مجلة التجارة والتمويل

https://caf.journals.ekb.eg/

كلية التجارة – جامعة طنطا

العدد : الثانى

يونيو ٢٠٢٣

أثر النمو والتوزيع على الفقر في مصر

د. السيد فراج السعيد محمد صقر

أستاذ مساعد كلية التجارة - جامعة دمياط

د. رشدي فتحي محمود حسن

كلية التجارة جامعة دمياط

كلية الشريعة – الجامعة الإسلامية بالمدينة المنورة

د. عبد القادر أحمد البكري

كلية الشريعة – الجامعة الإسلامية

بالمدينة المنورة

الملخص

تتمثل مشكلة الدراسة في تحديد أثر كل من النمو والتوزيع على الفقر في مصر خلال الفترة ١٩٩٠ –٢٠٢٠. **ويتمثل هدف الدراسة:** في الوقوف على الأهمية النسبية لمكوني النمو والتوزيع في تكوين ظاهرة الفقر في مصر. وتقوم الدراسة علي فرضيتين رئيستين: **الفرضية الاولي** :يوجد تأثير معنوي لكلا من النمو والتوزيع علي الفقر في مصر ،**الفرضية الثانية:** ان تأثير التوزيع علي الفقر يفوق تأثير النمو علي الفقر. **أما منهجية الدراسة:** فقد استندت إلى المنهج الاستنباطي من خلال تناول مفاهيم ومقاييس الفقر والنمو والتوزيع، وإلى المنهج الاستقرائي من خلال تحليل وتتبع البيانات المتعلقة بالفقر والنمو والتوزيع وإلى المنهج القياسي لتحديد العلاقة الكمية بين الفقر كمتغير تابع والنمو والتوزيع كمتغيرين مستقلين.

وقد انتهت الدراسة الي عدد من النتائج أهمها: في المدى القصير، يوجد تأثير موجب للمتغير المستقل (عدم المساواة كنسبة بين شريحتين)على معدل الفقر، فزيادة عدم المساواة بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ٠.٥٥٦ وحدة تقريباً، بينما يوجد تأثير سلبي لمعدل نمو صافي الدخل القومي للفرد على معدل الفقر ، فزيادة هذا المعدل بوحدة واحدة يؤدي الي تراجع معدل الفقر بمقدار ٠.٢٩٢وحدة تقريباً، وفي الاجل الطويل فإن زيادة عدم المساواة بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ٣.٢٨ وحدة تقريباً،في حين ان زيادة معدل نمو صافي الدخل القومي للفردبوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار٢.٢٧ وحدة تقريباً، أي أن أثر النمو اقل من اثر التوزيع علي معدل الفقر في مصر. وفي المدى القصير، يوجد تأثير موجب **لمعامل جيني** على معدل الفقر، فزيادة معامل جيني بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار 0.678 وحدة تقريباً، بينما يوجد تأثير سلبي لمعدل نمو صافي دخل الفرد على معدل الفقر ،فزيادة هذا المعدل بوحدة واحدة يؤدي الي خفض معدل الفقر بمقدار 0.2911 وحدة تقريباً، وفي الاجل الطويل فإن زيادة معامل جيني بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ١.٤ وحدة تقريبا،في حين ان زيادة معدل نمو صافي دخل الفرد بوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار0.607 وحدة تقر، كما أن نتائج النموذج القياسي في حالة استخدام المتغير المستقل معامل جيني تختلف عنه في حالة استخدام المتغير المستقل عدم المساواة كنسبة بين شريحتين . ذلك أن معامل جيني هو عبارة عن متوسط لمعامل التوزيع لكل الشرائح الدخلية، بينما متغير عدم المساواة هو نسبة بين شريحتين طرفيتين للتوزيع. ومن ثم يبدو واضحاً أن معامل عدم المساواة كنسبة بين شريحتين في الحالة الثانية أقوي منه في الحالة الأولى في الأجل الطويل، وإن اقتربا من بعضهما البعض في الأجل القصير، وذلك في تأثير كل منهما على معدل الفقر في مصر. وكذلك الشأن بالنسبة لمعدل نمو صافي دخل الفرد في تأثيره كل منهما على معدل الفقر في مصر. وتوصي الدراسة بزيادة معدلات الاستثمار بما يكفل رفع معدلات النمو الاقتصادي، وتنفيذ حزمة من السياسات المالية والنقدية وتطوير استراتيجيات وسياسات التنمية بما يؤدي الي تحسين كلا من إعادة التوزيع والتوزيع الاولي.

Abstract

The problem of the study is to determine the impact of both growth and distribution on poverty in Egypt during the period 1990-2020. The goal of the study is to determine the relative importance of the components of growth and distribution in the formation of the phenomenon of poverty in Egypt. The study is based on two main hypotheses: The first hypothesis: There is a significant effect of both growth and distribution on poverty in Egypt, the second hypothesis: The effect of distribution on poverty exceeds the effect of growth on poverty. As for the study methodology: it was based on the deductive approach by addressing the concepts and standards of poverty, growth and distribution, and to the inductive approach through analyzing and tracking data related to poverty, growth and distribution and to the standard approach to determine the quantitative relationship between poverty as a continued variable and growth and distribution as independent variables.

The study ended with a number of results, the most important of which are: in the short term, there is a positive effect of the independent variable (inequality as a percentage between two slices) on the poverty rate, as increasing inequality in one unit leads to an increase in the poverty rate by approximately 0.556 units, while there is a negative impact of the growth rate Net national income for the individual on the average poverty, increasing this rate in one unit leads to a decrease in the rate of poverty by approximately 0.292 units, and in the long term, the increase in inequality in one unit leads to an increase in the poverty rate by approximately 3.28 units, while the increase in the growth rate of net income The national of the individual unit reduces the poverty rate by approximately 2.27 units, meaning that the impact of growth is less than the impact of the distribution on the poverty rate in Egypt.

In the short term, there is a positive effect of a genetic laboratory on the poverty rate, as an increase in a genetic factor with one unit leads to an increase in the poverty rate by

approximately 0.678 units, while there is a negative impact of the rate of growth of net per capita income on the poverty rate, so increasing this rate by one unit leads to a reduction in the rate Poverty by approximately 0.2911 units, and in the long term, the increase in genetic factor with one unit increases the poverty rate by approximately 1.4 units, while the increase in the rate of net per capita income in one unit reduces the poverty rate by 0.607 units acknowledges,

And the results of the standard model are In the event that the independent variable is used a genetic factor that differs from it in the event that the independent variable is used as an equal as a ratio between two slices. The genetic laboratory is an average distribution laboratory for all the income slides, while the inequality variable is a proportion between two slices of two ends of the distribution. Hence, it seems clear that the inequality factor as a ratio between two slices in the second case is stronger than in the first case in the long term, and if they approach each other in the short term, in the effect of each of them on the poverty rate in Egypt. The same applies to the rate of growth of the net per capita income in its influence, each on the average poverty in Egypt.

The study recommends an increase in investment rates to ensure raising economic growth rates, implementing a package of financial and monetary policies and developing development strategies and policies, leading to improving both the initial redistribution and distribution.

مقدمة:

يعد خفض معدلات الفقر من الأهداف الرئيسية للتنمية، ويتطلب تحقيق هذه المعدلات تبني مزيج مناسب من سياسات النمو والتوزيع الخاصة بظروف كل دولة. فالدول التي مزجت بين سياسات تحقيق نمو سريع وسياسات تحسين نمط توزيع الدخل كانت هي الأسرع في خفض هذ المعدلات .إلا أنه عندما تكون للسياسات التي تهدف إلى تحقيق عدالة التوزيع آثار سلبية على النمو، يصبح خفض هذه المعدلات محدوداً أو سلبياً .كما أنه عندما يصاحب النمو تدهور في توزيع الدخل يصبح أيضا الأثر على النمو محدودا أو سلبيا . وبالتالي يكون من المنطقي دراسة الأهمية النسبية لمكوني النمو وعدم المساواة عند محاولة تحقيق توازن مناسب بين متطلبات التخفيف من عدم المساواة والسياسات المعززة للنمو.

وتسعى هذه الدراسة إلى تفسير معدلات الفقر من خلال كل من النمو الاقتصادي وتوزيع الدخل في مصر،. فهل أدى كلاهما معاً إلى خفض معدلات الفقر بصورة معنوية، أم أنه قد صاحب النمو تدهور في توزيع الدخل أضعف أو حتى عكس أثر النمو في خفض معدلات الفقر؟ **وتتمثل مشكلة الدراسة** في تحديد أثر كل من النمو والتوزيع على الفقر في مصر خلال الفترة ١٩٩٠ –٢٠٢٠. **ويتمثل هدف الدراسة:** في الوقوف على الأهمية النسبية لمكوني النمو والتوزيع في تكوين ظاهرة الفقر في مصر. و **فروض الدراسة:** تقوم الدراسة علي فرضيتين رئيستين: **الفرضية الاولي** :يوجد تأثير معنوي لكلا من النمو والتوزيع علي الفقر في مصر ،**الفرضية الثانية:** ان تأثير التوزيع علي الفقر يفوق تأثير النمو علي الفقر. **أما منهجية الدراسة:** فقد استندت إلى المنهج الاستنباطي من خلال تناول مفاهيم ومقاييس الفقر والنمو والتوزيع، وإلى المنهج الاستقرائي من خلال تحليل وتتبع البيانات المتعلقة بالفقر والنمو والتوزيع وإلى المنهج القياسي لتحديد العلاقة الكمية بين الفقر كمتغير تابع والنمو والتوزيع كمتغيرين مستقلين. **وتتمثل الفجوة البحثية** : في قياس اثر النمو وعدم المساواة علي الفقر في مصر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) مع اختبار التكامل المشترك وفقًا لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lags (ARDL) **وفي تناولنا لهذه الدراسة فإننا سوف نقسمها إلى الأجزاء التالية:**

(١) المقدمة.

(٢) العلاقة بين النمو واللامساواة والفقر.

(٣) تطور أنواع ومقاييس الفقر.

(٤) تطور مقاييس التوزيع والنمو.

(٥) تطور حالة الفقر والنمو والتوزيع في مصر.

(٦) نموذج قياسي لتقدير أثر النمو والتوزيع على الفقر في مصر.

(٢)

العلاقة بين النمو واللامساواة والفقر

لا شك أنه ثمة علاقة عكسية بين النمو الاقتصادي والفقر تعكسها غالبية تجارب النمو الاقتصادي، كما توجد علاقة طردية بين تحسن درجة العدالة في توزيع الدخل ودرجة الفقر، كما أن النمو المصحوب بتراجع درجة العدالة في توزيع الدخل يترتب عليه تراجع كفاءة النمو (Guillermo E. Perry • Omar S. Arias • J. Humberto López • William F. Maloney • Luis Servén , 2006 , p 58 –) . كما أبرز سيمون كوزنتز أن النمو الاقتصادي يفضي في بداية عملية التطور إلى مزيد من درجة عدم المساواة في توزيع الدخل، ولكن مع التقدم في عملية التطور بفعل تحسن رأس المال البشري وتراجع العوائد الحدية لرأس المال تتجه درجة عدم المساواة في توزيع الدخل نحو التراجع (Bourguignon, François , 2004 , PP 11 – 15).

بيد أن فرضية كوزنتز هذه قد أيدتها بعض الدراسات (Joseph Stiglitz , 1969 – Oshima , 1970) , كما عارضتها دراسات أخرى (Michel Bruno and martin ravallion , lyn squire (1996) , p 2 – 4) ، أما عن أثر التوزيع على النمو فإن ثمة اتجاهات قد رأت أن محاولة تحقيق العدالة في توزيع الدخل غالباً ما ينعكس على النمو بالسالب بسبب الأثر السلبي على حوافز العمل والادخار والاستثمار وتكاليف إعادة التوزيع (Arthur Melvin Okun ,)، كما اشارت دراسات أخرى إلى أن عدالة التوزيع تحسن من التماسك الاجتماعي وتزيد من كفاءة وإنتاجية رأس المال البشري ومن ثم النمو، وخاصة أنه مع زيادة درجة التطور الاقتصادي تتراجع إنتاجية رأس المال المادي نسبياً وهو

ما يستوجب زيادة الاستثمار في رأس المال البشري من خلال إعادة توزيع الدخل من الأغنياء والأثرياء إلى الفقراء ومحدودي الدخل (Michel Bruno and Martin Ravallion , lyn squire 1996 , p 12).

