أثر التضخم على عدم عدالة توزيع الدخل فى مصر

أ.م .د / محمود أحمد المُتيّم
أستاذ الاقتصاد المساعد ووكيل كلية التجارة – جامعة المنوفية
maelmotayem88@hotmail.com

١ـ المقدمة:

السؤال الرئيسي الاكثر شيوعا في تحليل استجابات السياسة لعدم المساواة في الدخل هو لماذا من شأن النمو الاقتصادي أن يقلل من عدم المساواة في الدخل في البلدان المتقدمة ويزيد من عدم المساواة في الدخل في البلدان النامية ومنها مصر؟ (والعكس بالنسبة للتضخم) ما هي طبيعة العلاقة بين عدم المساواة في الدخل والنمو الاقتصادي، ومتغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى ذات الصلة كالتضخم؟. وعليه فالهدف الرئيسي الأول من هذه الورقة هو التحقيق في فرضية الآثار غير الخطية للتضخم على عدم المساواة في الدخل تمشيا مع مجموعة من المتغيرات المستقلة الضابطة في مصر. من المهم الاعتراف بالعلاقة غير الخطية بين التضخم وعدم المساواة في الدخل بالنسبة للبلدان النامية والبلدان الأقل نمواً في السيطرة على التضخم من خلال السياسة النقدية الانكماشية. علاوة على ذلك، وبالتوازي مع مناقشة صحة (أو لا) فرضية اللاخطية في التضخم، سيتم فحص الوجود المحتمل لفرضية "Kuznets المقلوبة على شكل حرف U" لمصر. الهدف الرئيسي الثاني من هذه الورقة هو استكشاف العلاقة قصيرة الأجل وطويلة الأجل بين التضخم وعدم المساواة في الدخل.

وسوف تعتمد الدراسة فى التكامل المشترك على منهج إختبار الحدود The Bounds Testing Approach والمبنى على إستخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) شائع الاستخدام في السنوات الأخيرة. وذلك بإستخدام الحزمة الإحصائية (E-Views 10).

٢- العلاقة النظرية بين التضخم و عدم عدالة توزيع الدخل

يؤدي التضخم إلى إعادة توزيع الدخل والثروة من خلال التغير في القيمة الحقيقية للأجور والرواتب والإيجارات والفوائد وأرباح الأسهم والأرباح، حيث يؤثر التضخم على عدم عدالة توزيع الدخل في المدى القصير والطويل. ففي المدى القصير، يعتمد تأثير معدل التضخم علي عدالة توزيع الدخل علي نسبة التضخم، فإذا كان معدل التضخم منخفض فإن تأثيره علي القوة الشرائية للدخول النقدية للأفراد مثل المعاشات والتحويلات يكون محدود، والعكس صحيح، حيث إذا كان معدل التضخم مرتفع فإن تأثيره علي القوة الشرائية للدخول النقدية للأفراد مثل المعاشات والتحويلات يكون كبير (Easterly and Fischer, 2001). أي أن التضخم، وهو ظاهرة نقدية يكون سلبي التأثير على الفقراء، ذلك لأنها تقلص القوة الشرائية، والفقراء يعتمد فقط على دخلهم. بالتالي فإن التضخم يجعل الفقراء أكثر فقراً. وبالتالي ، فإن التضخم يسرع الفجوة بين فئات الدخل المختلفة ويعزز عدم المساواة في الدخل.

بجانب ذلك، تميل الزيادات في الأسعار إلى الارتفاع قبل الزيادة الأجور المال. لذلك يؤدي التضخم إلى تحول الدخل بعيداً عن أصحاب الأجور ونحو الأرباح. على هذا الأساس ، يُزعم أن التضخم يزيد من عدم المساواة في الدخل لأنه يؤذي الفقراء نسبياً أكثر من الأغنياء(Fischer and Modigliani, 1978) .

بينما في المدى الطويل، يعتمد تأثير معدل التضخم علي عدالة توزيع الدخل من خلال الفارق ما بين معدل التضخم السحالي والسابق. يمكن للتضخم أن يؤثر على عدم المساواة في توزيع الدخل من خلال عدة قنوات (Camera and Chien, 2014; Areosa and Areosa, 2016) ، حيث يؤدي معدل التضخم المرتفع إلى انخفاض القيمة الحقيقية للأصول وللتحويلات الاسمية. ولأن الفقراء لا يستطيعون حماية أنفسهم من ارتفاع التضخم بسبب وجود حواجز تعوق من دخولهم في أسواق الأصول المالية الحقيقية (Easterly and Fischer, 2001). في هذه الحالة، يعزز التضخم المتزايد عدم المساواة في الدخل (Cysne et al.,2005). من ناحية أخرى،

يمكن أن يؤدي ارتفاع التضخم إلى انخفاض القيمة الحقيقية للدين الخاص، مما يساهم في الحد من عدم المساواة في توزيع الدخل.

بالإضافة إلي ذلك فإنه على المدى الطويل، يمكن أن تعتمد العلاقة بين التضخم وعدم المساواة في الدخل على المستوى الأولي للتضخم، فعلى سبيل المثال، يؤثر انخفاض معدل التضخم على المدى الطويل بشكل إيجابي على نمو البلدان ذات معدل التضخم المرتفع مسبقا (Funk and Kromen, 2010).

علي الجانب الأخر يعد معدل التضخم المرتفع في صالح المدينين، فعلي مستوي الدول يمكن أن يساعد معدل التضخم المرتفع في خفض الدين العام، ذلك من خلال ثلاث قنوات رئيسية، أولاً: يمكن للحكومات الحصول على موارد حقيقية من خلال خلق قاعدة نقدية (رسوم إصدار العملات)، ثانياً: يمكن للتضخم أن يضعف القيمة الحقيقية للدين (Akitoby et al., 2014).

يعد تحقيق معدلات نمو مرتفعة من أهداف واضعى السياسات الاقتصادية ومن ناحية أخرى فإن التضخم وصعوبة تحقيق العدالة فى توزيع الدخل وثمار النمو الاقتصادى مشكلات قديمة ، شكلت باستمرار تحدياً لمختلف الاقتصادات وقد انطلق الفكر الاقتصادى منذ منتصف السبعينيات من القرة الماضى من أن العلاقة بين التضخم وتوزيع الدخل علاقة ليست نمطية ، وقد شهدت قضية توزيع الدخل وعدم العدالة فى التوزيع تحولا جوهريا فى فترة التسعينات نظراً لما لها من اثر سلبى على تحقيق الاستقرار السياسى والاقتصادى ومن ناحية أخرى فقد تصاعد الاهتمام باختلال توزيع الدخل نتيجة تزايد الضغوط فى إطار ما نفذته العدي من الاقتصادات من تحولات اقتصادية جوهرية وقد واجهت معظم الدول النامية ومنها مصر أزمات شديدة أدت إلى تباطؤ النمو (الخربوطلى ، ٢٠١٧، ٣٧٥).

ويرى كثيرا من الاقتصاديين الكلاسيك أن الأثار الاجتماعية والاقتصادية للتضخم خطيرة على المستوى الكلى ، والتضخم ظاهرة تصاحب عادة الاضطرابات

السياسية والفترات التى تليها، حيث تجرى محاولات تمويل الأنفاق العام عن طريق الإصدار النقدى أى الاعتماد على عجز الموازنة العامة للدولة . (Somuelso, 2001, 432)

وفى البداية قد يكون هذا العجز له آثار قليلة على مستوى الأسعار ، ولكن مع مرور الوقت يبدأ مستوى الأسعار فى الارتفاع فنجد الحكومة نفسها مضطرة إلى أن تنفق أكثر فأكثر وتزيد من القيم النقدية لنفقاتها بهدف الحصول على نفس القدر من الموارد الحقيقية ، وفى نفس الوقت يكون المستهلكون والمستثمرون مقوقعين مزيداً من الارتفاع فى الأسعار فيزيد الطلب على السلع والخدمات، وبدلالة منحنيات (التفضيل النقدى ، والادخار والاستثمار) فإن الاتفاق العام المحول بالإصدار النقدى يزداد، بمعنى أن كلا المنحنين ينتقل إلى اليمين ، والزيادات الناتجة فى الأسعار تولد اندفاعاً نحو استبدال السلع بالأرصدة النقدية ، وهذا يعنى أن منحنى الادخار – الاستثمار ومنحنى التفضيل النقدى ينتقل مرة ثانية إلى اليمين لأن مرونة التداول السلعى تزيد فيلاحظ أن الأفراد تتزاحم ويزيد الطلب على السلع والخدمات ويفضلون الحصول على السلع والخدمات أفضل من أن تظل النقود غير ذات قيمة وبذلك وتظهر ذروة التضخم (العقاد، ٢٠٠٣، ٢٦١)

ولا تستطيع الحكومة إلى ما لانهاية من الوقت أن تحصل على الموارد مقابل الإصدار النقدى، فإذا أرتفع مستوى الأسعار بمعدل سريع فإنه يصل إلى مستوى يفقد فيه الجمهور الثقة فى استقرار الوحدة النقدية الأمر الذى يعنى أن التجارة لا تقوم لها قائمة بهذه النقود، وتؤول لمبادلات على أساس مقايض بحت ، وبالرغم من أن المقايضة فى عالم اليوم أمر مستحيل . (Somuelso, 2001,435)

فالتضخم له أثار بالغة الخطورة ومن أهمها عدم العدالة فى توزيع الدخل ومن أهم هذه الأثار أن المدينون سوف يسددوا للدائنين الالتزامات الماضية بعملة أصبحت أقل قيمة ، والفئات ذات الدخول الثابتة تقل قيمة دخولهم ورواتبهم، والمدخرات السائلة المتراكمة تقل قيمتها ، وبعض الفئات فى المجتمع تكون قادرة على الدفاع عن نفسها

ضد التضخم وفئات أخرى لا تستطيع لذلك سبيلاً، والنتيجة النهائية الانقسام الحاد فى المجتمع وتهديد نظامه الاجتماعى وتظهر عدم عدالة توزيع الدخل بين تلك الطبقات المختلفة فى المجتمع . (طوبار ، ١٩٩٤، ٢٠١٤)، وبذلك يزداد التفاوت فى الدخل وتزداد نسبة الفقر. (فهمى ، ٢٠٠٦).

