International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

Monetary Policy and Poverty: An Applied Study on the Egyptian Economy

Haitham Mohamed Nasr El-Din Hamed

https://www.doi.org/10.56830/QFXP2905

السياسة النقدية والفقر: دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري

هيثم محمد نصر الدين حامد

باحث إقتصادي بوزارة المالية المصرية

الملخص

تستهدف الدراسة تحليل واختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩)، وذلك من خلال بناء نموذجين للفقر المعتدل والمدقع، وباستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction (VECM) وجدت الدراسة تأثيراً معنوياً لمتغيرات السياسة النقدية على الفقر يتوقف على شدة الفقر: ففي الأجل الطويل يكون تأثير عرض النقود ومعدل التضخم سلبياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المعتدل والمدقع، بينما يكون تأثير معدل الصرف الحقيقي إيجابياً ومعنوي إحصائياً، أما في الأجل القصير يتغير أثر بعض هذه المتغيرات ويكون بعضها غير معنوي إحصائياً. وبالتالي يجب على صانع السياسة النقدية التركيز على آثارها طويلة الأجل، واحتواء التضخم واستقرار معدل الصرف لتحسين ظروف الفقراء في الأجل الطويل، مما قد يسهم في خفض الإنفاق العام وضبط أوضاع المالية العامة.

أما بالنسبة لتأثير الفقر على المتغيرات النقدية فقد وجدت الدراسة للفقر المعتدل تأثيراً سلبياً ومعنوي إحصائياً على معدل التضخم ومعدل الفائدة ومعدل الصرف الحقيقي في الأجل القصير، ويتحول إلى تأثيراً إيجابياً في الأجل الطول، أما الفقر المدقع فَوُجِدَ له تأثيراً إيجابياً ومعنوي إحصائياً على معدل التضخم وعرض النقود ومعدل الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، وعلى معدل الصرف الحقيقي فقط في الأجل القصير.

مفتاح الكلمات: الفقر، التضخم، معدل الصرف، معدل الفائدة، السياسة النقدية.

المقدمة:

تعتبر مشكلة الفقر من أخطر المشاكل التي قد تواجه الدول، لما ينتج عنها من آثار اجتماعية وسياسية وأمنية، فالفقر مشكلة متعددة الأبعاد يعجز فيها الفرد أو الأسرة عن تحقيق الحد الأدنى من الحياة الكريمة، بسبب عدم توافر القدرات اللازمة لهذه الحياة أو نقص أو تدني نوعية السلع والخدمات التي يستهلكها (Chambers, 2006: 3). وعادة ما يتم التميز بين مستويات الفقر طبقاً لحدته حيث يتم التفريق بين الفقر المدقع أو الحاد حيث لا يستطيع الفرد تلبية الحد الأدنى من الاحتياجات الغذائية والسعرات الحرارية التي حددتها منظمة الأغذية والزراعة ومنظمة الصحة العالمية أو على الأقل ٨٠% منها (مصطفى أحمد، ٢٠١١: ٤٥)، والفقر المعتدل أو المطلق أو الموضوعي وهو الحرمان الشديد من الاحتياجات الانسانية الأساسية نتيجة عدم القدرة على الوصول إلى الحد الأدنى من الحاجات الغذائية وغير الغذائية مثل مياه الشرب المأمونة والمرافق الصحية والمأوى والتعليم والمعلومات (World Bank, 2017: 127).

لذلك أهتمت أدبيات الاقتصاد وصناع السياسة في دول العالم والمؤسسات الدولية بتحليل مشكلة الفقر للتعرف على محدداتها ووضع استراتيجيات لحلها، فَثَمَّ اتفاق بين الأكاديميين وصناع السياسة على أن النمو الاقتصادي شرط ضروري للحد من الفقر، ولكنه غير كاف، فسياسات الاقتصاد الكلي أيضاً تؤثر

على الفقراء ليس فقط من خلال تأثيرها على حجم الإنتاج أو مستوى الدخل وتوزيعه، ولكن من خلال تغير قيم أدوات هذه السياسة كتغير قيم الإنفاق العام والضرائب ومعدل التضخم ومعدل الصرف وحجم الائتمان ومعدل الفائدة (Agénor, 2005: 25).

وعلى الرغم من أن الأدب الاقتصادي غنيٌ بالدراسات التطبيقية التي تناولت محددات واتجاهات الفقر، إلا أن قليل منها فقط يهتم بتحليل العلاقة بين الفقر وسياسات الاقتصاد الكلي، وخاصة السياسة النقدية وجميعها حديث نسبياً (Sung, et al 2013: 2). فمع بداية تسعينيات القرن الماضي، والتي شهدت توافق على مستوى دولي حول اعتبار التضخم الهدف الأساسي للسياسة النقدية (Cecchetti, 2000: 44-45)، تبنَّت كثير من الدول سياسات نقدية تقييديه للسيطرة على التضخم، كما تبنت كثير من الدول النامية بالتنسيق مع صندوق النقد الدولي برامج للإصلاح الهيكلي والاستقرار الاقتصادي تعتمد على سياسات نقدية تقييديه، وفي هذه الآونة ظهرت بعض الأوراق البحثية التي حاولت دراسة الأثار المحتملة لتدخلات السياسة النقدية على الفقر، مع التركيز على أثر التضخم فقط من بين أدوات وأهداف السياسة النقدية، ووجدت أغلب هذه الدراسات أن السياسة النقدية التقييديه القائمة على استهداف التضخم لتحقيق استقرار الطلب الكلي هي الأكثر احتمالا أن تؤدي إلى تحسين الظروف الحقيقية للفقراء في الأجل الطويل (Eliana Cardosa, 1992; Christina D. Romer and David H. Romer, 1998; William Easterly and Stanley Fischer, 2000).

وفي الحقبة الأولي من الألفية الثالثة وبعد الأزمة المالية الأسيوية حاولت بعض الدراسات تقدير أثر متغيرات أخري للسياسة النقدية على الفقر سواء منفردة أو مع التضخم كمعدل الفائدة أو عرض النقود أو معدل الصرف (Ames, et al, 2001; David Fielding, 2004; Gerald Epstein and James Heintz, 2006; Iwan Azis, 2008)، ووجدت هذه الدراسات تأثير متباين لهذه المتغيرات على الفقر عبر الدول وعبر الزمن. وفي أعقاب الأزمة المالية العالمية ومع فشل كثير من الدول في استعادة الأوضاع الاقتصادية لما كانت عليه قبل الأزمة على الرغم من اتباع سياسات نقدية توسعية، حاول بعض الباحثين استكشاف العلاقة بين جميع متغيرات السياسة النقدية (الأدوات والأهداف) بغض النظر عن نوعها والفقر، فتجادل هذه الدراسات بوجود علاقة سببية بين متغيرات السياسة النقدية والفقر (Gideon G. Goshit and Thaddeaus D. Longduut, 2016; Philip Nwosa, 2016; Khaysy Srithilat and Gang Sun, 2017; Ayub Mehar, 2018; Ade Novalian and Rusiadi, 2018).

تلقي هذه النتائج بظلال الشك حول مسئولية السياسة النقدية ولو جزئياً عن مشكلة الفقر في مصر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٩، حيث شهدت معدلات الفقر ارتفاعاً مستمراً منذ تسعينات القرن الماضي حتى بلغت في ٢٠١٨/١٧ نحو ٣٢.٥% من عدد السكان وفقاً لمقياس الفقر القومي (المعتدل)، و٦.٢% وفقاً لمقياس الفقر المدقع (الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، ٢٠١٩: ٧٧)، وذلك على الرغم من تعاقب الحكومات، وتطبيق برنامجين للإصلاح الهيكلي أحدهما في بداية تسعينيات القرن الماضي والأخر عام ٢٠١٦. وقد يرجع استمرار ارتفاع معدلات الفقر خلال هذه الفترة بصفة أساسية إلى اعتماد هذه الحكومات سياسات اقتصادية تركز على تحقيق معدلات مرتفعة من النمو الاقتصادي دون الاهتمام بالآثار التوزيعية لهذه السياسات، وكذا التركيز على السياسة المالية والدعم لعلاج مشكلة الفقر، وقصر دور السياسة النقدية على إدارة الصرف الأجنبي واحتواء التضخم وتكوين الاحتياطيات الدولية، دون النظر إلى آثارها التوزيعية وتأثيرها على الفقر، مما أدي إلى تفاقم عجز الموازنة العامة للدولة وتراكم الدين العام.

ويدعم هذا الشك أيضاً أنه على الرغم من أن البنك المركزي تبنى سياسة نقدية تقييديه في أغلب الفترات لاحتواء التضخم، إلا أنه طبقاً لبيانات البنك الدولي فشل في السيطرة على التضخم الذى تجاوز في كثير من السنوات ١٠% وبلغ ٢٩,٥% عام ٢٠١٧ مع تحرير سعر صرف الجنيه المصري، مما أدي إلى تدهور القوة الشرائية للجنية المصري وزيادة مستوي الفقر في ٢٠١٨/١٧، أضف إلى ذلك أنه خلال

هذه الفترة شهدت متغيرات السياسة النقدية كعرض النقود ومعدل الفائدة وحجم الائتمان العديد من التقلبات، كما تم تخفيض قيمة الجنيه أكثر من مرة إلى أن تم تغير نظام الصرف في نوفمبر ٢٠١٦.

لذلك تتمثل **مشكلة الدراسة** في أنه على الرغم من الإعلان عن انخفاض الفقر في مصر في المؤتمر الصحفي المنعقد بمقر الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء في ٣ ديسمبر ٢٠٢٠ لإعلان نتائج بحث الدخل والانفاق والاستهلاك ٢٠٢٠/١٩ (لم يصدر بعد) - إلا أنَّ نسبة الفقر التي بلغت ٢٩.٧% أي ما يقرب من ثلث السكان في العام المالي ٢٠١٩/١٨ ما زالت مرتفعة. ويتوقع معاودة هذه النسبة الارتفاع بسبب جائحة كورونا، فتشير تقديرات وزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية إلى انخفاض متوسط الدخل النقدي الشهري للأسرة على مستوى الدولة بنحو ٤٠٥ جنيهاً (٧,٥%) خلال (إبريل- يونيو ٢٠٢٠)، و ٢٧١ جنيهاً (٩,٧٪) و ١٦٨ جنيهاً (٦,٢٪) بالنسبة لفقراء الحضر والريف على التوالي (Breisinger, et al, 2020: 9-10). مما يستلزم فهم أعمق لمشكلة الفقر وتحديد مسئولية السياسة النقدية كأحد أدوات الإصلاح الهيكلي والاستقرار الاقتصادي، ولا سيما في ظل فشل السياسة النقدية في احتواء التضخم في أغلب الفترات. لذلك سوف تختبر الدراسة **فرضيتان** هما:

- توجد علاقة ذات اتجاهين بين متغيرات السياسة النقدية والفقر.
- تتأثر العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر بمستوى الفقر.

ويقصد بمتغيرات السياسة النقدية في هذه الدراسة الأدوات والأهداف التي اعتمد عليها البنك المركزي في إدارة السياسة النقدية خلال فترة الدراسة، وأهمها عرض النقود ومعدل الفائدة وحجم الائتمان ومعدل التضخم ومعدل الصرف.

وتستمد الدراسة **أهميتها** من مصدرين: **أولهما** موضوع الدراسة، فعلى الرغم من اهتمام الأدب الاقتصادي بتحليل مشكلة الفقر، ركزت أغلب دراسات الفقر في مصر وغيرها على تحليل أثر النمو الاقتصادي والإنفاق العام على الفقر، وحتى الدراسات التي بحثت أثر السياسة النقدية على الفقر ركزت على دراسة متغير او أثنين فقط من متغيرات السياسة النقدية، وأغلبها لم يختبر العلاقة السببية بين الفقر وهذه المتغيرات، ويتمثل **المصدر الثاني** في البحث عن أدوات أقل تكلفة للحد من الفقر في ظل استمرار عجز الموازنة العامة وتفاقم مشكلة الدين العام في مصر.

أما **هدف الدراسة** فهو اختبار فرضياتها وتحليل واختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩)، مما قد يساهم في تحسين أسلوب إدارة السياسة النقدية وتحقيق المزيد من العدالة في توزيع آثار النمو الاقتصادي والحد من الفقر. ولتحقيق هذا الهدف ستعتمد على **المنهج الاستنباطي** لتحليل نتائج الدراسات السابقة، وتستعين **بأساليب التحليل الكمي والإحصاء الاستدلالي** لاستنباط العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر وبحث اتجاهها ومعنويتها إحصائياً. وبهدف تركيز البحث على مشكلة الدراسة ستلتزم الدراسة **بإطار زمني** يتمثل في الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩) باعتبارها فترة نشاط السياسة النقدية، وشهدت تطبيق برنامجين للإصلاح الهيكلي كانت السياسة النقدية أحد ركائزهما.

وتنقسم الدراسة إلى أربعة أجزاء غير المقدمة، يتناول **الجزء الأول** تحليل نتائج بعض الدراسات التطبيقية السابقة التي قامت ببحث العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في الدول النامية، ويقدم **الجزء الثاني** توصيف مشكلة الفقر في مصر خلال فترة الدراسة، بينما يقدم **الجزء الثالث** التحليل الكمي للعلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩)، ويعرض **الجزء الرابع** خلاصة الدراسة وأهم نتائجها.

١- تحليل بعض الدراسات السابقة للسياسة النقدية و الفقر:

تعتبر الدراسات الإقتصادية لتحليل العلاقة بين السياسة النقدية والفقر قليلة وحديثة نسبياً بالنسبة لدراسة وتحليل مشكلة الفقر، فبعد حصر الدراسات التطبيقية التي حاولت اختبار هذه العلاقة، بلغ عدد الدراسات التي أمكن الوصول إليها (٢٨) دراسة، بعد استبعاد الدراسات التي بحثت العلاقة بين متغيرات

السياسة النقدية والتفاوت في توزيع الدخل لاختلاف مشكلة عدالة التوزيع عن مشكلة الفقر، خاصة أن أغلبها لدول متقدمة يختلف هيكلها الاقتصادي وسياستها النقدية ودرجة تطور وعمق أسواقها المالية والنقدية عن الدول النامية، وقد تلاحظ من البحث الأولى للدراسات التي تم الوصول إليها أنها تدور حول ثلاث محاور، الأول: توصيف العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية وآليات انتقال أثرها إلى الفقراء، أما المحور الثاني: فهو تقدير العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر، واخيراً: الجمع بين التوصيف النظري والتحليل القياسي، لذلك سيتم التركيز على تحليل نتائج دراسات المحور الثاني والثالث لاتساقها مع موضوع البحث، وبغرض تبسيط عرض وتحليل نتائج هذه الدراسات سيتم تصنيفها إلى دراسات ركزت على تقدير العلاقة بين التضخم كمؤشر لنوع السياسة النقدية والفقر، ودراسات أهتمت بتقدير أثر معدل الفائدة أو عرض النقود أو معدل الصرف كأحد أدوات السياسة النقدية مع التضخم على الفقر، وأخيراً دراسات حاولت تقدير العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية (أدوات وأهداف) بغض النظر عن نوعها والفقر.

أولاً: دراسات ركزت على أثر التضخم كمؤشر للسياسة النقدية على الفقر.