كما أكد الاقتصادي دوزنبري في نظريته في الدخل النسبي كمحدد للاستهلاك إلى أن زيادة درجة العدالة في توزيع الدخل تتمخض عن تخفيض الاستهلاك ومن ثم زيادة الادخار (سامي خليل، ١٩٩٩) مما يزيد من الاستثمار ومن ثم النمو.ويلاحظ أن دراسة مارتين رافاليون لسبع وأربعين دولة نامية، قد توصلت إلى أن اللامساواة هي العائق الذي لا يسمح بوصول ثمار النمو إلى الفقراء، حيث أنه في حالة ارتفاع النمو وتغير اللامساواة فإن هناك فرق يصل إلى ٨٪ لانخفاض معدل الفقر بين حالتي ارتفاع وانخفاض اللامساواة، بينما في حالة انخفاض النمو مع تغير اللامساواة فإن هذا الفرق يصل إلى ١٣٪ تقريباً ازدياد في معدل الفقر (Martin Ravallino , 2001 , p . 1808)

وقد تناولت العلاقة بين النمو والتفاوت في توزيع الدخل دراسات أخري أشارت إلى أن أثر التفاوت في الدخل على النمو الاقتصادي إنما يتم من خلال قنوات معينة تنقل أثر التفاوت في الدخل إلى النمو، مثل قناة التراكم الرأسمالي، قناة الائتمان، قناة الاستثمار الأجنبي المباشر، قناة الاستثمار في رأس المال البشري وغيرها (د. منال عفان، **أثر التفاوت في الدخل على النمو الاقتصادي في مصر: دراسة تحليلية لأهم القنوات التي يؤثر من خلالها التفاوت على النمو**، مجلة دراسات، مج ٢٢، ع ٤، القاهرة، أكتوبر ٢٠٢١).ويمكن التعبير جبرياً عن العلاقة بين الفقر والنمو والتوزيع كما يلي

(Guillermo E. Perry • Omar S. Arias • J. Humberto López William F. Maloney • Luis Servén, 2006 , 65 -)

$$Change\ in\ Poverty\ (\%) = \eta_{\nu}^{\alpha} \times Income\ Growth\ (\%) + \eta_{G}^{\alpha} \times Change\ in\ \ Gini\ (\%),$$

حيث أن η_{ν}^{α} و η_{G}^{α} هما مرونتي الفقر النسبية بالنسبة لكل من النمو وعدم عدالة التوزيع . ويمكن تبسيط هذه المعادلة كما يلي:

$$\Delta P = \eta_{\nu g} + \eta_{G} \Delta G. \qquad \eta_{\nu} < 0, \eta_{G} > 0$$

أي أن تغير الفقر يتشكل من مكون النمو η_{vg} ومكون التوزيع $\eta_G \Delta G.$ [١]. مع ملاحظة أن Δp هو التغير في (Log الفقر) والذي نرمز له بالرمز (p).

وسوف يتم الاعتماد على الصيغة أعلاه في بناء النموذج القياسي لدراسة أثر كل من النمو في متوسط دخل الفرد والتوزيع (معبراً عنه بأحد مقاييس التوزيع) على الفقر وذلك في الجزء السادس من هذا البحث.

(٣)
تطور أنواع ومقاييس الفقر

تتنوع أبعاد وأنواع الفقر منها (عياد هيشام ، ، ٢٠١٧ ، صـــ ١٨ – ١٣ ، السيد فراج السعيد ، ٢٠١٦ ، علم الدين بانقا ، ٢٠١٩صـــــــ ١٥ – ٢٤ ، world Bank Institute, , august 2005 , pp 70 – 82) **فقر الدخل** ::ويتم قياســـه وفقاً لعتبة معينة تســـمى خط الفقر(المطلق أو النســـبي[٢] أو المدقع) ويمت هذه النوع من الفقر إلى مدرســة الرفاهية ، **فقر شــروط الحياة** (الوجود) وهو ينصــرف إلى الحرمان المادي وكذلك الحرمان الاجتماعي[٣])، **فقر القدرات** وهو الحرمان من فرص اكتســـاب المهارات والقدرات ، كما أن هناك الفقر الذاتي وهو مدي إحســاس الفرد بالفقر ، **والفقر الموضــوعي** ويعتمد على تحديد تكلفة الحاجات الأساسية ، كما أنه يوجد **فقر الهشاشــة أو الصــدمات** حيث يتعرض الفرد لبعض الصدمات التي تجعله فقيراً [٤].

---

(١) يلاحظ أن المرونة الكلية للفقر بالنسبة للنمو يمكن تقسيمها إلى مرونة جزئية للفقر بالنسبة للنمو بفرض بقاء نمط التوزيع ثابتا وإلى مرونة جزئية للفقر بالنسبة للتوزيع بفرض بقاء النمو ثابتاً.

(٢) وهو نوع من الفقر ينتج عن سوء توزيع الدخل بين الفئات الاجتماعية، حتى وإن لم يكن هناك فقر مطلق، ويستخدم منحنى لورنز ومعامل جيني في قياس هذا النوع من الفقر. كما يستخدم أيضاً معامل كوزنتز في قياس الفقر النسبي. وقد يعرف خط الفقر النسبي من خلال نسبة من المتوسط القومي للدخل. أي نسبة السكان الذين يحصلون على دخل أقل من الدخل المتوسط.

(٣) ويدل على وصف حالة تحول دون مشاركة الفقير في المجتمع لأنه غير قادر على الظهور في مظهر مقبول اجتماعياً، مما يؤدي إلى استبعاده وتهميشه أو إقصائه اجتماعياً، وهو ما يزيد من درجة فقره، ومن ثم من درجة تهميشه .... وهكذا في شكل حلقة مفرغة.

(4)ويشير إلى حالة فئات من السكان الذين لا يعتبرون فقراء بحسب قياسات الفقر المتبعة ولكنهم معرضون للوقوع في الفقر في حال تعرضهم لصدمة معينة، أي أنهم يعيشون مباشرة فوق خط الفقر ولا يملكون احتياطياً كافياً من الموارد أو

كما تتنوع مقاييس الفقر (عياد هيشام، صـــــــــ ٣٢ – ٤١ ، السيد فراج السعيد ، ٢٠١٦، علم الدين بانقا ، ، ٢٠١٨ ، صـــ ١٥ – ٢٤ ، world Bank Institute , (august 2005 , pp 70 – 82) ، ومن أهمها : مقياس نسـبة الفقراء و يعد مقياسـاً لمدى انتشار فقر ما يسمى بفقر الدخل فهو مؤشر يشير إلى نسبة الأفراد الفقراء أو الأسر الفقيرة – كما تم تعريفها بواسطة خط الفقر – كنسبة من إجمالي السكان. إلا أن هذا المقياس على أية حال غير حساس لتوزيع الفقراء تحت خط الفقر. وقد تم تفادى هذا القصور بواسطة **مؤشـر فجوة الفقر(السـيد فراج السـعيد ، ٢٠١٦)** ويعد مقياساً لعمق الفقر، وهو الفجوة بين مســـتويات الإنفاق الملاحظة للأســـر الفقيرة وخط الفقر. وبافتراض أهداف مثلى، فإن مؤشر فجوة الفقر يشير إلى حجم الموارد "التحويلات" المطلوبة لرفع مستويات إنفاق الأسر الفقيرة فوق خط الفقر، إلا أنه لا يأخذ في الاعتبار التفاوت في شدة الفقر بين الفقراء وهو ما يعالجه **مؤشـر حدة الفقر –وهو يقيس درجة عدم المسـاواة في التوزيع تحت خط الفقر** – وهو مؤشـــر يعطى وزناً أكبر للأســـر التي تأتى في قاع توزيع الدخل "أو الإنفاق" (. **هبة الـلـيـثـي: تـحـديـات قـيـاس الـفـقـر فـي مـنـطـقـة الإسـكـوا، http://css.escwa.org.lb/SD/0991/studypaper1_Ar.pdf**) .

مؤشـر **Sen– Shorrocks–Thon Index (SST)** وهو مؤشـر يسـمح بالوقوف على تغير الفقر عبر الزمن من خلال تفكيكه إلى التغير النســـبي في عدد الفقراء والتغير النسبي في فجوة الفقر والتغير في مؤشـر عدم المساواة في توزيع الفقر بين الفقراء. كما يوجد مؤشر واتس وهو من أوائل مقاييس الفقر ذات الحساسية لتوزيع الدخل علاوة على أنه يستوفي البديهيات التي وضـعها كل من رافاليون وشـين في عام ٢٠٠١ لتمييز المقياس الجيد للفقر من المقياس غير الجيد وهي بديهيات التركيز والرتابة والتحويلات.

كما أن هناك مؤشـر الوقت اللازم للخروج من الفقر وهو يسـاوي قيمة مؤشـر واتس مقسوماً على معدل نمو دخل الفقراء. كذلك هناك **دليل الفقر البشرى ١**: الذي يعده وينشره

القدرات التي تسمح لهم باستيعاب الصدمات الاقتصادية العامة أو الخاصة أو الطبيعية أو الاجتماعية أو الصحية، مما يؤدي إلى تدهور محسوس في مستوى معيشتهم إلى ما دون خط الفقر.

برنامج الأمم المتحدة الإنمائي سنويا في تقرير التنمية البشرية يشكل المثال الأكثر انتشارا على تعريف وقياس الفقر وأن الأبعاد المكونة للفقر البشـــري تتمثل في الحرمان من الأبعاد الثلاثة التي يتكون منها دليل التنمية البشرية وهي الصحة، والتعليم، ومستوى المعيشة (الأمم المتحدة، البرنامج الإنمائي للأمم المتحدة، تقرير التنمية البشـــرية (٢٠٠٧ / ٢٠٠٨)، ص ٣٤٤وما بعده):

حياة مديدة وصحية بعمر متوقع عند الميلاد يساوي (٤٠) عاماً.

- المعرفة: الحرمان من القراءة والكتابة بين البالغين.
- مستوى معيشي لائق: والذي يقاس بنسبة السكان الذين يفتقرون إلى الحصول علي مياه صحية وبنسبة الأطفال دون الوزن الطبيعي.

ويقيس هذا الدليل مستوى الحرمان من الأبعاد الثلاثة لدليل التنمية البشرية للبلدان النامية.

ويلاحظ أن أهم نقاط الضعف في دليل الفقر البشري ١ تكمن في قياس مستوى الحرمان على مســتوى البلد أو منطقة جغرافية معينة وليس على مســتوى الأســر نفســها أو الأفراد، وهذا يتناقض مع مفهوم الفقر الذي يرتبط ارتباطا وثيقا بالأســـرة والأفراد. **كذلك يوجد دليل الفقر البشـــري ٢:** يقيس هذا الدليل الحرمان لنفس الأبعاد الواردة بدليل الفقر البشـــري ١ مع أخذ الاستبعاد الاجتماعي (البطالة في الأجل الطويل في الاعتبار) (المرجع السابق، صـــ ٣٤٤ وما بعدها):

- احتمال الوفاة قبل بلوغ سن الستين.
- نسبة الأمية الوظيفية لدى البالغين.
- نسبة السكان الذين يعيشون دون مستوى الفقر (٥٠٪ من الدخل المتاح والمعدل للأسرة) ويقيس هذا الدليل أوجه الحرمان من الأبعاد الثلاثية لدليل التنمية البشرية لمجموعة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية. ومن ثم يراعي هذا الدليل أوجه التفاوت بين مستويات التطور ما بين البلدان النامية والدول المتقدمة. كما يوجد أيضاً **دليل الفقر المتعدد الأبعاد** (عبد الحميد نوار، ٢٠١٤، ص ٢٢ وما بعدها) :

يكون الفقر متعدد الأبعاد عندما يعرف الفقر بعديد من المتغيرات. فقد رأى "أمارتياً صن" أن مشكلة قياس الفقر تتضمن أمرين هما (السيد فراج السعيد ، ٢٠١٦) :

١ – تحديد من هم الفقراء.

٢ – تجميع خصائص هؤلاء الفقراء في مؤشر عام يحدد مدى الفقر (شدة أو حدة الفقر).

ويمكن حل المشكلة الأولى بتعيين حد فاصل يمثل عتبة عدم كفاية الرفاه (الدخل)، أو الإنجاز الاجتماعي (التعليم، والصحة والإسكان والملبس وتوفر السلع العامة وغير ذلك ...). ويكون الأشخاص تحت الحد الفاصل فقراء. ثم يحتسب معدلهم للحصول على نسبة وقوع الفقر وشدته. ويشرح "صن" في كتابة المنشور عام (١٩٩٩)بعنوان (Development as Freedom التنمية باعتبارها حرية) أن الفقر يعد في الغالب حرماناً من المقدرات، أي من الفرص والموارد التي تمكن الناس من عيش الحياة التي يفضلونها.

وجاءت نقطة تحول أخرى مع نجاح آلكير وفوستر (٢٠٠٧) في تقديم دليل الفقر المتعدد الأبعاد من خلال مبادرة أكسفورد للتنمية البشرية والفقر وبرنامج الأمم المتحدة الإنمائي في تقرير التنمية البشرية العالمي (٢٠١٠)، وقد حل محل دليل الفقر البشري HPI الذي كان يحسب على مستوى الاقتصاد الكلي.

(٤)

تطور مقاييس التوزيع والنمو

تتنوع مقاييس التوزيع (رياض جليلي ، مؤشرات عدم المساواة في توزيع الانفاق ، المعهد العربي للتخطيط ، عياد هيشام ، صـ ٣٢ – ٤١ ، علم الدين بانقا ، تطور مفاهيم الفقر وتوزيع الدخل خلال الفترة (١٩٦٠ – ٢٠١٧) مجلة جسر التنمية ، ع ١٤٤ ، المعهد العربي للتخطيط ، صـ ١٥ – ٢٤ ، Introduction to poverty analysis , world Bank Institute , august 2005 , pp 70 – 82) ، ومن أهمها : المدي إلى التباين إلى معامل الاختلاف إلى معامل جيني ودليل أتكنسون ومؤشر تايل مؤشر دالتون ومعامل كوزنتز متوسط الانحراف النسبي والانحراف المعياري للوغاريتمات الدخل ومؤشر دالتون. ولكن أهم هذه المقاييس هو معامل جيني ومؤشر دالتون ودليل أتكنسون. كما تستخدم بعض النسب الأخرى للتعبير عن التوزيع منها نسبة عوائد الملكية إلى الأجور بالإضافة إلى الفجوة النسبية للأجور (سامي السيد، فخري الفقي، هناء فؤاد، تطور مؤشرات الاستقرار الاقتصادي الكلي

ومعدلات النمو الاقتصادي خلال الفترة (١٩٧٥ – ٢٠١١)، مركز البحوث والدراسات الاقتصادية والمالية، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة، القاهرة، ٢٠١٣، عدد ٤٦).