فتحة خطر يكمن فى أن التضخم الزاحف قد يكون له أثار شبيهة بتلك الأثار التى ينطوى عليها التضخم والجامح ، بالرغم من أن أ أقل خطورة ، فإذا كان اتجاه ارتفاع الأسعار سيكون ذا أمد طويل فإن الحافز للادخار سوف يضعف وسوف ترتفع أسعار الفائدة وبشكل حاد بسبب الانخفاض فى المدخرات الحقيقية ، وبسبب الزيادات السعرية المتوقعة وتبعاً لذلك قد يتراجع الاستثمار وبالتالى يتراجع نمو الدخل القومى، وقد ينطوى التضخم على نتائج غير حميدة بالنسبة لصغار المدخرين فالسندات الحكومية وبواليص التأمين وشهادات الاستثمار وغيرها من أشكال الأصول المالية المدرة للفائدة سوف تبدو لصغار المدخرين مصيدة تتأكل فيها قيم مدخراتها ، والتضخم من شأنه إجبار كل فرد على أن يكون مضارباً وزيادة ميله للاستهلاك وفى كلا الحالتين يعاق النمو الاقتصادى بشكل خطير.

والتضخم غير ملائم للتجارة الخارجية الحرة ، فارتفاع مستوى الأسعار قد يترتب عليه فائض فى الواردات على الصادرات ، وتتأزم بشكله عجز ميزان المدفوعات، وسحب العملات الأجنبية ، وقد تلجأ الحكومة عندئذ إلى الرسوم الجمركية ونظام الحصص للحيلوله دون مزيد من امتصاص النقد الأجنبى المتاح، وفى النهاية فإن النتائج فى التجارة الخارجية سوف تخفض الدخل القومى ، وتضعف الإمكانية التنموية للاقتصاد القومى . (راضى، ١٩٨٥، ٢٨٦)

ويوجد العديد من الاقتصاديين يعتقدون أن التضخم ليس شراً بالضرورة ويستشعرون ذلك من أن البديل للتضخم هو البطالة والركود ، وبذلك يرون أنه طالما أن الأسعار مرنة فقط فى الاتجاه الصاعد فإن تخفيض الموارد بواسطة الأسعار يجب

أن يتم خلال زيادة الأسعار فى الأنشطة الاقتصادية النامية بدلاً من تخفيضات الأسعار فى الأنشطة الراكدة .(راضى، ١٩٨٥)

وبالتالى يمكن أن نخلص مما سبق إلى أن التضخم يؤثر على الدخل القومى من عدة محاور وهى الاستثمار ، والأدخار ، والاستهلاك والصادرات والواردات وبالتالى يؤثر سلباً على توزيع الدخل القومى وعدم تحقيق العدالة فى توزيع الدخل ويمكن استنتاج ما سبق فى عدة نقاط وهى : (مهدى، ٢٠١٠ ، ١٨٦)

- مع زيادة الأسعار قد يصطدم الاستثمار الحقيقى بوجود موارد غير كافية لمواجهة الطلب المتزايد.
- ارتفاع الأسعار ارتفاعاً كبيرا يؤدى إلى زيادة الأجور وبالتالى ارتفاع التكاليف
- ارتفاع الأسعار بالنسبة للطبقات الفقيرة مع زيادة الميل الحدى للاستهلاك يقلل من حجم المدخرات
- استمرار التضخم يزيد تفضيل الاحتفاظ بالسلع عن الاحتفاظ بالنقود
- حدوث عجز فى ميزان المدفوعات عندما ترتفع أسعار الصادرات، كما يصعب الحصول على الواردات لقلة الصادرات (عارف، ٢٠١٦).

٣- عدالة توزيع الدخل القومى والتضخم فى الاقتصاد المصرى

يبين الجدول رقم (١) حصص الدخل وفقا لتقسيم طبقات السكان في مصر خلال الفترة (١٩٩٠– ٢٠١٥)، حيث يلاحظ أن أعلي ١٠% من السكان يحصلوا علي أكثر من ربع الدخل، بينما أفقر ١٠% من السكان يحصلون على ٤% الدخل، أي إن نصيب أعلي ١٠% من السكان من الدخل يمثل حوالي سبعة أضعاف أفقر ١٠% من السكان، كما أن الفارق ما بين حصة الدخل لأعلى ٢٠% من السكان وحصة الدخل لثاني ٢٠% من السكان كبير يزيد عن الضعف، وأيضا يعتبر الفارق ما بين حصة الدخل لرابع ٢٠% من السكان وحصة الدخل لأدني ٢٠% من السكان كبير

يزيد عن الضعف، بينما يعتبر الفارق ما بين حصة الدخل لثالث ٢٠% من السكان و حصة الدخل لرابع ٢٠% من السكان فارق مقبول، وهذا يدل على عدم عدالة توزيع الدخل القومى.

جدول رقم (١)
حصص الدخل وفقا لشرائح السكان المختلفة

السنة	1990	1995	1999	2004	2008	2010	2012	2015
حصة الدخل لأدنى ١٠ %من السكان	3.8	4.2	3.9	3.9	3.9	3.9	4.1	3.9
حصة الدخل لأعلى ١٠ %من السكان	26.7	26	28.3	27.4	27	27.3	26	27.8
حصة الدخل لأعلى ٢٠ %من السكان	41.1	39.9	42.1	41.4	40.8	41.2	39.8	41.5
حصة الدخل لثاني ٢٠ %من السكان	12.5	13	12.5	12.7	13	12.9	13.3	12.8
حصة الدخل لثالث ٢٠ %من السكان	16.3	16.4	15.8	16.1	16.2	16.1	16.4	16
حصة الدخل لرابع ٢٠ %من السكان	21.4	21.2	20.6	20.8	20.8	20.8	21	20.6
حصة الدخل لأدنى ٢٠ %من السكان	8.7	9.5	8.9	9	9.2	9.1	9.5	9.1

مصدر البيانات: قواعد بيانات البنك الدولي
https://datacatalog.worldbank.org/dataset/all-ginis-dataset

فيما يتعلق بعدم عدالة توزيع الدخل ما بين الريف والحضر في مصر، فإن الحضر يستحوذ علي الجزء الأكبر من الدخل وذلك بالرغم من أن الجزء الأكبر من السكان يقيم في الريف، حيث إن نحو ٥٦.٦% من السكان مقيمين في الريف و٤٣.٤% من السكان مقيمين في الحضر (قواعد بيانات البنك الدولى, ٢٠١٦)، يوضح الجدول رقم (٢) المؤشر العددى للفقر عند خط الفقر فى المناطق الحضرية والريفية, فتتخطي نسبة الفقر في الريف ضعف نسبة الفقر في الحضر خلال الفترة (٢٠٠٠- ٢٠١٠).

جدول رقم (٢)

المؤشر العددي للفقر عند خط الفقر في المناطق الحضرية والريف

السنة	2000	2004	2008	2010
المؤشر العددي للفقر عند خط الفقر في المناطق الحضرية (% من السكان في المناطق الحضرية)	9.3	10.1	11	15.3
المؤشر العددي للفقر عند خط الفقر في المناطق الريفية (% من السكان في المناطق الريفية)	22.1	26.8	28.9	32.3
النمو في نصيب الفرد من إجمالي الدخل القومي (% سنوياً)	3.3	2.0	5.2	1.0

مصدر البيانات: قواعد بيانات البنك الدولي

https://datacatalog.worldbank.org/dataset/all-ginis-dataset

بالنظر إلي عدم عدالة توزيع الدخل داخل كل من الريف والحضر، فإنها تتسم بالنمو مع وجود فجوة عميقة ما بين عدم عدالة توزيع الدخل داخل كل من الريف والحضر، فيعكس معامل جيني للحضر والريف في عام ٢٠٠٥ ارتفاع عدم عدالة توزيع الدخل في الحضر عن الريف، حيث بلغ معامل جيني في الحضر نحو ٣٧.٥ بينما بلغ معامل جيني للريف نحو ٢٧.٥، أي إنه يوجد فارق معنوي كبير بين عدم عدالة توزيع الدخل في الحضر والريف وذلك مع كون متوسط نصيب الفرد في الحضر يزيد عن متوسط نصيب الفرد في الريف بنحو ٧٦% وذلك في عام ٢٠٠٥ ، وبالتالي فإن توزيع الدخل في الريف يتسم بالعدالة النسبية مقارنة بتوزيع الدخل في الحضر.

