية لباريتو، يشير هذا المؤشر إلى أن الرفاهية لا يمكن الوصول إليها إلا من خلال زيادة متوسط دخل الفرد، وأن النمو الاقتصادي يجب أن يتجاوز معدلات النمو السكاني، فضلاً عن منحى لورنز القائم على فكرة العلاقة بين التراكم النسبي للأسر والدخول والإنفاق. بنى خالد (2019).

بالإضافة إلى معامل جيني Gini Coefficient، وهو من المؤشرات المهمة والمعتمدة في قياس رفاهية الدخل وعدالة توزيعه، ويتميز عن سابقه بأنه يوضح درجة الرفاهية رقمياً وليس بصورة بيانية، ويعتمد هذا المعامل في فكرته على منحى لورنز؛ حيث إنه يساوي المسافة المحصورة بين منحى لورنز وخط التساوي مقسوماً على المساحة تحت خط التساوي. وبهذا فإن قيمة معامل جيني تنحصر ما بين (الصفر) في حالة التوزيع المتساوي؛ أي: عند وجود عدالة تامة في توزيع الدخل أو بلوغ المستوى الأمثل للرفاهية والواحد (في حالة سوء التوزيع التام؛ أي: عندما تذهب الدخول كافة إلى وحدة واحدة فقط؛ أي: تدهور مستوى الرفاهية، وكلما ارتفعت قيمة معامل جيني دل ذلك على وجود تفاوت كبير في توزيع الدخل؛ أي: كلما كانت هذه القيمة أصغر دل ذلك على أن التباين في توزيع الدخل أقل، والعكس صحيح، بالإضافة إلى معامل أناند - سن ومعامل " تايل"، ومعامل " كوزنتس"، وقد اهتمت الدراسة بتطبيق مقياس " كاكواني"، والذي يقوم بتقدير مستوى الرفاهية باستخدام معامل جيني باستخدام صيغتين: الصيغة الأولى: $WS1 = M(1 - G)$ ، والصيغة الثانية: $WS2 = M/(1 + G)$.

حيث إن :

$WS2, WS1$: مستوى الرفاهية.

M : متوسط الدخل أو الإنفاق للفرد أو الأسرة في المجتمع.

G : قيمة معامل جيني للتفاوت في توزيع الدخل أو الإنفاق في ذلك المجتمع.

وفيما يخص الصيغة الأولى فإنها تعد أكثر استجابة للتغيرات الحاصلة في متوسط الدخل أو الإنفاق إذا كانت قيمة معامل جيني أقل من (0.5)، ويكون

النموذج أقل استجابة للتغيرات الحاصلة في متوسط الدخل أو الإنفاق عندما تكون قيمة معامل جيني أكبر من (0.5).

أما بالنسبة للصيغة الثانية فإنها أكثر استجابة للتغيرات الحاصلة في متوسط الدخل أو الإنفاق، مقارنة باستجابة التغيرات التي تحدث في قيم معامل جيني، وعند كل القيم الأخيرة، ويمكن القول: بأن مستوى الرفاهية المتحصّل عليه من تقديرات الصيغة الأولى يبلغ صفراً عندما تصل قيمة معامل جيني حدّها الأقصى، وهو الواحد الصحيح. بتعبير آخر يمكن القول: بأن مستوى الرفاهية في مجتمع ما تتدنى لحد الصفر عندما يصل التوازن أسوأ حالاته، بحيث يؤوّل كل دخل المجتمع إلى فرد واحد من المجتمع نفسه، في حين أنّ مستوى الرفاهية لا يتدنى لأقل من نصف متوسط الدخل أو الإنفاق في مجتمع معين حتى لو بلغت قيمة معامل جيني حدّها الأقصى في المجتمع نفسه على وفق الصيغة الثانية. رفاعي (2023).

ووفقاً لهذا المعامل، فإن مستوى الرفاهية يتماشي طردياً مع معامل جيني، فعندما يكون معامل جيني مساوياً للواحد الصحيح - أي: لا توجد عدالة في توزيع الدخل - فإن مستوى الرفاهية يقترب من الصفر، والعكس صحيح.

وتتحقق القيم المتطرفة لمعامل "كاكواتي" إذا كان:

$W S1 = 0$ صفراً إذا كانت قيمة معامل (جيني) مساوية للواحد الصحيح؛ أي: لا توجد مساواة في توزيع الدخل.

$M = W S1$ إذا كانت قيمة معامل (جيني) مساوية للصفر؛ أي: توجد مساواة كاملة في توزيع الدخل.

إذا كانت $W S1 > 500$ فإنه يشير إلى مستوى متدنٍ من الرفاهية.

$W S1 >> 800$ فإن المستوى يكون متوسطاً، ويوضح الجدول رقم (١) نتائج تطبيق هذا المعامل على مصر.

جدول رقم (١) قياس معامل "كاكاواتي" باستخدام مؤشر $WSI = M(1-G)$

السنة	معامل جيني (G)	متوسط دخل الفرد بالجنيه المصري (M)	$WSI = M(1-G)$ مؤشر كاكاواتي	مستوى الرفاهية
1990	0.32	484.6370904	329.6	متدن
1991	0.310	203.2810399	140.3	متدن
1992	0.310	210.0478334	144.9	متدن
1993	0.310	226.3462068	156.2	متدن
1994	0.310	244.2205035	168.5	متدن
1995	0.301	276.3813593	193.2	متدن
1996	0.310	304.1406891	209.9	متدن
1997	0.310	345.4975427	238.4	متدن
1998	0.310	365.8068366	252.4	متدن
1999	0.328	382.1735336	256.8	متدن
2000	0.310	402.8916147	278.0	متدن
2001	0.310	334.0288241	230.5	متدن
2002	0.310	254.3593744	175.5	متدن
2003	0.310	180.6460075	124.6	متدن
2004	0.318	164.0113376	111.9	متدن
2005	0.310	196.0785846	135.3	متدن
2006	0.310	232.3915364	160.4	متدن
2007	0.310	281.5174676	194.2	متدن
2008	0.311	357.4597281	246.3	متدن
2009	0.310	398.9894271	275.3	متدن
2010	0.302	446.4243182	311.6	متدن

2011	0.310	445.9294438	307.7	مُتَدَنَّ
2012	0.283	505.1363873	362.2	مُتَوَسِّط
2013	0.310	449.5989395	310.2	مُتَدَنَّ
2014	0.310	451.6866613	311.7	مُتَدَنَّ
2015	0.318	438.2094972	298.9	مُتَدَنَّ
2016	0.310	332.3171344	229.3	مُتَدَنَّ
2017	0.315	137.2114543	94.0	مُتَدَنَّ
2018	0.310	142.4640459	98.3	مُتَدَنَّ
2019	0.319	179.913754	122.5	مُتَدَنَّ

المصدر: تم حساب معامل "كاكاواتي" بواسطة الباحث طبقاً للبيانات الواردة في World Bank "World Bank Indicators" Several Years، ومعامل (جيني) وفقاً لتقديرات البنك الدولي، سلسلة نشرات World development Indicators، ومتوسط دخل الفرد بالجنيه المصري تم حسابه بواسطة الباحث بناء على بيانات متوسط دخل الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالدولار، وتمت قسمتها على سعر الصرف لتحويله لجنيه المصري خلال فترة الدراسة.

وعلى الرغم من أهمية الدور الذي تقوم به الضرائب العامة والإيرادات المتولدة منها في تنمية الموارد التمويلية للدولة اللازمة لتحريك النمو الاقتصادي وتوفير السلع والخدمات الأساسية في دولة نامية كمصر، فقد انعكست زيادة الأعباء الضريبية سلباً على رفاهية المواطنين المصريين ذوي الدخول المتوسطة والمنخفضة؛ لذا كان لابد من البحث عن قياس أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر.