تعتبر هذه الدراسات من أول الدراسات التي ركزت على تقدير العلاقة بين السياسة النقدية - وليس السياسات الاقتصادية بصفة عامة - والفقر، ومن اهمها دراسة (Eliana Cardosa, 1992) التي حاولت فيها بحث أثر التضخم الناتج عن السياسات النقدية التوسعية التي انتهجتها بعض الدول لتحسين ظروف الفقراء، وذلك من خلال تقدير العلاقة بين التضخم ومتوسط الجور الحقيقية في سبعة دول في أمريكا اللاتينية في الفترة (١٩٧٧–١٩٨٩)، وبالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى قامت ببناء نموذج انحدار لوغاريتمي لتقدير العلاقة بين التضخم ونمو الناتج الحقيقي والأجور الحقيقية، وخلصت إلى أن التضخم يؤثر على الفقراء من خلال تأثيره على الأجور الحقيقية، حيث ترتفع الأسعار بمعدل أسرع من الأجور، وبالتالي فالسياسة النقدية التوسعية يكون لها تأثير سلبي على الفقراء.

على الرغم من أهمية نتائج هذه الدراسة ودقتها يصعب تعميمها لصغر حجم العينة وضيق الإطار الزمني لها وتركيزها على الأجور فقط دون مصادر الدخل الأخرى، وهذا ما ادركه (Christina D. Romer and David H. Romer, 1999) حيث حاولا تحليل العلاقة بين مؤشرين لأداء السياسة النقدية على المدى الطويل هما التضخم (لوغاريتم معامل انكماش الناتج المحلي الإجمالي) وتقلب إجمالي الطلب (الانحراف المعياري للتغير في لوغاريتم الناتج المحلي الاسمي) ومتوسط دخل أفقر ٢٠% من السكان، وباستخدام بيانات مقطعية تم تقدير نموذج انحدار لوغاريتمي باستخدام طريقة المربعات الصغرى لعينتين من الدول تتكون الأولي من ٦٦ دولة، والعينة الأخرى من ١٩ دولة من دول منظمة OECD قبل ١٩٧٣ لاستبعاد الدول الأقل تصنيعاً، ووجدا أن السياسة التوسعية يمكن أن تحد من الفقر مؤقتًا، ولكن عندما يعود الإنتاج إلى معدله الطبيعي سيعود الفقر إلى مستواه الأول ويبقى التضخم، وبالتالي إذا قرر صناع السياسة اتباع سياسة تقييدية لاحتواء التضخم فقد يرتفع معدل البطالة مما يستنزف التأثير الإيجابي للسياسة التوسعية، ومن ثم فالسياسة النقدية التي تستهدف احتواء التضخم واستقرار الطلب الكلي من المرجح أن تخلق ظروف أفضل للفقراء في الأجل الطويل ونموًا أسرع للجميع.

حاولا (William Easterly and Stanley Fischer, 2000) دعم الرأي القائل بأن التضخم يجعل الفقراء أسواء حالاً، من خلال تقدم أدلة من مسح الفقراء أنفسهم على أنهم يعانون من التضخم أكثر من الأغنياء. لذلك حاولا اختبار آثار التضخم على الفقراء بطريقتين: طريقة الاستبيان وشملت عدد ٣١٨٦٩ فردًا في ٣٨ دولة (من ١٩ دولة صناعية و١٩ دولة نامية) عام ١٩٩٥، وأظهر هذا الاستبيان أن المحرومين في عدد من الأبعاد - الفقراء وغير المتعلمين والعاملين غير المهرة - من المرجح أن يذكروا التضخم كمصدر قلق أكثر من المتمتعين بهذه الأبعاد، مما يشير إلى أن مستوي الحرمان له تأثير على مواقف الأفراد تجاه التضخم.

أما الطريقة الثانية التي اعتمدت عليها هذه الدراسة لتقدير أثر التضخم على الفقر فهي طريقة الاستلال الاحصائي بتقدير أثر التضخم على كل من دخل أفقر ٢٠% من السكان والأجور الحقيقية ونسبة

السكان تحت خط الفقر، وذلك ببناء ثلاثة نماذج انحدار لوغاريتمي باستخدام طريقة المربعات الصغرى خلال حقبة السبعينيات والثمانينات والتسعينيات، ووجدت الدراسة أن التضخم المرتفع يُخَفِّض حصة الدخل لأفقر ٢٠% من السكان، ويخفض الأجور الحقيقية، فزيادة معدل التضخم من (٠ – ٢٠ %) يخفض الأجر الحقيقي بمقدار ٨ %، كما وجدت أن التضخم يرتبط طردياً بمعدل الفقر.

حاولا (Shahidur rashid and Talukdar, 2012) التركيز على اثر التضخم على الفقر في الدول النامية، فقاما باختبار العلاقة بين أسعار الاستهلاك ومعدل الفائدة على الدين الحكومي كمتغيرات نقدية ونسبة السكان تحت خط الفقر الدولي ١,٢٥ دولار/يوم، وذلك لعدد ١١٥ دولة نامية خلال الفترة (١٩٨١-٢٠٠٨)، وباستخدام طريقة المربعات الصغرى تم بناء أربعة نماذج انحدار متعدد الأول يركز على تقدير هذه العلاقة في جميع الدول، وفي ثلاث مجموعات للدول النامية طبقاً لمعيار الدخل (منخفضة الدخل والشريحة العليا والدنيا من الدول متوسطة الدخل)، ووجدت الدراسة علاقة طردية ومعنوية احصائياً بين مؤشر أسعار المستهلكين وعدد الفقراء في جميع الدول، وفي مجموعات الدول طبقاً لفئات الدخل باستثناء الدول منخفضة الدخل. بينما وجدت علاقة عكسية بين مدفوعات الفائدة وعدد الفقراء في جميع الدول، إلا أن هذه العلاقة لم تكن ذات معنوية إحصائية إلا في حالة الشريحة العليا من البلدان متوسطة الدخل.

ثانياً: دراسات حاولت اختبار العلاقة بين أدوات السياسة النقدية و الفقر.

ظهرت هذه الدراسات في بداية الألفية الثالثة بعد الأزمة المالية الأسيوية حيث حاول بعض الباحثين تحليل تأثير بعض أدوات السياسة النقدية على الفقر أهمها معدل الفائدة وعرض النقود، ومن أهم هذه الدراسات دراسة (David Fielding, 2004) وتتمثل أهمية هذه الدراسة في انها شككت في الأثر الإيجابي للسياسة النقدية التوسعية على الفقراء في الأجل القصير، حيث حاول David Fielding تحليل أثر معدل الفائدة وعرض النقود على أسعار المستهلكين في الأجل القصير، واستخدام سلاسل زمنية ربع سنوية لدول الاتحاد الاقتصادي والنقدي لغرب افريقيا (UEMOA) خلال الفترة من إبريل ١٩٩٤ إلى يوليو ٢٠٠٢، وباستخدام أسلوب أقصى احتمالية للمعلومات الكاملة Full Information Maximum Likelihood (FIML) تم تقدير نموذج انحدار متعدد لتقدير العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية المختارة وأسعار المستهلكين، ووجدت الدراسة أنه على الرغم من أن الدول لها عملة مشتركة وبنك مركزي واحد (BCEAO)، وأن الأسعار في جميع أنحاء الاتحاد النقدي مدمجة، إلا أن أثر تغير عرض النقود ومعدل الفائدة متباين في الأجل القصير، سواء عبر البلدان أو عبر السلع. ويعتمد تأثير التغير في الأسعار على الفقر على تفاعلها مع المجاميع النقدية الأخرى، وتتحمل الأسر الفقيرة العبء الأكبر لتقلب الأسعار الذي يحدث أعقاب تغير قيمة أحد أدوات السياسة النقدية.

وفي محاولة لانتقاد السياسة النقدية التقييدية لبرامج صندوق النقد الدولي حاولت دراسة (Gerald Epstein and James Heintz, 2006) اختبار العلاقة السببية بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في غانا بداية من الربع الأول ١٩٨٦ إلى الربع الرابع ٢٠٠٤، ببناء نموذجين للانحدار الذاتي Vector Auto-Regression Models (VAR)، لاختبار العلاقة بين معدل الفائدة على أذون الخزانة ومعدل نمو عرض النقود كل على حدي على النمو الاقتصادي ومعدل التضخم وسعر صرف العملة المحلية، ووجدت أن السياسة النقدية التوسعية القائمة على تخفيض معدل الفائدة كان لها تأثير متواضع على النمو الاقتصادي والتضخم وتقلب سعر الصرف، وبالتالي تكون هذه السياسة ذات تأثير متواضع على الحد من الفقر، بينما السياسة النقدية التوسعية القائمة على زيادة عرض النقود يكون لها تأثير معياري على النمو الاقتصادي وتأثير معتدل على التضخم وتقلب سعر الصرف وبالتالي من المرجح ان يكون لها تأثير إيجابي على البطالة والفقر. ومن أهم نتائج هذه الدراسة أنها باستخدام اختبار سببية جرانجر Granger causality وجدت علاقة سببية ذات اتجاه واحد من النمو الاقتصادي إلى معدل الفائدة وعرض النقود، ومن عرض النقود إلى تقلب سعر الصرف.

استكمالاً لدراسة العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية بخلاف التضخم والفقر، حاول (Iwan Azis. 2008) اختبار العلاقة بين معدل الفائدة والدخل الحقيقي للفقراء في تايلاند واندونيسيا خلال الفترة من الربع الثالث في ١٩٩٤ إلى الربع الرابع في ٢٠٠٥، وذلك باستخدام الانحدار الذاتي الهيكلي Structural Vector Autoregression (SVAR)، ووجد أن السياسة النقدية التوسعية تؤثر سلباً على الفقر في تايلاند لأنها تؤدي لزيادة الأسعار بوتيرة أسرع من دخول الفقراء. بينما كانت السياسات النقدية التوسعية ذات تأثير إيجابي على الفقر في إندونيسيا بسبب انخفاض مرونة الاجور للأسعار حيث ارتفعت الأجور بوتيرة أسرع من الاسعار.

حاولت دراسة (Sung J. K. & Yong W. C. and Sang H. S. 2013) اختبار العلاقة بين معدل التضخم ومعدل الفائدة الحقيقي كمتغيرات نقدية ومؤشر فجوة الفقر في كوريا خلال الفترة (١٩٩٧-٢٠٠٧)، وباستخدام أسلوب الانحدار اللحظي المعمم Generalized Method of Moments (GMM) وجدت أن معدل الفائدة الحقيقي يرتبط طردياً بالفقر في الأجل القصير والطويل، وعلى عكس الدراسات السابقة وجدت هذه الدراسة أن معدل التضخم يرتبط عكسياً بالفقر، كما وجدت أن هذا الأثر سواء لمعدل الفائدة أو التضخم يكون أكبر في الأجل الطويل بنحو ٦٠% عنه في الأجل القصير.

أثارت هذه النتائج شك بعض الاقتصادين أمثال Simon Yannick (2014) الذى حاول اختبار العلاقة بين معدل التضخم ومعدل الفائدة كمؤشرات للسياسة النقدية وفجوة الفقر ومعامل جني ومؤشر الفقر، وذلك باستخدام نفس أسلوب الانحدار (GMM) واستبان انفاق المستهلكين Consumer Expenditure Survey (CEX) في الولايات المتحدة الأمريكية ودول الاتحاد الاقتصادي والنقدي لوسط أفريقيا (EMCCA) خلال الفترة (١٩٨٦-٢٠١١)، وعلى عكس دراسة Sung. et al. (2013) وجد أن انخفاض التضخم واستقرار الاقتصاد الكلي يرتبطان بارتفاع دخول الفقراء وتحسن توزيع الدخل في كل من الولايات المتحدة ومنطقة EMCCA، بينما ارتفاع معدل الفائدة قصير الأجل يؤدى الي زيادة الفقر في الولايات المتحدة ولا يؤثر على الفقر في دول EMCCA بسبب فائض السيولة وتأخر التطور المالي وضعف امكانية الوصول الى الخدمات المصرفية.

بينما استهدفت دراسة (Tahir Yousaf and Ghulam Ghouse and Atiq-Urrehman, 2018) اختبار العلاقة بين عرض النقود ومعدل الفائدة الحقيقي على نسبة السكان تحت خط الفقر ١.٩ دولار/يوم في عشرة دول أسيوية خلال الفترة (١٩٨٦-٢٠١٧)، وباستخدام أسلوب تقدير بايزن التطبيقي Empirical Bayesian estimation وجدت الدراسة أن عرض النقود ليس له تأثير معنوي على الفقر، بينما لمعدل الفائدة الحقيقي تأثير سلبي ومعنوي على الفقر ولكنه ضئيل، فزيادة معدل الفائدة الحقيقي تُزيد الفقر المدقع.

ثالثاً: دراسات حاولت اختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية (أدوات وأهداف) بغض النظر عن نوعها و الفقر.

وفي أعقاب الأزمة المالية العالمية حاول بعض الباحثين استكشاف العلاقة بين جميع متغيرات السياسة النقدية (الأدوات والأهداف) بغض النظر عن نوع السياسة المتبع والفقر، ومن هذه الدراسات دراسة (Ibrahim El-badawi and Eman Refaat, 2015)، والتي اعتمدا فيها على بيانات استقصاء الدخل والانفاق والاستهلاك للأسر في مصر أعوام ١٩٩٩/٢٠٠٠ و٢٠٠٤/٢٠٠٥ و٢٠٠٨/٢٠٠٩ و٢٠١٠/٢٠١١ و٢٠١٢/٢٠١٣، في تقدير العلاقة بين معدل الصرف الحقيقي ونسبة السكان عند خط الفقر القومي، وقاما باستخدام أسلوب انحدار الاثر الثابت fixed-effect regressions، ووجد أن تخفيض قيمة العملة الحقيقية يؤدي إلى ارتفاع الدخل عموماً، وبالتالي تحسين مستوى الرفاهية للفقراء. بينما سياسة تخفيض قيمة العملة يكون لها تأثيرات متباينة على الأجور عبر القطاعات الاقتصادية؛ وعلى أنواع الدخل الأخرى، وبعد حد معين من تخفيض قيمة العملة قد ينعكس أثر ذلك سلباً على الفقر.

بينما حاولت دراسة (Gideon G. G. and Thaddeaus D. L. 2016) اختبار العلاقة بين جميع متغيرات السياسة النقدية والفقر في نيجيريا خلال الفترة (١٩٨٦-٢٠١٢)، وذلك باستخدام طريقة

المربعات الصغرى وتقدير نماذج انحدار متعدد، لتقدير العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية (عرض النقود ومعدل الفائدة على الاقراض وحج الائتمان الممنوح للاقتصاد ونسبة الاحتياطي القانوني ومعدل الخصم ومعدل التضخم) ونسبة الفقراء، وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة عكسية طويلة الأجل بين عرض النقود فقط بين متغيرات السياسة النقدية والفقر، فزيادة عرض النقود تؤدي إلى تخفيض نسبة الفقراء، بينما لم يكن لمعدل الفائدة أو نسبة الاحتياطي القانوني أو معدل التضخم تأثير معنوي إحصائياً على الفقر. لم تكن هذه الدراسة هي الوحيدة عن نيجيريا، فقد حاول (Philip Nwosa, 2016) اختبار العلاقة بين الإنفاق العام وعرض النقود ومعدل الصرف ومعدل التضخم كمتغيرات نقدية والفقر كمتغير تابع في نيجيريا خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٣)، وباستخدام نفس المنهجية وجد أن الانفاق العام والتضخم فقط يؤثران على الفقر أما باقي المتغيرات لم تكن ذات معنوية إحصائياً.

