

محددات الفقر في 11 دولة نامية مختارة، تحليل ديناميكي باستخدام البيانات اللوحية خلال المدة 2000 - 2020

Determints of Poverty in (11) Selected Developing Countries: Dynamic Panel Data Analysis During Period(2000-2020)

أ.د. صابر بيرداود عثمان /المشرف

سلوى بايز كريم /الباحث

Saber Pirdawd Othman

Salwa bayz kareem

saber.othmn@su.edu.krd

Salwa.kareem@su.edu.kr

كلية الادارة والاقتصاد/جامعة صلاح الدين-اربيل

الكلمات الرئيسية: الدول النامية، المحددات الفقر، البيانات اللوحية، نماذج (Panel ARDL)، تكامل مشترك.

Keywords: Developing Countries, Determints of Poverty, Panel Data, (Panel ARDL) Models, Cointegration.

المستخلص

يهدف تشخيص العوامل المؤثرة في الفقر في (11) دولة نامية مختارة خلال المدة (2000-2020)، تم إجراء إنحداراً لنسبة الفقر (pov)، باعتبارها متغيراً تابعاً على (7) متغيرات توضيحية مؤثرة فيه لعينة البحث باستخدام ثلاثة نماذج ديناميكية مشتقة من طريقة الإنحدار الذاتي ذات التوزيعات المتخلفة (ARDL) وباستخدام (PanelData)، وهي نموذج متوسط المجموعة (MG) ونموذج متوسط المجموعة المدمجة (PMG) ونموذج التأثيرات الثابتة الديناميكي (DFE). بعد ذلك تم إخضاع النموذج المختار لمعايير نظرية، إحصائية وقياسية لتحليل وتقييم النتائج المتحصل عليها. فقد تبين بأن لكل من: الأنفتاح التجاري، مؤشر التنمية البشرية، النمو الاقتصادي ومؤشر العولمة تأثير إيجابي في الحد من انتشار الفقر في الفترة الطويلة الأجل. أي أن هذه المحددات تساهم في تخفيض الفقر، في حين أظهرت النتائج بأن كل من المحددات: معامل جيني للتفاوت في توزيع الدخل، مؤشر عدم الأستقرار السياسي ومؤشر السيطرة على الفساد تأثير سلبي في إنتشار الفقر، أي أنها تساهم في إرتفاع معدل إنتشار الفقر لعينة الدراسة. قيمة معامل التحديد (R^2) تشير إلى أن حوالي 63% من التغيرات الحاصلة في الفقر لعينة الدراسة تعزى إلى المحددات المتضمنة في النموذج المقدر.

Abstract

In order to identify the causes of poverty in 11 particular developing nations between 2000 and 2020, calculating a regression for the research sample's poverty rate (pov) using seven explanatory variables as its dependent variables. using three dynamic models the Group Mean Model (MG), the Combined Group Mean Model (PMG), and the Dynamic Static Effects (DFE) that were created using the Autoregressive Backward Distributions (ARDL) technique and Panel Data. The chosen model was then put through theoretical, statistical and economic analysis, and the outcomes were evaluated. Trade openness, the human development index, and economic growth were each determined to be significant Long term, globalization contributes to a decrease in poverty. In other words, while the results indicated that each of the determinants Gini

coefficient of income inequality and non-existence index contributes to the alleviation of poverty Political stability and the index of corruption control have a detrimental effect on the expansion of poverty, causing the rate to increase The value of the determination coefficient (R^2) indicates that about 63% of the changes in poverty for the study sample are attributed to Parameters included in the estimated model.

المقدمة

تمهيد: يعد الفقر من الظواهر التي لها أبعاداً اقتصادية اجتماعية أو سياسية خطيرة. لذا، مما لا شك فيه بأن تقليل الفقر أو الحد منه هدف لا تختلف حوله المجتمعات والدول وكذلك المنظمات الدولية العاملة في مجال التنمية. وفي هذا السياق لقد حاول العالم بمؤسساته ومنظماته المختلفة مكافحة الفقر ولكن جل المحاولات باءت بالفشل إلى حد الآن. لقد أصبحت ظاهرة الفقر ظاهرة عالمية تعاني منها معظم دول العالم لا سيما الدول النامية التي ما زالت غير قادرة على التخلص من هذه المشكلة من خلال السياسات الاقتصادية التقليدية التي تنتهجها. ويتخذ الفقر عدة أشكال على اختلاف درجة تطور الدولة أو المجتمع الذي ينتشر فيه، حيث يظهر في المجتمعات النامية في أشكال الجوع والافتقار إلى الأصول وأسباب العيش والبطالة والأمية والأمراض ونقص الخدمات الصحية وانعدام المياه الصالحة للشرب وشبكة الصرف الصحي، أما في البلدان المتقدمة فإنه يفصح عن نفسه في أشكال الاستبعاد الاجتماعي وتزايد البطالة وتدني الأجور. وباختصار للفقر آثار ضارة تزداد حدة بزيادة انتشار الفقر وزيادة حدته، لذا الكل مهتم به ويعمل على التخفيض من حدته وفقاً لما متاح له من الإمكانيات، ولو اختلفت مستويات الاهتمام.