ثالثاً: السياسة الضريبية:

تعد السياسة الضريبية من أهم أدوات السياسة الاقتصادية، التي تستخدمها الدولة لتحقيق أهدافها الاقتصادية والاجتماعية والسياسية أيضاً، وتختلف أهدافها في الدول المتقدمة عن نظيرتها النامية، وهذا الاختلاف يعزى إلى

طَبِيعَةُ الْمَشْكِلةِ الْاِقْتِصَادِيَّةِ لَدَى كُلِّ مِنْهُمَا، وَيَأْتِي فِي مُقَدِّمَةِ مَا تَصْبُو إِلَيْهِ تِلْكَ السِّيَاسَةُ تَحْقِيقَ الْعَدَالَةِ الضَّرْبِيَّةِ وَرَفْعَ مَسْتَوَى الرَّفَاهِيَّةِ الْاِقْتِصَادِيَّةِ لِلْمُجْتَمَعِ، وَكَذَلِكَ تَرْتَبِطُ السِّيَاسَةُ الضَّرْبِيَّةُ بِمُحَدِّدَاتٍ وَعَوَامِلٍ اِقْتِصَادِيَّةٍ وَاجْتِمَاعِيَّةٍ وَسِيَاسِيَّةٍ تَوْثِرُ فِيهَا وَتَتَأَثَّرُ بِهَا؛ سِوَاكَ أَنْتَ هَذِهِ الْعَوَامِلُ مَحَلِّيَّةٌ أَمْ عَالِمِيَّةٌ، وَتُعَدُّ الضَّرَائِبُ عَامِلًا أَسَاسِيًّا فِي تَحْدِيدِ قُدْرَةِ الدَّوْلَةِ عَلَى إِدَارَةِ النِّشَاطِ الْاِقْتِصَادِيِّ وَتَحْقِيقِ أَهْدَافِ خُطِّ التَّنْمِيَةِ الْاِقْتِصَادِيَّةِ وَالْعَدَالَةِ الْاجْتِمَاعِيَّةِ بَيْنَ مُخْتَلَفِ الْفِئَاتِ وَالشَّرَائِحِ دَاخِلِ الْمُجْتَمَعِ؛ بِحَيْثُ يَتَحَمَّلُ الضَّرْدُ مَا يَخُصُّهُ مِنْ أَعْبَاءٍ عَامَّةٍ بِمَا يَتَنَاسَبُ مَعَ مَقْدَرَتِهِ التَّكْلِيفِيَّةِ، دُونَ إِخْلَالِ الْبَالْتَوَازِ الْحَتْمِيِّ بَيْنَ الْمَصْلَحَةِ الْفَرْدِيَّةِ وَالْمَصْلَحَةِ الْعَامَّةِ. محمد (2022).

3-1 مفهوم السِّيَاسَةِ الضَّرْبِيَّةِ:

تَتَمَثَّلُ الضَّرَائِبُ فِي الْمَبَالِغِ التَّقْدِيَّةِ الَّتِي تَسْتَقْطَعُهَا الدَّوْلَةُ إِجْبَارًا وَبِصِفَةِ نِهَائِيَّةٍ مِنَ الْأَشْخَاصِ، سِوَاكَ أَنْوَاعٍ طَبِيعِيِّينَ أَمْ اِعْتِبَارِيِّينَ؛ بِغِيَةِ تَمْوِيلِ مَا تَقُومُ بِهِ مِنْ اِنْفَاقِ عَامٍ وَبِلَا مُقَابِلٍ مُحَدَّدٍ يَحْصُلُ عَلَيْهِ هُوَ لِأَشْخَاصٍ، وَبِغَضِّ النَّظَرِ عَنِ اسْتِفَادَتِهِمْ مِنْ عَدَمِهَا مِنَ الْخِدْمَاتِ الْعَامَّةِ الَّتِي تَقُومُ بِهَا الدَّوْلَةُ وَعَنْ دَرَجَةِ اسْتِفَادَتِهِمْ مِنْ هَذِهِ الْخِدْمَاتِ، وَتَفْرُضُ تَحْقِيقًا لِأَغْرَاضٍ مَالِيَّةٍ أَوْ سِيَاسِيَّةٍ أَوْ اِقْتِصَادِيَّةٍ أَوْ اِجْتِمَاعِيَّةٍ. وَبِهَذَا التَّعْرِيفِ تَحْمَلُ الضَّرْبِيَّةُ أَرْكَانًا تَمَيِّزُهَا عَنْ غَيْرِهَا مِنْ صُورِ الْإِيرَادَاتِ الْعَامَّةِ، وَمِنْهَا: الْاِقْتِطَاعُ الْمَالِي، وَالِدَّفْعُ الْجَبْرِيُّ، وَعَدَمُ النَّظَرِ إِلَى الْمَنْفَعَةِ الَّتِي تَعُودُ عَلَى مَنْ تَقَعُ عَلَيْهِمْ، وَتَدْفَعُ بِصِفَةِ نِهَائِيَّةٍ، وَتَهْدَفُ إِلَى تَمْوِيلِ الْاِنْفِقَاتِ الْعَامَّةِ وَتَمَكِينِ الدَّوْلَةِ مِنْ إِشْبَاعِ الْحَاجَاتِ الْعَامَّةِ وَتَحْقِيقِ الْمَنْفَعَةِ الْعَامَّةِ، وَتَتَكُونُ السِّيَاسَةُ الضَّرْبِيَّةُ مِنْ عُنْصُرَيْنِ: الْعُنْصُرُ الْأَوَّلُ؛ هُوَ الْأَهْدَافُ الَّتِي تَسْعَى السِّيَاسَةُ الضَّرْبِيَّةُ لِتَحْقِيقِهَا اِقْتِصَادِيًّا وَمَالِيًّا وَاجْتِمَاعِيًّا وَسِيَاسِيًّا، وَالْعُنْصُرُ الثَّانِي؛ هُوَ الْوَسَائِلُ وَالْأَسَالِبُ لِتَحْقِيقِ هَذِهِ الْأَهْدَافِ. مَسِيْمِي (2006).

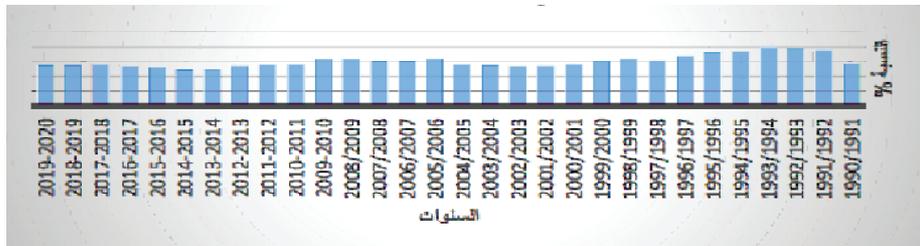
3-2 هيكل النِّظَامِ الضَّرْبِيِّ:

تَمَّ إِجْرَاءُ الْعَدِيدِ مِنَ التَّغْيِيرَاتِ عَلَى الْقَوَانِينِ فِي مِصْرَ عَلَى مَدَارِ السَّنَوَاتِ الْقَلِيلَةِ الْمَاضِيَّةِ وَبِالْأَخْصِ فِي الْفَتْرَةِ مِنْ (٢٠١٥-٢٠٢٠)؛ بِأَهْدَفِ إِعَادَةِ تَشْكِيلِ النِّظَامِ

الضريبي، وهذا مهم في ضوء التغيرات الحيوية التي شهدتها مجال الضرائب على المستوى العالمي؛ نتيجة للتقلبات الدراماتيكية والمستمرة في الاقتصاد العالمي، وينقسم الهيكل الأساسي لنظام الضريبي المصري إلى عدة أنواع من الضرائب، في مقدمتها الضريبة على الدخل، والتي تشمل كلاً من الضريبة على دخل الأشخاص الطبيعيين والضريبة على أرباح الأشخاص الاعتبارية والضريبة المستقطعة من المنبع. (Katharina Kubik, 2020)

وثانيها: الضريبة على الاستهلاك، والتي تشمل الضريبة على المبيعات أو الضريبة على القيمة المضافة والتي تفرض على السلع والخدمات، وكذلك الضريبة التي تفرض على سلع الجدول ذات القانون، وكذلك الضريبة على التبغ، ويضاف إلى ذلك الجمارك والضريبة العقارية والرسوم والضريبة على الدمغة. وقد كانت الرؤية التي اعتمد عليها الإصلاح الضريبي في عام 2005 هي تحول هيكل النظام الضريبي لصالح الضرائب غير المباشرة، والتي تتميز بسهولة فرضها وتحصيلها، ويمكن توضيح التطور في قيمة الإيرادات الضريبية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي في الشكل رقم (١) من خلال الفترة (1990-2020).

شكل رقم (1) نسبة الإيرادات الضريبية إلى الناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال الفترة (1990-2020)



المصدر: إعداد الباحث اعتماداً على بيانات وزارة المالية المصرية.