وفي محاولة للوقوف على مدي تباين أثر السياسة النقدية على الفقر في الريف عن الحضر حاولت دراسة (Supriyadi, E. and Kausar, D. R. K, 2017) اختبار العلاقة بين معدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي كمتغيرات للسياسة النقدية والفقر في إندونيسيا خلال الفترة (١٩٨٨-٢٠١٤) باستخدام اسلوب الانحدار المتعدد، وذلك على ثلاث مستويات هي: مستوى الفقر الكلي وفقر الحضر وفقر الريف، وأظهرت نتائج الدراسة أن أثر التضخم وسعر الصرف يختلف على المستوى الكلي عن الريف والحضر. فتكون العلاقة بين التضخم والفقر طردية على المستوى الكلي وفى الحضر، فيؤدي ارتفاع معدل التضخم إلي زيادة عدد الفقراء. بينما كانت هذه العلاقة عكسية في الريف، كما وجدت علاقه طردية بين معدل الصرف والفقر على المستوى الكلي وفي الريف، فكلما زادت عدد الوحدات من العملة المحلية اللازمة للحصول على دولار واحد يزداد عدد الفقراء على مستوى الدولة وفى الريف بينما كانت هذه العلاقة عكسية في الحضر.

من بين الدراسات التي ركزت على تحليل العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر، حاولت دراسة (Khaysy Srithilat and Gang Sun, 2017) اختبار العلاقة السببية بين عرض النقوم ومعدل الفائدة ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي كمتغيرات نقدية ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي في جمهورية لاوس الديمقراطية خلال الفترة (١٩٨٩-٢٠١٦). وباستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وجدت الدراسة أن عرض النقود وسعر الفائدة ومعدل التضخم يؤثرون سلبًا على متوسط نصيب الفرد من الناتج الحقيقي في الأجل الطويل بينما يؤثر سعر الصرف الحقيقي ايجابياً، كما وبالاعتماد على اختبار السببية متعدد المتغيرات لجرانجر Multivariate Granger Causality Tests وجدت الدراسة علاقة سببية بين عرض النقود وسعر الصرف الحقيقي فقط ومتوسط نصيب الفرد من الناتج الحقيقي.

وفي محاولة لاختبار العلاقة المتبادلة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في الأجل القصير والمتوسط والطويل حاولا (Ade Novalina and Rusiadi, 2018)، اختبار العلاقة بين الصادرات والناتج المحلي وبعض متغيرات السياسة النقدية وتشمل معدل الفائدة ومعدل الصرف ومعدل التضخم كمتغيرات تفسيرية وعدد الفقراء، وباستخدام نموذج الانحدار الذاتي (VAR) لبيانات سلال زمنية لخمسة دول هي البرازيل والهند والصين وروسيا واندونيسيا خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٦)، خلصت إلى أن: تأثير معدل التضخم والصادرات يكون إيجابياً على الفقر كمتغير تابع في الأجل المتوسط، ويستمر هذا التأثير للصادرات على الفقر في الأجل الطويل، بينما يكون تأثير التضخم سلبياً على الفقر في الأجل الطويل، أما تأثير معدل الصرف والناتج المحلي ومعدل الفائدة على الفقر فيكون تأثيرهم جميعاً إيجابياً في الأجل القصير والمتوسط والطويل.

أما عدد الفقراء كمتغير مستقل فيؤثر سلباً على الصادرات في الأجل القصير وعلى الصادرات والناتج المحلي الإجمالي في الأجل المتوسط، وعلى التضخم وسعر الصرف والناتج المحلي في الأجل الطويل، بينما يؤثر عدد الفقراء إيجابياً على الصادرات ومعدل الفائدة في الأجل الطويل، وعلى معدل الفائدة ومعدل التضخم وسعر الصرف في الأجل المتوسط وعلى التضخم في الأجل القصير.

حاولت دراسة جهاد أحمد نور الدين (٢٠٢٠) بحث دور السياسة النقدية في الحد من ظاهرة الفقر في مصر خلال الفترة (١٩٩١-٢٠١٨)، وبالاستعانة بمنهجية والنموذج القياسي لدراسة (Gideon G. G. and Thaddeaus D. L. 2016) حاولت الدراسة اختبار العلاقة بين المتغيرات النقدية (عرض النقود والائتمان المصرفي والاحتياطي النقدي وسعر الصرف ومعدل التضخم) ونسبة السكان تحت خط الفقر القومي، وخلصت إلى وجود تأثير سلبي مباشر لكل من عرض النقود والاحتياطي من النقد الاجنبي ومعدل الائتمان الممنوح للاقتصاد على عدد الفقراء، بينما وجدت تأثير إيجابي مباشر لسعر الصرف على عدد الفقراء وتأثير إيجابي غير مباشر لمعدل التضخم على عدد الفقراء.

ويلاحظ من تحليل هذه الدراسات أن:

١- ندرة الدراسات العربية التي تختبر العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر.

٢- أغلب الدراسات اعتمدت على تحليل تأثير متغير أو أثنين للسياسة النقدية على الفقر، وبالتالي لم تضع صورة شاملة لتأثير السياسة النقدية على الفقر، خاصة في ظل تعدد قنوات التحويل النقدي والتأثير المتبادل بينها.

٣- الدراسات التي اختبرت العلاقة بين أكثر من متغيرين للسياسة النقدية والفقر اعتمدت في تحليلها على مؤشر واحد فقط للفقر، وبالتالي قد تكون نتائجها متحيزة ولا سيما أن بعض الدراسات السابقة وجد تأثير متباين للمتغيرات النقدية عبر مستويات الفقر المختلفة وعبر المناطق داخل نفس الدولة.

٤- اعتمدت أغلب الدراسات في تحليلها الكمي على أسلوب المربعات الصغرى وبعض الطرق المشتقة منه، والذي يفترض وجود علاقة ذات اتجاه واحد من المتغير المستقل إلى المتغير التابع. وبالتالي أغفلت هذه الدراسات التأثير الديناميكي المتبادل بين المتغيرات النقدية والفقر.

٥- على الرغم من أن دراسة Khaysy Srithilat and Gang Sun (2017) اعتمدت في تحليلها الكميِّ على نموذج (VECM) لدمج التأثير المتبادل للمتغيرات النقدية في النموذج، إلا أنها أغفلت تحليل العلاقة السببية من الفقر إلى المتغيرات النقدية. كما استخدمت متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيق كمؤشر للفقر، ولم تراعي أن متوسط نصيب الفرد من الناتج لا يعكس الأثر التوزيعي للسياسة النقدية كاملاً، ولا يمكن من خلاله التعرف علي الأثر المتباين للمتغيرات النقدية علي مستويات الفقر المختلفة.

٦- على الرغم من أن دراسة Novalina and Rusiadi (2018) اعتمدت في تحليلها الكميِّ على نموذج (VAR) وحاولت تحليل العلاقة السببية بين المتغيرات النقدية والفقر، فقد اعتمدت على عدد الفقراء كمؤشر وحيد للفقر.

٧- لم تتناول سوى دراستين فقط تحليل العلاقة بين المتغيرات النقدية والفقر في مصر، وهما دراسة جهاد أحمد نور الدين (٢٠٢٠)، واعتمدت في تحليلها الكمي على نموذج المربعات الصغرى واستخدمت نسبة الفقراء كمتغير تابع وحيد، ودراسة Ibrahim Elbadawi and Eman Refaat (2015) واعتمدت في تحليلها على نموذج panel fixed-effect regressions، واستخدمت معدل الصرف الحقيقي كمتغير وحيد للسياسة النقدية.

٢- توصيف مشكلة الفقر في مصر خلال فترة الدراسة:

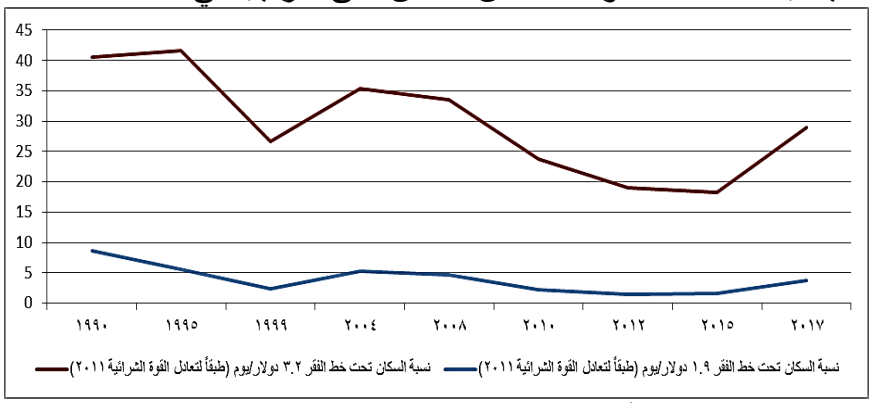
جذبت مشكلة الفقر في مصر اهتمام العديد من الباحثين والمؤسسات، وقد يصعب حصر الدراسات التي تناولت دراسة مشكلة الفقر في مصر سواء قياسه او تحديد مسبباته أو توزيعه أو علاقته بالمتغيرات الأخرى، ومن أهم هذه الدراسات التى تعتبر علامات هامة في هذا الموضوع، دراسة **كريمة كريم (١٩٩٤)، وهبة الليثي (١٩٩٦)، ومؤنس السيد (١٩٩٨)، Ahmed M. Yousry and Hala S. Mekawy (2003)، Rania Roushdy and Ragui Assaad (2007)، وريم عبد الحليم (٢٠١٤)، Ichiki Tsuchiya (2016)، وتقرير البنك الدولي (٢٠١٩)، دراسة جهاد أحمد نور الدين (٢٠٢٠)**. وعلى الرغم من تنوع أهداف هذه الدراسات واختلاف مناهجها إلا أنها تتفق في توصيف مشكلة الفقر في مصر على التفاوت المكاني في توزيع الفقر في مصر، فعلى الرغم من انتهاج الحكومة

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

عدة استراتيجيات للحد من الفقر وتطبيق برنامجين للإصلاح الهيكلي خلال فترة الدراسة، مما كان له تأثير إيجابي على انخفاض نسبة الفقر في ريف الوجه القبلي، إلا أنها لم تنجح في تخفيض الفقر على المستوى الكلي وريف الوجه البحري والمحافظات الحضرية (الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، ٢٠١٩)، وذلك نتيجة تركيز سياسات الاصلاح على النمو الاقتصادي دون أثاره التوزيعية، وخفض الانفاق العام وارتفاع معدلات التضخم بسبب تحرير سعر الصرف والغاء دعم الطاقة.

هذا ويمكن توضيح عمق مشكلة الفقر في مصر من خلال النظر إلى ترتيب مصر بين دول العالم طبقاً لمؤشرات الفقر وأهمها مؤشر الفقر البشري ومؤشر الفقر متعدد الأبعاد، فعلي الرغم وعلى الرغم من تحسن مؤشر التنمية البشرية لمصر خلال فترة الدراسة طبقاً لبيانات برنامج الأمم المتحدة الإنمائي UNDP، إلا أن قيمة هذا المؤشر مازالت منخفضة حيث جاءت مصر في ذيل قائمة الدول ذات التنمية البشرية المرتفعة، كما تَأخَّر ترتيبها عن بعض الدول العربية مثل الجزائر وتونس ولبنان وفلسطين، أضف إلى ذلك أنه عند تعديل قيمة المؤشر بعامل عدم المساواة تنخفض قيمته إلى ٠,٤٩٧ بخسارة قدرها ٢٩.٧% من قيمته ليتأخر ترتيب مصر إلى ١٢٥ (UNDP, 2020: 353)، مما يشير لتدهور عدالة التوزيع رغم تحسن مستوى التنمية البشرية.

وجدير بالذكر أن تحسن مستوى التنمية البشرية أو انخفاض الفقر البشري لا يعني دائماً تحسن مستوى الفقر، فطبقاً للشكل رقم (١) لم تكن نسبة الفقراء في مصر مستقرة خلال فترة الدراسة. فعلى الرغم من التحسن المستمر لمؤشر التنمية البشرية ارتفعت نسبة الفقراء في ١٩٩٥ و٢٠٠٤ و٢٠١٧، وعلى الرغم من انخفاض نسبة السكان تحت خطي الفقر ٣.٢ و١.٩ دولار/يوم أغلب الفترات، إلا أنها مازالت مرتفعة حيث بلغت ٣٢.٥% و٦.٢% من السكان على الترتيب في ٢٠١٨/١٧.



الشكل رقم (١): نسبة السكان تحت خط الفقر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩)

– **المصدر**: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي.

وإذا كان مؤشر الفقر البشري ومؤشر نسبة الفقراء ينظران للفقر بمنظور كلي فيمكن التعرف على عمق مشكلة الفقر على مستوى الأسر أو الأفراد من خلال مؤشر الفقر متعدد الأبعاد (MPI) فقد ارتفعت نسبة من يعانون الفقر متعدد الأبعاد في مصر من ٤,١٢% من السكان في ٢٠١٣ (البنك الدولي، ٢٠١٨: ١١٧) إلي ٥,١٦% في ٢٠١٨، وبلغت هذه النسبة ٦,٢٦%، ٣,٣٢% في الريف والحضر على الترتيب (UNDP, 2020: 366).

٣- التحليل الكمي للعلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في مصر:

في ضوء الملاحظات على الدراسات السابقة ستحاول الدراسة تحليل العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩) - باعتبارها فترة نشاط السياسة النقدية – وذلك بغض النظر عن نوعها على نهج المجموعة الثالثة من الدراسات السابقة، مستخدمة في ذلك أسلوب التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) لقدرته على تحليل التأثير الديناميكي بين المتغيرات، مما يسمح بدراسة العلاقة السببية المتبادلة بين المتغيرات، فضلاً عن تميزه عن نماذج الانحدار التلقائي الأخرى في أنه نموذج ثنائي الاتجاه، كما انه يسمح باختبار العلاقة بين المتغيرات في

الأجلين القصير والطويل، ليبرز مدي تباين أثر المتغيرات النقدية على الفقر عبر الزمن، هذا وستقوم الدراسة ببناء نموذجين لاختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر عبر المستويات المختلفة من الفقر وذلك كله باستخدام برنامج **(EViews 10)**.

٤-١- توصيف النموذج:

ستقود الدراسة ببناء نموذجين لاختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية والفقر في مصر، وسوف تعتمد على النموذج الاحصائي لدراسة Khaysy Srithilat and Gang Sun (2017) في بناء **النموذج الأول**. بينما تعتمد على النموذج الاحصائي لدراسة Novalina and Rusiadi (2018) في بناء **النموذج الثاني**، وذلك بعد ادخال بعض التعديلات عليهما، وتوضح الدوال رقم (١ و ٢) الصيغ الرياضية للنموذجين المقترحين:

$$Pov_0 = f\ (M, Inf, REX, LIR, NDC, GNI_{P.C}) \quad (1)$$

$$Pov_{1.9} = f\ (M, Inf, REX, CA, RGDP_{P.C}) \quad (2)$$

حيث:

Pov_0	متوسط نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي للقطاع العائلي مرجحاً بمعامل جني
M	معدل نمو عرض النقود
Inf	معدل التضخم لأسعار الاستهلاك
REX	معدل الصرف الحقيقي لعملة لاوس مقابل الدولار الامريكي
LIR	معدل الفائدة على الاقراض
NDC	صافي الائتمان الممنوح للاقتصاد كنسبة من الناتج المحلي
$GNI_{P.C}$	متوسط نصيب الفرد من الدخل القومي الاسمي
$Pov_{1.9}$	عدد السكان تحت خط الفقر العالمي ١.٩ دولار أمريكي/ يوم كمؤشر للفقر المدقع
CA	رصيد الحساب الجاري كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي
$RGDP_{P.C}$	متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

هذا وتستهدف الدراسة من بناء النموذج الأول اختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية (ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي ومعدل الفائدة الحقيقي ونسبة الائتمان إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل الفائدة على الدين الحكومي كنسبة من إجمالي الإيرادات) ومتوسط نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي للقطاع العائلي مرجحاً بمعامل جني كمؤشر للفقر المعتدل، وذلك للتعرف على أثر السياسة النقدية على الاستهلاك الفعلي ومستوى الرفاهية السائد أو الفقر المعتدل، ودمج الأثر المزدوج للسياسة النقدية على الدخل والاستهلاك، أما النموذج الثاني فالغرض منه اختبار العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية (عرض النقود ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي) و عدد السكان تحت خط الفقر العالمي ١.٩ دولار أمريكي/ يوم باعتباره أدني خط للفقر على مستوى العالم ومؤشر للفقر المدقع، ليسمح بمقارنة أثر المتغيرات النقدية عبر مستويات الفقر المختلفة.