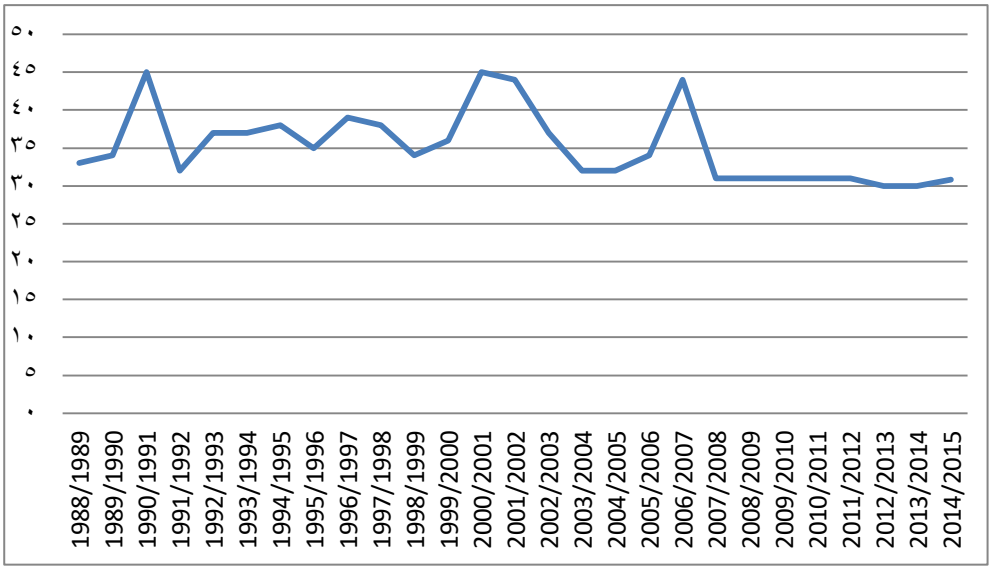
يوضح الشكل رقم (٢) معامل جينى فى الاقتصاد المصرى خلال الفترة (١٩٨٨/١٩٨٩-٢٠١٤/٢٠١٥)، فقد ارتفع معامل جينى من ٣٣ فى عام ١٩٨٨/١٩٨٩ إلى ٤٥ فى عام ١٩٩٠/١٩٩١، وهذا يدل على زيادة عدم عدالة توزيع الدخل القومى، ثم انخفض معامل جينى إلى نحو ٣٢ فى عام ١٩٩١/١٩٩٢، ثم ارتفع إلى ٣٧ فى عام ١٩٩٢/١٩٩٣، وظل ثابتاً عند هذا المستوى فى عام ١٩٩٤/١٩٩٥، وتقلب خلال الفترة (١٩٩٥/١٩٩٦ – ١٩٩٩/٢٠٠٠) حتى وصل

إلى ٤٥ فى عام ٢٠٠١/٢٠٠٠ ثم اتجه إلى الانخفاض إلى أن وصل ٣٢ فى عام ٢٠٠٥/٢٠٠٤، ثم ارتفع مرة أخرى إلى أن وصل ٤٤ فى عام ٢٠٠٧/٢٠٠٦.

وظل معامل جينى ثابتاً خلال الفترة (٢٠٠٨/٢٠٠٧-٢٠١٢/٢٠١١) عند مستوى ٣٢، ثم انخفض إلى ٣٠ فى العامين ٢٠١٣/٢٠١٢ و ٢٠١٤/٢٠١٣ ثم ارتفع بمقدار بسيط إلى ٣٠,٨ فى عام ٢٠١٥/٢٠١٤.

الشكل رقم (٢)

معامل جيني في مصر للفترة ١٩٨٩/١٩٨٨ – ٢٠١٥/٢٠١٤



المصدر: جمعت البيانات من المصادر التالية:

- خير الدين والليثى (٢٠٠٦)
- السيد ، (٢٠١٥)
- UNDP

اتخذت الحكومة المصرية العديد من السياسات الاقتصادية من أجل تحقيق زيادة النمو الاقتصادى ، مثل تحريك سعر صرف الجنيه أمام الدولار ، وعملت على زيادة سعر الفائدة لتشجيع الادخار، والاستثمار ، وعملت على زيادة الانفاق فى العديد من الأنشطة الاقتصادية المختلفة مثل قطاع التشييد والبناء والمرافق والبنية الأساسية ، وتحقيق الاستقرار فى سوق النقد وهذا يعد أهم أهداف السياسة النقدية التى اتخذتها السلطة النقدية المتمثلة فى البنك المركزى والحد من التضخم وتحقيق استقرار الأسعار وتبين البيانات التالية تطور معدلات التضخم فى السنوات السابقة وهى كما يلى :

السنة	٢٠١٣	٢٠١٤	٢٠١٥	٢٠١٦	٢٠١٧	٢٠١٨
معدل التضخم	%٨,٦	%٩,٣	%١٠,٢	%١١,٤	%١٢,٩	%١٣,٠

المصدر: الجهاز المركزى للتعبئة والإحصاء، سنوات مختلفة .

يلاحظ من بيانات الجدول السابق زيادة فى معدلات التضخم فى مصر خلال الفترة من ٢٠١٣ – ٢٠١٨ يرجع ذلك على العديد من الأسباب وهى :

- الزيادة فى الطلب على السلع مع نقص الانتاج الحقيقى الذى لا يستطيع على تلبية الطلب ونقص المعروض من السلع .
- زيادة الإصدار النقدى عن طريق زيادة الإصدار النقدى مثل زيادة أوراق البنكنوت ولم يقابل هذه الزيادة إنتاج حقيقى توجد أساب سياسية دفعت البنك المركزى لتنفيذ سياسة الحكومة ووعدها للشب ، وزيادة الإنفاق العاممما يؤدى إلى زيادة كميات النقود والطلب على السلع وزيادة التضخم، حيث بلغ حجم الإنفاق العام ١٢٢٩,١ مليار جنيه (وزارة المالية ، ٢٠١٨)
- قامت الحكومة بإصدار البنكنوت لتوفير الأموال اللازمة لتغطية العجز فى الميزانية وتوفير مرتبات العاملين والزيادة السنوية للأجور فتكون سببا للتضخم ، وقد بلغ حجم عجز الميزانية ٤٢٣,٤ مليار جنيه ، أى ما يعادل حوالى ٩,٨% من الناتج المحلى الإجمالى (وزارة المالية، ٢٠١٨).

ولأن زيادة الأجور والدخول تؤدى إلى زيادة الأسعار فيزيد الطلب على السلع وتزيد الأسعار أكثر مما يزيد من معدلات التضخم، ولذلك فالتضخم يؤدى إلى المزيد من التضخم، ويؤدى لسوء توزي الدخل والثروة وعدم تحقيق العدالة فى توزيع الدخل، وبالتالى يؤدى إلى أثار اجتماعية سيئة منها ارتفاع معدلات الفساد ، والحرص على جمع الأموال، وتتضاءل قيم أخرى كالأمانة والشرف، وينتشر الاختلاس والاستيلاء على العام والسرقة والرشوة كمصدر لزيادة الدخل فى ظل أرتفاع الأسعار ، وظهور السوق السوداء والاحتكار.

معدل التضخم العام لأساس خلال ٢٠١٩ :

قد سجل الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين الذى أعلنه الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء فى ١٠ أغسطس ٢٠١٩ ارتفاعا شهرياً بمعدل ١,٨ % ، وخلال شهر يوليو ٢٠١٩ بمعدل ٠,٨% ، وبلغ المعدل الشهرى للتضخم الأساسى المعد من قبل البنك المركزى المصرى ٠,١ % فى يوليو ٢٠١٩ ، ٠,٣% فى شهر يونيو ٢٠١٩ ، وانخفض المعدل السنوى للتضخم إلى ٥,٩% فى يوليو ٢٠١٩ ، وفى أغسطس بلغ التضخم ٦,٤% .

وقد سجل الرقم القياسى لأسعار المنتجين ارتفاعا شهرياً بمعدل ٠,٢ % خلال شهر يونيو ٢٠١٩ ، مقابل ارتفاعه بمعدل ٢,٥% ، وقد بلغ المعدل السنوى للتضخم ١٢,٩% .

مقياس التضخم الأساسى (تحليل مؤشر التضخم) :

يشتق معدل التضخم الأساسى من الرقم القياسى لأسعار المستهلكين مستبعداً منه أسعار السلع المحددة إدارياً بالإضافة إلى أسعار المواد الغذائية الأكثر تقلباً وهى الخضروات والفاكهة .

ويعد البنك المركزى المصرى معدل التضخم الأساسى كمؤشر توضيحى وتكميلى ولا يمكن اشتقاقه بدون الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين المعد من قبل الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء ولذا لا يعتبر معدل التضخم الأساسى بديلاً عن معدل التضخم وفقاً للرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين ، ولذلك فإن الغرض الرئيسى لإعداد مؤشر التضخم الأساسى هو إجراء تحليل دقيق للأسباب المؤدية إلى الزيادة فى الأسعار .

البنود المستبعدة من الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين لحساب التضخم الذى يعده البنك المركزى المصرى وهى :

- الخضروات والفاكهة وهى العناصر الغذائية الأكثر تقلباً وتمثل ٦,٩% من السلة السلعية للمستهلكين.
- العناصر المحددة إدارياً وتمثل ١٨,٦٦% من السلة السلعية للمستهلكين .

ويهدف البنك المركزى المصرى من نشر مقياس التضخم إلى معرفة الجمهور بديناميكية التضخم، وبالتالى التقليل من أنتقال أثر صدمات الأسعار المؤقتة إلى توقعات التضخم، الأمر الذى يقلل بدورة من التغيرات الحادية فى التضخم.