ويلاحظ من الشكل رقم (١) تطور نسبة الإيرادات الضريبية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي من خلال الفترة (1990-2020)؛ حيث بلغ متوسطها طوال فترة الدراسة بنسبة 15.11%، بحد أدنى بنسبة 12.2% عام 2013/2014،

وذلك بسبب فترة من عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي بعد ثورة 30 يونيو 2013 وأقصى نسبة ٢٠% عام 1993/1994، وذلك بسبب برنامج الإصلاح الاقتصادي والمالي منذ بداية التسعينيات وزيادة مساهمة القطاع الخاص في النشاط الاقتصادي.

رابعاً: نموذج قياس أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر:

اعتمدت الدراسة في تحليل السلاسل الزمنية ونموذج التكامل المشترك واستقصاء الأثر الديناميكي لأثر الضرائب على الرفاهية الاقتصادية في مصر، على التكامل المشترك Co-Integration باستخدام منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach، والمبني على استخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (The Autoregressive Distributed Lag (ARDL)، وذلك من خلال الخطوات التالية (خليفة، 2015):

- توصيف نموذج الدراسة والمتغيرات المستخدمة.
- فحص سكون بيانات السلاسل الزمنية (Stationary)، وتحديد درجة تكاملها، وذلك باستخدام اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) (ديكي - فولر الموسع) (Augmented Dicky - Fuller (ADF (P - Perron).
- اختبار التكامل المشترك Co-Integration باستخدام منهج ARDL لاختبار فرضية العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.
- نتائج تقدير أثر الإيرادات الضريبية على الرفاهية الاقتصادية في مصر.
- التحقق من جودة النموذج وخلوه من مشاكل القياس، وذلك من خلال الاختبارات الاستكشافية Diagnostic Tests.

ويمكن تناول هذه الخطوات بشيء من التفصيل كما يأتي:

توصيف نموذج الدراسة والمتغيرات المستخدمة:

وهنا نناقش بناء نموذج الدراسة مع إستراتيجية التقدير، وتحديد أهم المتغيرات التي استخدمت لتفسير بناء النموذج وتوصيف المتغيرات من واقع الدراسات التطبيقية السابق عرضها.

وقد اعتمدت الدراسة على مجموعة من المتغيرات والتي تأتي من قواعد بيانات متعددة، ومنها مؤشرات التنمية العالمية من قاعدة بيانات البنك الدولي^(١)، والبنك المركزي المصري^(٢). فبالنسبة للمتغير التابع وهو مؤشر الرفاهية الاقتصادية؛ فقد عبّرت عنه الدراسة باستخدام مؤشر كاكاواني، أمّا بالنسبة للمتغير المستقل الرئيس فهو إجمالي الإيرادات الضريبية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. مع الاستعانة بمجموعة من المتغيرات المساعدة متمثلة في معدل النمو السنوي لاستهلاك الأفراد النهائيين والذي يُعبّر عن (النسبة المئوية للنمو السنوي لنفقات الاستهلاك النهائي للأسر المعيشية على أساس سعر ثابت للعملة المحلية. وتستند الإجماليات إلى السعر الثابت للدولار الأمريكي عام ٢٠١٠).

ونفقات الاستهلاك النهائي للأسر المعيشية (الاستهلاك الخاص سابقاً) هي القيمة السوقية لكافة السلع والخدمات، شاملة المنتجات المعمرة (كالسيارات، والغسالات، وأجهزة الحاسوب المنزلية)، التي تشتريها الأسر المعيشية. وهي لا تتضمن مشتريات المساكن، لكنها تشمل قيمة إيجارية تقديرية للمنازل التي يسكنها مالكوها. وتشمل أيضاً المدفوعات والرسوم المدفوعة للحكومة للحصول على التصاريح والرخص. وتشمل نفقات استهلاك الأسر المعيشية هنا نفقات المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية، حتى في حالة الإبلاغ عنها بصورة مستقلة من جانب البلد المعني، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالعملة المحلية، معدل التضخم السنوي، وأخيراً إجمالي الدعم بالعملة المحلية. وفي ضوء تلك المسارات السابق توضيحها يمكن صياغة نموذج

(1) [World Development Indicators | Databank \(worldbank.org\)](http://WorldDevelopmentIndicators|Databank(worldbank.org))

(2) [Time Series \(cbe.org.eg\)](http://TimeSeries(cbe.org.eg))

السلاسل الزمنية لدراسة هذا التأثير باستخدام المتغيرات بالجدول التالي:

جدول رقم (2)

متغيرات الدراسة والرموز المستخدمة في التعبير عنها

الرمز المستخدم	اسم المتغير	
WS	الرفاهية (وتم قياسها باستخدام مؤشر كاكاواني)	المتغير التابع
TAX	إيرادات ضريبية (% من إجمالي الناتج المحلي)	المتغيرات المستقلة
CONS	استهلاك الأفراد النهائي (% النمو السنوي)	
GDPPC	متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالجنيه المصري	
SUB	إجمالي الدعم (القيم بالمليار جنيه)	
INF	معدل التضخم	

وعليه يمكن صياغة نموذج الدراسة في شكل خطي على النحو التالي:

$$WS_t = \beta_0 + \beta_1 TAX_t + \beta_2 DEP_t + \beta_3 CONS_t + \beta_4 GDPPC_t + \beta_5 SUB_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ولمعرفة طبيعة وخصائص متغيرات نموذج الدراسة؛ فقد تم استخدام الإحصاءات الوصفية الملائمة مثل الوسط الحسابي الذي يُعدُّ أحد مقاييس النزعة المركزية، والانحراف المعياري الذي يُمثل أحد مقاييس التشتت، والحد الأدنى والحد الأقصى، هذا بالإضافة إلى الأشكال البيانية. كما يتضح من الجدول رقم (3)، والشكل رقم (2) التاليين:

جدول رقم (3)

التوصيف الإحصائي لمتغيرات الدراسة

Descriptive summary statistics

Unit	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Jarque-Bera
Dependent Variable,						
Index	33	14274	19344	792	82302	2.11***
Independent Variable,						
(annual %)	32	14.60	1.96	12.02	19.05	0.84
(annual %)	31	4.19	1.52	1.14	7.36	0.08
(annual %)	33	305	109	137	505	0.22
Value	33	71.75	75.02	3.10	222	0.54
(annual %)	33	9.99	5.88	2.27	29.51	1.12***

Note: Obs denotes Observation, Std. Dev. is standard deviation, min and max are minimum and maximum respectively

Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively.

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج E-Views 13

مصنوفة الارتباط:

وبالانتقال إلى الجدول (4) فهو يوضح تحليل الارتباط من الدرجة الصفرية بين متغيرات نموذج الدراسة. وذلك باستخدام الارتباطات ثنائية المتغير (Bivariate correlations). وهذه الارتباطات ثنائية المتغيرات تسمح لنا بالتحقق الأولي من العلاقات المفترضة، ويمكن تلخيص النتائج الواردة بالجدول كما يأتي:

جدول رقم (4)

مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة

Correlation matrix between study variables

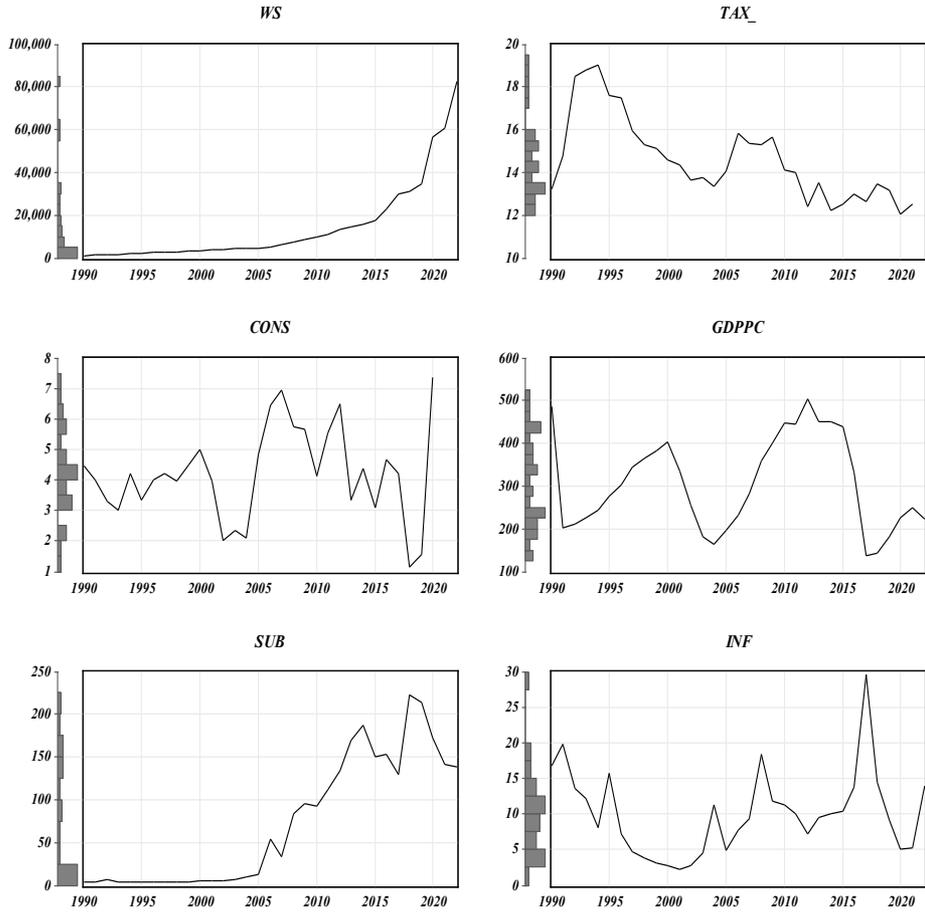
1.00					
-0.58 ***	1.00				
0.08	-0.04	1.00			
-0.19	-0.20	0.38	1.00		
0.82	-0.61	0.00	0.12	1.00	
0.17	-0.03	-0.07	-0.20	0.24	1.00

Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively.

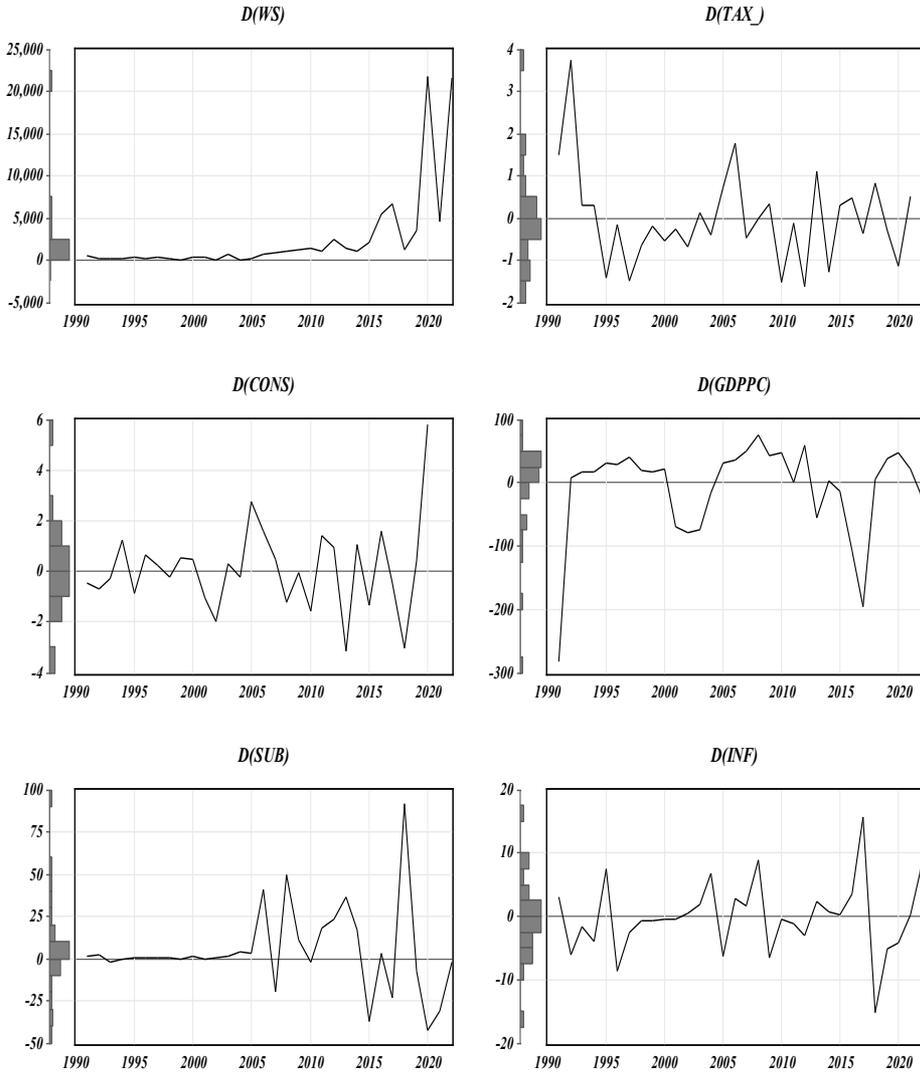
المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج E-Views 13

ويلاحظ من الجدول السابق أن ارتباط عوائد الضرائب بالرفاهية الاقتصادية جاء عكسياً ودالاً إحصائياً، ويُعادل (-0,58)، بينما يُوضح عدم معنوية معاملات الارتباط بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وبالنسبة لمعاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة مع بعضها البعض، فقد جاءت هذه المعاملات ضعيفة وغير دالة إحصائياً، وهو أمر يُشير إلى احتمال عدم وجود مشكلة الأزواج الخطي (Multicollinearity).

شكل رقم (2) متغيرات الدراسة عند المستوى



شكل رقم (3)
متغيرات الدراسة عند الفرق الأول



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج E-Views 13

اختبار جذر الوحدة Unit Root Test لبحث سكون Stationary المتغيرات:

تتمثل الخطوة الأولى في التحليل القياسي في التحقق من سكون السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكامل كل سلسلة في النموذج، حيث إنه على سبيل المثال إذا كان لدينا سلسلتان زمنيتان (Y_t, X_t) غير ساكنتين، وتم استخدامهما في تقدير معادلة انحدار، فإن الانحدار الذي نحصل عليه في هذه الحالة يكون انحداراً زائفاً Spurious Regression أي: لا معنى له.

ومن المؤشرات الأولية التي تدل على أن الانحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية زائف: ارتفاع قيمة معامل التحديد R^2 ، وارتفاع المعنوية الإحصائية للمعاملات المقدرة بدرجة كبيرة، إلا أن ذلك يكون مصحوباً بوجود مشكلة الارتباط التسلسلي الذاتي بين الأخطاء Serial Autocorrelation يظهر في قيمة معامل دربن واتسون DW، ويرجع ذلك إلى أن بيانات السلسلة الزمنية غالباً ما يوجد بها عامل اتجاه trend، والذي يعكس ظروفًا معينة تؤثر على جميع المتغيرات؛ فتجعلها تتغير في الاتجاه نفسه، بالرغم من وجود علاقة حقيقية تربط بينهما، ويشير الارتباط التسلسلي بين سلسلة البواقي في تحليل الانحدار - في هذه الحالة - إلى سوء تخصيص النموذج ووجود مشكلة الانحدار الزائف، ولذا لا يمكن الاعتماد عليه في تفسير الظواهر أو التنبؤ بها.

وتعتبر بيانات السلاسل الزمنية Time Series Data من أهم أنواع البيانات التي تُستخدم في الدراسات التطبيقية، خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار لتقدير العلاقات الاقتصادية، وتفترض مثل هذه الدراسات أن السلاسل الزمنية المستخدمة تكون ساكنة Stationary، وصفة السكون هذه تتحدد بتوافر بعض الخصائص الإحصائية^(١) (عطية، 2014).

إن طريقة تقدير نموذج انحدار المربعات الصغرى العادية OLS تقوم على افتراض أن المتوسط والتباين Variance لكل المتغيرات المستخدمة ثابتة على مرّ

(١) الخصائص الإحصائية لسكون السلاسل الزمنية:

ثبات المتوسط عبر الزمن

ثبات التباين عبر الزمن

اعتماد التغيرات الذاتية بين أي قيمتين بنفس المتغير في النقطتين الزميتين t و $t+k$ على طول الفجوة الزمنية بين هاتين النقطتين، أي: الفرق بينهما (k) وليس على $t+k$ ، ويُعبر عن التغيرات بين القيميتين Y_t ، كما يأتي:

الزمن (أي: ساكنة). لذلك فالمتغيرات غير الساكنة (أي: التي تحتوي على جذر الوحدة) عند دمجها في تقدير معادلة الانحدار باستخدام طريقة OLS سوف تُعطي انحدارًا زائفًا، بدلاً من ذلك، إذا كانت المتغيرات غير ساكنة فإن تقدير العلاقة طويلة الأجل بين تلك المتغيرات ينبغي أن يستند على أسلوب التكامل المشترك. منذ ذلك الحين وأصبح اختبار جذر الوحدة شرطًا مسبقًا للتحليل القياسي للسلاسل الزمنية المختلفة. حيث تعتمد اختيار طريقة التقدير المناسبة على نتائج اختبارات السكون (عطية، 2014).