- **معامل جيني:** وهو مجرد مقياس إحصائي يقيس مدي انحراف التوزيع الفعلي للدخل أو الانفاق عن التوزيع المتساوي. ويمكن التعبير عن هذا المعامل من خلال المعادلة التالية (عياد هيشام، ٢٠١٧، صـ ١٢٠):

$$G = 1 - \sum_{i=0}^{n-1} (P_{i+1} - P_j)(L_{i+1} - L_i)$$

حيث تعبر P عن النسبة التراكمية للسكان و L عن النسبة التراكمية للدخل. ولكن يعاب على معامل جيني أنه لا يوضـــح التفاوت في الدخل بين المســـتويات الأعلى أو الأدنى أو الاثنين معاً (د. منال عفان، ٢٠٢١، صـ ١٦)

- **مؤشـــر دالتون:** وهو مقياس ينطلق من نســـبة مســـتوى المنفعة الحالية في ظل الثروة الحالية إلى مستوى المنفعة الكلية في ظل الثروة الكلية في حالة التساوي المطلق. ويعبر عنه بالصيغة التالية (James Foster, Amartya Sen, 1997, P :37):

$$D = [\sum_{i=1}^{n} U(Yi)] / nU(\mu)$$

حيث تعبر U عن دالة المنفعة.

- **دليل أتكنسون A:** وهو دليل يعتمد على نظرية الرفاهية الاجتماعية حيث يعتمد على ما يســـمي الدخل المكافئ للتوزيع العادل Y_e وهذا التوزيع العادل يعتمد بدوره على اختيار المجتمع لمعامل معين ε يمثل خوفه من عدم المســـاواة. وقد اعتمد أتكنســـون على التطورات التي لحقت بنظرية صـنع القرارات في ظل عدم التأكد. ويمكن التعبير عن هذا الدليل فيما يلي (رياض جليلي ، معهد التخطيط العربي) :

$n\,U(Y_e) = \sum U(Yi)$.

$A = (1 - Y_e / \mu)$.

إذا كان معامل الخوف من عدم المساواة ε = ١ فإن دالة الرفاهية للفرد U(Yi) تكون:

$U(Y) = \text{Log } Y$

وإذا كان معامل الخوف من عدم المساواة لا يساوي ١ فإن هذه الدالة تكون:

$U(Y) = 1 - \varepsilon / Y^{1-\varepsilon}$.

ومن ثم يمكن القول أن الدخل المكافئ للتوزيع العادل يكون:

$$Y_e = 1/n \left[\sum Y^{1-\varepsilon} \right]^{1/1-\varepsilon}$$

حيث أن μ تمثل متوسط الدخل و n تمثل عدد أفراد المجتمع.

- **معامل كوزنتز:** يمكن تقديره من خلال تقســـيم العائلات أو الأفراد من حيث الدخل أو الإنفاق إلى فئات متساوية. وتتراوح قيمته بين الصفر التساوي التام والواحد الصحيح عد المساواة التامة. وفي حالة التقسيم العشري للفئات يأخذ معامل كوزنتز الصيغة التالية (يونس علي أحمد ، ٢٠١٠ ، صـ ٦٩ – ٧٠) :

$$K = \frac{\sum_{i=1}^{n=10} |di - 10|}{180}$$

حيث أن :

- d_i : هي النسبة المئوية للدخل الذي تحصل عليها الفئة i .
- n : عدد الفئات.

أما مقاييس النمو فقد تأخذ شكل النمو في متوسط الدخل الحقيقي للفرد أو النمو في متوسط الانفاق الحقيقي للفرد أو الاسرة.

- **نسبة كونتز :** تعتمد على مقارنة النصيب النسبي للفئات الأعلى من الدخل إلى الفئات الأدنى من الدخل ، إما بمقارنة أعلى ٢٠٪ من السكان دخلاً بـــأقل ١٠٪ من السكان دخلاً أو بمقارنة أعلى ١٠٪ من السكان دخلاً بـــــأقل ٢٠٪ من السكان دخلاً. وتعد هذه النسبة مهمة جداً لأنها مؤشر قوي على مدي التفاوت بين الأغنياء والفقراء في توزيع الدخل (د. منال عفان، صـ ١٦).
- **الفجوة في توزيع الدخل:** يعتمد عليها لقياس التفاوت في توزيع الدخل بين الفئات الأعلى دخلاً والفئات الأدنى دخلاً وبين الفقراء والأغنياء وبين الريف والحضر (د. منال عفان، صـ ١٦).
- معامل الاختلاف: ويتحدد بقسمة الانحراف المعياري على الوسط الحسابي للدخل إلا أنه يعطي مقياس تقريبي للتفاوت في الدخل (رياض جليلي، المعهد العربي للتخطيط، منال عفان، صـ ١٧).

(٥) تطور حالة النمو والتوزيع والفقر في مصر

على الرغم من أن الاقتصاد المصري قد شهد – بشكل عام –تحسناً نسبياً في معدل النمو الاقتصادي منذ بداية النصف الثاني من سبعينات القرن العشرين وحتى الآن، إلا أنه قد شهد في الوقت ذاته زيادة في معدلات الفقر والتهميش واللامساواة والبطالة يرجعها كثير من الكتاب الاقتصاديين إلى نمط عملية الإنماء والنمو الاقتصادي التي أسفرت عن مزيد من توزيع الدخل لصالح أصحاب حقوق الملكية وضد كاسبي الأجور والمرتبات.

فالفقر هو منتج أصيل لنمط عملية الإنماء نمواً وتوزيعاً. إن نمط عملية الإنتاج هو الذي يشكل نمط عملية التوزيع. فأثناء عملية الإنتاج يتحدد التوزيع – وخاصة التوزيع الأولي للدخل –. أي أن نمط عملية الإنماء يتضمن نمط عملية التوزيع والتخصيص للموارد وللدخل، وخاصة أن العملية الاقتصادية عملية تراكمية (محبوب **الحق، ستار الفقر، خيارات أمام العالم الثالث، ترجمة، ترجمة أحمد فؤاد بلبع، الهيئة المصرية العامة للكتاب، ١٩٧٧**).

فقد بلغ متوسط معدل النمو الحقيقي في الناتج المحلي الإجمالي (٨.٨٪) خلال الفترة (١٩٧٥ –١٩٨٢) و(٥٪) خلال الفترة (١٩٨٣ –١٩٩١) و (٤,٣٪) خلال الفترة (١٩٩٢ –١٩٩٨) و (٤.٢٪) خلال الفترة (١٩٩٩ –٢٠٠٤) و (٥.٢٪) خلال الفترة (٢٠٠٥ –٢٠٠١١) (هناء فؤاد ، ٢٠١٢ صـــــ ٢٧ وما بعدها) ، كما بلغ معدل النمو الحقيقي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (٢.٢ % ، ٢.٢٪ ، ٢.٩٪ ، ٤.٤٪ ، ٤.٣٪ ، ٤.٢٪ ، ٥.٣٪ ، ٥.٦٪ ، ٣.٦٪) في السنوات (٢٠١٢ ، ٢٠١٣ ، ٢٠١٤ ، ٢٠١٥ ، ٢٠١٦ ، ٢٠١٧ ، ٢٠١٨ ، ٢٠١٩ ، ٢٠٢٠) على التوالي (قاعدة بيانات البنك الدولي) . كما بلغ معدل النمو الحقيقي لمتوسط دخل الفرد (٦.٦ %، ٧.٤٪، ٣٪، ٣٪، ٣.١٪ ، ٢.٦٪ ، ٤.٣٪ ، ٢.٦٪ ، ٣.١٪ ، ٢.١٪ ، ١.٦٪) في السنوات (١٩٧٥ ، ١٩٨٠ ، ١٩٨٥ ، ١٩٩٠ ، ١٩٩٥ ، ٢٠٠٠ ، ٢٠٠٥ ، ٢٠١٠ ، ٢٠١٥ ، ٢٠٢٠) على التوالي (قاعدة بيانات البنك الدولي) . كما شهد معدل البطالة اتجاهاً عاما نحو الارتفاع خلال الفترة من عام ١٩٨١ حتى عام ٢٠٢١ ، فقد ازداد هذا المعدل من (٥.٤٪) في عام (١٩٨١) إلى (٩.٣٪) في عام ١٩٨٥ ليبلغ (٨.٦٪) في عام ١٩٩٠ ثم يرتفع إلى

(١١.٣٪) في عام ١٩٩٥ لينخفض إلى (٩٪) في عام (٢٠٠٠) ليرتفع مرة أخرى إلى (١١.٢٪) في عام (٢٠٠٥) ثم يعاود الانخفاض ليبلغ (٨.٨٪) في عام (٢٠١٠) ليرتفع مرة أخرى إلى (١٣.١٪) في عام ٢٠١٥ ثم يعاود الهبوط ليبلغ (٩.٢٪ ، ٩.٣٪) في عامي (٢٠٢٠ ، ٢٠٢١) على التوالي(السيد فراج السعيد ، ٢٠١٦ ، الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء ، قاعدة بيانات البنك الدولي).

أما عن توزيع الدخل فيوضح الجدول التالي رقم (١) نصيب كل فئة عشرية من السكان من الإنفاق الاســـتهلاكي الفعلي من عام (٢٠١٢ / ٢٠١٣) حتى عام (٢٠١٩/٢٠٢٠) ومن الدخل لبعض سنوات الفترة من عام ١٩٨١ / ١٩٨٢ وحتى ٢٠١٧.

جدول رقم (١)

نصيب كل شريحة من إجمالي الاستهلاك السنوي للسكان وفقاً لشرائح الإنفاق

شـــرائح الدخل ١٩٨٢/٨١	١٩٩١/٩٠	شرائح الدخل ٩٥ / ١٩٩٦	شرائح الدخل ٢٠٠٠/٩٩	شرائح الدخل ٢٠٠٥/٢٠٠٤	شرائح الدخل ٢٠١٧	شـــرائح الإنفاق (٢٠١٣/٢٠١٢)	شرائح الإنفاق (٢٠١٨/٢٠١٧)	شرائح الإنفاق (٢٠٢٠/٢٠١٩)	شـــرائح السكان
٧.٦	٧.٥	٨.٦	٧.٦	٨.٣	٩	٩.٥٪	٩.١	٩.٧	أقل ٢٠٪
٣٨.٩	٤٣	٣٨	٤٥.٨	٤٤.٨	٤١	٣٩.٦٪	٤٠	٣٩	أعلى ٢٠٪

المصـــدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصـــاء، بحثي الدخل والاســـتهلاك والإنفاق (٢٠١٣/٢٠١٢ – ٢٠١٩ / ٢٠٢٠) وقاعدة بيانات البنك الدولي.

- السيد فراج السعيد محمد، تنوع مفاهيم ومقاييس الفقر والتنمية البشرية ومدى انعكاسها على استراتيجيات التنمية مع التطبيق على التجربة المصرية دراسة نقدية، جدول رقم ٤.

ويتضـــح من الجدول الســـابق رقم (١) أن أقل ٢٠٪ من الســـكان ينفقون فقط (٩.٥٪) من إجمالي الإنفاق الاستهلاكي، في حين أن أعلى ٢٠٪ من السكان ينفقون فقط (٣٩.٦٪) من الإنفاق الاســـتهلاكي. بيد أن أنفاق (أعلى ٢٠٪ من السكان يســـاوي (٣٩.٦ / ٩.٥٪)، أي (٤.٢) تقريباً من إنفاق (الأقل ٢٠٪ من الســـكان). كما يتضـــح من نفس الجدول أن ثمة اتجاها عاما نحو زيادة نصيب أغني ٢٠٪ من السكان من الدخل فقد ازداد هذا النصيب من ٣٨.٩٪ في عام ١٩٨١ / ١٩٨٢ إلى ٤٤.٨٪في عام ٢٠٠٤ / ٢٠٠٥. كما أن ثمة تحسن

يكاد لا يذكر في نصيب أفقر ٢٠٪ من السكان فقد ازداد من ٧.٦٪ في عام ١٩٨٢/١٩٨١ إلى ٨.٣٪ في عام ٢٠٠٤ / ٢٠٠٥ ثم إلى ٩٪ في عام ٢٠١٧. وهو ما يرجح أن ثمة تدهور في نصيب الطبقة الوسطى من الدخل.

كما يوضح الجدول التالي رقم (٢) تطور نسبة كل من الأجور ومجموع حقوق التملك إلى الناتج المحلي الإجمالي لبعض سنوات الفترة من عام ١٩٧١ / ١٩٧٢ وحتى عام ٢٠٢٠.