ويتم إعداد مؤشر التضخم من خلال السلع والخدمات وهى كما يلى :

١ – الغذاء مستبعداً منه الخضروات والفاكهة :

هو عبارة عن العناصر الغذائية تشمل الخبز والحبوب واللحوم والأسماك والمأكولات البحرية، الألبان ، الجبن ، البيض ، الزيتون والدهون ، فاكهة جافة ، خضروات محفوظة ومعالجة جافة والسكر ، والمشروبات ، وتمثل ٣١,٨% مرسله الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين.

٢ – السلــع الاستهلاكيــة :

هى السلع المعمرة وغير المعمرة التى تتضمنها سلة الرقم القياسى العام

لأسعار المستهلكين وتشمل الملابس والأقمشة ، وصيانة وإصلاح السكن ، الأثاث ، السجاد ، المفروشات والأجهزة المنزلية ، والأدوات المنزلية وأدوات المائدة ، أدوات ومعدات المنازل ، ومواد النظافة المنزلية، شراء المركبات ، قطع الغيار ، زيوت وشحومات ، معدات التليفون والفاكس، معدات الصوت والصورة، الخدمات الثقافية وتمثل ١٤,٤٣% من سلة الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين.

٣ – الخدمات المدفوعة :

هى الخدمات تتضمنها سلة الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين التى عادة تقدم بواسطة الأفراد ، وتشمل تلك الخدمات، التنظيف والإصلاح وتأجير الملابس ، الخدمات المتنوعة المتصلة بالسكن ، إصلاح الأجهزة المنزلية ، الخدمات الطبية ، صيانة وإصلاح معدات النقل الشخصى ، تمثل الخدمات المدفوعة ٥,٨٧% من سلة الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين .

٤– الخدمات الأخرى :

هى الخدمات الأخرى بخلاف الخدمات المدفوعة التى تتضمنها سلة الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين ، تشمل إيجاد قانون جديدة ، خدمات المستشفيات ، خدمات النقل ، خدمات الفنادق ، خدمات المطاعم والمقاهى ، وتمثل ٢٣,٠٣% من سلة الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين.

٦- البيانات:

من أجل دراسة التأثير طويل الأجل الخطى و/أو الغير خطى للتضخم كبديل للسياسة النقدية على عدم عدالة توزيع الدخل فى مصر, وذلك إستناداً إلى فرضية كوزنتس, فقد إستخدمت الدراسة التجريبية الحالية بيانات سلاسل زمنية سنوية لمصر خلال فترة متوسطة نسبياً (1990-2018) بإجمالى 29 مشاهدة بناءاً على مدى توافر البيانات, وقد تم الحصول على تلك البيانات من مؤشرات التنمية في العالم (WDI) التي يمكن الوصول إليها عبر بوابة بيانات البنك الدولي.

بشكل عام، غالبًا ما يتم قياس عدم المساواة في الدخل من خلال معامل GINI، والذي يتراوح قيمته بين الصفر و الواحد الصحيح. ويتم تعريفه على أنه نسبة المنطقة بين منحنى Lorenz وخط المساواة التام. وعليه تُشير القيمة صفر لمعامل GINI بالمساواة الكاملة، بينما تُشير القيمة واحد لمعامل GINI بأقصى مستوى لعدم المساواة. وقد قمنا بجمع معلومات حول معامل GINI، ونصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للعملة المحلية)، كما يتم حساب معدل التضخم (π) من مؤشر أسعار المستهلك (النسبة المئوية السنوية)، ومؤشر التحضر (UR)، ويقاس كنسبة مئوية من السكان الذين يعيشون في المناطق الحضرية، والانفتاح على التجارة الدولية (Openness)، وأخيراً معدل البطالة الإجمالي (في المئة من إجمالي القوى العاملة). وتجدر الإشارة إلى أن بيانات السلسة الزمنية لمعامل GINI بالبنك الدولى تتضمن قيم مفقودة والتي يتم إستبدالها (أو إكمالها) من قواعد بيانات أخرى.

كذلك نستخدم مرشح Hodrick and Prescott (1981) (يشار إليه فيما يلي بـ HP-filter) لجعل معدل التضخم أكثر سلاسة، وإستخدام التضخم الذي تمت تصفيته من (HP-filter) (*Inflation-hp*) كبديل للتضخم المتوقع (أو إتجاه التضخم طويل الأجل) في نموذج الدراسة، ثم تم حساب فجوة التضخم (*Inflation-gap*) كبديل للتضخم غير المتوقع (أو التضخم على المدى القصير، والمعروف باسم دورات التضخم) وذلك بناءً على الفرق بين التضخم الفعلي والتضخم الذي تمت تصفيته من (HP-filter). لذلك، فإن فجوة التضخم ليست مكونًا من التضخم المتوقع. وهنا يفترض هذا المنهج أنه يمكن لجميع الوكلاء التمييز بين المكون طويل الأجل والصدمة قصيرة الأجل من التضخم الملاحظ. كذلك يتوقع جميع الوكلاء أن يكون التضخم المستقبلي مساوياً للتضخم الحالي المصفى من (HP-filter). كما نستخدم أيضًا مرشح (HP-filter) لتحلل أو تفكك نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي إلى مكونين مختلفين: إجمالي الناتج المحلي المصفى من HP (*GDPc-hp*) (أو الإتجاة طويل الأجل لنصيب الفرد من الناتج) وفجوة الناتج أو دورات الأعمال للناتج المحلى (*GDPc-gap*). ويرد وصف أكثر تفصيلاً للبيانات في الجدول (١) التالى.

جدول (١): وصف متغيرات الدراسة

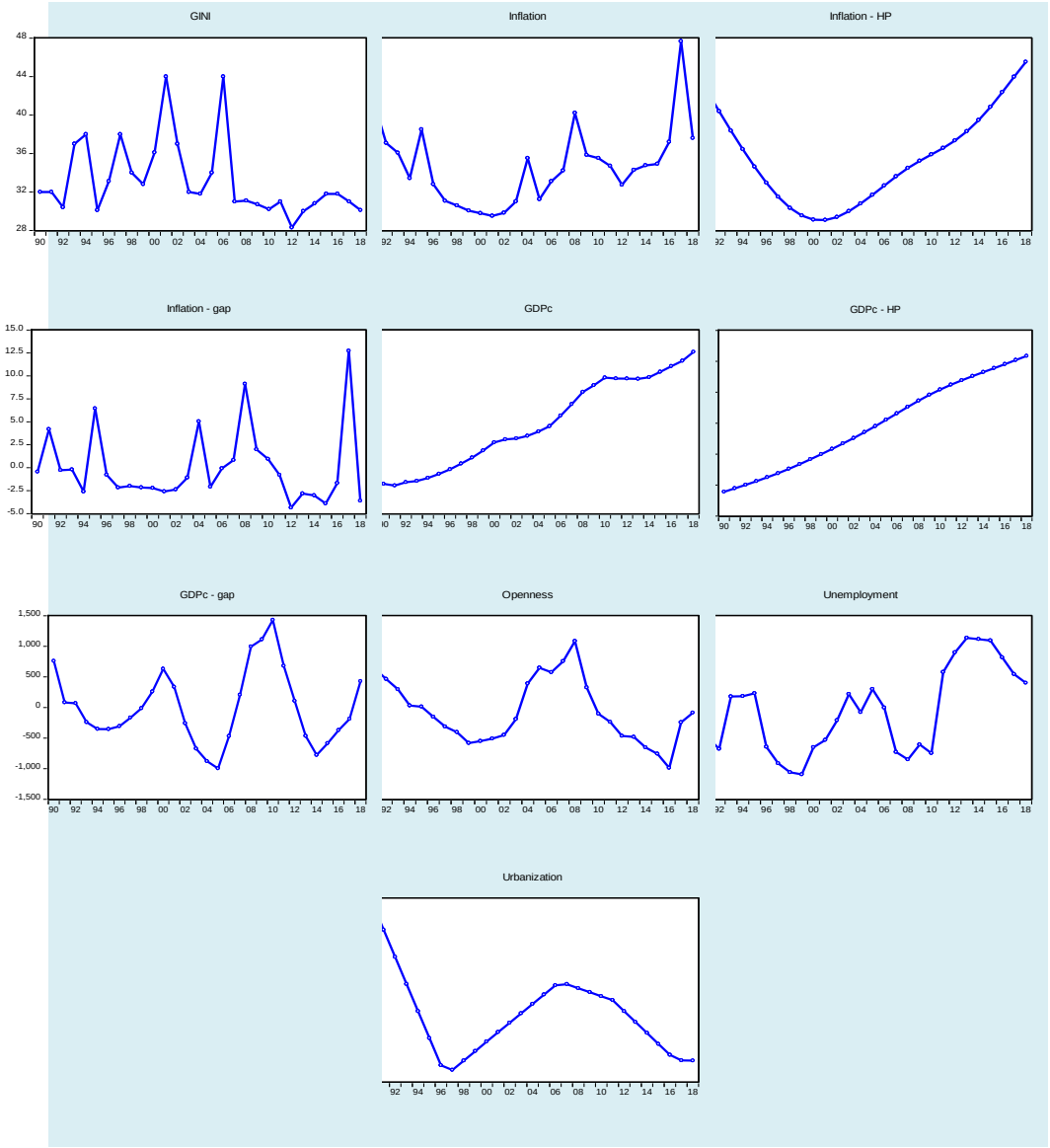
البيانات	التوصيف
GINI	معامل جيني.
Inflation	التضخم، الأسعار التي يدفعها المستهلكون (% سنويا).
Inflation-hp	التضخم المرشح طبقاً لطريقة Hodrick-Prescott filter (HP-filter), (الإتجاة طويل الأجل للتضخم).
Inflation-gap	فجوة التضخم (التضخم قصير الأجل أو دورات التضخم).
GDPc	نصيب الفرد من الناتج المحلى الإجمالى (بالأسعار الثابتة للعملة المحلية).
GDPc-hp	نصيب الفرد من الناتج المرشح طبقاً لطريقة (HP-filter), (الإتجاة طويل الأجل لنصيب الفرد من الناتج).
GDPc-gap	فجوة نصيب الفرد من الناتج (نصيب الفرد من الناتج قصير الأجل أو دورات الأعمال).
Openness	الإنفتاح على التجارة الدولية؛ وتُقاس بحجم التجارة (% من إجمالي الناتج المحلي).
Unemployment	معدل البطالة، إجمالي (% من إجمالي القوى العاملة) (تقديرات البنك الدولى).
Urbanization	معامل التحضر؛ ويُقاس بسكان المناطق الحضرية (% من إجمالي عدد السكان).