تحديد النموذج المناسب لاختبار (ADF): ويُمكن أن يتم هذا الاختبار في ثلاث حالات بديلة (Damodar N, 2004):

أن تحتوي المعادلة على حد ثابت فقط.

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

أن تحتوي المعادلة على حد ثابت واتجاه زمني.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

ألا تحتوي السلسلة الزمنية على حد ثابت أو اتجاه زمني (Non)

$$\diamond \Delta Y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

حيث يُشير Δ إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية (y_t) التي نرغب في اختبار سكونها، t تشير إلى time trend، k تشير إلى عدد فترات الإبطاء μ ، تمثل المقدار الثابت، ϵ_t تمثل white noise. ويتم اختبار فرض العدم بأن المعلمة $\delta = 0$ أي: H_0 : يوجد جذر الوحدة (السلسلة غير ساكنة) (Non-stationary)، في المقابل نجد الفرض البديل $H_1: \delta < 0$ أن السلسلة ساكنة (Stationary).

ومن أهم وأشهر الطرق المستخدمة لاختبار السكون، وكما هو مبين في اختبائي (Dickey & Fuller, 1979; Phillips & Perron, 1988) ديكي - فولدر الموسع (Augmented Dickey-Fuller (ADF) وفيليبس - بيرون (Phillips-Perron (P)، كما تم الاعتماد على معيار SC من أجل تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة لمعادلة الاختبار.

ويلاحظ أن من أهم مميزات اختبار ADF إضافة عدد مناسب من فترات الإبطاء $(\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-1})$ للتخلص من مشكلة الارتباط التسلسلي الذاتي بين الأخطاء (Serial Autocorrelation)، وبالتالي يصبح حد الخطأ (u_t) غير مرتبط ذاتيًا ويتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين (σ_u^2) ، ويطلق عليه في هذه الحالة (White noise).

وتتمثل فروض اختبار جذر الوحدة فيما يأتي:

الفرض العدمي H_0 : السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة له جذر الوحدة، بمعنى: أن السلسلة الزمنية تعاني من عدم السكون (Non – Stationary).

الفرض العدمي H_1 : السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة ليس له جذر الوحدة، بمعنى: أن السلسلة الزمنية ساكنة (Stationary).

جدول رقم (5)

اختبار جذر الوحدة للسكون ADF - PP Unit root test results

UNIT ROOT TEST TABLE (P - P)							
At Level							
		WS	TAX_	CONS	GDPPC	SUB	INF
C	t-Stat	10.14	-1.76	-3.08	-2.73	-0.91	-3.13
	Prob.	1.00	0.39	0.04	0.08	0.77	0.03
		n0	n0	**	*	n0	**
C&T	t-Stat	9.46	-3.72	-3.02	-2.71	-2.20	-2.98
	Prob.	1.00	0.04	0.14	0.24	0.47	0.15
		n0	**	n0	n0	n0	n0
None	t-Stat	11.36	-0.31	-0.07	-1.33	-0.07	-1.41
	Prob.	1.00	0.57	0.65	0.16	0.65	0.15
		n0	n0	n0	n0	n0	n0
At First Difference							
		d(WS)	d(TAX_)	d(CONS)	d(GDPPC)	d(SUB)	d(INF)
C	t-Stat	-3.23	-4.92	-3.82	-5.52	-6.33	-7.98
	Prob.	0.03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
		**	***	***	***	***	***

	t-Stat	-4.98	-4.85	-3.41	-5.44	-6.08	-9.57		
C&T	Prob.	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00		
		***	***	*	***	***	***		
	t-Stat	-2.24	-4.99	-4.01	-5.64	-5.82	-8.09		
None	Prob.	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
		**	***	***	***	***	***		
UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)									
At Level									
		WS	TAX_	CONS	GDPPC	SUB	INF		
C	t-Stat	1.65	-1.47	-3.26	-2.50	-0.95	-3.20		
	Prob.	1.00	0.53	0.03	0.13	0.76	0.03		
		n0	n0	**	n0	n0	**		
C&T	t-Stat	3.39	-3.64	-3.22	-2.42	-3.16	-3.23		
	Prob.	1.00	0.04	0.10	0.36	0.11	0.10		
		n0	**	*	n0	n0	*		
None	t-Stat	-1.16	-0.30	-0.63	-0.46	-0.04	-1.57		
	Prob.	0.22	0.57	0.44	0.51	0.66	0.11		
		n0	n0	n0	n0	n0	n0		
At First Difference									
		d(WS)	d(TAX_)	d(CONS)	d(GDPPC)	d(SUB)	d(INF)		
C	t-Stat	-2.36	-4.67	-2.16	-4.43	-5.43	-6.81		
	Prob.	6.89	-4.93	-4.43	-5.69	-1.47	-6.69		
		1.00	0.00	0.00	0.00	0.53	0.00		
C&T	t-Stat	n0	***	***	***	n0	***		
	Prob.	5.87	-4.85	-4.29	-5.60	-1.15	-6.66		
		1.00	0.00	0.01	0.00	0.90	0.00		
None	t-Stat	n0	***	**	***	n0	***		
	Prob.	6.48	-4.99	-4.54	-5.83	-1.01	-6.79		
		1.00	0.00	0.00	0.00	0.27	0.00		
Critical Values		At Level			At First Difference				
%1		-3.77	-4.44	-2.67	-3.75	-4.42	-2.67		
%5		-3.00	-3.63	-1.96	-3.00	-3.62	-1.96		
%10		-2.64	-3.25	-1.61	-2.64	-3.25	-1.61		

.Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج E-Views 13

ويلاحظ من نتائج السكون في الجدول السابق اتساق اختبار (P-P) و (ADF) على أن متغيرات (TAX, CONS, GDPPC, INF) كانت ساكنة عند المستوى (Level)؛ أي: أنها متكاملة من الدرجة 0 (I(0)). في المقابل كانت متغيرات (WS, SUB) ساكنة عند الفرق الأول (First difference)؛ أي: أنها أصبحت متكاملة من الدرجة 1 (I(1)). وذلك باستثناء المتغير (GDPPC) والذي اختلف الاختباران في درجة سكونه، حيث أظهر اختبار (P-P) بأنه ساكن عند المستوى، بينما أظهر اختبار (ADF) بأنه ساكن عند الفرق الأول، وبالتالي فإن نتائج جدول السكون تُظهر أن المتغيرات ساكنة عند المستوى والفرق الأول معاً؛ أي: أن المتغيرات مزيج من I(0) و I(1)، مما يدعم أكثر استخدام تقنية الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

اختبار التكامل المشترك (Co-integration)، بين المتغير التابع المتغيرات المستقلة باستخدام الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المبطأة (Auto Regressive Distributed Lag (ARDL))، لاختبار فرضية العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة:

بداية يجب التأكيد على أنه إذا كانت السلسلتان الزمئيتان (Y_t, X_t) غير ساكنتين، وتم استخدامهما في تقدير معادلة انحدار، فإن الانحدار الذي نحصل عليه في هذه الحالة يكون انحداراً زائفاً (Spurious Regression) أي: لا معنى له. غير أن ذلك قد لا يتحقق إذا كانت السلسلتان محل الدراسة تتمتعان بخاصية التكامل المشترك (Co-integration).

ويُعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين زمئيتين (Y_t, X_t) (أو أكثر) بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن. وهذا يعني أنه يمكن أن يكون لدينا سلسلتان زمئيتان غير ساكنتين إذا ما أخذت كل منهما على حدة، ولكن إذا تم أخذهما كمجموعة -أي: تم إيجاد علاقة خطية Linear Combination بين هاتين السلسلتين- فإنها تكون ساكنة. مثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين

مجموعة المتغيرات تُعتبر مفيدة في التنبؤ بقيمة المتغير التابع بدلالة المتغير المستقل أو مجموعة المتغيرات المستقلة (عنانى، 2011).