٤-٢- العلاقات المتوقعة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع لكل نموذج:

وجدت أغلب الدراسات السابقة أنه في الأجل الطويل تؤدي الزيادة في معدل التضخم إلى زيادة عدد الفقراء أو تخفيض متوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي أو الاستهلاك، بينما تؤدي زيادة معدل الصرف أو زيادة الصادرات أو ارتفاع متوسط نصيب الفرد من الناتج إلي تخفيض الفقر، بينما لم تتفق هذه الدراسات على تأثير معدل الفائدة أو عرض النقود أو الائتمان على الفقر، فقد وجدت هذه الدراسات أنه في الأجل القصير تؤدي زيادة الصادرات أو ارتفاع متوسط نصيب الفرد من الناتج أو ارتفاع معدل الصرف إلي تخفيض الفقر، بينما لم تتفق على أثر باقي المتغيرات، وفي ضوء نتائج الدراسات السابقة،

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

نستطيع توقع العلاقة بين المتغيرات النقدية المختارة والفقر المعتدل والمدقع طبقاً للنموذجين المقترحين على النحو الموضح بالجدول رقم (١).

جدول رقم (١): العلاقة المتوقعة بين المتغيرات النقدية والفقر في الأجلين

NDC		LIR		REX		Inf		M		$Pov_{1.9}$		Pov_0		
ط	ص	ط	ص	ط	ص	ط	ص	ط	ص	ط	ص	ط	ص	
±	±	-	±	±	-	-	-	-	±	o	o	o	o	Pov_0
o	o	o	o	±	-	-	-	-	±	o	o	o	o	$Pov_{1.9}$
										+	±	±	±	M
										+	±	+	±	Inf
										-	-	-	-	REX
										o	o	±	±	LIR
										o	o	±	±	NDC

– ± تشير إلى أن بعض الدراسات وجدت علاقة طردية وبعضها عكسية، فيحكم هذه العلاقة درجة استجابة الأجور والأسعار والاستثمار والتغيرات الحقيقية لتغير السياسة النقدية.

– O تشير إلى أن المتغير التابع غير مدرج بالنموذج الإحصائي.

٤-٣- اختبار جذر الوحدة:

يقدم الاقتصاد القياسي ونظرية الإحصاء العديد من الاختبارات لبحث سكون السلاسل الزمنية ودرجة تكاملها. ويري البعض أن اختيار أحد هذه الاختبارات دون غيره يجب أن يقوم على أساس معيار طول السلاسل الزمنية والقيم الإيجابية لمعامل الانحدار الذاتي، وطبقاً لهاذين المعيارين تتحقق أفضل قدرة في اختبار سكون السلسلة الزمنية القصيرة والمتوسطة (T= 25 & 50) في اختبار فيليب - بيرن Philip – Perron (PP)، يليه اختبار (ديكي - فوللر) المعزز Augmented Dickey – Fuller (ADF) (Arltová and Fedorová. 2016: 57-58). لذلك ونظراً لصغر حجم عينة الدراسة، ستقوم الدراسة باستخدام اختبار (PP) للكشف عن جذر الوحدة في وجود قاطع (Intercept) وقاطع واتجاه (Trend and Intercept) وفي حالة عدم وجود قاطع او اتجاه (None)، ويوضح جدول رقم (٢) نتائج هذا الاختبار للمستوى (Level I_0)، ويلاحظ من بيانات هذا الجدول أن جميع السلاسل الزمنية يوجد بها جذر الوحدة وغير مستقرة في المستوى (Level I_0)، حيث كانت القيمة (Adj. t-Stat) إما موجبة أو سالبة ولكن قيمتها المطلقة أقل من قيمتها الحرجة عند مستوى معنوية ٥% لجميع السلاسل الزمنية، حال عدم وجود قاطع أو اتجاه أو وجود قاطع فقط أو وجود قاطع واتجاه، لذلك تم قبول فرض العدم بوجود جذر الوحدة.

جدول رقم (٢): نتائج اختبار (PP) لجذر الوحدة عند المستوى (Level I_0)

المتغير	C	T & C	N
Pov_C	11.378	5.378	11.861
$Pov_{1.9}$	-2.008	-1.754	-0.979
M	(-3.78)**	(-3.995)*	-1.666
INF	-2.954	-2.975	-1.468
REX	-2.799	-2.925	-0.222
Lir	-1.790	-0.115	-0.622
NDC	-2.400	-2.471	-0.645
$GNI_{P.C}$	11.117	7.814	13.214

$RGDP_{P.C}$	7.99	5.523	8.881
Test critical values:			
1%	-3.679	-4.310	-2.647
5%	-2.968	-3.574	-1.953
10%	-2.623	-3.222	-1.610

– **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews ، مستوى المعنوية المعتمد ٥%.

– القيم الحرجة p-values من جدول Mackinnon (1996).

ويعني وجود جذر الوحدة ارتباط بين الزمن والوسط الحسابي والتباين لهذه المتغيرات، ومن ثم احتمال وجود علاقة ارتباط زائفة، مما يستلزم بحث المستوى الذى تستقر عنده هذه البيانات، وتحديد درجة تكاملها لتقدير علاقة ارتباط خالية من التضليل والزيف، لذلك تم إعادة تقدير اختبار جذر الوحدة للفرق الأول والثاني على النحو الموضح بالجدول رقم (٣)، ويلاحظ من هذا الجدول أن قيمه (Adj. t-Stat) إما موجبه أو قيمتها المطلقة أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية ١% أو٥% لجميع المتغيرات بعد أخذ الفرق الأول باستثناء ($GNI_{P.C}$) بعد أخذ الفرق الثاني، لذلك تم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بأن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة تخلو من جذر الوحدة بعد أخذ الفرق الأول، ويعني ذلك أنها متكاملة من الدرجة الأولي ويشير إلى احتمال وجود تكامل مشترك بينها.

جدول رقم (٣): نتائج اختبار جذر الوحدة للفرق الأول والثاني

المتغير	1st difference			2st difference			درجة التكامل
	C	T & C	N	C	T & C	N	
Pov_C	**(-3.07)***	**(-4.49)****	**(-2.27)***				I (1)
$Pov_{1.9}$	**(-5.19)****	**(-5.3)****	**(-5.28)****				I (1)
M	**(-6.61)****	**(-6.56)****	**(-6.81)****				I (1)
INF	**(-7.54)****	**(-8.77)****	**(-7.87)****				I (1)
REX	**(-5.48)****	**(-5.26)****	**(-5.64)****				I (1)
Lir	**(-3.06)***	**(-4.46)****	**(-3.12)****				I (1)
NDC	**(-4.09)****	**(-3.96)***	**(-4.21)****				I (1)
$GNI_{P.C}$	**-0.069**	**-1.694**	**0.558**	**(-5.37)****	**(-8.03)****	**(-5.13)****	I (2)
$RGDP_{P.C}$	**(-3.03)***	**(-4.34)****	**(-2.23)***				I (1)
Test critical values:							
1%	-3.689	-4.324	-2.650	-3.700	-4.339	-2.653	
5%	-2.972	-3.581	-1.953	-2.976	-3.588	-1.954	
10%	-2.625	-3.225	-1.610	-2.627	-3.229	-1.610	

– **المصدر:** إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews

– القيم الحرجة p-values من جدول Mackinnon (1996).

– مستوى المعنوية المعتمد ٥%. * معنوي عند ٥%، ** معنوى عند ١%.

٤-٤- اختبار العلاقة السببية بين السياسة النقدية و الفقر (النموذج الأول):

بعد التأكد من خلو البيانات من جذر الوحدة بعد أخذ الفرق الأول، تبدا الدراسة أولي خطوات تقدير نموذج الانحدار الذاتي باختبار التكامل المشترك فمتي وجد هذا التكامل يجب حساب حد تصحيح الخطأ وإدراجه في نموذج (VAR) ليتحول لنموذج انحدار ذاتي مقيد (متجه تصحيح الخطأ (VECM)). وسوف تعتمد الدراسة على اختبار جوهانسن للتكامل المشترك، لاكتشاف ما إذا كانت المتغيرات محل الدراسة تتحرك معاً أم لا، وذلك لتفوقه على اختبارات التكامل المشترك الأخرى كاختبار أنجل- جرانجر وديرين – واتسون في صلاحيته لحالات الانحدار المتعدد والعينات الصغيرة (العبدلي، ٢٠٠٧: ٢٤). ونظراً لحساسية هذا الاختبار لطول فترة الابطاء، سوف يتم تحديد فترة الابطاء المثلى أولاً، ويوضح جدول رقم (٤) نتائج اختبار فترات الإبطاء للنموذج الأول، وذلك وفقاً لمعيار إحصاء اختبار (LR) المعدل المتسلسل ومعيار خطأ التنبؤ النهائي Final prediction error (FPE) ومعيار معلومات Akaike information criterion (AIC) ومعيار معلومات Schwarz information criterion (SC) ومعيار Hannan-Quinn information criterion (HQ) وذلك عند مستوى معنوية ٥%.

الجدول رقم (٤): فترات الإبطاء للنموذج الأول

Endogenous variables: POV_0 M INF REX LIR NDC $GNI_{P.C}$						
Lag	**LogL**	**LR**	**FPE**	**AIC**	**SC**	**HQ**
0	-881.75	NA	8.76E+18	63.482	63.815	63.584
1	-657.01	321.056	3.47E+13	50.93	53.594*	51.744
2	-578.72	72.7*	9.16E+12*	48.84*	53.833	50.365*

– المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews

– * تشير الى معنوية الاختبار عند ٥% طبقاً لكل معيار وفترة التأخير المقابلة له.

يلاحظ من بيانات الجدول بعاليه أن جميع المعايير باستثناء معيار (SC) تتفق على أن عدد فترات الإبطاء المثلى فترتين، وعلى الرغم من ذلك ستعتمد الدراسة على معيار (SC) لأنه أقل فترة أبطاء بما يناسب حجم العينة، وعدد المتغيرات.

٤-١-٤- اختبار التكامل المشترك Co-integrating Test للنموذج الأول:

يقترح جوهانسن اختبارين لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك (r) وهما اختبار الأثر Trace Test، والقيم الذاتية أو العظمي Lambda-Max Test. ويعنى وجود متجهات للتكامل المشترك وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات مموضوع الدراسة. وتوضح بيانات الجدول رقم (٥) نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك للنموذج الأول. ويلاحظ من بيانات هذا الجدول أن قيمة الاحصائية (t) المحسوبة لاختبار الأثر (Trace Test) أكبر من قيمتها الحرجة للفروض (١-٤) عند مستوى معنوية ٥%، ويعنى ذلك رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بوجود أربعة متجهات للتكامل المشترك، ويؤكد ذلك الفرض الخامس At most 4. وتؤكد نتائج اختبار الإمكانات العظمي (Lambda-Max Test) أيضاً وجود متجهين للتكامل المشترك بين هذه المتغيرات عند مستوى معنوية ٥%. وبالتالي نستطيع أن نجزم بوجود حداً للخطأ بين هذه المتغيرات وأنها تتحرك معاً.

جدول رقم (٥) نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك للنموذج الأول

$Pov_0 = f (M, Inf, REX, LIR, NDC, GNI_{P.C})$				
Trace Test اختبار الأثر				
Hypothesized No. of CE(s)	**Eigenvalue**	**Trace Statistic**	**Critical Value 0.05**	**Prob.****
None *	0.954	211.868	125.615	0.0000
At most 1 *	0.827	125.752	95.754	0.0001
At most 2 *	0.598	76.553	69.819	0.0131
At most 3 *	0.541	51.069	47.856	0.0242
At most 4 *	0.411	29.275	29.797	0.0573
Test The Lambda-Max اختبار الإمكانية العظمي				
Hypothesized No. of CE(s)	**Eigenvalue**	**Max-Eigen Statistic**	**Critical Value 0.05**	**Prob.****
None *	0.954	86.116	46.231	0.0000
At most 1 *	0.827	49.200	40.078	0.0036
At most 2 *	0.598	25.484	33.877	0.3531

- المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews
- القيم الحرجة p-values من جدول Mackinnon (1996).

٤-٤-٢- تقدير متجه تصحيح الخطأ (VECM) للنموذج الأول:

يلخص الجدول رقم (٦) نتائج متجه تصحيح الخطأ VECM للنموذج الأول، بين الفقر كمتغير تابع مقاساً بمتوسط نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي للقطاع العائلي مرجحاً بمعامل جني والمتغيرات المستقلة أو التفسيرية وهي متوسط نصيب الفرد من الدخل القومي ومتغيرات السياسة النقدية (عرض النقود ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي والفائدة على الاقراض وصافي الائتمان). وتشير نتيجة التحليل الإحصائي لنموذج متجه تصحيح الخطأ VECM للنموذج الأول إلى:

أولاً: بالنسبة للأجل الطويل، كانت معلمة حد تصحيح الخطأ ECC (معامل سرعة التعديل) سالبة وذات معنوية إحصائية، ويدل ذلك على وجود علاقة طويلة الأجل بين مستوى الفقر مقاساً بمتوسط نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي للقطاع العائلي مرجحاً بمعامل جني والمتغيرات المفسرة (السياسة النقدية ونصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي)، ويحدد طبيعتها (طردية أو عكسية) معادلة التكامل المشترك، فأي تغير في الأجل القصير في أحد المتغيرات التفسيرية لابد وأن يدفع الاستهلاك (الفقر) نحو التوازن في الأجل الطويل بسرعة تعديل تبلغ ٠,٣٣٤% أي ما يعادل ثلاث سنوات تقريباً.