ويعرض الجدول (٢) التالى الإحصاءات الوصفية للمتغيرات الخاصة بنموذج الدراسة فى مصر. ومنها يتضح أن متوسط الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد الواحد في مصر بلغ 27791 جنيه، وكان معامل GINI، في المتوسط، 33.25 في المئة، وبلغ متوسط معدل التضخم 10.22 في المئة خلال الفترة 1990-2018. كما بلغ معدل الانفتاح التجارى, ومعدل التحضر, ومعدل البطالة 48.76 في المائة و 10.32 في المائة و 42.93 في المائة على التوالي. كما يتبع الجدول (٢), شكل (١) والخاص برسم الإتجاة الزمنى لمتغيرات الدراسة.

جدول (٢): التوصيف الإحصائى لمتغيرات الدراسة

	Obs.	***Mean***	***Std. Dev.***	***Min***	***Max***
Dependent Variable:					
GINI	29	33.246	3.917	28.3	44
Independent Variable:					
Inflation	29	10.219	6.102	2.2698	29.502
Inflation-hp	29	10.219	4.059	4.8628	18.020
Inflation-gap	29	1.7e-10	3.995	-4.3557	12.727
Control Variables:					
GDPc	29	27791	5773	19655	37129
GDPc-hp	29	27791	5724	19123	36699
GDPc-gap	29	4.2e-7	609.8	-996.71	1429.5
Openness	29	48.764	10.26	30.247	71.681
Unemployment	29	10.322	1.632	7.95	13.154
Urbanization	29	42.931	0.198	42.658	43.478

شكل (١): التطور الزمنى لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1990-2018)



(٥) المنهجية:

سوف تستخدم الدراسة الحالية فى تحليل السلاسل الزمنية وإستقصاء الأثر الديناميكى طويل الأجل لعلاقة التضخم بعدم العدالة فى توزيع الدخل فى مصر, على التكامل المشترك بإستخدام منهج إختبار الحدود The Bounds Testing Approach والمبنى على إستخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL)ويمكن تلخيص المراحل الرئيسية في إطار تقديرنا على النحو التالي:

(٥-١) النموذج

وهنا يتم تمييز تأثير التضخم بين المدى الطويل والمدى القصير بإستخدام نهج عام إقترحه Amornthum (2004). إذا لم يكن للتضخم تأثير على الاقتصاد الحقيقي على المدى الطويل، فينبغي أن نلاحظ آثار التضخم على المدى القصير فقط في هذا النموذج. يتبع Amornthum (2004) مفهوم اللاخطية (منحنى على شكل حرف U أو J) الذي اقترحه Bulir (2001) ويقدر العلاقة بين التضخم وعدم المساواة في الدخل على أساس فرضية Kuznets. وبالتالي، فإن الشكل الدالى للنموذج المقدر في هذه الورقة أدناه:

$$GINI_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_{C_t} + \alpha_2 (GDP_{C_t})^2 + \alpha_3 Inflation_t + \alpha_4 (Inflation_t)^2 + bX_t + \varepsilon_t$$

حيث $GINI_t$ هو مقياس عدم المساواة في الدخل، $GDPc_t$ نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي أو مقياس مناسب للتنمية الاقتصادية، $Inflation_t$ هو التضخم، X هى عبارة عن مجموعة من المتغيرات الضابطة مثل معدل البطالة، والتحضر، والانفتاح على التجارة الدولية، ε_t هو مصطلح الخطأ للمعادلة. ويشير الرمز t إلى الوقت. المعامل α_0 هو مصطلح الجزء الثابت. وهنا يتم توقع معامل α_1 > 0 و $\alpha_2 < 0$ بانتظام في اختبار فرضية Kuznets المقلوبة على شكل حرف U.

أيضًا، يختبر المعامل $\alpha_3 < 0$ و $\alpha_4 > 0$ وجود علاقة غير خطية بين التضخم وعدم المساواة في الدخل.

(٥-٢) إختبار جذر الوحدة (Unit Root Test):

رغم أن أحد مميزات إسلوب *ARDL* هو أنه يمكن تطبيقة بغض النظر عن درجة تكامل المتغيرات. سواء كانت متكاملة من الدرجة نفسها؛ أى من الدرجة I(0)أو I(1), أو متكاملة من درجات مختلفة, أى I(0) و I(1), ولكن الشرط الوحيد لتطبيقه هو أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2). وبالتالى فالخطوة الأولى فى التحليل هو التحقق من سكون هذه السلاسل وتحديد درجة تكامل كل سلسلة فى النموذج, وذلك من أجل تجنب الانحدار الزائف (Spurious Regression). ويعتبر إختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) للتعرف على مدى سكون السلاسل الزمنية من أهم وأشهر الطرق التى تستخدم لإختبارات السكون, ورغم تعدد إختبارات جذر الوحدة يُعد إختبار ديكى فوللر الموسع (ADF) الأكثر إستخداماً فى البحوث التطبيقية للكشف عن السكون.

وكما هو مبين فى Fuller (1976) فإن إختبارات جذر الوحدة ليست بالضرورة قوية (Robust) وأنه من المستحسن إستخدام إختبارات متعددة. ومن هنا سوف يتم إستخدام إختبار فيليب بيرون (*Philips-Perron*) (*PP*) (1988) للتأكد من سلامة النتائج. وخاصة أن توزيع اختبار ديكي فيلر الموسع (*ADF*) مبني إفتراضاته على أن حد الخطأ مستقل إحصائيا ويتضمن تباين ثابت. لذلك عند استخدام (*ADF*) يجب أن نتأكد ان حد الخطأ غير مرتبط وأنه يتضمن تباين ثابت. بينما (*PP*) طورا تعميم لطريقة (*ADF*) تسمح بوجود إرتباط ذاتي في حد الخطأ. وبالتالى فإن طريقة فيليب بيرون هي تعديل لإحصاء t لديكي فيلر الموسع ليأخذ في الاعتبار قيود أقل على حد الخطأ. ويلخص الجدول (٤) نتائج إختبار جذر الوحدة بإستخدام إختبارى (*ADF*) و (*pp*) على الترتيب.

ويتضح من نتائج الجدول رقم (٣) إتفاق إختبارى (*ADF*) و (*PP*) على أن جميع المتغيرات المستخدمة للدولتين ساكنة سواء عند المستوى (Level), أو الفرق الأول (First difference). بإستثناء متغيرى التضخم, ونصيب الفرد من الناتج المرشحين من HP, والتى أظهر إختبار (*PP*) على أنهما ساكنين عند الفرق الثانى, أى أنهما متكاملين عند I(2). ولمعالجة تلك المشكلة فسوف يتم تقدير نموذج الدراسة لمصر بإستخدام الفرق الأول لهذين المتغيرين, وذلك حتى يتم تقليل درجة تكامله داخل النموذج إلى I(1) ليتماشى مع متطلبات إسلوب ARDL. وبالتالى فإن نتائج جدول السكون تظهر أن المتغيرات ساكنة عند المستوى والفرق الأول معاً, أى أن المتغيرات مزيج من I(0) و I(1), مما يدعم أكثر إستخدام تقنية الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

جدول (٣): نتائج إختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة (*ADF - PP* Unit root test results)

Variables	*ADF*			*PP*		
	Intercept	*Intercept & trend*	*None*	*Intercept*	*Intercept & trend*	*None*
GINI	-3.6986 (0.009)***			-3.6430 (0.011)**		
Inflation	-2.8641 (0.062)*			-2.8641 (0.062)*		
Inflation-hp	-2.5455 (0.119)	-4.9366 (0.003)***		-1.2923 (0.619)	-2.9272 (0.169)	-0.3917 (0.534)
D(Inflation-hp)				-1.1653 (0.674)	-1.2077 (0.889)	-1.1333 (0.227)
Inflation-gap	-5.1224 (0.000)***			-5.1171 (0.000)***		
GDPc-hp	2.0725 (0.999)	-8.0621 (0.000)***		0.1878 (0.967)	-2.0630 (0.543)	9.5801 (1.000)
				-1.5329	-1.1111	-0.0288

			(0.502)	(0.908)	(0.664)
GDPc-gap	-5.8562 (0.000)***		-2.3778 (0.157)	-2.3333 (0.404)	-2.4046 (0.018)**
Openness	-3.8298 (0.008)***		-1.8596 (0.346)	-1.8869 (0.634)	-0.4885 (0.495)
D(Openness)			-4.2426 (0.003)***		
Unemployment	-1.6929 (0.424)	-4.007 (0.022)**	-1.8174 (0.365)	-2.0595 (0.545)	0.1913 (0.734)
D(Unemployment)			-4.4879 (0.002)***		
Urbanization	-4.2026 (0.003)***		-2.7234 (0.083)*		