جدول رقم (٢)

تطور نسبة كل من الأجور ومجموع حقوق التملك إلى الناتج المحلي الإجمالي لبعض سنوات الفترة من عام ١٩٧١ / ١٩٧٢ وحتى عام ٢٠٢٠

السنة	الأجور/ الناتج المحلي الإجمالي	مجموع حقوق الملكية/ الناتج المحلي الإجمالي	مجموع حقوق الملكية / الأجور
١٩٧١ / ١٩٧٢	٤٩.٥٪	٥٠.٥٪	١.٠٢٠
١٩٧٣	٥٠.٩	٤٩.١	.٩٦٤
١٩٧٧	٣٦٪	٦٤٪	١.٧٧٧
١٩٨١	٣٦.٢٪	٦٣.٨٪	١.٧٦٢
١٩٨٥	٣٥.٦٪	٦٤.٤٪	١.٨٠٨
١٩٩٠	٢٦.٦٪	٧٣.٤٪	٢.٧٦
١٩٩٥	٢٥.٤٪	٧٤.٦٪	٢.٩٤
٢٠٠٠	٢٨.٢٪	٧١.٨٪	٢.٥٤
٢٠٠٥	٢٨٪	٧٢٪	٢.٥٧
٢٠١٠	٢٨.٤٪	٧٢.٦٪	٢.٥٥٦
٢٠١٧	٣٦.٢	٦٣.٨	١.٧٦
٢٠٢١/٢٠٢٠	٣٤.٩	٦٥.١	١.٨٦

المصدر:

- السنوات من ١٩٧١/ ١٩٧٢ – ١٩٧٧: د . محمد حامد الزهار، مشاكل اقتصادية معاصرة، بدون تاريخ، بدون ناشر، صـ ١٣٧ – ١٣٩.
- السنوات من ١٩٨١ – ٢٠٠٠، د . إبراهيم العيسوي، الاقتصاد المصري في ثلاثين سنة ، المكتبة الاكاديمية ، القاهرة ، ٢٠٠٧ ، صـ ٨٤٤ وما تلاها.
- السنة ٢٠٠٥ من د . سمير رضوان، سياسات الأجور والإصلاح الاقتصادي في مصر، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، مجلس الوزراء، ٢٠١٠، صـ ٥ .
- السنة ٢٠١٠، الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.
- السنتان ، ٢٠١٧ ، ٢٠٢٠ / ٢٠٢١، التقرير العالمي للأجور ٢٠١٦/٢٠١٧ جداول بن العالمية ، التقرير العالمي للأجور، ٢٠٢٠/٢٠٢١. ويلاحظ أن الأجور في هذين العامين قد حسبت بالمعنى الواسع للأجور لتشمل كل المنافع التي يحصل عليها العاملون إضافة إلى الرواتب والأجور. وربما كان ذك هو السبب الرئيسي في تحسن حصة الأجور إلى الناتج المحلي الإجمالي في عامي ٢٠١٧ ، ٢٠٢٠/٢٠٢١ مقارنة بعام ٢٠١٠.

يتضح من الجدول السابق رقم (٢) أن نسبة حقوق الملكية إلى الأجور قد ازدادت من أقل من ١ في عام ١٩٧٣ إلى ٢.٥٥٦ أضعاف في عام ٢٠١٠ لتعود للتحسن النسبي في عامي ٢٠١٧ و٢٠٢٠ / ٢٠٢١. وهو ما يدل أن ثمة إعادة لتوزيع للدخل من كاسبي الأجور إلى أصحاب حقوق التملك حتى عام ٢٠١٠. وهو يعتبر من أهم مؤشرات إعادة توزيع من محدودي الدخل إلى مرتفعي الدخل.

كما يتضح من الجدول التالي رقم (٣) تطور معامل جيني خلال الفترة من عام ١٩٨٢/١٩٨١ حتى عام ٢٠١٧.

جدول رقم(٣)

تطور معامل جيني خلال الفترة من عام ١٩٨٢/١٩٨١ حتى عام ٢٠١٧

السنة	معامل جيني
١٩٨٢/١٩٨١	٢٩.٦
١٩٩١/١٩٩٠	٣٢
١٩٩٦/١٩٩٥	٣٠.١
٢٠٠٠/١٩٩٩	٣٢.٨
٢٠٠٤	٣١.٥
٢٠٠٨	٣١.١
٢٠١٠	٣٠.٢
٢٠١٢	٢٨.٣
٢٠١٥	٣٠
٢٠١٧ / ٢٠١٨	٢٩
٢٠٢٠/٢٠١٩	٣٠

المصدر:

- **السنوات من ١٩٨٢/١٩٨١ – ٢٠٠٠/١٩٩٩ : تقرير التنمية البشرية المصري ، WDI.**
- **السنوات من ٢٠٠٤ –٢٠١٢: قاعدة بيانات البنك الدولي.**
- السنوات من ٢٠١٥ – ٢٠١٩ / ٢٠٢٠: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، مسح الدخل والانفاق والاستهلاك ٢٠١٩ / ٢٠٢٠، شكل (٩ – ١٠) صـ ٩٨.

ويلاحظ أن التحسن في عدالة التوزيع أو العكس قد لا ينعكس بالضرورة على وضعية الفقر. وعادة ما يتضح عدم العدالة من خلال التغيرات التي تطرأ على مؤشرات توزيع الدخل(الإنفاق)، مثل مؤشر جيني .إلا أن هذه التغيرات ليست بالضرورة مؤشرا على تغير

وقع الفقر، حيث إن الأهم هو التغير في المقطع من منحنى لورنز الذي يقع يمين النقطة التي تشير إلى نسبة عدد السكان الفقراء .كما أن مؤشر توزيع الدخل قد يخفق في رصد حدوث تغير ما في هذا المقطع بدقة، إذا كان هناك تغير (تعويضي) في المقطع الأيسر من توزيع لورنز، أي المقطع الخاص بشرائح الدخل الأعلى .وبرغم أن التغيرات في التوزيع قد تستهدف تحقيق العدالة، إلا أنه قد لا يحقق الفقراء كسبا مطلقا، كما أن تحول التوزيع لصالح الأغنياء يمكن أن يؤدي إلى تحقيق مكاسب مطلقة للفقراء (د. هناء خير الدين ، د . هبة الليثي، ٢٠٠٦ صـ ١٢). ويلاحظ أنه لذلك يكون من الضروري أن يتم استكمال معامل جيني بمؤشرات توزيع مكملة كنسبة أغني ٢٠٪ من السكان إلى نسبة أفقر ٢٠٪ من السكان أو نسبة عوائد حقوق الملكية إلى الأجور.

كما يوضح خط الفقر المطلق أن ثمة زيادة في نسبة السكان الذين يعانون من الفقر المطلق خلال الفترة من عام ١٩٩٠/ ١٩٩١ حتى عام ٢٠٢٠. ويوضح ذلك الجدول التالي رقم **(٤)**

جدول رقم (٤)

نسبة السكان الذين يعانون الفقر المطلق

السنة	نسبة السكان الذين يعانون الفقر المطلق %
١٩٩١/١٩٩٠	٢٤.٨
١٩٩٦/١٩٩٥	٢٣
٢٠٠٠/١٩٩٩	١٦.٧
٢٠٠٥/٢٠٠٤	١٩.٦
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٢١.٦
٢٠١١/٢٠١٠	٢٥.٢
٢٠١٣/٢٠١٢	٢٦.٣
٢٠١٥	٢٧.٨
٢٠١٨/٢٠١٧	٣٢.٥
٢٠٢٠ /٢٠١٩	٢٩.٧

المصـدر: – الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصـاء، مسـح الدخل والإنفاق والاسـتهلاك ٢٠١٣/٢٠١٢، ٢٠١٥، ٢٠١٨/٢٠١٧، ٢٠٢٠/٢٠١٩.

- السيد فراج السعيد محمد ، تنوع مفاهيم ومقاييس الفقر والتنمية البشرية ومدى انعكاسها على استراتيجيات التنمية مع التطبيق على التجربة المصرية دراسة نقدية ، جدول رقم ٢ كما يوضح خط الفقر المدقع أن ثمة زيادة في نسبة السكان الذين يعانون من الفقر المدقع (نسبة السكان الذين يقع إنفاقهم تحت خط الفقر الغذائي) خلال الفترة من عام ١٩٩٩/ ٢٠٠٠ حتى عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ . ويوضح ذلك الجدول التالي رقم **(٥)** .

جدول رقم (٥)

نسبة السكان الذين يعانون الفقر المدقع

السنة	نسبة السكان الذين يعانون الفقر المدقع %
٢٠٠٠/١٩٩٩	٢.٩
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٣.٦
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٦.١
٢٠١١/٢٠١٠	٤.٨
٢٠١٣/٢٠١٢	٤.٤
٢٠١٥	٥.٥
٢٠١٨ /٢٠١٧	٦.٢
٢٠٢٠ / ٢٠١٩	٤.٥

المصـدر: –الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصـاء، مسـح الدخل والإنفاق والاسـتهلاك ٢٠١٣/٢٠١٢، ٢٠١٥، ٢٠١٨/٢٠١٧، ٢٠٢٠/٢٠١٩.

السيد فراج السعيد محمد ، تنوع مفاهيم ومقاييس الفقر والتنمية البشرية ومدى انعكاسها على استراتيجيات التنمية مع التطبيق على التجربة المصرية دراسة نقدية، جدول رقم ٣.

(٦)

نموذج قياسي لتقدير أثر النمو والتوزيع على الفقر في مصر

تستخدم هذه الدراسة منهجية ARDL التي قام بتطويرها pesaran 1997 shinand and sun 1998، و pesaran and al 2001 ، باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) مع اختبار التكامل المشترك وفقًا لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lags (ARDL) حيث يحدد هذا الاختبار ما إذا كانت هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة أم لا، باستخدام منهج تحليل الحدود (Bounds analysis Procedure)، ومن ثم يمكن التوصل إلى العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة في كل من الأجلين الطويل والقصير مقارنة بطريقة المربعات الصغرى والذي تقوم على افتراض أن الظواهر الاقتصادية تتبع في سلوكها التوزيع الطبيعي، و ينطوي ذلك على أن بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة مستقرة وهذا لا يحدث في الواقع، فمعظم بيانات السلاسل الزمنية غير مستقرة، مما يشير إلى الحصول على نتائج انحدار زائف.

ويجب توافر شروط تطبيق منهجية ARDL ، والمتمثلة في:

١. أن تكون جميع المتغيرات المستخدمة لتقدير النموذج مستقرة في المستوى، أو متكاملة من الدرجة الأولى أو مزيج بينهما.
٢. أن يكون المتغير التابع متكامل من الدرجة الأولي.
٣. ضرورة ألا تقل عدد المشاهدات عن (٣٠).

معادلة الانحدار:

$$POV = \alpha + \beta_1 INQ + \beta_2 GRW + \beta_3 INF \quad + € t$$

POV ..... معدل الفقر(نصيب الفرد من الانفاق الاستهلاكي النهائي للقطاع العائلي) [٥]

INQ ..... مؤشر عدم المساواة.

GRW..... معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد

INF ..... معدل التضخم

(٥)تم الاستعاضة عن معدل الفقر بنصيب الفرد من الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي ،نظرا لعدم اصدار بيانات سنوية منتظمة خاصة بمعدلات الفقر خلال الفترة الزمنية محل الدراسة (١٩٩٠-٢٠٢٠)

المنهجية Methodology:

تستخدم هذه الدراسة بيانات السلسلة الزمنية السنوية التي تم الحصول عليها من قاعدة بيانات البنك الدولي لتقدير العلاقة بين معدل الفقر **(نصيب الفرد من الانفاق الاستهلاكي النهائي للقطاع العائلي)** كمتغير تابع وكل معدل النمو الاقتصادي معبرا عنه ب **(معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد)** وعدم المساواة ومعدل التضخم كمتغيرات مستقلة خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠). وسوف نعبر عن عدم المساواة في مرحلة اولي بخارج قسمة حصة **الدخل** لا علي ٢٠ **% من السكان** علي **حصة الدخل لادني ٢٠ % من السكان** كمتغير المستقل ثم في مرحلة ثانية نستخدم معامل جيني للتعبير عن نفس المتغير المستقل و تتبع طريقة التقدير في كلا المرحلتين الخطوات الآتية:

- سيتم اختبار سكون السلسلة الزمنية Stationary من خلال اختبارات جذر الوحدة ومن أهمها اختبار ديكي فوللر الموسع The Augmented Dickey-Fuller (ADF)، حيث يُفترض أن تكون بيانات السلسلة الزمنية مستقرة لذلك من الضروري إجراء اختبار ADF لأن بيانات السلاسل الزمنية غير المستقرة تعطي نتائج انحدار زائفة (لم يُستخدم اختبار ديكي فوللر DF العادي حيث أنه لا يكون ملائمًا إذا كانت هناك مشكلة ارتباط ذاتي في الحد العشوائي لذلك يمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفروق المبطأة، لذلك يستخدم اختبار آخر يسمي ديكي فوللر الموسع ADF، والانحدار الزائف هو الانحدار الذي يتم تقديره عندما تكون متغيراته غير ساكنة، ومن أهم مؤشراته: معامل تحديد مرتفع، معاملات انحدار ذات معنوية إحصائية مرتفعة، وجود ارتباط سلسلي تظهره إحصائية D.W).
- سيتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) مع اختبار التكامل المشترك وفقًا لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lags (ARDL) حيث يحدد هذا الاختبار ما إذا كانت هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة أم لا (حيث يُفترض أن المتغيرات الاقتصادية تتجه في الأجل الطويل نحو الاستقرار، ويُطلق على هذه الحالة وضع التوازن Equilibrium)، وذلك باستخدام منهج تحليل الحدود (Bounds analysis Procedure) وذلك بعد اختبار سكون السلسلة الزمنية محل الدراسة.