جدول رقم (٦): نتائج تقدير متجه تصحيح الخطأ (VECM) للنموذج الأول

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

المتغير التابع: نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي مرجح بمعامل جني (Pov_0)

المتغير التابع (Pov_0)	Coe.	Std. Error	t-statistic	P-Value	Wald test joint significance df=1	
					Chi-stat	P-Value
ECC	-0.3335	0.094	-3.553	0.0021		
D (Pov_0(-1))	-0.883	0.223	-3.966	0.001	15.733	0.000
D (M(-1))	-41.739	16.685	-2.502	0.022	6.258	0.012
D (INF(-1))	-15.628	27.673	-0.565	0.5789	0.319	0.572
D (REX(-1))	86.79	104.66	0.829	0.4172	0.688	0.407
D (LIR(-1))	355.26	135.84	2.615	0.017	6.84	0.009
D (NDC(-1))	49.876	17.462	2.856	0.01	8.159	0.004
D (GNI_{PC}(-1))	0.907	0.158	5.752	0.000	33.081	0.000
C	196.066	139.16	1.409	0.175		

معامل التحديد	R-squared	0.937
معامل التحديد المعدل	Adjusted R-squared	0.911
معنوية النموذج المقدر	F-statistic	35.388
	Prob(F-statistic)	0.000
معامل داربن واتسون	Durbin-Watson stat	2.318
اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي **Residual Normality Tests**	Jarque-Bera df=2	1.201
	Prob.	0.548
اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**	Obs*R^2 (Chi-stat)	1.492
	P-Value	0.474
اختبار تجانس التباين للبواقي **Heteroskedasticity Test: ARCH**	Obs*R^2 (Chi-stat)	3.312
	P-Value	0.07
الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج **Stability of Regression Model Test (CUSUM)**	CUSUM	ضمن الحدود

- **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews
- Pov_0: متوسط نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي للقطاع العائلي مرجح بمعامل جني كمؤشر لمستوى الرفاهية السائد أو الفقر النسبي أو المعتدل في مصر، وبالتالي فان أي متغير يرتبط إيجابياً بهذا المؤشر سيؤدي إلى زيادة الاستهلاك وبالتالي تخفيض الفقر.
- تشير الخلايا باللون الغامق إلى عدم معنوية المعلمة المقابلة لها.

ثانياً: تشير نتائج اختبار (Wald test) إلى عدم معنوية معلمات العلاقة قصيرة الأجل بين معدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي والفقر المعتدل كمتغير تابع، بينما كانت معلمات الاستهلاك مبطأ بسنة

ومعدل الفائدة على الاقراض وصافي الائتمان الممنوح للاقتصاد ومتوسط نصيب الفرد من الدخل القومي ذات دلالة إحصائية بمعنوية ١%، وبمعنوية ٥% مع عرض النقود، ويعكس ذلك وجود علاقة معنوية في الأجل القصير بين هذه المتغيرات والفقر كمتغير تابع.

ثالثاً: قدرة النموذج على تفسير التغير في الاستهلاك أو مستوى الرفاهية (الفقر السائد)، فطبقاً لمعامل التحديد (R^2) تفسر متغيرات السياسة النقدية المختارة ومتوسط نصيب الفرد من الدخل القومي الاجمالي ٩٣,٧% من التغيرات في نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي (الفقر النسبي) خلال الفترة من ١٩٩٠-٢٠١٩، وبلغت قيمة معامل التحديد المعدل (Adj. R2) ٩١,١%.

رابعاً: جودة النموذج إحصائياً، حيث (F-statistic) معنوية إحصائياً، والنموذج يخلو من الارتباط الذاتي بين قيم حد الخطأ العشوائي عبر الزمن طبقاً لإحصائية داربن واتسون، كما تؤكد جودة النموذج نتائج اختبارات تحليل البواقي (اختبار التوزيع الطبيعي والارتباط التسلسلي وتجانس التباين) واختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج، ومرفق بالملحق الشكل البياني لتوزيع البواقي ونتيجة اختبار (CUSUM) للاستقرار الهيكلي.

خامساً: يمكن تلخيص العلاقة قصيرة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة طبقاً للنموذج الأول في المعادلة التالية:

$$\Delta Pov_0 = 196.1 - 0.33*ECT(-1) - 0.88*Pov_0(-1) - 41.7*M(-1) - 15.6*INF(-1) + 86.8*REX(-1) + 355.3*LIR(-1) + 49.9*NDC(-1) + 0.91*GNI_{PC}(-1)$$

يلاحظ من هذه المعادلة أن عرض النقود ومعدل التضخم والاستهلاك مبطأ بسنة يؤثرون سلباً على الاستهلاك في الأجل القصير، وبالتالي فإن الزيادة في أي منهم ستؤدى إلى زيادة مستوي الفقر المعتدل، ويتفق ذلك مع نتائج الدراسات السابقة وتوقع الدراسة، فكلما زادت كمية النقود او ارتفع معدل التضخم تنكمش القوة الشرائية وينخفض الاستهلاك، وكلما ارتفع الاستهلاك الحالي انخفض الادخار وتراكم رأس المال مما يؤثر سلباً على الدخل والاستهلاك المستقبلي، كما أن زيادة الاستهلاك دون زيادة في الدخل ستكون أما على حساب المدخرات السابقة أو الائتمان مما يؤثر سلباً على القيم المستقبلية الدخل المتاح للإنفاق والاستهلاك.

كما يلاحظ أن معدل الصرف الحقيقي وصافي الائتمان الممنوح للاقتصاد ونصيب الفرد من الدخل القومي يؤثرون إيجابياً على الاستهلاك، فزيادة أي منهم ستؤدي إلى تخفيض مستوى الفقر، ويتفق ذلك مع نتائج الدراسات السابقة وتوقع الدراسة.

ومما يخطف الأبصار أن أثر معدل الفائدة على الاقراض يرتبط بعلاقة طردية بالاستهلاك أي ان زيادته تؤدي إلى تخفيض الفقر، ويختلف ذلك عن نتائج أغلب الدراسات السابقة التي وجدت أن زيادة الفائدة تؤدي إلى زيادة الفقر، ويمكن تفسير ذلك بأن معدل الفائدة الذى يؤثر في النشاط الاقتصادي هو معدل الفائدة طويل الأجل طبقاً للتحليل النقدي في الأدب الاقتصادي، وبالتالي لا يُعَوَّلُ على العلاقة قصيرة الأجل، فضلاً عن أن معدل الفائدة على الاقراض يرتبط بمعدل الفائدة على الودائع مما يؤدى الى تحسن دخول أصحاب الودائع والأصول المالية والعينية، وبالتالي زيادة الاستهلاك وانخفاض الفقر، في حين يكاد يكون أثر الفائدة على الاستثمار محدود أو معدوم فطبقاً لبيانات البنك الدولي لعام ٢٠٢٠ فإن ١٠,٣% و٤,٨% من شركات الأعمال في مصر لجأت إلى البنوك لتمويل استثماراتها ورأس مالها العامل على الترتيب عام ٢٠٢٠.

٤-٤-٢-١- معادلة متجه التكامل المشترك للنموذج الأول:

تُبيِّنُ المعادلة التالية متجه التكامل المشترك بين متغيرات النموذج الأول:

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

ECT_{t-1} = Pov_0 (-1) + 76.73*M (-1) + 182.8*INF (-1) – 1018.2*REX (-1) – 22.49*LIR (-1) + 156.4*NDC (-1) – 0.65 $GNI_{p.c}$(-1) – 7197.2

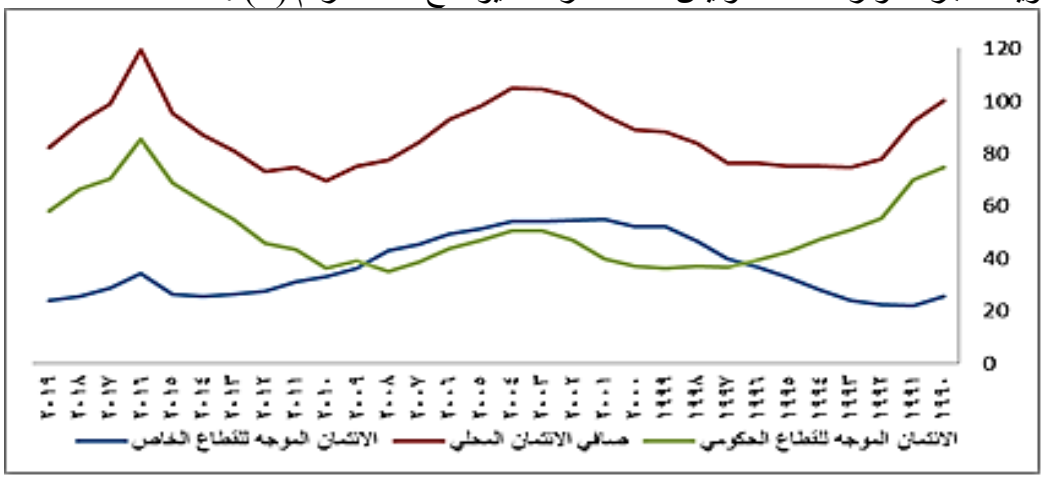
ويمكن منها اشتقاق معادلة الأجل الطويل لجوهانسن، على النحو التالي:

Pov_0 (-1) = 7197.2 – 76.73*M (-1) – 182.8*INF (-1) + 1018.2*REX (-1) + 22.49*LIR (-1) – 156.4*NDC (-1) + 0.65 $GNI_{p.c}$ (-1)			
Standard errors:	(30.61)	(24.94)	(88.89)
	(43.53)	(12.35)	(0.034)
t-statistics:	(2.51)	(7.33)	(11.45)
	(0.52)	(12.66)	(18.76)

ويلاحظ من معادلة الأجل الطويل لجوهانسن أن:

١- تكون جميع المتغيرات باستثناء معدل الفائدة على الاقراض ذات معنوية إحصائية في الأجل الطويل، حيث كانت (t-statistics > 2).

٢- يؤثر عرض النقود ومعدل التضخم وصافي الائتمان سلباً على نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي، فزيادة أي منهم ستؤدي إلى خفض مستوى الرفاهية وزيادة الفقر، ويتفق ذلك مع نتائج الدراسات السابقة والنظرية الاقتصادية، وجدير بالذكر أنه على الرغم من أن صافي الائتمان كان تأثيره إيجابياً في الأجل القصير فإن تأثيره يكون سلبياً في الأجل الطويل على الاستهلاك ويؤدي إلى زيادة الفقر، ويمكن تفسير ذلك بأن الائتمان غالباً ما يوجه للاستهلاك وليس الاستثمار مما يرفع من تكلفة الاستهلاك في الأجل الطويل، أضف إلى ذلك أن النسبة الأكبر من هذا الائتمان كانت موجه للحكومة لتمويل عجز الموازنة العامة وليس الاستثمار كما يوضح الشكل رقم (٢) .



الشكل رقم (٢): صافي الائتمان المحلي الممنوح للاقتصاد

– **المصدر:** إعداد الباحث باستخدام بيانات البنك الدولي.

٣- يؤثر معدل الصرف الحقيقي ومتوسط نصيب الفرد من الدخل القومي إيجابياً على الاستهلاك، فزيادة أي منهم ستؤدي إلى خفض الفقر، وعلى نقيض الدراسات السابقة وُجِدَت علاقة طردية بين معدل الفائدة على الاقراض والاستهلاك أي تأثير سلبي للفائدة على الفقر ولكنه غير معنوي إحصائياً.

٤- يكون معدل الصرف الحقيقي بين المتغيرات ذات التأثير المعنوي إحصائياً في الأجل الطويل صاحب أكبر تأثير على الاستهلاك، يليه معدل التضخم وصافي الائتمان وعرض النقود وأخيراً نصيب الفرد من الدخل القومي.

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

٤-٤-٢-٢- اختبار جرانجر للسببية Granger Causality Tests:

دلت نتائج نموذج VECM على وجود علاقة طويلة الأجل بين الفقر مقاساً بنصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي للقطاع العائلي ومرجحاً بمعامل جني ومتغيرات السياسة النقدية ومتوسط نصيب الفرد من الدخل القومي، كما تبين وجود علاقة قصيرة الأجل ذات معنوية إحصائية بين هذه المتغيرات باستثناء التضخم ومعدل الصرف الحقيقي والفقر وهو ما اكدته نتائج اختبار (Wald test). وللتأكد من العلاقة الآنية الديناميكية (العلاقة قصيرة الأجل) والتعرف على ماهيتها، ستعتمد الدراسة على اختبار جرانجر للسببية لتحديد طبيعة هذه العلاقة تبادلية أم أحادية الاتجاه، ويوضح الجدول رقم (٧) نتائج هذا الاختبار.

ويلاحظ من نتائج اختبار جرانجر للسببية:

١- تأكيد عدم وجود علاقة سببية في الأجل القصير بين معدل الصرف الحقيقي والفقر المعتدل. وعلى الرغم من أن نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM لم تجد علاقة معنوية إحصائياً بين معدل التضخم والفقر، يلاحظ من الجدول وجود علاقة سببية (تبادلية) بينهم، ويتفق ذلك مع النظرية الاقتصادية، ويؤكد ذلك فرضية الدراسة بوجود تأثير وعلاقة سببية تتجه من الفقر إلى التضخم كأحد متغيرات السياسة النقدية وإن لم تكن معنوية.

٢- توجد علاقة سببية (تبادلية) بين الاستهلاك (الفقر المعتدل) ومعدل الفائدة على الاقراض ومتوسط نصيب الفرد من الدخل، فكل منهم يسبب الأخر ويَدْعمُ ذلك نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM حيث كانت معلمات هذه المتغيرات معنوية إحصائياً، ويؤكد فرضية الدراسة بوجود علاقة سببية تتجه من الفقر إلى معدل الفائدة كأحد متغيرات السياسة النقدية.

٣- توجد علاقة سببية قصيرة الأجل (أحادية الاتجاه فقط) تتجه من عرض النقود ومن الائتمان إلى الفقر، ويَدْعمُ ذلك نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM فقد كان كلاً منهم معنوي إحصائياً.

جدول رقم (٧) نتائج اختبار جرانجر للسببية

Null Hypothesis فرضية العدم	F-Stat	P-Value	القرار		
			فرضية العدم	علاقة أحادية الاتجاه	علاقة تبادلية
M does not Granger Cause Pov_0	15.848	0.000	رفض	توجد	لا توجد
Pov_0 does not Granger Cause M	1.615	0.221	قبول	لا توجد	
INF does not Granger Cause Pov_0	9.371	0.001	رفض	توجد	توجد
Pov_0 does not Granger Cause INF	3.761	0.039	رفض	توجد	
REX does not Granger Cause Pov_0	2.162	0.138	قبول	لا توجد	لا توجد
Pov_0 does not Granger Cause REX	0.990	0.387	قبول	لا توجد	
LIR does not Granger Cause Pov_0	6.151	0.007	رفض	توجد	توجد
Pov_0 does not Granger Cause LIR	2.686	0.09	رفض*	توجد	
NDC does not Granger Cause Pov_0	12.107	0.000	رفض	توجد	لا توجد
Pov_0 does not Granger Cause NDC	0.533	0.594	قبول	لا توجد	
$GNI_{P.C}$ does not Granger Cause Pov_0	40.035	0.000	رفض	توجد	توجد
Pov_0 does not Granger Cause $GNI_{P.C}$	9.746	0.001	رفض	توجد	

- **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews.
- * مستوى المعنوية المعتمد (٠,١)

٤-٤-٢-٣- اختبار أثر الفقر على المتغيرات النقدية (النموذج الأول):

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

بعد تقدير متجه تصحيح الخطأ للنموذج الأول للفقر المعتدل كمتغير تابع، حاولت الدراسة اختبار أثر الفقر على متغيرات السياسة النقدية بتقدير متجه تصحيح الخطأ بين متغيرات السياسة النقدية كلاً على حدي كمتغير تابع والفقر وباقي المتغيرات، طبقاً للدوال الموضحة أدناه.

$$M = f (Pov_0, Inf, REX, LIR, NDC, GNI_{P.C})$$
$$Inf = f (Pov_0, M, REX, LIR, NDC, GNI_{P.C})$$
$$REX = f (Pov_0, M, Inf, LIR, NDC, GNI_{P.C})$$
$$LIR = f (Pov_0, M, Inf, REX, NDC, GNI_{P.C})$$
$$NDC = f (Pov_0, M, Inf, REX, LIR, GNI_{P.C})$$

إلا أن معلمة حد تصحيح الخطأ ECC (معامل سرعة التعديل) لجميع المعادلات كانت إما موجبة أو غير معنوية إحصائياً مما يدل على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين الفقر المعتدل كمتغير تابع ومتغيرات السياسة النقدية المختارة في النموذج الأول، كما وجدت أن متغير الفقر لم يكن معنوي إحصائياً في الأجل القصير مع أي من هذه المتغيرات. وعلى الرغم من ذلك لاحظت الدراسة من معادلة متجه التكامل لهذه النماذج وجود تأثير معنوي إحصائياً للفقر على متغيرات السياسة النقدية في الأجل الطويل، لذلك تم اختبار أثر الفقر منفرداً على المتغيرات النقدية المختارة طبقاً الآتي بيانها بعد، ويلخص الجدول رقم (٨) نتائج هذا التقدير:

$M = f (Pov_0)$ $\quad$ $Inf = f (Pov_0)$ $\quad$ $REX = f (Pov_0)$
$LIR = f (Pov_0)$ $\quad$ $NDC = f (Pov_0)$

يلاحظ من بيانات هذا الجدول أنه:

أولاً: بالنسبة للأجل الطويل، كانت معلمة حد تصحيح الخطأ ECC (معامل سرعة التعديل) سالبة ومعنوية إحصائياً لمعدل الفائدة على الاقراض ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي، بدرجة ثقة ٩٩%، ٩٥% ٩٠% على الترتيب، ويدل ذلك على وجود علاقة طويلة الأجل بين مستوي الاستهلاك (الفقر المعتدل) وهذه المتغيرات.