Critical Values	***ADF***			***PP***		
%1	-3.7696	-4.4407	-2.6743	-3.7529	-4.4163	-2.6694
%5	-3.0049	-3.6329	-1.9572	-2.9981	-3.6220	-1.9564
%10	-2.6422	-3.2547	-1.6082	-2.6388	-3.2486	-1.6085

ملحوظة: - ***, **, * تُشير إلى الدلالة الإحصائية عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

(٥-٣) إختبار التكامل المشترك (Co-integration) بإستخدام منهج ARDL:

لإجراء التكامل المشترك بين المتغيرات طبقاً لمنهج ARDL نقوم أولاً بإختبار ما إذا كانت توجد علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة أى التكامل المشترك وذلك فى إطار نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error (UECM) Correction Model, والتى يتم تقديرها بطريقة (OLS), وذلك بعد تحديد فترات الإبطاء المثلى للفروق الأولى للمتغيرات وفقاً لمعيار Schwarz (SBC) والتى تعطى أقل قيمة لهذه المعايير كما يلى:

$$\Delta GINI_t = \alpha_i + \varphi_i GINI_{t-1} + \delta_i^* GDP_{C_t} + \theta_i^* GDP_{C_t}^2 + \gamma_i^* Inflation_t + \vartheta_i^* Inflation^2{}_t + \rho_i^* X_t + \sum_{j=1}^{m} \beta_j^{**} GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \delta_j^{**} GDP_{C_{t-1}} + \sum_{j=0}^{m} \theta_j^{**} GDP_{C_{t-1}}^2 + \sum_{j=0}^{m} \gamma_j^{**} Inflation_{t-1} + \sum_{j=0}^{m} \vartheta_j^{**} Inflayion^2{}_{t-1} + \sum_{j=0}^{m} \rho_j^{**} X_{t-1} + \mu_t$$

حيث يمثل $GINI$ المتغير التابع, ويشير $\rho_i^{**}, \vartheta_j^{**}, \gamma_j^{**}, \theta_j^{**}, \delta_j^{**}$ إلى معاملات الأجل القصير (تصحيح الخطأ) بينما $\varphi_i, \delta_i^*, \theta_i^*, \gamma_i^*, \vartheta_i^*, \rho_i^*$ يشير إلى معاملات الأجل الطويل, α يمثل الحد الثابت, ويشير الرمز Δ إلى الفرق الأول first difference للمتغيرات, بينما يمثل m فترات الإبطاء lags لمتغيرات الفرق الأول ويمثل μ حد الخطأ العشوائى.

ثم يتم مقارنة قيمة $F-statistic$ المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة critical bounds. فإذا كانت قيمة $F-statistic$ المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلي الجدولية ففى هذه الحالة يتم رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل؛ أى أن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. وعلى النقيض من ذلك, إذا كانت قيمة $F-statistic$ المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية, ففى هذه الحالة يتم قبول الفرض العدمى الذى يشير إلى عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات, أما إذا وقعت قيمة $F-statistic$ المحسوبة بين قيمة الحد الأعلى والأدنى, ففى هذه الحالة

تكون النتيجة غير محسومة بمعنى عدم القدرة على إتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

ويتبين من النتائج الموضحة فى الجدولين (٦أ) التالى أن قيمة إحصاء (*F– Bounds*) المحسوبة للإنحدارات من (1) حتى (5) تفوق قيمة الحد الأعلى الجدولية (UCB) المناظرة, ومن ثم يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بما يفيد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات فى مصر, أى هناك علاقة تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1%. ونتيجة لذلك يمكننا إكمال التحليل للحصول على مقدرات المعلمات طويلة وقصيرة الأجل.

(٦-٣) تقدير نموذج الأجل الطويل والقصير بإستخدام نموذج ARDL:

نظراً لأن نتائج إحصاء (*F– Bounds*) المحسوبة أكدت على وجود علاقة تكامل, فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل للمعادلات والتى تأخذ الشكل التالى:

$$\boldsymbol{y_t = \theta + \sum_{i=1}^{p} \sigma_i\, y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} k_{i_t}\, x_{t-i} + \epsilon_t}$$

وهو ما يظهر نتائجه فى الجدول (٦أ) التالى. بالإضافة إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ويتم ذلك من خلال إستخدام البواقى المقدرة بفترة إبطاء واحدة ε_{t-1} التى يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل فى المعادلة السابقة, لذا فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة الأتية:

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

حيث نموذج تصحيح الخطأ (ECM) له أهميتين, الأول أنه يقدر معاملات الأجل القصير, بينما الثانى هو حد تصحيح الخطأ (ECT) الذى يتمثل فى معاملγ فى المعادلة السابقة, وهو يقيس سرعة تعديل الاختلال فى التوازن من الأجل القصير بإتجاه التوازن فى الأجل الطويل وهو ما يستلزم أن يكون معنوياً وسالباً حتى يُقدم دليلاً على إستقرار العلاقة فى الأجل الطويل (أى أن ألية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج). وهو ما يظهر نتائجه فى الجدول (٦ب).

ولكن قبل إستخدام نموذج ARDL فى تقدير المعاملات ينبغى التأكد من جودة النماذج المستخدمة فى التحليل وخلوها من مشاكل القياس المختلفة, ويتم ذلك بإستخدام الأختبارات التشخيصية (Diagnostic Tests) المختلفة وفقاً للإختبارات التالية كما تظهر فى الجدول (٤):

جدول (٤): الإختبارات التشخيصية وإستقرار النموذج المستخدمة

(Diagnostic and Stability tests)

Diagnostic Tests	Tests used
Heteroskedasticity	Breusch-Pagan -Godfrey
Serial Correlation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test.
Normality	Jarque-Bera
Function Form	Ramsey RESET Test
Volatility	ARCH effect test
Multi-Colleniarity	Variance Inflation Factors (VIF)
Autocorrelation	a. Correlogram -Q- statistics
	b. Correlogram Squared Residuals
Structural Breakpoint	a. Chow test for known breakpoint
	b. Quandt likelihood ratio test for unknown breakpoint
Non-linearity	a. Auxiliary regression for non-linearity test (squared terms)
	b. Auxiliary regression for non-linearity test (log terms)
Stability	a. CUSUM
	b. CUSUM of Squares

وقد تم الإفصاح عن نتائج أغلب هذه الإختبارات أسفل نتائج تقدير الإنحدارات فى الأجل الطويل فى الجدول (٦أ). والتى يتضح منها خلو الإنحدارات المقدرة من مشكلة عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity), وكذلك مشكلة الأرتباط التسلسلى بين البواقى (Serial Correlation), مع عدم وجود (Autocorrelation) أو (Partial Correlation), وأن البواقى تتوزع توزيع طبيعى (Normality Test), بالإضافة إلى أن النماذج موصفة بشكل ملائم (صحة الشكل الدالى للنماذج) (Functional Form). ويستثنى من ذلك الإنحدار (5) والذى يعانى من الأرتباط التسلسلى بين البواقى, بالإضافة إلى الإنحدارت (1), (2), (4) والذى يخبرنا إختبار (Ramsey RESET) بضعف صحة الشكل الدالى للمعادلة. وقد يرجع ذلك لتقدير هذه الإنحدارات بإستخدام أكثر من شكل تربيعى فى متغيراتها. وللتغلب على ذلك سوف يتم تقدير إنحدارات الدراسة بإستخدام أمر القوة (HAC).

كما تم التأكد من عدم وجود تقلبات (Volatility) فى السلاسل الزمنية المستخدمة لمصر. مع عدم وجود كسور أو تغيرات هيكلية (Structural Breakpoint) معروفة أو غير معروفة فى السلاسل الزمنية المستخدمة. كذلك لكى نتأكد من خلو البيانات المستخدمة فى هذه الدراسة من وجود أى تغيرات هيكلية فيها, أى التأكد من عدم وجود قفزات أو تغيرات مفاجئة فى البيانات مع مرور الزمن, فقد تم إستخدم إختبار المجموع التراكمى للبواقى المعاودة (CUSUM), وكذلك المجموع التراكمى لمربعات البواقى المعاودة (CUSUM of Squares). ويتحقق الأستقرار الهيكلى للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج (ARDL), إذا وقع الشكل البيانى لاختبار (CUSUM) و (CUSUM of Squares) داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5%, وهو ما يتحقق فى كافة الإنحدارات, وبالتالى هناك إستقراراً وإنسجاماً فى النماذج المقدرة بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير.