- **اختبار جذر الوحدة في السلاسل كفرادى:**

لتقدير هذا النموذج سيتم استخدام أسلوب تحليل السلاسل الزمنية , وذلك بسبب طبيعة البيانات. ولكن كخطوة أولية لتحليل السلاسل الزمنية، هو التحقق من صحة فرض سكون السلسلة. و يتم اختبار فرض سكون السلسلة باستخدام اختبار Augmented Dickey–fuller . ويكون الفرض الصفري (فرضية العدمnull hypothesis) في هذا الاختبار يعنى تحديدا "وجود جذر الوحدة في قيم السلسلة" ويتم قبول فرض العدم عندما تكون قيمة P–value اكبر من ٥٪ . وفى هذه الحالة تكون السلسلة غير ساكنة ويجب اختبار سكون السلسة عند اخذ الفروق الاولي وإعادة الاختبار واذا كانت الفروق الاولي أيضا غير ساكنة يتم اخذ الفروق الثانية وهكذا حتي يمكن تحدد درجة تكامل السلسلة. أي ان إذا تم اختبار السكون على السلسلة الأصلية وتم قبول الفرض العدمي فمعنى ذلك أن السلسلة الأصلية ساكنة ومن الرتبة صفر ويرمز لها بالرمز I(0) ، ولن يكون هناك ضرورة أو هدف من استخدام الاختبارات الخاصة بالتكامل المتساوي أو المشترك co–integrating test . ولكن إذا سكنت السلسلة بعد اخذ الفروق الأولى لها تكون السلسلة الأصلية متكاملة co–integrating من الرتبة الأولى ويرمز لها بالرمز I(1) . وهناك اختبارات سنتناولها لاختبار وجود علاقة تكمل مشترك في المدة الطويل. [٦]

يوضح جدول (٦) نتائج اختبار ADF. والتي تبين أن كل من Pov, Geini, INQ؛ غير ساكنين للسلاسل الاصلية ولكن تم سكونهم بعد اخذ الفروق الأولى لهم ،في حين ان كلا من GRW و INF ساكنين للسلاسل الاصلية وهذا سبب رئيسي لاستخدام منهجية ARDL.

[6] Dickey and Fuller, 1979, "Distribution of the estimators for autoregressive tiem series with a unit root", *Journal of the American Statistical Assocaition*, 74, 427-43.

جدول (٦)

نتائج اختبار ADF

متغير	ADF	قيمة p-value
Pov	−0.636	0.8472
ΔPov	−5.449	0.0001
Geini	−2.343	0.1659
ΔGeini	−5.52	0.0001
INQ	−2.403	0.1494
ΔINQ	−5.39	0.0001
GRW	−5.42	0.0001
Inf	−6.722	0.0000

*10%, **5%, ***1% significance. ADF t-statistic reported.

Note: The ADF tests include an intercept. The appropriate lag lengths were selected according to the Schwartz Bayesian criterion, also p-value are calculated using MacKinnon (1996) one-sided p-values.

تقدير النموذج:-

يتم تقدير النموذج من خلال دراسة العلاقات طويلة وقصيرة المدى بين معدل الفقر ومحدداته، و يمكن دراسة العلاقات طويلة وقصير الأجل من خلال استخدام تحليل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. لكن لا يمكن تطبيق اختبار التكامل جوهانسن مباشرة ونموذج تصحيح الخطأ المنبثق من نموذج VAR إذا لم تكن متغيرات النموذج محل الدراسة I(1). أي أن لا يمكن تطبيق اختبار التكامل جوهانسن ونموذج تصحيح الخطأ اذا كانت السلاسل محل الدراسة ليس لها نفس درجة رتبة التكامل كما هو الحال في هذه الدراسة. لذلك ، هناك حاجة إلى طريقة بديلة إذا كانت المتغيرات ذات درجات تكامل مختلفة ، أو بعضها ساكن ، ومن

الطرق البديلة هي استخدام نموذج ARDL. وبالتالي سيتم استخدام اختبار التكامل ونموذج تصحيح الخطأ غير المقيد في إطار نموذج ARDL أي نموذج autoregressive distributed lag. ، نموذج autoregressive distributed lag (ARDL) هو نموذج عادي يعتمد على طريقة المربعات الصغرى (OLS) للتقدير والذي يمكن استخدامه إذا كانت السلاسل محل الدراسة ليس لها نفس درجة رتبة التكامل كما هو الحال في هذا البحث . يأخذ هذا النموذج أعدادًا كافية من فترات الابطاء لالتقاط عملية توليد البيانات في إطار عمل نمطي من عام إلى خاص.

باستخدام تحويل خطي بسيط ، يمكن اشتقاق نموذج نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) من ARDL. أيضا ، يدمج نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)ديناميكيات المدى القصير مع التوازن طويل المدى دون فقدان المعلومات طويلة المدى ويتجنب المشاكل مثل العلاقة الهامشية الناتجة عن بيانات السلاسل الزمنية غير الساكنة. [٧]

لتوضيح منهجية نموذج ARDL ، يمكن استخدام النموذج البسيط التالي:

$$y_t = \propto + \beta x_t + \delta z_t + e_t$$

و يتم اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL من خلال

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta z_{t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \lambda_3 z_{t-1} + u_t$$

الجزء الأول من المعادلة β_i و δ_i و γ_i يمثلوا ديناميكيات المدى القصير للنموذج. بينما الجزء الثاني من المعادلة يمثل علاقة طويلة المدى. الفرضية الصفرية في المعادلة هي λ_1+λ_2+λ_3=0 مما يعني عدم وجود علاقة طويلة المدى.

[7] Shrestha, M.B. and Bhatta, G.R., 2018. Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, *4*(2), pp.71-89.

وسوف نقوم بتقدير النموذج مرة باستخدام **INQ1 (نسبة نصيب ٢٠٪ الأعلى من الدخل إلى نصيب ٢٠٪ الأدنى من الدخل)** وذلك لدراسة توزيع الدخل بين الفئة العشرينية الأكثر غنى والفئة العشرينية الأكثر فقراً ، أي توزيع الدخل بين الأغنياء والفقراء، ومرة باستخدام **INQ2 (معامل جيني)** وذلك لدراسة توزيع الدخل بين الفئات العليا والفئات المتوسطة والفئات الدنيا .

تقدير النموذج باستخدام INQ1 (نسبة نصيب ٢٠٪ الأعلى من الدخل إلى نصيب ٢٠٪ الأدنى من الدخل):[٨]

- **اختيار فترات الابطاء المناسبة**

يتمثل الاجراء الأول في اختيار فترة الابطاء المثلى لقسم المتغيرات وذلك باستخدام نموذج متحه انحدار ذاتي غير مقيد مه وجود ثابت واتجاه عام. وباستخدام برنامج E views وبعد تطبيق lag length criteria تم استنتاج ان فترات الابطاء المناسبة هي ١ وذلك وفقا LR, FPE, SC, and HQ.

جدول (٧)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-153.6841	NA	1.389483	11.68030	11.87228	11.73739
1	-70.81876	135.0398*	0.009983*	6.727315	7.687194*	7.012738*
2	-53.78190	22.71580	0.010101	6.650511	8.378294	7.164272
3	-39.34796	14.96853	0.014443	6.766515	9.262201	7.508614
4	-16.14997	17.18370	0.014570	6.233331*	9.496920	7.203767

* 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

[٨] تم استخدام أسلوب الاتجاه العام للحصول علي القيم المفقودة في السلسلة الزمنية محل الدراسة.

وسوف نستخدم في هذه الدراسة النموذج التالي:

$$\Delta pov_t = \alpha_0 + B_1 pov_{t-1} + B_2 INQ_{t-1} + B_3 GRW_{t-1} + \beta_4 \mathrm{INF}_{t-1} + \beta_5 \Delta \mathrm{Pov}_{t-1} + \beta_6 \Delta \mathrm{INQ}_{t-1} + \beta_7 \Delta \mathrm{INF}_{t-1} + \beta_8 \Delta \mathrm{GRW} + u_t$$

حيث α ، ϵ هما علي التوالي الحد المطلق وحد الخطأ العشوائي

$\beta 1$ ، $\beta 2$ ، $\beta 3$ و $\beta 4$ هي معلمات الاجل الطويل

$\beta 5$ ، $\beta 6$ ، $\beta 7$ و $\beta 8$ هي معلمات الاجل القصير

- **نتائج اختبار الحدود لوجود علاقة تكامل ما بين المتغيرات محل الدراسة.**

(Bounds Test for Co-integration Relationship)

يتم عرض نتائج إجراء اختبار الحدود لتحليل التكامل المشترك بين معدل الفقر ومحدداته في الجدول أدناه

جدول (٨)

نتائج اختبار الحدود لوجود علاقة تكامل ما بين المتغيرات محل الدراسة

Test Statistic	Value	k
F-statistic	6.515532	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61

من الجدول رقم (٨) يتضح أن Fالمحسوبة اكبر من كلا من الحد الأدنى والأعلى

لقيم f الجدولية التي تتراوح بين ٣.٢٣ و 4.35, وأيضا بين ٤.٢٩, ٥.٦١ ، مما يعني أنه عند مستوى ثقة ٩٥ ٪ و مستوي ثقة ٩٩٪ تم رفض الفرضية الصفرية "لا توجد علاقة طويلة المدى" ، وهذا يعني أن هناك علاقة تكامل وحيدة بين المتغيرات محل الدراسة (أي علاقة طويلة المدى) موجودة بين معدل الفقر ومحدداته ، وذلك يمكن التعامل مع جميع محددات الفقر كمتغيرات لها تأثير علي كل من المدى الطويل والمدى القصير .

- **<u>دراسة علاقة المدى الطويل بين معدل الفقر ومحدداته</u>**

نظرا لوجود علاقة تكاملية بين معدل الفقر ومحدداته تم تقدير المعلمات طويلة المدى لنموذج ARDL والنتائج معروضة في الجدول أدناه. تم تقدير نموذج ARDL باستخدام فترة ابطاء واحدة.

جدول رقم (٩)

تقديرات معالم المدي الطويل لنموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد ARDL-UECM

المتغير	المعامل	الخطأ المعياري	قيمة T	Prob.
Pov(-1)	1.001284	0.015930	62.85402	0.0000
INF(-1)	0.725082	0.11919692	٦.08306	0.0000
GRW(-1)	-2.277251	0.321567	-٧.081731	0.0000
INQ(-1)	3.280257	0.6457584	٥.079697	0.0000
C	-227.958460	2882.01145	-0.079097	0.0000

من الجدول ر قم (٩) يتضح ان:

- يوجد تأثير موجب لمعدل التضخم على معدل الفقر في المدى الطويل وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P–value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد معدل التضخم بوحدة واحدة [٩] يزداد معدل الفقر بمقدار ٠.٧٢٥وحدة تقريبا في المدى الطويل مع ثبات العوامل الأخرى.
- يوجد تأثير موجب للمتغير INQ1 مؤشر عدم المساواة على معدل الفقر في المدى الطويل وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P–value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد INQ1 أي عدم المساواة بوحدة واحدة يزداد معدل الفقر بمقدار ٣.٢٨ وحدة تقريبا في المدى الطويل في ظل ثبات العوامل الأخرى.
- يوجد تأثير سلبي ل GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) على معدل الفقر في المدى الطويل وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P–value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة ينخفض معدل الفقر بمقدار ٢.٢٧ وحدة تقريبا في المدى الطويل مع ثبات العوامل الأخرى.
- **<u>دراسة علاقة المدى القصير بين معدل الفقر ومحدداته</u>**

بمجرد تقدير نموذج ARDL في المدى الطويل ، فإن الخطوة التالية هي تقدير المعلمات الديناميكية قصيرة المدى في إطار عمل ARDL. وبالتالي يتم الاحتفاظ بالقيم المتأخرة لجميع السلاسل الأصلية (أي وجود توليفة خطية يشار إليها بمصطلح تصحيح الخطأ غير المقيد ، ECMt–1) في نموذج ARDL.، يعرض الجدول رقم (١٠)نتائج نموذج تصحيح الخطأ المقدر لنموذج معدل الفقر بمصر باستخدام تقنية ARDL. ،تم اختيار النموذج بناءً على AIC.

[٩] يقصد بالوحدة الواحدة ١٪ للمتغيرات التفسيرية في النموذج (معدل التضخم INF، معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد GRW، INQ2)

جدول رقم (١٠)

معاملات النموذج في المدى القصير

Cointegrating Form				
المتغير	المعامل	الخطأ المعياري	قيمة T	Prob.
D(POV(−1))	0.512253	0.176108	2.908741	0.0081
D(INF(−1))	0.2173	0.03300471	6.583908	0.0000
D(GRW(−1))	−0.2924	0.03529478	−8.284512	0.0000
D(INQ(−1))	0.55573	0.06356406	8.742834	0.0000
CointEq(−1)	−0.1284	0.01813405	−7.080602	0.0000
Cointeq = POV(−1) − (0.7251*INF(−1) −2.2773*GRW(−1) + 3.2803*INQ(−1) −227.9585)				

من الجدول السابق رقم (١٠) يتضح أن:

- يوجد تأثير موجب لمعدل التضخم على معدل الفقر في المدى القصير وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P–value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد معدل التضخم بوحدة واحدة يزداد معدل الفقر بمقدار ٠.٢١٧٣وحدة تقريبا في المدى القصير مع ثبات العوامل الأخرى. وهذه النتيجة تتسق مع نتيجة المدى الطويل مع العلم ان تأثيره عل معدل الفقر في المدي القصير اقل من هذا التأثير في المدى الطويل.
- يوجد تأثير موجب للمتغير INQ1 (عدم المساواة)على معدل الفقر في المدى القصير وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P–value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد INQ1 (عدم المساواة) بوحدة واحدة يزداد معدل الفقر بمقدار ٠.٥٥٦ وحدة تقريبا في المدى القصير في ظل ثبات العوامل الأخرى. وهذه النتيجة تتسق مع نتيجة المدى الطويل مع العلم ان تأثيره عل معدل الفقر في المدي القصير اقل من هذا التأثير في المدى الطويل.
- يوجد تأثير سلبي ل GRWمعدل نمو صافي الدخل القومي للفرد على معدل الفقر في المدى القصير وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P–value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد

GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة ينخفض معدل الفقر بمقدار ٠.٢٩٢وحدة تقريبا في المدى القصير مع ثبات العوامل الأخرى. وهذه النتيجة تتسق مع نتيجة المدى الطويل مع العلم ان تأثيره عل معدل الفقر في المدي القصير اقل من هذا التأثير في المدى الطويل.

- القيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)يشير إلى أن حوالي ١٣ في المائة من اختلال معدل الفقر المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير لنفس السنة. أي ان POV معدل الفقر في المدي القصيرتستغرق ما يقرب ٧.٦ سنة (1/0.13) للوصول الي القيمة التوازنية في المدي الطويل.

من الجدولين رقمي(١١) و(١٢) من الواضح ان النموذج المقدر يفسر حوالي 99% من التغيرات التي تحدث في POV.و أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي حيث أن قيمة Durbin Watson قريبة من ٢ ، وكذلك من احتمالات إحصائيات Q ، فمن الواضح أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي حيث أن قيمة p أكبر من ٠.٠٥ ، أيضًا ويدعم هذا الرسم البياني رقم (١)حيث تتناثر الأخطاء بشكل عشوائي ، بالإضافة إلى أن القيمة المقدرة هي تقريبًا نفس القيم الفعلية. أيضا يتضح من جدول (١٣) ان قيمة R-square قريبة جدا من ١ وهذا يدل علي جودة النموذج.

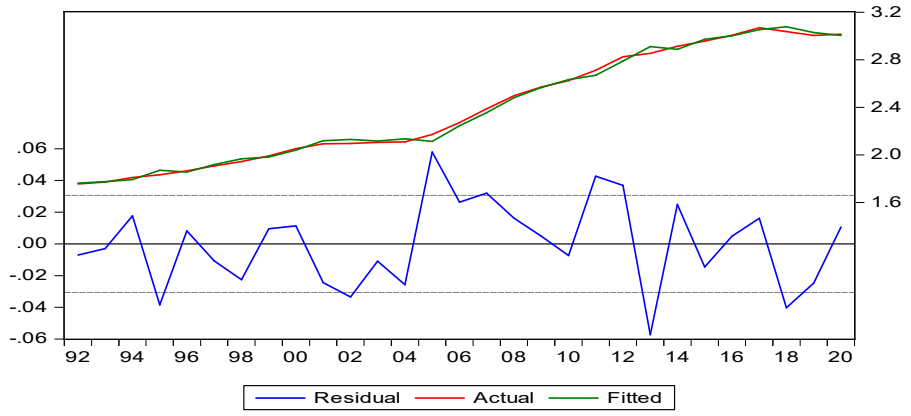
جدول (١١)
مقاييس جودة النموذج

R-squared	0.996586	Mean dependent var	2.388034
Adjusted R-squared	0.995655	S.D. dependent var	0.464237
S.E. of regression	0.030602	Akaike info criterion	-3.929024
Sum squared resid	0.020602	Schwarz criterion	-3.598987
Log likelihood	63.97085	Hannan-Quinn criter.	-3.825660
F-statistic	1070.318	Durbin-Watson stat	2.080160
Prob(F-statistic)	0.000000		

جدول (١٢):

Q-statistics for residuals

	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.044	-0.044	0.0622	0.803
2	-0.018	-0.020	0.0729	0.964
3	0.097	0.095	0.3962	0.941
4	-0.170	-0.164	1.4358	0.838
5	0.106	0.102	1.8593	0.868
6	0.201	0.200	3.4430	0.752
7	-0.169	-0.137	4.6122	0.707
8	-0.279	-0.364	7.9400	0.439
9	0.121	0.138	8.5987	0.475
10	-0.305	-0.249	13.011	0.223
11	0.036	-0.043	13.077	0.288
12	0.009	-0.126	13.081	0.363



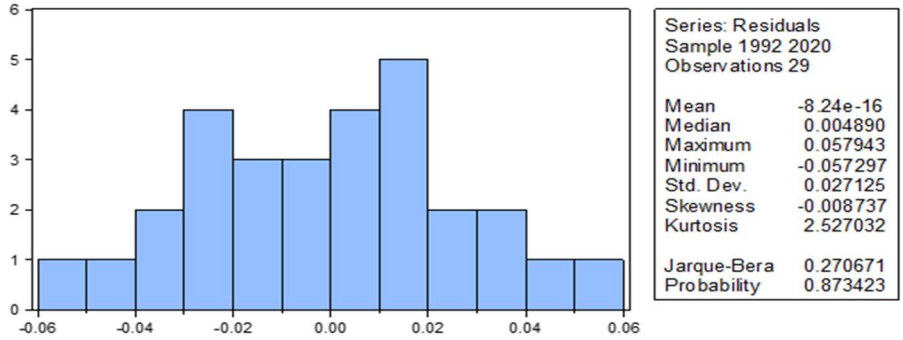
الشكل رقم (١)

ويتضح من الجدول التالي أن تباين الأخطاء ثابت ، وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Heteroskedasticity Tests اقل من ٥٪ وهذا يؤكد جودة النموذج

جدول (١٣)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.498373	Prob. F(6,22)	0.2249
Obs*R-squared	8.412872	Prob. Chi-Square(6)	0.2094
Scaled explained SS	3.696680	Prob. Chi-Square(6)	0.7176

ويتضح من الشكل التالي رقم (٢) أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera Test اقل من ٥٪ وهذا يؤكد جودة النموذج.



الشكل رقم (٢)

الخلاصة:

بدراسة العلاقة بين معدل الفقر ومحدداته (معدل التضخم، ومؤشر عدم المساواة، معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) في كلا من الاجل القصير والطويل نستنتج ما يلي:

١. وجود تأثير معنوي لكل من المحددات الواردة في النموذج علي معدل الفقر في كلا من الاجل القصير والاجل الطويل

٢. توجد علاقة طردية بين معدل التضخم ومؤشر INQ1 على معدل الفقر، أي ان ارتفاع معدل التضخم وزيادة اللامساواة تؤدي الي زيادة معدل الفقر وتفاقمه وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

٣. ان معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد (معدل النمو الاقتصادي) يؤثر تأثيرا سلبيا علي معدل الفقر في الاقتصاد، أي ان زيادة معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد يؤدي الي تخفيض معدلا ت الفقر في المجتمع والحد منه.

٤. ان اثار محددات الفقر (معدل التضخم، ومؤشر INQ1 ، معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) في الاجل القصير اقل الاثار طويلة الاجل لها علي معدل الفقر ومتسقة مع بعضها البعض في كلا الاجليين

٥. القيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) يشير إلى أن حوالي ١٣٪ من اختلال معدل الفقر المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير لنفس السنة. أي ان POV معدل الفقر في المدي القصيرتستغرق ما يقرب ٧.٦ سنة (1/0.13) للوصول الي القيمة التوازنية في المدي الطويل.

٦. في المدى القصير، يوجد تأثير موجب للمتغير INQ1 (عدم المساواة)على معدل الفقر,فزيادة INQ1 (عدم المساواة) بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ٠.٥٥٦ وحدة تقريبا، بينما يوجد تأثير سلبي ل GRW معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد على معدل الفقر ،فزيادة GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة يؤدي الي معدل الفقر بمقدار ٠.٢٩٢وحدة تقريبا، وفي الاجل الطويل زيادة INQ1 (عدم المساواة)

بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ٣.٢٨ وحدة تقريبا،في حين ان زيادة GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار٢.٢٧ وحدة تقريبا، أي اثر النمو اقل من اثر التوزيع علي معدل الفقر في مصر.

تقدير النموذج باستخدام INQ2 (معامل جيني):

- **اختيار فترات الابطاء المناسبة**

يتمثل الاجراء الأول في اختيار فترة الابطاء المثلى لقسم المتغيرات وذلك باستخدام نموذج متحه انحدار ذاتي غير مقيد مع وجود ثابت واتجاه عام. وباستخدام برنامج Eviews وبعد تطبيق lag length criteria تم استنتاج ان فترات الابطاء المناسبة هي ١ وذلك وفقا LR, FPE, SC, and HQ.

جدول(١٤)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	−197.4380	NA	35.51525	14.92133	15.11331	14.97842
1	−114.5342	135.1026*	0.242382*	9.469843*	10.92537*	10.25092*
2	−96.68267	23.80199	0.254432	9.828346	11.55613	10.34211
3	−79.94409	17.35853	0.292165	9.773636	12.26932	10.51573
4	−59.84288	14.88979	0.370729	9.965493	12.73343	10.44028

وسوف نستخدم في هذه الدراسة النموذج التالي:

$$\Delta pov_t = \alpha_0 + B_1 pov_{t-1} + B_2 Geini_{t-1} + B_3 GRW_{t-1} + \beta_4 \mathrm{INF}_{t-1} + \beta_5 \Delta \mathrm{Pov}_{t-1} + \beta_6 \Delta \mathrm{Geini}_{t-1} + \beta_7 \Delta \mathrm{INF}_{t-1} + \beta_8 \Delta \mathrm{GRW} + u_t$$

حيث α ، ϵ هما علي التوالي الحد المطلق وحد الخطأ العشوائي

$\beta 1$, $\beta 2$, $\beta 3$ و $\beta 4$ هي معلمات الاجل الطويل

$\beta 5$, $\beta 6$, $\beta 7$ و $\beta 8$ هي معلمات الاجل القصير

- **نتائج اختبار الحدود لوجود علاقة تكامل ما بين المتغيرات محل الدراسة.**

(Bounds Test for Cointegration Relationship)

يتم عرض نتائج إجراء اختبار الحدود لتحليل التكامل المشترك بين معدل الفقر ومحدداته في

الجدول رقم(١٥)

جدول (١٥)

نتائج اختبار الحدود لوجود علاقة تكامل ما بين المتغيرات محل الدراسة

Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	7.515384	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61

يتضح من الجدول رقم (١٥) أن f المحسوبة اكبر من كلا من الحد الأدنى والأعلى لقيم f الجدولية التي تتراوح بين ٣.٢٣ و ٤.٣٥, وأيضا بين ٤.٢٩, ٥.٦١ ، مما يعني أنه عند مستوى ثقة ٩٥ ٪ و مستوي ثقة ٩٩٪ ،ومن ثم يرفض الفرض العدمي "عدم وجود علاقة طويلة المدى" ، وقبول الفرض البديل ،أي وجود علاقة تكامل وحيدة بين المتغيرات محل الدراسة ،أي توجد علاقة طويلة المدى بين معدل الفقر ومحدداته ، وذلك يمكن التعامل مع جميع محددات الفقر كمتغيرات لها تأثير في كلا من المدى الطويل والمدى القصير

- **<u>دراسة العلاقة طويلة المدي بين معدل الفقر ومحدداته</u>**

نظرا لوجود علاقة تكاملية بين معدل الفقر ومحدداته ، يتم تقدير المعلمات طويلة المدى لنموذج ARDL ويوضح جدول رقم (١٦) قيم معلمات الاجل الطويل للنموذج ،. تم استخدام نموذج ARDL باستخدام فترة ابطاء واحدة.

جدول رقم (١٦)

تقديرات معالم المدي الطويل لنموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد ARDL-UECM

المتغير	المعامل	الخطأ المعياري	قيمة T	Prob.
Pov(-1)	1.499233	0.172600	8.686163	0.0000
INF(-1)	0.206822	0.03291691	6.283153	0.0000
GRW(-1)	-0.607442	0.08288657	-7.328594	0.0000
Geini(-1)	1.415779	0.22296473	6.349789	0.0000
C	51.974150	142.383619	0.365029	0.0000

من الجدول رقم (١٦) يتضح ان:

- يوجد تأثير موجب لمعدل التضخم على معدل الفقر في المدى الطويل وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P-value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد معدل التضخم بوحدة واحدة يزداد معدل الفقر بمقدار ٠.٢٠٧ وحدة تقريبا المدى الطويل ، مع ثبات العوامل الأخرى.
- يوجد تأثير موجب لمعامل Geini على معدل الفقر في المدى الطويل وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P-value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد Geini بوحدة واحدة يزداد معدل الفقر بمقدار 1.4 وحدة تقريبا في المدى الطويل في ظل ثبات العوامل الأخرى.
- يوجد تأثير سلبي ل GRW على معدل الفقر في المدى الطويل وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P-value اقل من ٥٪, أي ان كلما زاد GRW بوحدة واحدة ينخفض معدل الفقر بمقدار 0.607 وحدة تقريبا في المدى الطويل مع ثبات العوامل الأخرى.
- **دراسة علاقة المدى القصير بين معدل الفقر ومحدداته**

بمجرد تقدير نموذج ARDL في المدى الطويل، فإن الخطوة التالية هي تقدير المعلمات الديناميكية قصيرة المدى في إطار عمل ARDL. وبالتالي يتم الاحتفاظ بالقيم المتأخرة لجميع السلاسل الأصلية (أي وجود توليفة خطية يشار إليها بمصطلح تصحيح الخطأ غير المقيد، ECMt-1) في نموذج ARDL. يوضح الجدول رقم (١٧) نتائج نموذج تصحيح الخطأ المقدر لنموذج معدل الفقر بمصر باستخدام تقنية ARDL.، وتم اختيار النموذج بناءً على AIC.