ثانياً بالنسبة للأجل القصير، وجدت الدراسة أن مستوي الاستهلاك (الفقر المعتدل) يكون له تأثيراً سلبياً ومعنوي إحصائياً على معدل التضخم ومعدل الفائدة ومعدل الصرف الحقيقي، فزيادة الاستهلاك أي انخفاض مستوي الفقر المعتدل سيؤدي إلى انخفاض قيمة هذه المتغيرات، ولم يكن للاستهلاك (الفقر) تأثيراً معنوي إحصائياً على باقي المتغيرات في الأجل القصير.

جدول رقم (٨): متجه تصحيح الخطأ للمتغيرات النقدية المتغير التابع: الفقر

Cointegrating Eq: Coint Eq1						
		M	INF	REX*	LIR	NDC
$POV_0(-1)$	Coefficient	-0.0096	-0.0809	-0.0059	-0.0057	-0.0411
	Standard errors	0.0011	0.0169	0.0011	0.0012	0.0056
	t-statistics in	-8.4378	-4.8015	-5.3272	-4.8055	-7.3257
Error Correction:						
ECC	Coefficient	-0.0041	-0.0112	-0.0139	-0.0374	-0.0041
	Standard errors	0.0471	0.0043	0.0079	0.0107	0.0131
	t-statistics in	-0.086	-2.59	-1.77	-3.499	-0.314
$POV_0(-1)$	Coefficient	0.0002	-0.0048	-0.0004	-0.0008	-0.0011
	Standard errors	0.0017	0.0015	0.0002	0.0002	0.0021
	t-statistics in	0.1073	-3.1044	-2.0528	-3.4982	-0.5028
R-squared		0.057	0.344	0.191	0.4593	0.0504

Adj. R-squared	-0.061	0.262	0.09	0.392	-0.068
F-statistic	0.484	4.197	1.894	6.795	0.424
Prob(F-statistic)	0.697	0.016	0.158	0.002	0.737
Durbin-Watson stat	2.147	2.188	1.828	2.1654	2.007

– **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews.

ثالثاً: تشير معادلة متجه تصحيح الخطأ للمتغيرات ذات العلاقة طويلة الأجل مع الفقر إلى وجود تأثير إيجابي ومعنوي إحصائياً للاستهلاك على معدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي ومعدل الفائدة، فزيادة الاستهلاك (انخفاض الفقر المعتدل) ستؤدي إلى زيادة قيم هذه المتغيرات ويتفق ذلك مع توقع الدراسة فانخفاض الفقر يعنى تحسن مستوى رفاهية الأسر وزيادة الاستهلاك، وبالتالي ظهور موجة تضخمية مدفوعة بالطلب، كما أن زيادة الاستهلاك يصحبها زيادة في الطلب على الواردات والعملة الاجنبية فيرتفع سعر الصرف، وبخصوص معدل الفائدة فزيادة الاستهلاك (انخفاض الفقر) يترتب عليها تراجع الادخار وزيادة الطلب على الاستثمار، وزيادة الطلب على النقود مما يضغط على معدلات الفائدة للارتفاع لكبح جماح التضخم وترشيد الطلب على الاستثمار.

رابعاً: يكون الاستهلاك الحقيقي (الفقر المعتدل) ذو قوة تفسيرية مع التضخم ومعدل الفائدة فقط حيث بلغت قيمة (R-squared) نحو ٣٤.٤% و٤٥,٩% لكل منهم على الترتيب، وكانت (F-statistic) معنوية إحصائياً لكل منهم بمستوى معنوية ٥% و١% على الترتيب. مما يؤكد نتائج اختبار جرانجر للسببية للنموذج الأول، حيث وجدت علاقة سببية ذات اتجاهين بين الفقر المعتدل ومعدل التضخم ومعدل الفائدة على الاقراض، أى أن الفقر يسبب تغير كل منهم.

٤-٥- اختبار العلاقة السببية بين السياسة النقدية و الفقر (النموذج الثاني):

تقوم الدراسة باختبار العلاقة السببية بين متغيرات السياسة النقدية وعدد السكان تحت خط الفقر ١,٩ دولار أمريكي/يوم بالألف، لمقارنة أثر السياسة النقدية على المستويات المختلفة من الفقر، فطبقاً لبعض الدراسات يختلف أثر السياسة النقدية علي الفقر طبقاً لشدة الفقر وعمقه. وباتباع نفس خطوات تقدير النموذج الأول تبدا الدراسة بتحديد فترة الابطاء المثلى، ويوضحها جدول رقم (٩)، ويلاحظ من هذه البيانات أن جميع المعايير باستثناء معيار (SC) تتفق على أن عدد فترات الإبطاء المثلى فترتين، لذلك سيتم الاعتماد على فترتين للإبطاء في النموذج خاصة وأن عدد المتغيرات التفسيرية يسمح بذلك.

الجدول رقم (٩): فترات الإبطاء للنموذج الثاني

Endogenous variables: $Pov_{1.9}$ M INF REX CA $RGDP_{P.C}$						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-808.14	NA	7.26E+17	58.153	58.438	58.240
1	-654.97	229.8	1.80E+14	49.784	51.78*	50.394
2	-603.02	55.656*	8.54e+13*	48.645*	52.356	49.78*

– **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews

– * تشير الى معنوية الاختبار عند ٥% طبقاً لكل معيار وفترة التأخير المقابلة له.

٤-٥-١- اختبار التكامل المشترك Co-integrating Test للنموذج الثاني:

يوضح الجدول رقم (١٠) نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن، ويلاحظ منها أن قيمة الاحصائية (t) لاختبار الأثر (Trace Test) أكبر من قيمتها الحرجة للفروض من (١ : ٦) بمعنوية ٥%، ويعنى ذلك رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بوجود ستة متجهات تكامل مشترك. وتؤكد نتائج اختبار الإمكانات العظمي (Lambda-Max Test) أيضاً وجود متجهين للتكامل المشترك عند مستوى معنوية ٥%. وبالتالي يتأكد وجود حداً للخطأ بين هذه المتغيرات وتحركها معاً.

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

جدول رقم (١٠) نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك للنموذج الثاني

$Pov_{1.9}$ = f (M, Inf, REX, CA, $RGDP_{P.C}$)				
اختبار الأثر **Trace Test**				
Hypothesized No. of CE(s)	**Eigenvalue**	**Trace Statistic**	**Critical Value 0.05**	**Prob.****
None *	0.863	164.413	95.754	0.000
At most 1 *	0.754	108.757	69.819	0.000
At most 2 *	0.564	69.487	47.856	0.000
At most 3 *	0.521	46.213	29.797	0.000
At most 4 *	0.499	25.617	15.495	0.001
At most 5 *	0.200	6.240	3.841	0.013
اختبار الإمكانية العظمي **Test The Lambda-Max**				
Hypothesized No. of CE(s)	**Eigenvalue**	**Max-Eigen Statistic**	**Critical Value 0.05**	**Prob.****
None *	0.863	55.656	40.078	0.000
At most 1 *	0.754	39.269	33.877	0.010
At most 2 *	0.564	23.274	27.584	0.162

- **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews
- القيم الحرجة p-values من جدول Mackinnon (1996).

٤-٥-٢- تقدير متجه تصحيح الخطأ (VECM) للنموذج الثاني:

يلخص الجدول رقم (١١) نتائج متجه تصحيح الخطأ VECM للنموذج الثاني، بين عدد السكان تحت خط الفقر العالمي ١,٩ دولار أمريكي/يوم (بالألف نسمة) كمؤشر للفقر المدقع، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي ورصيد الميزان الجاري (صافي الصادرات) كنسبة من الناتج وعرض النقود ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي كمتغيرات مستقلة. ويلاحظ من هذه النتائج:

جدول رقم (١١): نتائج تقدير متجه تصحيح الخطأ (VECM) للنموذج الثاني المتغير التابع: عدد السكان تحت خط الفقر العالمي ١,٩ دولار أمريكي/يوم

المتغير التابع (Pov_0)	**Coe.**	**Std. Error**	**t-statistic**	**P-Value**	**Wald test df=1**	
					Chi-stat	**P-Value**
ECC	-1.217	0.308	-3.950	0.0017		
D ($Pov_{1.9}$(-1))	0.563	0.259	2.173	0.0489	4.720	0.030
D ($Pov_{1.9}$(-2))	0.213	0.156	1.360	0.1968	1.851	0.174
D (M(-1))	-191.79	71.13	-2.696	0.0183	7.270	0.007
D (M(-2))	-64.41	48.25	-1.335	0.2049	1.782	0.182
D (INF(-1))	-58.63	48.50	-1.209	0.2483	1.461	0.227
D (INF(-2))	-67.21	36.53	-1.840	0.0887	3.386	0.066
D (REX(-1))	-630.22	273.91	-2.301	0.0386	5.294	0.021
D (REX(-2))	-265.41	232.72	-1.140	0.2747	1.301	0.254
D (CA(-1))	268.02	103.04	2.601	0.0220	6.766	0.009
D (CA(-2))	-127.96	121.19	-1.056	0.3103	1.115	0.291
D ($RGDP_{P.C}$(-1))	0.416	0.133	3.116	0.0082	9.710	0.002
D ($RGDP_{P.C}$(-2))	-0.011	0.199	-0.057	0.9553	0.003	0.954

C	-517.37	231.12	-2.238	0.0433		
معامل التحديد				R-squared		0.809
معامل التحديد المعدل				Adj. R-squared		0.618
معنوية النموذج المقدر				F-statistic		4.232
				Prob(F-statistic)		0.007
معامل داربن واتسون				Durbin-Watson stat		2.082
اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي **Residual Normality Tests**				Jarque-Bera df=2		2.653
				Prob.		0.265
اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**				Obs*R^2 (Chi-stat)		1.317
				P-Value		0.518
اختبار تجانس التباين للبواقي **Heteroskedasticity Test: ARCH**				Obs*R^2 (Chi-stat)		0.244
				P-Value		0.621
الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج **Stability of Regression Model Test (CUSUM)**				CUSUM		ضمن الحدود

– **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews

– تشير الخلايا باللون الغامق إلى عدم معنوية المعلمة المقابلة لها.

أولاً: بالنسبة للأجل الطويل، كانت معلمة حد تصحيح الخطأ ECC (معامل سرعة التعديل) سالبة وذات معنوية إحصائية، أي توجد علاقة طويلة الأجل بين الفقر المدقع والمتغيرات المستقلة، ويحدد طبيعتها (طردية أو عكسية) معادلة التكامل المشترك، فأي تغير في الأجل القصير في أحد المتغيرات التفسيرية سيدفع الفقر نحو التوازن في الأجل الطويل بسرعة تعديل تبلغ ١,٢١٧% أي ما يعادل عشرة أشهر تقريباً.

ثانياً: تشير نتائج اختبار (Wald test) إلى عدم معنوية معلمات العلاقة قصيرة الأجل بين (-$Pov_{1.9}$ (2), M (-2), INF (-1), REX(-2), CA(-2), $RGDP_{P.C}$(-2)) والفقر المدقع، بينما كانت معلمات العلاقة قصيرة الأجل بين (M (-1) – CA(-1) - $RGDP_{P.C}$ (-1)) والفقر ذات دلالة إحصائية بمعنوية ١%، وبمعنوية ٥% مع (-$Pov_{1.9}$ (-1) - REX(-1))، وبمعنوية ١٠% مع INF (-2)، ويعكس ذلك وجود علاقة جوهرية ذات معنوية احصائية في الأجل القصير بين هذه المتغيرات والفقر المدقع كمتغير تابع.

ثالثاً: قدرة النموذج على تفسير التغير في الفقر المدقع في مصر، فطبقاً لمعامل التحديد (R2) يفسر متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي ورصيد الميزان الجاري وعرض النقود ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي ٨٠,٨٩% من التغير في عدد من يعانون الفقر المدقع خلال الفترة من ١٩٩٠-٢٠١٩، وبلغت قيمة (Adj. R2) ٦١,٧٨%.

رابعاً: جودة النموذج إحصائياً، فكانت (F-statistic) معنوية إحصائياً، ويخلو النموذج من الارتباط الذاتي بين قيم حد الخطأ العشوائي عبر الزمن طبقاً لإحصائية داربن واتسون، وتؤكد جودة النموذج نتائج اختبارات تحليل البواقي (اختبار التوزيع الطبيعي والارتباط التسلسلي وتجانس التباين) واختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج، ومرفق بالملحق الشكل البياني لتوزيع البواقي ونتيجة اختبار (CUSUM) للاستقرار الهيكلي للنموذج الثاني.