وترتيباً على نتائج هذه الأختبارات يمكن إتخاذ قرار بصلاحية إستخدام هذه الإنحدارات فى تقدير العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل وتوضح الجداول التالية

نتائج قياس الأجل الطويل والقصير والتى تُظهر العديد من النتائج المثيرة للإهتمام, كما يلى:

جدول (٥): نتائج تقدير أثر التضخم على عدم عدالة توزيع الدخل فى مصر فى الأجل الطويل

Dependent Variable: *GINI*

Method: *ARDL with HAC standard errors*

Model selection method: *Schwarz criterion (SIC)*

Variables	***Reg (1a)***	***Reg (2a)***	***Reg (3a)***	***Reg (4a)***	***Reg (5a)***
Long-run coefficients:					
GDPc-hp	-0.0272 [-3.016]***	-0.0339 [-4.058]***	0.0073 [0.721]	0.0124 [0.407]	-0.3013 [-3.172]**
$(GDPc\text{-}hp)^2$	4.72e-7 [2.979]**	5.93e-7 [4.052]***	-1.64e-7 [-0.883]	-2.95e-7 [-0.527]	5.38e-6 [3.124]**
GDPc-gap	0.0037 [2.087]*	0.0039 [1.486]	0.0025 [2.288]**	0.0088 [3.119]***	0.0019 [1.166]
Inflation	-0.8131 [-3.169]***	-1.7673 [-3.939]***			
$(Inflation)^2$		0.0209 [2.216]**			
Inflation-hp			1.1538 [0.918]	3.4629 [0.918]	-16.873 [-2.351]**
$(Inflation\text{-}hp)^2$					-0.4437 [-3.692]***
Inflation-gap				-1.3667 [-3.095]***	-0.6906 [-3.692]***
Openness	0.0243 [0.357]	0.1838 [1.672]	0.0063 [0.092]	0.5912 [2.164]*	0.0105 [0.093]
Unemployment	1.4857 [2.884]**	2.0881 [2.049]*	0.8843 [1.921]*	2.6433 [1.913]*	0.7566 [1.829]
Urbanization	-5.5479 [-2.536]**	-8.5915 [-2.042]*	-13.987 [-2.179]**	-49.480 [-3.162]***	-14.679 [-1.278]

Constant	583.88 [3.459]***	788.74 [3.028]***	543.35 [3.347]***	1959.5 [4.322]***	4716.7 [2.875]**
Adjusted R^2	%57.6	%49.4	%38.3	%43.2	%68.5
DW – stat.	2.1179	2.1848	2.6529	2.3186	2.9669
Fisher test (F-stat.)	3.7119**	2.8821**	2.6136**	2.3669**	4.3195**
Selected Model: ARDL	(2, 1, 0, 1, 1, 0, 1, 0)	(1, 1, 0, 1, 1, 0, 1, 1, 0)	(2, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0)	(1, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 1)	(2, 0, 1, 1, 0, 1, 1, 0, 1, 0)
F-Bounds test	7.0014***	5.7453***	4.3021***	5.0548***	8.4046***
Breusch –Pagan - Godfrey	0.9972 (0.502)	0.9199 (0.563)	1.9795 (0.108)	1.6967 (0.181)	0.9224 (0.570)
Breusch-Godfrey LM test.	2.0388 (0.177)	2.1717 (0.160)	3.6832 (0.052)	2.0404 (0.181)	13.415 (0.004)
Jarque-Bera	1.5633 (0.458)	0.0763 (0.963)	3.2908 (0.193)	1.0270 (0.598)	0.4339 (0.805)
Ramsey RESET Test	27.564 (0.000)	11.258 (0.006)	3.0299 (0.102)	29.119 (0.000)	4.7342 (0.061)
Autocorrelation	*No*	*No*	*No*	*No*	*No*
Partial Correlation	*No*	*No*	*No*	*No*	*No*
CUSUM	stability	stability	stability	stability	stability
CUSUM of Squares	stability	stability	stability	stability	stability

ملحوظة: - ***, **, * تُشير إلى الدلالة الإحصائية عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

كما ذكرنا سابقًا، نقوم بتقييم العلاقة طويلة الأجل المحتملة بين التضخم (حسب معدل التضخم الكلي، ومكونيه، التضخم المرشح من HP وفجوة التضخم) وعدم المساواة في الدخل مع المتغيرات الضابطة الأخرى. كما هو موضح في الجدول (٥) السابق، فمن الإنحدار (1a) نجد علاقة عكسية كبيرة بين عدم المساواة في الدخل والتضخم الكلي فى مصر وذلك عند مستوى معنوية 1% وبالتالى توضح هذه النتائج أن التضخم الكلي له تأثير خطي سلبي قوي على عدم المساواة في الدخل. وبالإنتقال للإنحدار (2a)، تم إدخال معدل التضخم الكلى فى الشكل التربيعى (لاختبار وجود تأثير غير خطي للتضخم الكلي). والتى يتضح منها أن العلاقة بين عدم المساواة فى

الدخل والتضخم الكلى تأخذ شكل حرف U, أى نجد تأثير سلبى للتضخم الكلى على معامل جينى فى مصر عند المستويات المنخفضة من التضخم الكلى, فى المقابل يتحول هذا التأثير إلى إيجابى عند المستويات المرتفعة من التضخم.

وتشير النتائج أيضًا إلى وجود علاقة إيجابية غير معنوية بين عدم المساواة في الدخل والتضخم الذي تم ترشيحه من HP في الإنحدار (3a). هذه النتيجة الأخيرة تقترح أن هناك علاقة سلبية كبيرة بين عدم المساواة في الدخل والتضخم الذي تم ترشيحه من HP، والتي بدورها تؤكد الآلية التي تقود التضخم إلى تقليل عدم المساواة في الدخل في مصر. بإضافة فجوة التضخم فى الإنحدار (4a)، نجد علاقة سلبية كبيرة بين عدم المساواة في الدخل وفجوة التضخم. تشير الأدبيات السابقة إلى أن فجوة التضخم لها تأثير على الاقتصاد الحقيقي على المدى القصير، لكن عدم المساواة في الدخل يتغير على المدى الطويل؛ وبالتالي، فإن فجوة التضخم لا يمكن أن تفسر التغيرات الطويلة الأجل في عدم المساواة في الدخل.

في الإنحدار (5a)، مع إضافة معدل التضخم الذي تم ترشيحه من HP فى الشكل التربيعى لاختبار وجود علاقة غير خطية، تظهر لنا النتائج وجود علاقة سلبية معنوية بين عدم المساواة في الدخل والتضخم الذي ترشيحه HP،بالإضافة إلى إستمرار تواجد العلاقة السلبية المعنوية بين عدم المساواة في الدخل و التضخم المرشح من HP. أيضاً، بالإضافة إلى أن فجوة التضخم لها تأثير سلبي كبير على عدم المساواة في الدخل للمعادلة المذكورة في العمود (5). بمعنى آخر، تؤكد النتائج عدم وجود علاقة غير خطية بين عدم المساواة في الدخل والتضخم الذي تم ترشيحه من HP.

وهنا تُبين لنا الإنحدارات (1a), (2a), (5a) تحقق فرضية كوزنتس "Kuznets" المقلوب "على شكل حرف U" بين عدم المساواة في الدخل والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد. تتوافق تلك النتائج مع النتائج التي قدمتها Gallup (2012) و Lim and Sek (2014). بينما لم نتمكن من تحديد أي صلة غير خطية

معنوية بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد وعدم المساواة في الدخل للإنحدارين (3a), (4a) فى مصر. كذلك نجد ارتباطًا إيجابيًا بين التقلبات فى الناتج المحلي الإجمالي (أو دورات الأعمال) وعدم المساواة في الدخل لجميع معادلات التقدير بإستثناء الإنحدارين (2a), (5a).

أيضاً، أغلب المتغيرات الضابطة الأخرى معنوية عند مستوى 5% فى أغلب الإنحدارات. فتشير النتائج إلى وجود علاقة إيجابية كبيرة بين معدل البطالة وعدم المساواة في الدخل، كما هو متوقع. لذلك، كلما ارتفع معدل البطالة، زاد عدم المساواة في الدخل. كما أظهرت النتائج أيضاً وجود علاقة سلبية كبيرة بين مؤشر التحضر وعدم المساواة في الدخل وذلك فى الإنحدارات من (1a) إلى (4a).

وأخيراً نجد علاقة إيجابية عند مستوى 10% بين الانفتاح على التجارة الدولية وعدم المساواة في الدخل وذلك فى الإنحدار (4a).

وأخيراً يتضح من الجدول إرتفاع قيمة معامل التحديد المعدل ($\overline{R}^2$) حيث تُفسر الإنحدارات ما بين 38.3% - 68.6% من التغيرات التى تحدث فى معامل جينى فى مصر, كما يشير إختبار فيشر *(Fisher)* إلى رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل بوجود دلالة إحصائية للإنحدارات المستخدمة ككل عند مستوى معنوية 1%.

الجدول (٦) التالى يوضح نموذج تصحيح الخطأ الخاص بالعلاقة بين عدم المساواة فى توزيع الدخل والتضخم فى مصر, والتى تُظهر أن معامل تصحيح الخطأ *ECM (-1)* جاء معنوياً وسالباً, مما يدل على أن ألية تصحيح الخطأ موجودة فى الإنحدارات, أى هناك إستقرار فى العلاقة فى الأجل الطويل, وهو بذلك يتفق مع إختبار (CUSUM),(CUSUM of Squares). كما يتضح أن معاملات الأجل القصير لا تختلف كثيراً سواء فى إشارة أو حجم تأثير عن معاملات الأجل الطويل.