وبعد التحقق من سكون المتغيرات وعدم وجود أي منها ساكنًا عند الفرق الثاني، يتم تحديد رتبة الاختبار من خلال تحديد الحد الأقصى لفترات الإبطاء المناسبة لمتغيرات النموذج، وذلك عن طريق المفاضلة بين عدة معايير مختلفة، من خلال نافذة نموذج VAR، ويترتب على ذلك تقدير النموذج بفترات الإبطاء المقترحة؛ وذلك للوصول إلى أفضل صيغة تُحقق شروط نموذج VAR من حيث الاستقرار وغياب الارتباط الذاتي بين الأخطاء وخلافه، وسيتم اختيارها حسب أغلب المعايير وذلك بتضمين حد ثابت، عند مستوى معنوية ٥٪، كما أن النموذج سيكون محدوداً بفترتي إبطاء (أحمد & أحمد، 2013). ويتضح من الجدول رقم (5) أن النموذج سيكون محدوداً بفترتي إبطاء كحد أقصى لفترات الإبطاء، كما أظهرتها أغلب المعايير عن تحديد Lag Length Criteria.

جدول رقم (5)

VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1011.3	NA	1.18E+23	70.15627	70.43916	70.24487
1	-806.2	311.1161	1.09E+18	58.49738	60.47761	59.11756
2	-697.0	120.5029*	9.91e+15*	53.44871*	57.12627*	54.60048*

Note: * indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 13

كما يقوم هذا النموذج بالكشف عن التأثيرات قصيرة الأجل وطويلة الأجل في معادلة واحدة. بالإضافة إلى مرونته في استخدام المتغيرات المتكاملة من الرتبة $I(0)$ أو $I(1)$ ، بمعنى: سواء أكانت المتغيرات ساكنة في المستوى أو الفرق الأول أو المزيج بينهما (Nusair, 2016)، وطبعاً لا يُؤخذ بالحسبان المتغيرات الساكنة عند الفرق الثاني؛ أي: ذات رتبة التكامل $I(2)$ (Shahzad et al., 2017). أيضاً فإن هذا الأسلوب يُمكننا من الكشف عما أُطلق عليه (Granger, 2002 & Yoon) مصطلح «التكامل المشترك الضمني Hidden Cointegration» بمعنى: أنه يتجنب حذف العلاقات غير الملموسة بين الظاهرة والعوامل المُفسِّرة لها بالافتراض الجزائي بخطية العلاقة بينها. ومن ثم فإن أسلوب ARDL يُمكننا من اختبار فرضية مركبة فيما إذا كانت العلاقة بين المتغير محل الدراسة علاقة تكامل مشترك خطية أو غير خطية أو حتى لا توجد علاقة تكامل مشترك بينهما.

تتضمن هذه الخطوة الحصول على مقدرات معلمات الأجل الطويل، وذلك من أجل تقدير أثر المتغير المستقل على المتغير التابع، والتي يُمكن تلخيصها في المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = \alpha_i + \varphi_i X_{1t-1} + \delta_i^* X_{2t} + \theta_i^* X_{3t} + \gamma_i^* X_{4t} + \sum_{j=1}^m \beta_j^{**} X_{1,t-j} + \sum_{j=0}^m \delta_j^{**} X_{2,t-1} + \sum_{j=0}^m \theta_j^{**} X_{3,t-1} + \sum_{j=0}^m \gamma_j^{**} X_{4,t-1} + \mu_t \quad (4)$$

حيث يُمثل المتغير التابع، ويُشير (ΔY_t) إلى معاملات الأجل القصير (تصحيح الخطأ) بينما $(\beta_j^{**}, \delta_j^{**}, \theta_j^{**}, \gamma_j^{**})$ يشير إلى معاملات الأجل الطويل، α يُمثل الحد الثابت، ويُشير الرمز Δ إلى الفرق الأول first difference للمتغيرات، بينما يمثل $(\varphi_i, \delta_i^*, \theta_i^*, \gamma_i^*)$ فترات الإبطاء lags للمتغيرات الفرق الأول ويُمثل حد الخطأ العشوائي.

ومن خلال المعادلة السابقة يخبرنا نموذج ARDL أن التغير في المتغير التابع يمكن شرحه عن طريق قيمه المتباطئة، والقيم المتباطئة للمتغيرات المستقلة. فالقيم المتباطئة للمتغير التابع أُدخلت لتأخذ في الحسبان تكيّفه للمتغيرات التي

تحدث في المتغيرات المستقلة. ولهذا فإن نموذج ARDL يُمكننا من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الأجل الطويل.

ولإجراء التكامل المشترك بين المتغيرات طبقاً لمنهج ARDL نقوم أولاً باختبار ما إذا كانت توجد علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة أي: التكامل المشترك، وذلك في إطار نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM)، بواسطة حساب F Statistics ومقارنته بالحدود الحرجة Critical Value المستخرجة من جداول بيساران (Pesaran) (Pesaran 2001, et al.)، ونظراً لأن اختبار F له توزيع غير معياري، فإن هناك قيمتي ن حرجتين لإحصاء هذا الاختبار بقيمة الحد الأدنى Lower Critical Bounds LCB -، والتي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة (0) I. وقيم الحد الأعلى Upper Critical Bounds - UCB، والتي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة (1) I.

فإذا كانت قيمة F-Bounds المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية، ففي هذه الحالة يتم رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل؛ أي: أن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. وعلى النقيض من ذلك، إذا كانت قيمة F-Bounds المحسوبة أقل من قيمة الحد الأعلى الجدولية، ففي هذه الحالة يتم قبول الفرض العدمي الذي يُشير إلى عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، أما إذا وقعت قيمة F-Bounds المحسوبة بين قيمة الحد الأدنى والأعلى، ففي هذه الحالة تكون النتيجة غير محسومة، بمعنى: عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد ما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

ومن ثم فإنه إذا جاءت نتائج إحصاء F-Bounds المحسوبة لتؤكد على وجود علاقة تكامل، فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل للمعادلات، والتي يُمكن تعريفها بأنها: معاملات المتغيرات ذات فترات الإبطاء، أما معاملات الأجل القصير فهي معاملات المتغيرات ذات الفروق الأولى، وتأخذ معادلة الأجل الطويل الشكل التالي:

$$y_t = \theta + \sum_{i=1}^p \sigma_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q k_i x_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

وعند وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات نموذج الدراسة، فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل للنموذج، بالإضافة إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ويتم ذلك من خلال استخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة التي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة السابقة، لذا فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة الآتية:

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^r \pi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \omega_i \Delta x_{t-i} + \gamma \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (6)$$

حيث نموذج تصحيح الخطأ ECM له أهميتان:

الأولى: أنه يُقدر معاملات الأجل القصير.

بينما الثانية: هو حد تصحيح الخطأ ECT الذي يتمثل في معامل في المعادلة السابقة، وهو يقيس سرعة تعديل الاختلال في التوازن من الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل، وهو ما يستلزم أن يكون معنوياً وسالباً؛ حتى يُقدم دليلاً على استقرار العلاقة في الأجل الطويل (أي: أن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج). ويوضح الجدول التالي نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج ARDL كما يأتي:

جدول رقم (6)

نتائج تقدير معادلة الانحدار باستخدام نموذج ARDL لتقدير أثر الضرائب على الرفاهية الاقتصادية في مصر

Methods	ARDL		
Observation	29		
Lags selection	(1, 2, 0, 2, 2, 2)		
Long run Coefficients:	Coefficient	t-Statistic	
	-20.44	[-3.74] ***	
	3.82	[3.09] **	
	-1.05	[-3.85] ***	
	-1.15	[-2.27] **	
	2.69	[-2.99] **	
Constant	62.91	[4.75] ***	
R-squared	%99		
Adjusted R-squared	%99		
Durbin-Watson stat.	2.09		
Fisher test (F-stat.)	1567.3 ***		
F-Bounds test	17.04 ***		
Bounds Critical Values	10%	5%	1%
I(0)	2.41	2.91	4.13
I(1)	3.52	4.19	5.76

.Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج E-Views 13

يوضح النموذج الأول نتائج اختبار فرضية الدراسة الأولى، كالتالي:

أن قيمة F-Bounds للنموذج تفوق الحد الأعلى الجدولية UCB المناظرة، ومن ثم يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بما يُفيد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الإيراد الضريبي والرفاهية الاقتصادية؛ أي: أن هناك

علاقة تكامل مشترك عند مستوى معنوية ١%. ونتيجة لذلك يمكننا إكمال التحليل للحصول على مقدرات الأجل الطويل والقصير.