خامساً: يمكن تلخيص العلاقة قصيرة الأجل بين الفقر المدقع والمتغيرات التفسيرية للنموذج الثاني في المعادلة التالية:

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

$$\Delta Pov_{1.9} = -517.37 - 1.217*ECT(-1) + 0.56*Pov_{1.9}(-1) + 0.21*Pov_{1.9}(-2) - 191.8*M(-1) - 64.4*M(-2) - 58.6*INF(-1) - 67.2*INF(-2) - 630.2*REX(-1) - 265.4*REX(-2) + 268*CA(-1) - 128*CA(-2) + 0.42*RGDP_{P.C}(-1) - 0.011*RGDP_{P.C}(-2)$$

ويلاحظ من هذه المعادلة أن الفقر المدقع يرتبط طردياً بـ ($Pov_{1.9}$(-1, -2)) ويوافق ذلك نظرية الحلقة المفرغة للفقر، ويرتبط عكسياً بـ ((M(-1, -2), INF(-1, -2), REX(-1, -2))، فزيادة أي من هذه المتغيرات سيؤدى إلى خفض عدد الفقراء، ويلاحظ من هذه النتائج أن تأثير عرض النقود ومعدل التضخم علي الفقر المدقع يختلف عن تأثيرهما على الفقر المعتدل في الأجل القصير، فبينما تؤدي زيادة عرض النقود ومعدل التضخم إلى خفض الاستهلاك وزيادة الفقر المعتدل، فإن زيادتهما تؤدي إلى انخفاض الفقر المدقع في الأجل القصير، ويمكن تفسير ذلك بأن ارتفاع الأسعار قد يصحبه زيادة في التوظف في ظل زيادة الأسعار وانخفاض الأجر الحقيقي فتنخفض البطالة، ويتولد دخل لفئات منعدمة الدخل فينخفض الفقر المدقع مؤقتاً في الأجل القصر، ويشير ذلك إلى أن أثر السياسة النقدية قد يختلف باختلاف مستوى الفقر وهو ما يتفق مع نتائج الدراسات السابقة وتوقع الدراسة.

وجدير بالذكر أن ((CA(-1), $RGDP_{P.C}$ (-1)) يؤديان إلى زيادة الفقر المدقع، بينما في السنة الثانية يخفضا الفقر، حيث يرتبط ((CA(-2), $RGDP_{P.C}$ (-2)) عكسياً بالفقر المدقع. ويعنى ذلك أن أثر صافي الصادرات ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي يحتاج لفترة أبطاء لممارسة أثره الايجابي على تخفيض الفقر المدقع، وهو أمر معقول نظرياً فزيادة صافي الصادرات تشجع على الاستثمار وزيادة التوظف بفترة إبطاء.

٤-٥-٢-١- معادلة متجه التكامل المشترك للنموذج الثاني:

تُبيِّن المعادلة التالية متجه التكامل المشترك بين متغيرات النموذج الثاني:

$$ECT_{t-1} = Pov_{1.9}(-1) - 265.86*M(-1) - 48.53*INF(-1) + 90.25*REX(-1) + 13.5*CA(-1) + 0.189\ RGDP_{p.c}(-1) - 1331.345$$

ويمكن منها اشتقاق معادلة الأجل الطويل لجوهانسن، على النحو التالي:

$Pov_{1.9}(-1)$ = 1331.35 + 265.86*M(-1) + 48.53*INF(-1) – 90.25*REX(-1) – 13.5* CA(-1) – 0.189 $RGDP_{p.c}$(-1)			
Standard errors:	(5.126)	(3.158)	(15.22)
	(5.957)	(0.004)	
t-statistics:	(51.87)	(15.37)	(5.93)
	(2.27)	(45.14)	

نستنتج من معادلة جوهانسن للعلاقة طويلة الأجل للنموذج المقترح أن:

١- جميع المتغيرات معنوية في الأجل الطويل حيث (t-statistics > 2).

٢- يرتبط عرض النقود ومعدل التضخم طردياً بالفقر المدقع في الأجل الطويل، فزيادة أي منهم ستؤدي لزيادة عدد الفقراء في الأجل الطويل بخطأ معياري (٥,٢١٦) و (٣,١٥٨) على الترتيب، ويتفق ذلك مع نتائج الدراسات السابقة والنظرية الاقتصادية، وجدير بالذكر أن عرض النقود والتضخم كانا يرتبطان عكسياً بعدد الفقراء في الأجل القصير، وتحول هذا الارتباط إلى طردياً في الأجل الطويل، ويتفق ذلك مع تأثيرهما على الفقر المعتدل في الأجل الطويل.

٣- يرتبط معدل الصرف الحقيقي ورصيد الحساب الجاري ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عكسياً بالفقر المدقع، فزيادة أي منهم ستؤدي لخفض عدد الفقراء بخطأ معياري (١٥,٢٢) و(٥,٩٥٧) و(٠,٠٠٤) علي الترتيب. ويتفق ذلك مع نتائج الدراسات السابقة.

٤- يكون عرض النقود في الأجل الطويل صاحب أكبر تأثير على عدد الفقراء يليه معدل الصرف الحقيقي ثم معدل التضخم ثم رصيد الميزان الجاري، بينما يكون أثر الناتج المحلي الحقيقي الأقل تأثيراً على عدد الفقراء.

٤-٥-٢-٢- اختبار جرانجر للسببية:

أكدت نتائج نموذج VECM وجود علاقة طويلة الأجل بين الفقر والمتغيرات المستقلة طبقً للنموذج الثاني المقترح من الدراسة، كما تبين وجود علاقة قصيرة الأجل ذات معنوية إحصائية بين الفقر المدقع وهذه المتغيرات إما بفترة أبطاء واحدة أو أثنين وهو ما اكدته نتائج اختبار (Wald test). وللتأكد من العلاقة الآنية الديناميكية (العلاقة قصيرة الأجل) والتعرف على ماهيتها، ستعتمد الدراسة على اختبار جرانجر للسببية لتحديد طبيعة هذه العلاقة، ويوضح الجدول رقم (١٢) نتائج هذا الاختبار، وتؤكد بيانات هذا الجدول عدم وجود علاقة سببية بين التضخم والفقر المدقع في الأجل القصير، ويتفق ذلك مع نتائج متجه تصحيح الخطأ فلم يكن التضخم معنوي احصائياً الا بفترتي ابطاء، وبمعنوية ١٠%.

جدول رقم (١٢) نتائج اختبار جرانجر للسببية

Null Hypothesis فرضية العدم	F-Stat	P-Value	القرار		
			فرضية العدم	علاقة أحادية	علاقة تبادلية
M does not Granger Cause $Pov_{1.9}$	8.826	0.001	رفض	توجد	توجد
$Pov_{1.9}$ does not Granger Cause M	2.009	0.157	قبول	لا توجد	
INF does not Granger Cause $Pov_{1.9}$	0.787	0.467	قبول	لا توجد	لا توجد
$Pov_{1.9}$ does not Granger Cause INF	0.240	0.789	قبول	لا توجد	
REX does not Granger Cause $Pov_{1.9}$	6.365	0.006	رفض	توجد	توجد
$Pov_{1.9}$ does not Granger Cause REX	3.632	0.043	رفض	توجد	
CA does not Granger Cause $Pov_{1.9}$	3.251	0.057	رفض*	توجد	لا توجد
$Pov_{1.9}$ does not Granger Cause CA	0.504	0.611	قبول	لا توجد	
$RGDP_{P.C}$ does not Granger Cause $Pov_{1.9}$	0.132	0.877	قبول	لا توجد	لا توجد
$Pov_{1.9}$ does not Granger Cause $RGDP_{P.C}$	4.115	0.030	رفض	توجد	

– **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews.

– * يتم رفض فرض العدم عند مستوى معنوية (٠,١)

كما تؤكد وجود علاقة سببية (تبادلية) بين الفقر ومعدل الصرف الحقيقي، فكل منهم يسبب الأخر ويَدْعمُ ذلك نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM حيث كانت معلمة معدل الصرف مبطأ بسنة معنوية إحصائياً، كما يؤكد وجود علاقة سببية تتجه من الفقر إلى معدل الصرف كأحد المتغيرات النقدية.

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

ويلاحظ من بيانات هذا الجدول أيضاً وجود علاقة سببية قصيرة الأجل (أحادية الاتجاه فقط) تتجه من عرض النقود ورصيد الحساب الجاري إلى الفقر المدقع، بينما تتجه من الفقر لنصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي، ويَدْعمُ ذلك نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM فقد كان كلاً منهم معنوي إحصائياً.

٤-٥-٢-٣- اختبار أثر الفقر على المتغيرات النقدية في النموذج الثاني:

بعد تقدير متجه تصحيح الخطأ للفقر المدقع وكل من عرض النقود ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي ورصيد الحساب الجاري (صافي الصادرات) كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي طبقاً للنموذج الثاني، حاولت الدراسة تقدير متجه تصحيح الخطأ بين متغيرات السياسة النقدية كلاً على حدي كمتغير تابع والفقر وباقي المتغيرات التفسيرية، وقد وجدت أن الفقر كمتغير مستقل يرتبط فقط بمعدل الصرف الحقيقي في الأجل الطويل. حيث كانت معلمة حد تصحيح الخطأ لمعدل التضخم سالبة ولكنها غير معنوية إحصائياً، بينما كانت موجبة بالنسبة لعرض النقود، ويوضح الجدول رقم (١٣) نتائج تقدير متجه تصحيح الخطأ لمعدل الصرف الحقيقي كمتغير تابع طبقاً للنموذج الثاني. ويلاحظ من بيانات هذا الجدول أنه:

أولاً: بالنسبة للأجل الطويل، كانت معلمة حد تصحيح الخطأ ECC (معامل سرعة التعديل) سالبة معنوية إحصائياً، ويدل ذلك على وجود علاقة طويلة الأجل بين الفقر المدقع ومعدل الصرف الحقيقي حيث بلغت سرعة التعديل طبقاً لإحصائية ECC ١٠,٣% .

ثانياً: بالنسبة للأجل القصير، كان أثر الفقر المدقع على معدل الصرف الحقيقي غير مستقر، فيؤثر سلباً على معدل الصرف الحقيقي بفترتي أبطاء ولكنة تأثير غير معنوي، ويكون تأثيره ايجابياً ومعنوي بفترة ابطأ واحدة طبقاً لنتائج اختبار (Wald test). ويؤكد ذلك نتائج اختبار جرانجر لسببية حيث وجدت الدراسة علاقة سببية ذات اتجاهين بين الفقر المدقع ومعدل الصرف الحقيقي.

ثالثاً: تواضع جودة النموذج إحصائياً، حيث بلغت القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة نحو ٦٨.٥% طبقاً لقيمة (R-squared)، وكانت (F-statistic) معنوية إحصائياً بدرجة ثقة ٩٠%، وعلى الرغم من خُلُوْ النموذج من الارتباط الذاتي بين قيم حد الخطأ العشوائي عبر الزمن طبقاً لإحصائية داربن واتسون، إلا أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي، وطبقاً لاختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج كان ضمن الحدود ولكنة متحيز للقيم الموجبه، كما يوضح الشكل رقم (٢) و (٣).

جدول رقم (١٣) نموذج متجه تصحيح الخطأ للنموذج الثاني

المتغير التابع: معدل الصرف الحقيقي

المتغير التابع (Pov_0)	Coe.	Std. Error	t-statistic	P-Value	Wald test df=1	
					Chi-stat	P-Value
ECC	-0.103	0.035	-2.984	0.011		
D (REX(-1))	-0.105	0.340	-0.308	0.763	0.0948	0.758
D (REX(-2))	-0.376	0.289	-1.303	0.215	1.6973	0.193
D (M(-1))	-0.188	0.088	-2.133	0.053	1.9000	0.168
D (M(-2))	-0.067	0.060	-1.112	0.286	1.7459	0.186
D (INF(-1))	-0.083	0.060	-1.378	0.191	4.5480	0.033
D (INF(-2))	-0.06	0.045	-1.321	0.209	1.2371	0.266
D (CA(-1))	-0.042	0.128	-0.325	0.750	0.9993	0.318
D (CA(-2))	-0.099	0.150	-0.660	0.521	0.4926	0.483
D ($RGDP_{P.C}$(-1))	0.0004	0.000	2.230	0.044	0.1058	0.745

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

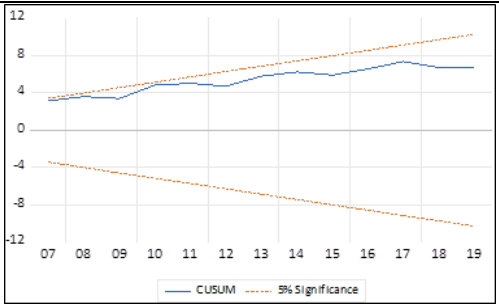
D ($RGDP_{P.C}$(-2))	0.00001	0.000	0.034	0.974	0.4358	0.509
D ($Pov_{1.9}$(-1))	0.0003	0.000	1.000	0.336	4.9728	0.026
D ($Pov_{1.9}$(-2))	-0.0001	0.000	-0.702	0.495	0.0011	0.973
C	-0.618	0.287	-2.156	0.050		

معامل التحديد	R-squared	0.685
معامل التحديد المعدل	Adj. R-squared	0.37
معنوية النموذج المقدر	F-statistic	2.18
	Prob(F-statistic)	0.087
معامل داربن واتسون	Durbin-Watson stat	2.22
اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي **Residual Normality Tests**	Jarque-Bera df=2	16.84
	Prob.	0.000
اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**	Obs*R^2 (Chi-stat)	3.95
	P-Value	0.139
اختبار تجانس التباين للبواقي **Heteroskedasticity Test: ARCH**	Obs*R^2 (Chi-stat)	2.188
	P-Value	0.139
الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج **Stability of Regression Model Test (CUSUM)**	CUSUM	ضمن الحدود

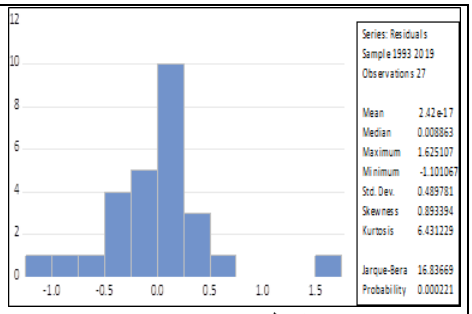
- **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews
- تشير الخلايا باللون الغامق إلى عدم معنوية المعلمة المقابلة لها.

رابعاً: تشير معادلة متجه تصحيح الخطأ أن الفقر المدقع يكون له تأثيراً سلبياً ومعنوي إحصائياً على معدل الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، ويتفق ذلك مع توقع الدراسة فزيادة الفقر تخفض الطلب الكلي ومنه الطلب على الواردات فينخفض سعر الصرف الاسمي ومعدل الصرف الحقيقي.

REX(-1) = 14.75 + 2.95*M (-1) + 0.538*INF (-1) – 0.15*CA(-1) – 0.002 $GDP_{p.c}$ (-1) – 0.011*$Pov_{1.9}$ (-1)				
Standard errors:	(0.06)	(0.041)	(0.051)	(0.0001) (0.0002)
t-statistics:	(48.89)	(13.069)	(-2.93)	(-32.78) (50.45)



شكل رقم (٤)



شكل رقم (٣)

International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

ولتقدير أثر الفقر المدقع على معدل التضخم وعرض النقود قامت الدراسة باختبار أثر الفقر منفرداً على كل منهم طبقاً للدوال التالية، ويلخص الجدول رقم (١٤) نتائج هذا التقدير:

$$M = f(Pov_0) \qquad Inf = f(Pov_0)$$

ويلاحظ من بيانات هذا الجدول أنه:

أولاً: بالنسبة للأجل الطويل، كانت معلمة حد تصحيح الخطأ ECC (معامل سرعة التعديل) سالبة معنوية إحصائياً لعرض النقود ومعدل التضخم، بدرجة ثقة ٩٩%، ٩٠%على الترتيب، ويدل ذلك على وجود علاقة طويلة الأجل بين الفقر المدقع كمتغير مستقل وعرض النقود ومعدل التضخم كمتغيرين تابعين.

ثانياً بالنسبة للأجل القصير، وجدت الدراسة أن الفقر المدقع يرتبط طردياً بعلاقة غير معنوية إحصائياً بالتضخم وعرض النقود، سواء بفترة ابطاء واحدة أو أثنين ويدعم ذلك نتائج اختبار جرانجر لسببية للنموذج الثاني، حيث وُجِدَت علاقة ذات أتجاه واحد من عرض النقود إلى الفقر، ولم تجد سببية بين التضخم والفقر.