جدول رقم (١٧)

معاملات النموذج قصيرة الاجل

Cointegrating Form				
المتغير	المعامل	الخطأ المعياري	قيمة T	Prob.
D(POV(−1))	0.5040	0.172497	2.921935	0.0079
D(INF(−1))	0.1620	0.03925488	4.126875	0.000
D(GRW(−1))	−0.2911	0.04782707	−6.086511	0.000
D(Geini(−1))	0.6784	0.09438898	7.187280	0.000
CointEq(−1)	−0.14792	0.02012604	−7.349681	0.000
Cointeq = POV − (0.2068*INF − 0.6074*GRW +1.4158*GEINI + 51.9742)				

من جدول ر قم (١٧) يتضح ان:0.04782707

- يوجد تأثير موجب لمعدل التضخم على معدل الفقر في المدى القصير وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P−value اقل من ٥٪, أي ان زيادة معدل التضخم بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار 0.162 وحدة تقريبا في المدى القصير في ظل ثبات العوامل الأخرى. وهذه النتيجة تتسق مع ما توصلنا اليه في المدى الطويل مع العلم ان تأثيره على معدل الفقر في المدي القصير اقل من نظيره في المدى الطويل.
- يوجد تأثير موجب ل Geini معامل جيني على معدل الفقر في المدى القصير وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P−valueاقل من ٥٪, أي ان زيادة Geini بوحدة واحدة يترتب عليها زيادة معدل الفقر بمقدار 0.678 وحدة تقريبا في المدى القصير مع ثبات العوامل الأخرى. وهذه النتيجة تتسق مع نتيجة المدى الطويل مع العلم ان تأثيره عل معدل الفقر في المدي القصير اقل من نظيره في المدى الطويل.
- يوجد تأثير سلبي ل GRW معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد على معدل الفقر في المدى القصير وذلك بثقة ٩٥٪ لان قيمة P−value اقل من ٥٪, أي ان زيادةGRW بوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار 0.2911 وحدة تقريبا في المدى القصير مع

ثبات العوامل الأخرى. وهذه النتيجة تتسق مع نتيجة المدى الطويل مع العلم ان تأثيره عل معدل الفقر في المدي القصير اقل من نظيره في المدى الطويل.

- القيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) يشير إلى أن حوالي 15% من اختلال معدل الفقر في المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير لنفس السنة. أي ان POV معدل الفقر في المدي القصيرتستغرق ما يقرب 6.7 سنة (1/0.15) للوصول الي القيمة التوازنية في المدي الطويل.

من الجدولين ١٨ و ١٩ من الواضح ان النموذج المقدر يفسر حوالي 99% من التغيرات التي تحدث في POV.و أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي حيث أن قيمة Durbin Watson قريبة من ٢ ، وكذلك من احتمالات إحصائيات Q ، فمن الواضح أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي حيث أن قيمة p أكبر من ٠.٠٥ ، أيضًا ويدعم هذا الرسم البياني ٢ حيث تتناثر الأخطاء بشكل عشوائي ، بالإضافة إلى أن القيمة المقدرة هي تقريبًا نفس القيم الفعلية. أيضا يتضح من جدول (٢٠) ان قيمة R-square قريبة جدا من ١ وهذا يدل علي جودة النموذج.

جدول (١٨)

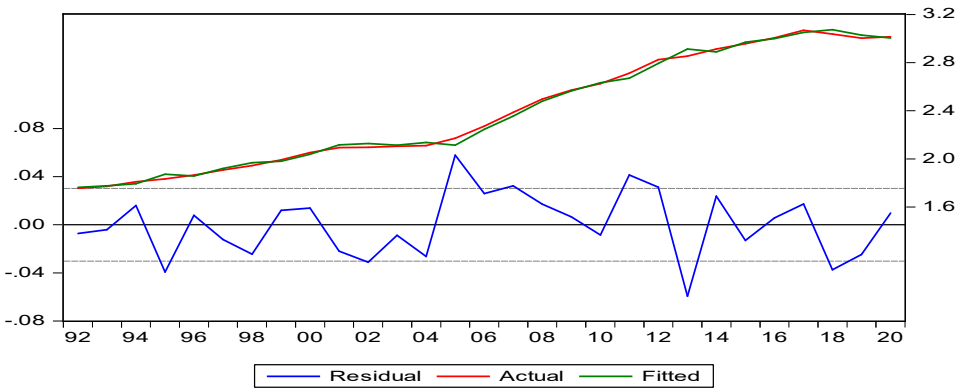
مقاييس جودة النموذج

R-squared	0.996670	Mean dependent var	2.388034
Adjusted R-squared	0.995762	S.D. dependent var	0.464237
S.E. of regression	0.030223	Akaike info criterion	-3.953893
Sum squared resid	0.020096	Schwarz criterion	-3.623856
Log likelihood	64.33144	Hannan-Quinn criter.	-3.850529
F-statistic	1097.362	Durbin-Watson stat	2.108411
Prob(F-statistic)	0.000000		

جدول (١٩)

Q-statistics for residuals

	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.058	-0.058	0.1077	0.743
2	-0.026	-0.030	0.1308	0.937
3	0.107	0.105	0.5297	0.912
4	-0.173	-0.164	1.6041	0.808
5	0.098	0.091	1.9612	0.854
6	0.224	0.221	3.9147	0.688
7	-0.173	-0.130	5.1311	0.644
8	-0.278	-0.366	8.4394	0.392
9	0.145	0.147	9.3800	0.403
10	-0.299	-0.229	13.608	0.192
11	0.046	-0.034	13.716	0.249
12	0.010	-0.142	13.722	0.319



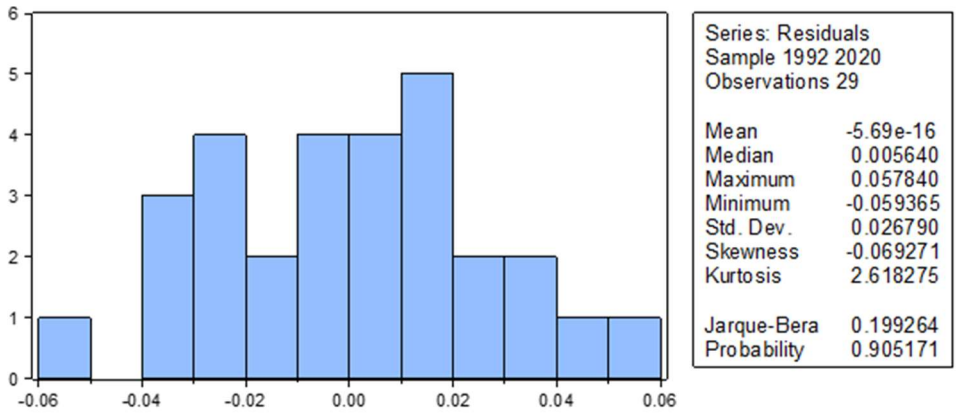
الشكل رقم (٣)

يتضح من الجدول رقم (٢٠) ان تباين الأخطاء ثابت وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Heteroskedasticity Tests اقل من ٥٪ وهذا يؤكد جودة النموذج.

جدول (٢٠)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.358622	Prob. F(6,22)	0.2745
Obs*R-squared	7.840354	Prob. Chi-Square(6)	0.2500
Scaled explained SS	3.650962	Prob. Chi-Square(6)	0.7238

من الشكل رقم (٤) يتضح ان الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera Test اقل من ٥٪ وهذا يؤكد جودة النموذج.



الشكل رقم (٤)

مما سبق يتضح ان:

١. وجود تأثير معنوي لكل من معدل التضخم، ومعامل جيني، ومعدل نمو صافي الدخل القومي للفرد علي معدل الفقر في كلا من الاجل القصير والاجل الطويل

٢. توجد علاقة طردية بين معدل التضخم ومعامل جيني Geini علي معدل الفقر، أي ان ارتفاع معدل التضخم وزيادة اللامساواة ممثلة في معامل جيني Geini تؤدي الي زيادة معدل الفقر وتفاقمه وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

٣. ان معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد (معدل النمو الاقتصادي) يؤثر تأثيرا سلبيا علي معدل الفقر في الاقتصاد، أي ان زيادة معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد يؤدي الي تخفيض معدلا ت الفقر في المجتمع والحد منه.

٤. ان اثار محددات الفقر(معدل التضخم ، و معامل جيني Geini ، معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) في الاجل القصير اقل الاثار طويلة الاجل لها علي معدل الفقر ومتسقة مع بعضها البعض في كلا الأجلين

٥. لقيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)يشير إلى أن حوالي ١٥٪ من اختلال معدل الفقر المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير لنفس السنة. أي ان POV معدل الفقر في المدي القصيرتستغرق ما يقرب ٦.٧ سنة (1/0.15) للوصول الي القيمة التوازنية في المدي الطويل.

٦. في المدى القصير، يوجد تأثير موجب ل معامل جيني Geini على معدل الفقر,فزيادة معامل جيني Geini بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار 0.678 وحدة تقريبا، بينما يوجد تأثير سلبي ل GRW معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد على معدل الفقر ،فزيادة GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة يؤدي الي خفض معدل الفقر بمقدار 0.2911 وحدة تقريبا، وفي الاجل الطويل زيادة معامل جيني Geini بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ١.٤ وحدة تقريبا،في حين ان زيادة GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار0.607 وحدة تقريبا، أي ان اثر النمو لا يستطيع مجابهة الاثار السلبية لعدم المساواة في التوزيع علي معدل الفقر في مصر.

النتائج:

توصلت الدراسة الي عدد من النتائج أهمها:

١- وجود تأثير معنوي لكل من معدل التضخم، ومعامل جيني او مؤشر عدم المساواة INQ1 ، ومعدل نمو صافي الدخل القومي للفرد علي معدل الفقر في كلا من الاجل القصير والاجل الطويل

٢- توجد علاقة طردية بين معدل التضخم ومعامل جيني Geini او مؤشر عدم المساواة INQ1 علي معدل الفقر ، أي ان ارتفاع معدل التضخم وزيادة اللامساواة ممثلة في معامل جيني Geini او مؤشر عدم المساواة INQ1 تؤدي الي زيادة معدل الفقر وتفاقمه وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

٣- ان معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد(معدل النمو الاقتصادي) يؤثر تأثيرا سلبيا علي معدل الفقر في الاقتصاد ،أي ان زيادة معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد يؤدي الي تخفيض معدلا ت الفقر في المجتمع والحد منه.

٤-ان اثار محددات الفقر (معدل التضخم ، و معامل جيني Geini او مؤشر عدم المساواة INQ1 ، معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) في الاجل القصير اقل الاثار طويلة الاجل لها علي معدل الفقر سواء في المرحلة الاولي او الثانية ومتسقة مع بعضها البعض في كلا الأجلين

٥- في المرحلة الاولي: القيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)يشير إلى أن حوالي ١٣٪ من اختلال معدل الفقر في المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير لنفس السنة. أي ان POV معدل الفقر في المدي القصيرتستغرق ما يقرب ٧.٦ سنة (1/0.13) للوصول الي القيمة التوازنية في المدي الطويل. بينما في المرحلة الثانية من النموذج القيمة فإن القيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)تشير إلى أن حوالي ١٥٪ من اختلال معدل الفقر المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير لنفس السنة. أي ان POV معدل الفقر في المدي القصيرتستغرق ما يقرب ٦.٧ سنة (1/0.15) للوصول الي القيمة التوازنية في المدي الطويل.أن مشكلة الفقر مشكلة هيكلية مزمنة ومن ثم تحتاج الي خطط طويلة الاجل لعلاجها او للتخفيف منها

ولذلك فان الخطط قصيرة الاجل التي تركز على هذه الإشكالية بعيدا عن التوزيع الاولي العادل لن تجدي في علاجها او التخفيف منها.

٦- في المدى القصير يوجد تأثير موجب للمتغير INQ1 على معدل الفقر، فزيادة INQ1 بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ٠.٥٥٦ وحدة تقريباً، بينما يوجد تأثير سلبي ل GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) على معدل الفقر ،فزيادة GRW بوحدة واحدة [١٠] يؤدي الي معدل الفقر بمقدار ٠.٢٩٢وحدة تقريبا، وفي الاجل الطويل فإن زيادة INQ1 بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ٣.٢٨ وحدة تقريبا،في حين ان زيادة GRW (معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد) بوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار ٢.٢٧ وحدة تقريبا، أي اثر النمو اقل من اثر التوزيع علي معدل الفقر في مصر.ويرجع ذلك الي تدهور نصيب الأجور في الناتج المحلي الإجمالي بشكل كبير خلال فترة قصيرة جدا ، فقدهبط هذا النصيب من ٦٠٪ تقريبا غام ١٩٧٣ الي ٣٦٪ عام ١٩٧٧ ، كما هبط أيضا من ٣٥.٦٪ عام ١٩٨٥ الي ٢٦.٦٪ ١٩٩٠اليصل الي ٢٥.٤٪ عام ١٩٩٥ ويتضح ذلك من جدول رقم (٢) . اما فيما يخص معدل النمو الاقتصادي فقد بلغ معدل نمو دخل الفرد(٦.٦ %، ٧.٤٪، ٣٪، ٣٪، ٣.١٪ ، ٢.٦٪ ، ٤.٣٪ ، ٢.٦٪ ، ٣.١٪ ، ٢.١٪ ، ١.٦٪) في السنوات (١٩٧٥ ، ١٩٨٠ ، ١٩٨٥ ، ١٩٩٠ ، ١٩٩٥ ، ٢٠٠٠ ، ٢٠٠٥ ، ٢٠١٠ ، ٢٠١٥ ، ٢٠٢٠) على التوالي. ونفس التفسير الاقتصادي ينطبق علي الاجل الطويل بالنسبة لهذه المتغيرات التي أشرنا اليها في الاجل القصير.