أن النموذج يُفسّر 99% من التغيرات في المتغير التابع، وأن ١% تفسرها متغيرات أخرى خارج النموذج.

أن النموذج معنوي عند مستوى معنوية ١% وبدرجة ثقة ٩٩%.

أن إشارات المعاملات للمتغيرات الداخلة في النموذج يمكن توضيحها من خلال المعادلتين التاليتين:

$$WS_t = \beta_0 + \beta_1 TAX_t + \beta_2 CONS_t + \beta_3 GDPPC_t + \beta_4 SUB_t - \beta_5 INF_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$WS_t = 63 - 20.4TAX_t + 3.8CONS_t - 1.05GDPPC_t - 1.15SUB_t - 2.7INF_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

يتبين من الإشارة السالبة للمعامل أنه يوجد تأثير سلبي (علاقة عكسية) لنسبة الإيراد الضريبي على الرفاهية الاقتصادية، حيث كان معامل الانحدار 20.4 عند مستوى معنوية ١% بدرجة ثقة ٩٩%. وهو يتضمن أن زيادة نسبة الإيراد الضريبي إلى الناتج المحلي بوحدة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض الرفاهية الاقتصادية بمقدار 20.4 وحدة.

يتبين من الإشارة الموجبة للمعامل β_2 أن هناك تأثيراً إيجابياً (علاقة طردية) بين معدل النمو السنوي للاستهلاك الفردي النهائي والرفاهية الاقتصادية، حيث تبلغ قيمة المعلمة 3.8 عند مستوى معنوية ١% بدرجة ثقة ٩٩%. وتبين تلك المعلمة أن زيادة معدل النمو السنوي للاستهلاك الفردي النهائي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى زيادة الرفاهية الاقتصادية بـ 3.8 وحدة.

يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_3 أنه يوجد تأثير سلبي (علاقة عكسية) لمتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي على الرفاهية الاقتصادية، حيث كان معامل الانحدار 1.05 عند مستوى معنوية ١% بدرجة ثقة ٩٩%. وهو يتضمن أن زيادة متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي إلى الناتج المحلي بوحدة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض الرفاهية الاقتصادية بمقدار 1.05 وحدة.

يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_4 أنه يوجد هناك تأثير سلبي (علاقة عكسية) بين إجمالي الدعم والرفاهية الاقتصادية، حيث تبلغ قيمة المعلمة 1.15 عند مستوى معنوية ١% بدرجة ثقة ٩٩%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة إجمالي الدعم بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض الرفاهية الاقتصادية بـ 1.15 وحدة.

يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_5 أن هناك تأثيراً سلبياً (علاقة عكسية) بين إجمالي التضخم الاقتصادي والرفاهية الاقتصادية، حيث تبلغ قيمة المعلمة -2.7 عند مستوى معنوية ١% بدرجة ثقة ٩٩%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة إجمالي التضخم بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى نقص الرفاهية الاقتصادية بـ ٢,٧ وحدة.

فحص النموذج من خلال إجراء بعض الاختبارات الاستكشافية Diagnostic Tests للتأكد من تحقق افتراضات النموذج، ومن أهمها:

وبعد تقدير النموذج تأتي مرحلة فحص النموذج للتأكد من جودته وخلوه من مشاكل القياس، وذلك للاطمئنان إلى النتائج المتحصّل عليها، وذلك باستخدام الاختبارات التشخيصية Diagnostic Tests، وفقاً للاختبارات التالية:

جدول رقم (7)
نتائج الاختبارات الاستكشافية

Diagnostic Tests	Tests used	F-statistic (Prob.)
		Model: ARDL
Heteroskedasticity	Breusch –Pagan -Godfrey	F (23, 4) 0.49 (0.88)
Serial Correlation	Breusch-Godfrey LM test.	F (2, 2) 3.98 (0.20)
Normality	Jarque-Bera	0.31 (0.86)
Collinearity	Variance Inflation Factors (VIF)	< 10

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج E-Views 13

ويتضح من الجدول السابق ما يأتي:

يشير اختبار ARCH Test إلى عدم وجود مشكلة اختلاف التباين Heteroskedasticity، حيث كانت قيمة الاحتمال 0.88 أكبر من 5%، وهو ما يُفيد عدم إمكانية رفض فرض عدم والقائل بثبات التباين. Homoscedasticity.

كما يُشير اختبار LM Test إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي Serial Correlation بين الأخطاء، حيث كانت قيمة الاحتمال 0.20 أكبر من 5%، وهو ما يفيد عدم إمكانية رفض فرض عدم والقائل بغياب مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء.

ويُشير اختبار Jarque-Bera إلى عدم إمكانية رفض فرضية عدم والقائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً Normality Test، حيث كانت قيمة الاحتمال 0.86 أكبر من 5%، وهو ما يعني أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

كذلك تم التأكد من عدم وجود مشكلة الأزواج الخطي Multi-Collinearity بين متغيرات نماذج الدراسة، وذلك باستخدام اختبار معامل التضخم (VIF). حيث جاءت نتائج الاختبار لجميع متغيرات نماذج الدراسة أقل من القيمة (10)، مما يشير إلى عدم وجود مشكلة الأزواج الخطي بين متغيرات نماذج الدراسة المستخدمة في التحليل.

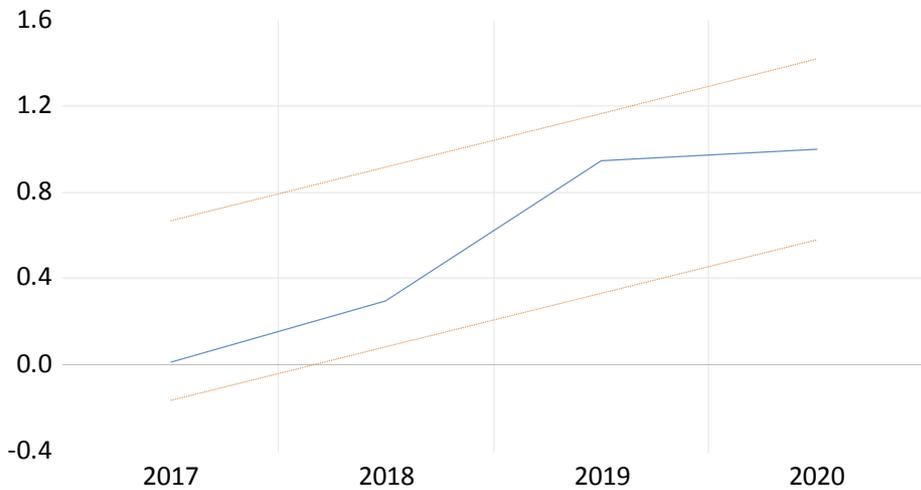
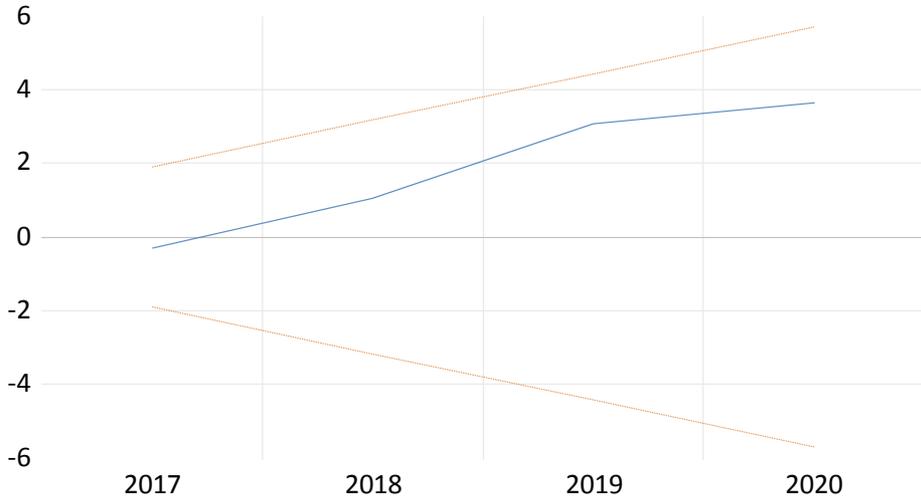
بالإضافة إلى الإحصاءات العامة key regression statistics والتي توضح ارتفاع قيمة معامل التحديد المعدل Adjusted R-squared والتي تعادل 98%، مما يُشير إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج، كذلك جاءت قيمة اختبار درين – واتسون DW-stat المحسوبة أكبر من قيمة DW الجدولية وهي 2.0، وهو ما يُؤكد عدم وجود ارتباط تسلسلي بين البواقي، كما يُشير اختبار فيشر Fisher إلى رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل بوجود دلالة إحصائية للنموذج المستخدم ككل عند مستوى معنوية 1%.