ثالثاً: تشير معادلة متجه التكامل لعرض النقود ومعدل التضخم أن الفقر المدقع يرتبط عكسياً بعلاقة معنوية إحصائياً بالتضخم وعرض النقود في الأجل الطويل، فزيادة عدد السكان تحت خط الفقر المدقع ستؤدي إلى خفض معدل التضخم وعرض النقود، ويتفق ذلك مع توقع الدراسة فزيادة عدد الفقراء يعنى انخفاض الاستهلاك وتراجع الطلب الكلي، وانكماش الأسعار، كما أن زيادة عدد الفقراء يصحبه انخفاض في الطلب على النقود فيستجيب عرض النقود لهذا الانخفاض للحفاظ على توازن معدل الفائدة.

جدول رقم (١٤): متجه تصحيح الخطأ لمعدل التضخم وعرض النقود الفقر متغير مستقل وحيد

Cointegrating Eq: Coint Eq1			
		M	INF **
$POV_0(-1)$	Coefficient	0.005	0.0124
	Standard errors	0.0016	0.0057
	t-statistics in	3.1256	2.1764
Error Correction:			
ECC	Coefficient	-0.6193	-0.1253
	Standard errors	0.1589	0.0647
	t-statistics in	-3.8985	-1.9363
$POV_0(-1)$	Coefficient	0.0021	0.0008
	Standard errors	0.0015	0.0015
	t-statistics in	1.38391	0.5181
$POV_0(-2)$	Coefficient	0.0003	0.0011
	Standard errors	0.0014	0.0013
	t-statistics in	0.2426	0.8461
R-squared		0.554308	0.262355
Adj. R-squared		0.448191	0.086725
F-statistic		5.223557	1.493794
Prob(F-statistic)		0.002859	0.234126
Durbin-Watson stat		1.932358	2.131654

- **المصدر**: إعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews
- * معنوى إحصائياً عن ١٠%.

٥- الخلاصة:

تستهدف الدراسة اختبار العلاقة بين المتغيرات النقدية والفقر في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٩). وذلك من خلال بناء نموذجين لتحديد اتجاه هذه العلاقة والعوامل المؤثرة فيها، باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، وقد انتهت الدراسة إلي أن متغيرات السياسة النقدية يكون لها تأثير على الفقر المعتدل والمدقع ويتباين هذا التأثير عبر الزمن ومستوى الفقر.

ففي الأجل الطويل، يكون تأثير عرض النقود ومعدل التضخم سلبياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المعتدل والمدقع، ويكون تأثير صافي الائتمان سلبياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المعتدل، بينما يكون تأثير معدل الصرف الحقيقي إيجابياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المعتدل والمدقع، أما باقي المتغيرات غير معنوية.

أما في الأجل القصير، يكون تأثير عرض النقود ومعدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي إيجابياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المدقع، بينما يكون تأثير عرض النقود سلبياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المعتدل، ويكون تأثير معدل الفائدة وصافي الائتمان إيجابياً ومعنوي إحصائياً على الفقر المعتدل. وبالتالي يجب على صانع السياسة النقدية التركيز على الاثار طويلة الأجل للسياسة النقدية، من خلال احتواء التضخم واستقرار معدل الصرف لتحسين ظروف الفقراء في الأجل الطويل، مما قد يسهم في خفض الإنفاق العام وضبط أوضاع المالية العامة.

وفيما يخص أثر الفقر المعتدل والمدقع كمتغيرات مستقله فقد وجدت الدراسة تأثير معنوي إحصائياً **للفقر المعتدل** على معدل التضخم ومعدل الفائدة ومعدل الصرف الحقيقي، ويكون هذا التأثير سلبياً في الأجل القصير وإيجابياً في الأجل الطويل. بينما كان تأثير **الفقر المدقع** إيجابياً ومعنوي إحصائياً على معدل التضخم وعرض النقود ومعدل الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، وإيجابياً ومعنوي إحصائياً على معدل الصرف الحقيقي فقط في الأجل القصير.

لذلك توصي الدراسة بأنه:

١- يجب عند تصميم استراتيجية الحد من الفقر التركيز على ريف الوجه القبلي والمحافظات الحدودية باعتبارها مناطق تركز الفقر في مصر، على أن تقوم هذه الاستراتيجيات على التنسيق التام والواضح بين المجتمع المدني والدولة والفقراء، مع التوسع في الدعم المشروط بتحسن مستويات رأس المال البشري للفقراء، لتخفيف أثار الفقر متعدد الأبعاد على هذه المناطق والحد من انتشار الفقر في الأجل الطويل.

٢- يجب أن تستهدف الدولة وجميع مؤسساتها الحد من الفقر، فقد اثبتت التجارب الدولة أن النمو الاقتصادي وحدة غير كاف للحد من الفقر، وقد يكون من المناسب قيام البنك المركزي المصري بحث مدي جدوي استهداف الناتج المحلي الأسمى كهدف وسيط يتح له استهداف الناتج الحقيقي والمستوى العام للأسعار لضمان مستوى مستقر من الرفاهية الاقتصادية.

٣- يجب على صانع السياسة النقدية الأ يغتر بأثارها الإيجابية قصير الأجل، ويركز على الآثار التوزيعية طويلة الأجل للسياسة النقدية إذا أراد المساهمة في حل مشكلة الفقر في مصر، مما قد يساهم في خفض مخصصات الدعم وترشيد الإنفاق العام وبالتالي ضبط أوضاع المالية العامة.

قائمة المراجع

أولاً: المراجع باللغة العربية:

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (٢٠١٥). "بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك ٢٠١٥". **بحث الدخل والإنفاق من المجلد الأول إلى المجلد الخامس**، القاهرة، مصر.

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، (٢٠١٩). "**أهم مؤشرات بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك ٢٠١٧/٢٠١٨**". القاهرة، مصر.

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، (٢٠١٩). بحث الدخل والإنفاق والاستهلاك ٢٠١٧/١٨. **بحث الدخل والإنفاق من المجلد الأول إلى المجلد الخامس**، القاهرة، مصر.

أحمد، مصطفى. (٢٠١١). **"الفقر فى ظل العولمة : دراسة تطبيقية على الدول المتقدمة والنامية ودول العالم الثالث"**. جامعة المنصورة، الدار الجامعية، مصر. ٢٠١١/٢٠١٠.

شراز، محمد بن صالح. (٢٠١١). "أسباب الفقر والاتجاهات نحو الفقراء". **مجلة أم القرى للعلوم الاجتماعية**، المجلد الثالث، العدد الأول ، يناير ٢٠١١.

نور الدين، جهاد أحمد. (٢٠٢٠)."دور السياسة النقدية في الحد من ظاهرة الفقر في مصر خلال الفترة من ١٩٩١ إلى ٢٠١٨". **مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية**. المجلد (٥٧)، العدد الثاني، إبريل ٢٠٢٠. ١٣٢ - ١٧٢.

ثانيا: المراجع باللغة الإنجليزية:

Agénor, P-R. (2005) The Macroeconomics of Poverty Reduction, **The Manchester School** 73 (4), 369–434.

Ames, B., et al, (2001) Macroeconomic Policy and Poverty Reduction, **International Monetary Fund and the World Bank**: Washington.

Arltová, M. and Fedorová, D. (2016). Selection of Unit Root Test on the Basis of Length of the Time Series and Value of AR(1) Parameter. **Statistika - Statistics and Economics Journal**. 96. 47-64.

Arnott, R. (1997). "Economic Theory and The Spatial Mismatch Hypothesis". **Urban Studies Journal Limited,** vol. 35, No. 7, (Jul, 1998), PP.1171-1185.

Azis, I. (2008). "Macroeconomic Policy and Poverty". Discussion Paper, No. 111, **Asian Development Bank Institute (ADBI)**

Bradshaw, T. K. (2006) "Theories of Poverty and Anti-Poverty Programs in Community Development". **Working Paper** No. 06-05, Rural Poverty Research Center.

Chambers, R. (2006). "Poverty in Focus: What is Poverty? Concepts and measures". International Poverty Centre, **United Nations Development Programme.** December 2006

David, E.(1970). "Poverty Theories and Income Maintenance Validity", **InstiInstitute for Research on Poverty.** University of Wisconsin.

Ding, Y. (2009). "The International Poverty Trap". **Environment and Development,** Volume 1, 2009, PP 252-265.

Duncan, G. J. (1984). "Years of Poverty, Years of Plenty". **Journal of Economic Issues,** Volume 19, Issue 3.

Cardoso, E. 1992. "Inflation and Poverty," NBER Working Papers 4006, **National Bureau of Economic Research**.

Fielding, D. (2004). How Does Monetary Policy Affect the Poor? Evidence from the West African Economic and Monetary Union. **Journal of African Economies**. 13. 563-593.

Gajdosikienë, I. (2004). "Oscar Lewis' Culture of Poverty". Sociologija mintis ir veiksmas, **KU Sociologijos katedra,** Issue 1, ISSN 1392-3358.

George, H. (2006). "Progress and Poverty". **Robert Schalkenbach Foundation,** Madison Avenue Suite, New York.

Ihlanfeldt, K. R. and Sjoquist, D. L. (1998) "The Spatial Mismatch Hypothesis". **Housing Policy Debate**, Vol. 9, Issue 4.

James Heintz and Gerald Epstein, 2006. "Monetary Policy and Financial Sector Reform For Employment Creation and Poverty Reduction in Ghana," Working Papers wp113, **Political Economy Research Institute**, University of Massachusetts at Amherst.

Johansen, S. R. (1994). The Role of The Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables. **Econometric reviews**, 13(2), pp. 205-229.

Jordan, G. (2004). "The Causes of Poverty - Cultural vs. Structural". **Springer-Verlag Berlin Heidelberg**, New York Dordrecht London.

Kain, J. F. (1964). "The Effect of The Ghetto on The Distribution and Level of Non-white Employment in Urban Areas". Social Statistics Section, **American Statistical Association**, PP. 260-296.

Kain, J. F. (1968). "Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization". **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 82, No. 2 (May, 1968), PP. 175-197.

Keynes, J. M. (1936), "**The General Theory of Employment, Interest and Money**", Macmillan, London, UK.

Magboul, M. B. (2004). "**The Role of Amanah Ikhtiar Malaysia (AIM) in poverty radication in Malaysia: lessons for Sudan",** University of Malaya, Kuala Lumpur.

Mckinley, T. (2004). "Economic Policies for Growth and Poverty Reduction: PRSPs, Neoliberal Conditionalities and 'Post-Consensus' Alternatives". **International Development Economics Associates**, Jawaharlal Nehru Universty, New Delhi.

Nathaniel, O. A. and Joseph, L. A. (2014). "Globalized Poverty and Environment 21st Century Challenges and Innovative Solutions". **Springer-Verlag Berlin Heidelberg**, New York Dordrecht London.

Nurkse, R. (1953). "**Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries"**. New York: Oxford University Press.

Oscar, L. (1966). "The Culture of Poverty". **Journal of Scientific American,** Vol. 215, No. 4 (October 1966), pp. 19-25.

Philip, E. D. and Miguel S. (2014). "A Review of the Economic Theories of Poverty". National Institute of Economic and Social Research, **Discussion Paper** No. 435, August 2014

Sameti, M. et al, (2012). "Theories of Poverty: A Comparative Analysis". **Journal of Business and Management Review** Vol. 1, No.6; February 2012.

Siti, R. et al, (2013). "Vicious Circle Analysis of Poverty and Entrepreneurship". **Journal of Business and Management**, Vol. 7, Issue 1 (Jan. - Feb. 2013), PP 33-46.

Smith, A. (1776). "An Inquiry into The Nature and Causes of the Wealth of Nations". **Metalibri Digital Library**, 29th May 2007.

Spicker, P. et al, (2006). "**Poverty: An International Glossary**". Zed Books Ltd, Cynthia Street, London, UK. 2ed.

Townsend, P. (1979). "**Poverty in the United Kingdom**". Penguin Books, Madison Avenue, New York.

Urdal, H. (2005). "People vs. Malthus: Population Pressure, Environmental Degradation, and Armed Conflict Revisited". **Journal of Peace Research**, vol. 42, no. 4, PP. 417–434.

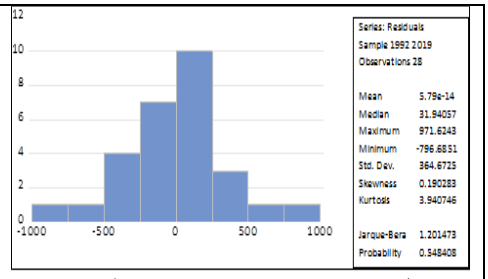
World Bank. (2001). "**World Development Report 2001: Attacking Poverty**". Oxford University Press, Published for the World Bank.

World Bank. (2017). "**Monitoring Global Poverty: report of the commission on global poverty**". Washington, DC: World Bank.

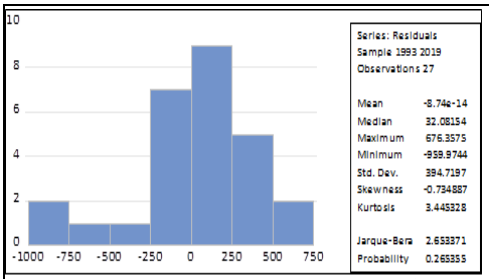
International Journal of Accounting and Management Sciences
ISSN: 2832-8175 (Special Issue – Arabic - September 2022)
https://scipubhouse.com/?page_id=1035

الملحق

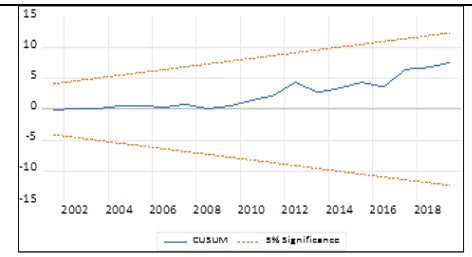
المتغير	طريقة الحساب
Pov_0	متوسط نصيب الفرد من الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي × [(١- (معدل التضخم / 100)] × [(١- (معامل جني / 100)]
$Pov_{1.9}$	نسبة السكان الذين يعيشون بأقل من ١.٩ $/يوم × عدد السكان
Rex	معدل الصرف الاسمي × (المؤشر العام الأسعار المستهلكين في الولايات المتحدة الأمريكية / المؤشر العام الأسعار المستهلكين في مصر)
$RGDP_{P.C}$	متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي × ١- (معامل التضخم / 100)
NDC	صافي الائتمان الممنوح الاقتصاد / الناتج المحلي الإجمالي



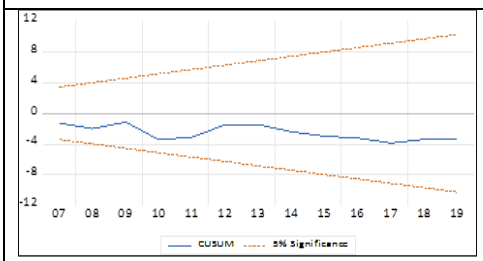
شكل رقم (١) توزيع بواقي النموذج الأول



شكل رقم (٣) توزيع بواقي النموذج الثاني



شكل رقم (٢): نتائج اختبار (CUSUM) للاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج الأول



شكل رقم (٤): نتائج اختبار (CUSUM) للاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج الثاني