جدول (٦): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لأثر أثر التضخم على عدم عدالة توزيع الدخل فى مصر

Dependent Variable: *GINI*

Method: *ARDL with HAC standard errors*

Variables	***Reg (1b)***	***Reg (2b)***	***Reg (3b)***	***Reg (4b)***	***Reg(5b)***
Error correction coefficient:					
φ_i	-2.0105 [-10.09]***	-1.5217 [-9.860]***	-1.7661 [-7.621]***	-1.4585 [-9.405]***	-2.3701 [-8.939]***
Short-run coefficients:					
GINI (-1)	-2.0105 [-7.575]***	-1.5217 [-7.218]***	-1.7661 [-6.083]***	-1.4585 [-6.898]***	-2.3701 [-8.939]***
GDPc-hp	-0.0546 [-3.924]***	-0.0516 [-3.780]***	0.0128 [0.522]	0.0181 [0.449]	-0.7140 [-2.250]*
$(GDPc\text{-}hp)^2$	9.49e-7 [3.864]***	9.02e-7 [3.739]***	-2.90e-7 [-0.633]	-4.30e-7 [-0.579]	1.28e-5 [2.226]*
GDPc-gap	0.0074 [2.799]**	0.0059 [2.188]**	0.0043 [1.788]*	0.0129 [3.140]***	0.0045 [1.083]
Inflation	-1.6347 [-3.189]***	-2.6893 [-3.897]***			
$(Inflation)^2$		0.0318 [2.109]*			
Inflation-hp			2.0378 [0.641]	5.0505 [0.994]	-39.991 [-1.907]*
$(Inflation\text{-}hp)^2$					-1.0516 [-2.264]**
Inflation-gap				-1.9933 [-3.168]***	-1.6369 [-3.339]***
Openness	0.0488 [0.258]	0.2797 [1.254]	0.0110 [0.066]	0.8623 [2.329]**	0.0249 [0.096]
Unemployment	2.9863 [2.409]**	3.1774 [2.318]**	1.5618 [1.483]	3.8552 [1.928]*	1.7933 [1.469]

Urbanization	-11.154 [-1.529]	-13.074 [-1.514]	-24.702 [-1.414]	-72.165 [-2.673]**	-34.789 [-0.829]
Constant	1173.9 [3.077]***	1200.2 [2.521]**	959.60 [2.013]*	2857.8 [3.427]***	11179 [3.427]**

ملحوظة: - ***, **, * تُشير إلى الدلالة الإحصائية عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

النتـــائـج

إستهدفت الدراسة الحالية فحص العلاقة بين التضخم (كبديل للسياسة النقدية) وعدم المساواة فى الدخل وذلك بالتطبيق على دولة مصر خلال فترة متوسطة نسبياً (1990-2017) بإجمالى 29 مشاهدة, وقد إعتمدت الدراسة فى تحقيق ذلك على التكامل المشترك بإستخدام منهج إختبار الحدود The Bounds Testing Approach والمبنى على إستخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL). وقد إعتمدت الدراسة فى التعبير عن التضخم على ثلاثة مؤشرات وهما مؤشر التضخم الكلى (أسعار المستهلكين), ومؤشر التضخم المرشح من HP, وفجوة التضخم. وذلك للتحقق من قوة وثبات النتائج (Robust). أما بالنسبة لعدم المساواة فى الدخل فقد إعتمدت على معامل جينى, والذى يتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح.

ولقد درسنا خواص عدم التكامل والتكامل المشترك للمتغيرات المتعلقة بعدم المساواة في الدخل والتضخم والتنمية الاقتصادية وغيرها من متغيرات التحكم. وتشير نتائج اختبار التكامل المشترك إلى وجود علاقة تكامل مشتركة بين المتغيرات، مما يعني وجود علاقة توازن طويلة الأمد بين التضخم وعدم المساواة في الدخل فى مصر. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة غير خطية بين التضخم الكلى وعدم المساواة فى توزيع الدخل فى الأجلين الطويل والقصير عند مستوى 1%. وهو بذلك

يتفق مع فرضية الدراسة والنظرية الاقتصادية, فى حين فشلت الدراسة فى إثبات هذه العلاقة غير الخطية بالنسبة للتضخم المرشح من HP. أيضًا، درسنا وجود فرضية Kuznets، ووجدنا منحنى "على شكل حرف U" بين إجمالي الناتج المحلي الحقيقي للفرد وعدم المساواة في الدخل مصر.

أما بالنسبة للمتغيرات التفسيرية الأخرى فقد توصلت الدراسة أيضاً إلى وجود علاقة إيجابية كبيرة بين معدل البطالة وعدم المساواة في الدخل، كما هو متوقع. لذلك، كلما ارتفع معدل البطالة، زاد عدم المساواة في الدخل. كما أظهرت النتائج أيضاً وجود علاقة سلبية كبيرة بين مؤشر التحضر وعدم المساواة في الدخل. فى المقابل نجد علاقة إيجابية عند مستوى 10% بين الانفتاح على التجارة الدولية وعدم المساواة في الدخل وذلك فى إنحدار واحد فقط.

المراجع

- البنك المركزى المصرى ، التقرير الشهرى لسنة ٢٠١٩ ، إعداد مختلفة .
- الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء ، الكتاب الاحصائى السنوى ، سنوات مختلفة .
- الجهاز المركزى للتعبئة العامة والاحصاء: الكتاب الاحصائى السنوى ، سنوات مختلفة.
- الجهاز المركزى للتعبئة العامة والاحصاء، الإحصاءات الاقتصادية القومية: مدخرات الأفراد لدى أوعية الادخار الرئيسية، سنوات مختلفة.
- أيناس فهمى ، اثر النفقات العامة والاجتماعية على التفادى فى توزيع الدخل : دراسة تطبيقية على بعض الدول النامية مع إشارة خاصة للاقتصاد المصرى ، مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية ، جامعة القاهرة ، المجلد ١٧، العدد ٣ / ٢٠١٦.
- خيرالدين، هناء والليثى، هبة. (٢٠٠٦). العلاقة بين النمو الاقتصادى وتوزيع الدخل والحد من الفقر فى مصر. القاهرة، المركز المصرى للدراسات الاقتصادية.
- سمير محمود طوبار ، الاقتصاد الكلى تحليل وسياسة ، المؤلف ، ١٩٩٤.
- عبدالمنعم راضى، اقتصاديات النقود والبنوك، القاهرة ، مؤسسة دار التعاون للطبع والنشر، ١٩٨٥.
- ماجد يسرى الخربوطلى ، كفاءة السياسة المالية ، فى تحقيق التوازن بين النمو وعدالة التوزيع ، حالة مصر من ٢٠١١/٢٠٠٣ ، مصر المعاصر الجمعية المصرية للاقتصاد السياسى والاحصاء والتشريع ، أكتوبر ٢٠١٧، العدد ٥٢٨.
- محمد، محمد سمير. (2008). تقييم دور السياسة الضريبية فى إعادة توزيع الدخل خلال الإصلاح الاقتصادى فى مصر، ١٩٩٠-٢٠٠٣. رسالة ماجستير اقتصاد كلية التجارة ، جامعة عين شمس.
- محمود محمد عارف ، مقدمة فى النقود والبنوك، المؤلف، ٢٠١٦.
- مدحت محمد العقاد ، اقتصاديات النقود والبنوك، المؤلف ، ٢٠٠٣ .
- وجدى محمود وأخرون ، أثر برامج الاصلاح الاقتصادى فى عدالة توزيع الدخل فى مصر ، المجلة المصرية للدراسات التجارية ، كلية التجارة ، جامعة المنصورة ، المجلد ٣٦، العدد٢ ، ٢٠١٢
- وحيد مهدى ، السياسات النقدية والمالية والاستقرار الاقتصادى ، الاسكندرية ، الدار الجامعية ، ٢٠١٠.
- وزارة المالية ، التقرير السنوى ، ٢٠١٨.

1. Akitoby, B., T. Komatsuzaki and A. Binder (2014) "Inflation and Public Debt Reversals in the G7 Countries" IMF Working Paper number WP/14/96.
2. Areosa, W. D., & Areosa, M. B. (2016). The inequality channel of monetary transmission. *Journal of Macroeconomics*, *48*, 214-230.
3. Camera, G., & Chien, Y. (2014). Understanding the distributional impact of long-run inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, *46*(6), 1137-1170.
4. Cysne, R. P., Maldonado, W. L., & Monteiro, P. K. (2005). Inflation and income inequality: A shopping-time approach. *Journal of Development Economics*, *78*(2), 516-528.
5. Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the Poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 160-178.
6. Fischer, S. and F. Modigliani (1978) "Towards an understanding of the real effects and costs of inflation" Weltwirtschaftliches Archiv number 114, 810-833
7. Funk, P., & Kromen, B. (2010). Inflation and innovation-driven growth. *The BE Journal of Macroeconomics*, *10*(1).
8. Giovannoni, O. (2010). Functional Distribution of Income, Inequality and the Incidence of poverty: stylized facts and the Role of macroeconomic policy. University of Texas Inequality project (VYP). Working paper No. 58.
9. Habakkuk, H.J. (1959). Thomas Robert Malthus F.R.S. 1766-1834, Notes and Records of the Royal Society of London. Vol. 14, No.1.
10. Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. Journal Economic dyna control, 12, pp. 231-254.
11. Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford: Oxford University Press.

12. Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.
13. Leigh, A. and Posso, A. (2009). Top incomes and national savings. Review of Income and Wealth, 55(1).
14. Person, T. and Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth?', American Economic Review 84(3), 600–621.
15. Pesaran, M.H., Shin Y., and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal applied econometrics. 16 pp.289-326.
16. Phillips, P. C. B., and P. Perron. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika 75: 335–346.
17. Samuelson P,N. "Economics : 1ed., MC. Graw –Will Irwin, 2001.
18. Smith, D. (2001). International evidence on how income inequality and credit market imperfections affect private saving rates. Journal of Development Economics, 64(1).
19. UNDP Human Development report various ISSVES
20. Verme, Paolo, BrankoMilanovic, Sherine Al-Shawarby, Sahar El Tawila, May Gadallah, and Enas Ali A.El-Majeed"Inside Inequality in the Arab Republic of Egypt: Facts and Perceptions across People, Time, and Space" IBID.
21. World Bank, World Development Indicators database