٧- في المدى القصير يوجد تأثير موجب للمتغير INQ2 (معامل جيني Geini) على معدل الفقر,فزيادة معامل جيني Geini بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار 0.678 وحدة تقريبا، بينما يوجد تأثير سلبي ل GRW على معدل الفقر ،فزيادة GRW بوحدة واحدة يؤدي الي خفض معدل الفقر بمقدار 0.2911 وحدة تقريبا، وفي الاجل الطويل زيادة معامل جيني Geini بوحدة واحدة يؤدي الي زيادة معدل الفقر بمقدار ١.٤ وحدة تقريبا،في حين ان زيادة GRW بوحدة واحدة يخفض معدل الفقر بمقدار0.607

[١٠] يقصد بالوحدة الواحدة ١٪ للمتغيرات التفسيرية في النموذج (معدل التضخم INF، معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد INQ2,،GRW)

وحدة تقريبا، أي ان اثر النمو لا يستطيع مجابهة الاثار السلبية لعدم المساواة في التوزيع علي معدل الفقر في مصر.

٨- إن نتائج النموذج القياسي في حالة استخدام المتغير INQ2 (معامل جيني) تختلف عنه في حالة استخدام INQ1 . ذلك أن معامل جيني هو عبارة عن متوسط لمعامل التوزيع لكل الشرائح الدخلية ، بينما INQ1 هو نسبة بين شريحتين طرفيتين للتوزيع . ومن ثم يبدو واضحاً أن معامل عدم المساوة في الحالة الثانية أقوي منه في الحالة الأولى في الأجل الطويل ، وإن اقتربا من بعضهما البعض في الأجل القصير ، وذلك في تأثير كل منهما على معدل الفقر في مصر. ذلك أن INQ1تقيس دخل أغني ٢٠٪ من السكان الي دخل افقر ٢٠٪ من السكان ولذلك تقيس توزيع الدخل بين الشريحة الأكثر دخلا والشريحة الأقل دخلا ، اما معامل جيني فهو عبارة عن متوسط يقيس توزيع الدخل لكافة الشرائح. وكذلك الشأن بالنسبة للمتغير GRW في تأثيره كل منهما على معدل الفقر في مصر.

التوصيات:

في ضوء نتائج الدراسة نقترح التوصيات التالية:

١. يجب زيادة معدلات الاستثمار بشقيه العام والخاص المحلي والاجنبي من خلال تهيئة المناخ الملائم لرفع معدل النمو الاقتصادي . ذلك ان زيادة معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد يؤدي الي تقليص نسبة الفقر في مصر.
٢. تطبيق مجموعة من السياسات المالية والنقدية التي تؤدي الي تحسين اعادة توزيع الدخل بما يضمن عدالة اعدة التوزيع.
٣. تبني استراتيجيات وسياسات تنموية تركز علي تحسين مستمر في التوزيع الاولي لصالح الفقراء ومحدودي الدخل.
٤. يجب استهداف التضخم بسبب وجود علاقة طردية بين معدل التضخم ومعدل الفقر، أي ان ارتفاع معدل التضخم يؤدي الي زيادة معدل الفقر وتفاقمه.

المراجع

١- إبراهيم العيسوي، الاقتصاد المصري في ثلاثين سنة ، المكتبة الاكاديمية ، القاهرة ، ٢٠٠٧ ، صـ ٨٤٤ وما تلاها.

٢- الأمم المتحدة، البرنامج الإنمائي للأمم المتحدة، تقرير التنمية البشرية

٣- (٢٠٠٧ / ٢٠٠٨) ، صـ ٣٤٤ وما بعده.

٤- البنك الدولي ،قاعدة البيانات الدولية ، السنوات من ١٩٩٠-٢٠٢٠

٥- البنك المركزي المصري ، التقرير السنوي ،السنوات من ١٩٩٠-٢٠٢٠

٦- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، مسح الدخل والإنفاق والاستهلاك ٢٠١٢/ ٢٠١٣

٧- ــــــــــــ، مسح الدخل والإنفاق والاستهلاك ٢٠١٥.

٨- ــــــــــــ،، مسح الدخل والإنفاق والاستهلاك ٢٠١٧.

٩- ــــــــــــ،، مسح الدخل والانفاق والاستهلاك ٢٠١٩ / ٢٠٢٠ .

١٠- السيد فراج السعيد محمد ، تنوع مفاهيم ومقاييس الفقر والتنمية البشرية ومدى انعكاسها على استراتيجيات التنمية مع التطبيق على التجربة المصرية دراسة نقدية. مجلة البحوث التجارية ، الجزء الثاني ، ع (٢) ، مج (٣٨) ، كلية التجارة – جامعة الزقازيق ، الزقازيق ، ٢٠١٦.

١١- رياض جليلي ، مؤشرات عدم المساواة في توزيع الانفاق ، المعهد العربي للتخطيط . بدون تاريخ

١٢- سامي خليل، نظرية الاقتصاد الكلي، الكتاب الثاني، نظريات الاقتصاد الكلي الحديثة، دار النهضة العربية للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، ١٩٩٩.

١٣- سمير رضوان، سياسات الأجور والإصلاح الاقتصادي في مصر، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، مجلس الوزراء، ٢٠١٠.

١٤- عبد الحميد نوار، الفقر المتعدد الأبعاد وسياسات معالجة مشاكل الحرمان المتشابكة في الدول العربية، سلسلة أوراق بحثية، تقرير التنمية الإنسانية العربية، برنامج الأمم المتحدة الإنمائي، المكتب الإقليمي للدول العربية، ٢٠١٤، ص ٢٢ وما بعدها.

١٥- علم الدين بانقا ، تطور مفاهيم الفقر وتوزيع الدخل خلال الفترة (١٩٦٠ – ٢٠١٧) مجلة جسر التنمية ، ع ١٤٤ ، المعهد العربي للتخطيط ٢٠١٨ ، الكويت .

١٦- عياد هيشام ، أثر النمو على الفقر في وجود اللامساواة في الجزائر والدول النامية (١٩٧٠ – ٢٠١٣) كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية ، جامعة أبي بكر بالقايد الجزائر ، ٢٠١٧.

١٧- محبوب الحق، ستار الفقر، خيارات أمام العالم الثالث، ترجمة أحمد فؤاد بلبع، الهيئة المصرية العامة للكتاب، ١٩٧٧.

١٨-محمد حامد الزهار، مشاكل اقتصادية معاصرة، بدون تاريخ، بدون ناشر، صـ ١٣٧ – ١٣٩.

١٩- منال عفان، أثر التفاوت في الدخل على النمو الاقتصادي في مصر: دراسة تحليلية لأهم القنوات التي يؤثر من خلالها التفاوت على النمو، دراسات، مج ٢٢، ع ٤، القاهرة، أكتوبر ٢٠٢١.

٢٠- منظمة العمل الدولية، التقرير العالمي للأجور ٢٠١٦/س٢٠١٧.

٢١- ـــــ، التقرير العالمي للأجور ٢٠٢٠/٢٠٢١.

٢٢- هبة الليثي: تحديات قياس الفقر في منطقة الإسكوا، http://css.escwa.org.lb/SD/0991/studypaper1_Ar.pdf

٢٣- هناء خير الدين و هبة الليثي، العلاقة بين النمو الاقتصادي وتوزيع الدخل والحد من الفقر في مصر: ١٩٩٠/١٩٩١ – ٢٠٠٤/٢٠٠٥، (ورقة عمل رقم ١١٥)، المركز المصري للدراسات الاقتصادية القاهرة، ديسمبر ٢٠٠٦.

٢٤- هناء فؤاد، أثر الاستقرار الاقتصادي الكلي على مصادر النمو الاقتصادي المصري خلال الفترة (١٩٧٥ – ٢٠١١)، سلسلة أوراق بحثية، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، القاهرة، ٢٠١٢.

٢٥- يونس على أحمد، تحليل وقياس الرفاهية وعلاقتها بعدالة توزيع الدخل بمدينة كركوك ٢٠٠٩ ، مجلة الإدارة والاقتصاد ، ع٨٣ ، ٢٠١٠ .

26- Arthur Melvin Okun , 1975 . Equality and Efficiency: the big trade off, Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1975.

27- Bourguignon, François , 2004 , The Poverty-growth-inequality triangle , Indian Council for Research on International Economic Relations , Working Paper, No. 125.

28- Dickey and Fuller, 1979, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-43.

29- Guillermo E. Perry • Omar S. Arias • J. Humberto López William F. Maloney • Luis Servén, 2006 , POVERTY REDUCTION AND GROWTH: VIRTUOUS AND VICIOUS CIRCLES World Bank Washington , D.C 20433.

30- James Foster, Amartya Sen, On Economic Inequality, Clarrendon

31- Martin Ravallino, Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages, World Bank, Washington, DC, USA, 2001.

32- michel bruno and martin ravallion , lyn squire (1996) , equity and growth in developing countries , EQUrrY AND Growth IN DEVELOPING Counties :OLD AND NEW PERSPECTIVES ON THE POLICY ISSUES , POLICY RESEARCH, World Bank , WORKING 1563. Press, Oxford, 1997.

33- Shrestha, M.B. and Bhatta, G.R., 2018. Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, *4*(2), pp.71-89.

34- world Bank Institute , Introduction to poverty analysis , august 2005 , pp 70

الملحق

المتغيرات المستقلة والمتغير التابع في الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠)[١١]

السنة	معدل نمو صافي الدخل القومي للفرد ٪ GRW	معدل التضخم ٪ INF	حصة الدخل لأعلى ٢٠ ٪ من السكان(٤)	حصة الدخل لأدنى ٢٠ ٪ من السكان(٥)	خارج قسمة (٤)/(٥) INQ1	معامل جيني INQ2	نصيب الفرد من الانفاق الاستهلاكي النهائي للقطاع العائلي بالالف جنيه POVالمتغير التابع
١٩٩٠	١-	١٦.٨	٤١.١	٨.٧	٤.٧٢	٣٢	١.٧٠٨
١٩٩١	١٣	١٩.٧					١.٧٣٧
١٩٩٢	٦	١٣.٦					١.٧٥٦
١٩٩٣	١	١٢.١					١.٧٧٢
١٩٩٤	٣	٨.٢					١.٨١٠
١٩٩٥	١	١٥.٧	٣٩.٩	٩.٥	٤.٢	٣٠.١	١.٨٣٣
١٩٩٦	٢	٧.٢					١.٨٦٥
١٩٩٧	٥	٤.٦					١.٩٠٨
١٩٩٨	٣	٣.٩					١.٩٤٤
١٩٩٩	٢	٣.١	٤٢.١	٨.٩	٤.٧٣	٣٢.٨	١.٩٩٢
٢٠٠٠	٣	٢.٧					٢.٠٥٢
٢٠٠١	٧	٢.٣					٢.٠٩٤
٢٠٠٢	١-	٢.٧					٢.٠٩٦
٢٠٠٣	صفر	٤.٥					٢.١٠٥
٢٠٠٤	١-	١١.٣	٤١.٤	٩	٤.٦	٣١.٨	٢.١١٠
٢٠٠٥	صفر	٤.٩					٢.١٧٢
٢٠٠٦	٧	٧.٦					٢.٢٧٢
٢٠٠٧	٥	٩.٣					٢.٣٨٧
٢٠٠٨	١	١٨.٣	٤٠.٨	٩.٣	٤.٤٣	٣١.١	٢.٤٩٧
٢٠٠٩	٥	١١.٨					٢.٥٧١
٢٠١٠	٢	١١.٣	٤٠.١	٩.٤	٤.٢٦	٣٠.٢	٢.٦٢٥
٢٠١١	صفر	١٠.١					٢.٧١٢
٢٠١٢	٣	٧.١	٣٨.٦	٩.٨	٣.٩٣	٢٨.٣	٢.٨٢٥
٢٠١٣	١	٩.٥					٢.٨٥٤
٢٠١٤	١	١٠.١					٢.٩١٣
٢٠١٥	٦	١٠.٤	٤١.٥	٩.١	٤.٥٦	٣١.٨	٢.٩٥٧
٢٠١٦	٢	١٢.٨					٣.٠٠٦
٢٠١٧	٤-	٢٩.٥	٤١	٩	٤.٥٥	٣١.٥	٣.٠٦٩
٢٠١٨	٢	١٤.٤					٣.٠٣٧
٢٠١٩	٣	٩.٢					٣.٠٠٤
٢٠٢٠	٤	٥					٣.٠١٥

المصدر: البنك الدولي ،قاعدة البيانات

- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، مسح الدخل والانفاق ،اعداد مختلفة .
- البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، اعداد مختلفة

[١١] تم استخدام أسلوب الاتجاه العام للحصول على القيم المفقودة في السلاسل الزمنية محل الدراسة.