أن الانحدار المتحصل عليه غير زائف، حيث إن $D.W < R^2$.

كذلك لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغييرات هيكلية فيها؛ أي: التأكد من عدم وجود قفزات أو تغييرات مفاجئة في البيانات مع مرور الزمن، فقد تم استخدام اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة (CUSUM of Squares). ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني لاختبار (CUSUM) و (CUSUM of Squares) داخل الحدود الحرجة عند

مستوى 5%، وهو ما يتحقق في انحدارات الدراسة، وبالتالي فإن هناك استقراراً وانسجاماً في الانحدارات.

شكل رقم (٤)
نتائج اختباري (CUSUM) و (CUSUM If Squares)



خامساً: النتائج والتوصيات:

النتائج:

يُوجد علاقة عكسية لنسبة الإيراد الضريبي على الرفاهية الاقتصادية؛ حيث إن زيادة نسبة الإيراد الضريبي إلى الناتج المحلي سوف تؤدي إلى انخفاض الرفاهية الاقتصادية.

يُوجد علاقة طردية بين معدل النمو السنوي للاستهلاك الفردي النهائي والرفاهية الاقتصادية؛ حيث يتضح مع زيادة معدل النمو السنوي للاستهلاك الفردي النهائي تؤدي إلى زيادة الرفاهية الاقتصادية، والعكس صحيح.

يتضح أنه يُوجد علاقة عكسية بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي والرفاهية الاقتصادية؛ وهو يتضمن أن زيادة متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي إلى الناتج المحلي سوف تؤدي إلى انخفاض الرفاهية الاقتصادية، وتفسير ذلك هو وجود تأثير متبادل بين الإيرادات الضريبية وبين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، فمن المتوقع مع زيادة حجم الأنشطة المنتجة، وبالتالي ارتفاع مستويات الدخل للأفراد من المتوقع أن ترتفع الإيرادات الضريبية، كما أن هناك تأثيراً سلبياً للضرائب على الرفاهية الاقتصادية.

يُوجد تأثير سلبي بين إجمالي الدعم الحكومي والرفاهية الاقتصادية؛ وذلك بسبب عدم وصول الدعم لمستحقيه، وبعض مظاهر الفساد في الجهاز الإداري والذي تقوم الدولة بمحاربه والعمل على إعادة هيكلة منظمة الدعم في مصر وترشيده، وبالأخص في الفترة من ٢٠١٤ وحتى ٢٠٢٠ نهاية فترة الدراسة.

يتبين وجود علاقة عكسية بين معدل التضخم والرفاهية الاقتصادية، فكلما ارتفعت معدلات التضخم كلما أدى لانخفاض مستويات الرفاهية الاقتصادية، والعكس صحيح.

التوصيات:

ضرورة العمل على تحسين رفاهية المواطن المصري، وذلك من خلال الاستغلال الجيد للإيرادات الضريبية التي تجنيها الحكومة في إقامة مشروعات اقتصادية منتجة تعود بالنفع على الاقتصاد المصري، ومن ثم على المواطنين بالنفع، ويمكن استخدام الإيرادات الضريبية في تحسين الخدمات المختلفة للمواطنين، وبالتالي تحسين الرفاهية الاقتصادية للمواطنين.

يجب تنوع أشكال الدعم الحكومي الذي تقدمه الدولة إلى فئات المجتمع، والاقتداء بالتجارب الدولية، مما يسهم بشكل كبير في تحقيق الرفاهية الاقتصادية.

السعي لإعادة توزيع الدخل لصالح الفئات الفقيرة ذوي الدخل المحدود، مما يسهم ذلك في تحسين مستوى الرفاهية الاقتصادية.

ضرورة العمل على الإصلاح الضريبي بالشكل الذي يواجه التهرب الضريبي، ويساهم في تحقيق العدالة الضريبية.

سادساً: قائمة المراجع:

المراجع باللغة العربية:

١. عقل، أميرة أحمد، (٢٠١٣): تطبيقات الحاسب الآلي باستخدام برنامج E Views - كلية التجارة - جامعة بنها، مصر.
٢. بنو خالد، حمود حميدي، (٢٠١٩): أثر الفساد على الرفاهية الاقتصادية، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، جامعة الطفيلة التقنية، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية، الأردن.
٣. حسين، منى يونس، (٢٠١٠): الوصول إلى الرفاهية الاقتصادية من خلال العلاقة بين توزيع الدخل والثروة الوطنية، الطبعة الأولى، دار الخلود، بيروت.
٤. خليفة، أحمد محمد، (٢٠١٥). تحليل العلاقة بين عجز الموازنة العامة والحساب الجاري في مصر جامعة الزقازيق، كلية التجارة، مصر.
٥. عطية، عبد القادر محمد عبد القادر، (٢٠١٤). الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق (الطبعة الرابعة .ed). الدار الجامعية - الإسكندرية. <http://hdl.handle.net/54813/122456789>
٦. عناني، محمد عبد السميع، (٢٠١١). التحليل القياسي والإحصائي للعلاقات الاقتصادية - مدخل حديث باستخدام SPSS. كلية التجارة - جامعة الزقازيق.
٧. عودة، محمد حسن، (٢٠١٤) : دراسة وتحليل الرفاهية الاقتصادية وعلاقتها بمتوسط وعدالة توزيع الدخل في العراق للمدة (١٩٧٥-٢٠١١)، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية، كلية الإدارة، جامعة البصرة، العراق.
٨. رفاعي، وليد أحمد، (٢٠٢٣): محددات الرفاهية الاقتصادية في مصر (١٩٩٠-٢٠٢٠)، العدد الثامن عشر، مجلة كلية السياسة والاقتصاد، جامعة بني سويف، مصر.

٩. محمد، حازم حسنين، (٢٠٢٢): تطور الحصيلة الضريبية وعلاقتها بالنمو الاقتصادي في مصر، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والإدارية، المجلد الرابع عشر، العدد الثاني. جامعة مدينة السادات، مصر.
١٠. مسيمى، دلال عيسى موسى، (٢٠٠٦): السياسة الضريبية ودورها في تنمية الاقتصاد، رسالة الماجستير، المنازعات الضريبية، كلية الدراسات العليا في جامعة النجاح الوطنية، نابلس، فلسطين.
١١. العشماوي، شكري رجب، (٢٠٠٤): نظرية الضريبة والنظام الضريبي، الدار الجامعية، الإسكندرية، ص: ٩.
٢١. يوسف، أمال إسماعيل محمد يوسف، (٢٠١٩)، أثر ضريبة القيمة المضافة على الرفاهية الاقتصادية في مصر، المجلة العلمية لقطاع كليات التجارة، جامعة الأزهر، مصر، العدد (٢١).

المراجع باللغة الإنجليزية:

1. Damodar N, G. (2004). Basic econometrics. In: The Mc-Graw Hill, New York. https://www.cbpbu.ac.in/userfiles/file/2020/STUDY_MAT/ECO/1.pdf
2. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366a), PP:427-431. <https://doi.org/10.10800162/1459.1979.10482531>
3. Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. U of California, Economics Working Paper.
4. Katharina Kubik and Anna Binder, (2020): Tax policy as catalyst for sustainable economic recovery after COVID-19: A first glimpse, Freshfields Bruckhaus Deringe, May, <https://sustainability.freshfields.com/post/102g7rz/tax-policy-as-catalyst-for-sustainable-economic-recovery-after-covid-19-a-first>
5. Lawrence A. (2000), The Methodology of Economic Model Building Methodology after Samuelson (London, New York: Rutledge,. P: 90.
6. Nusair, S. A. (2016). The effects of oil price shocks on the economies of the Gulf Co-operation Council countries: Nonlinear analysis. Energy Policy, 91, 256-267. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.01.013>
7. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
8. Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
9. Shahzad, R., Bos, D., Budde, R. P., Pellikaan, K., Niessen, W. J., van der Lugt, A., & van Walsum, T. (2017). Automatic segmentation and quantification of the cardiac structures from non-contrast-enhanced cardiac CT scans. Phys Med Biol, 62(9), 3798-3813. <https://doi.org/10.1088/1361-6560/aa63cb>