أهمية البحث: أهمية البحث نابعة أصلاً من أهمية ظاهرة الفقر التي تشغل بال معظم الدول مهما كانت مراحل تقدمها وتهتم بها مما للظاهرة من أبعاد متعددة وخطيرة. عليه فأن تقدير وتحليل محددات الفقر خلال تقدير النماذج القياسية الملائمة يساعدنا في الحصول على مؤشرات خاصة بالعلاقة بين الفقر ومحدداته، بحيث تساعد أصحاب القرار على وضع خطط وبرامج هادفة إلى الحد من انتشار الفقر فضلاً عن مساعدة الجهات ذات العلاقة على تقييم ومتابعة البرامج الهادفة إلى مكافحة الفقر.

مشكلة البحث: المشكلة الرئيسية لأية دراسة خاصة بتحليل الفقر، بضمنها الدراسة الحالية، هي أن ظاهرة الفقر بحد ذاتها تعد مشكلة لها انعكاسات اقتصادية، اجتماعية وحتى سياسية خطيرة، فضلاً عن أن لها أبعاد إنسانية خاصة بحرمان شريحة اجتماعية قد تكون واسعة، من الحصول على الحد الأدنى من المستلزمات المعيشية، التي تعد حقاً من حقوقها الطبيعية، وفقاً لكل الأعراف والقيم السماوية والقيم الوضعية التقدمية. ولأجل ذلك تحاول هذه الدراسة التعرف على مشكلة الفقر وتحليلها من خلال معرفة العوامل المؤثرة عليها، وبذلك تمت صياغة مشكلة البحث كالآتي:

- 1- هل تساهم محددات الفقر في تقليص او زيادة نسبة الفقر في البلدان المختارة ؟
- 2- هل توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من الفقر ومحدداته ؟

أهداف البحث: الهدف الرئيسي للبحث هو تحديد وتحليل بعض العوامل المؤثرة في الفقر لمعرفة العلاقة بين الفقر مع هذه العوامل. وينبثق من هذا الهدف الأهداف الثانوية الآتية.

- 1- توفيق نموذج قياسي خاص لتحديد أهم العوامل المؤثرة في الفقر.

2- عموماً، الهدف العام من تقدير النماذج القياسية الخاصة بتحليل الفقر، هو الحصول على مؤشرات كمية لطبيعة العلاقة بين الفقر ومحدداته. ومدى تأثير هذه المحددات كل على حدة في الفقر، وذلك للاستعانة بها من قبل أصحاب القرار عند وضع البرامج الخاصة بمكافحة الفقر.

3- التوصل إلى أفضل نموذج قياسي لمحددات الفقر وذلك بالاستعانة بالمعايير النظرية، الإحصائية والقياسية المألوفة، فضلاً عن المعايير الخاصة بتوفيق نماذج قياسية خاصة باستخدام البيانات اللوحية (pd).

4- ان الهدف من التحليل الديناميكي للفقر هو معرفة مدى إستجابة التغيرات الحاصلة في الفقر جراء التغيرات الحاصلة في محددهاته ذاتها لكل من الفترتين القصيرة الأجل (SR) والطويلة الأجل (LR).

فرضية البحث: لكل من معامل جيني للتفاوت في توزيع الدخل (gini) وعدم الاستقرار السياسي (d_1) تأثيراً سلبياً في إنتشار الفقر، بينما لأربعة من محددهات الفقر وهي: الأنتفاخ التجاري (open) مؤشر التنمية البشرية (hdi)، السيطرة على الفساد (contcor) والنمو الأقتصادي (gw) تأثيرات إيجابية في تخفيض الفقر. ولا يوجد توقع محدد، بالتالي فرضية محددة حول تأثير العولمة (glob) في إنتشار الفقر للعينة موضوع الدراسة. فضلاً عما ذكر، توجد فرضية إضافية وهي وجود علاقة تكامل مشترك، أي العلاقة التوازنية للفترة الطويلة الأجل بين الفقر ومحدداته.

منهجية البحث: لقد اعتمد البحث المنهج الكمي (القياسي) المتمثل بتقدير نماذج الإنحدار الذاتي ذات التوزيعات المتخلفة (ARDL) الديناميكي وبأستخدام (Panal Data) لإنجاز هذه الدراسة وبالاعتماد على البرامج الإحصائية (Eviews 12) و (Stata17).

حدود البحث: إنحصر البحث بـ (11) دولة نامية مختارة وهي: (أفغانستان ، الأرجنتين ، بنغلاديش الهند، جمهورية إيران الإسلامية، العراق، باكستان، بيرو، الجمهورية العربية السورية، تركيا الجمهورية اليمنية)، تم إختيار عينة الدراسة بالإعتماد على توفر البيانات عنها. وقد تم الحصول على البيانات التي اعتمدها الدراسة من قاعدة البيانات لكل من: صندوق النقد الدولي، البنك الدولي. كما غطي البحث المدة الزمنية (2000 - 2020)

هيكلية البحث: تضمن البحث محورين، تناول الأول: الصياغة القياسية للنموذج المقدر، والمحور الثاني، تضمن إختيار النموذج وتفسير نتائج النماذج القياسية المقدر.

المحور الأول، الطريقة والأدوات المستخدمة: سيتم في هذا لبند إستعراض الصياغة القياسية المستخدمة لتحليل محددهات الفقر، مع تحديد المتغيرات المتضمنة في النموذج القياسي المقدر.

◆ **الصياغة القياسية للنموذج المقدر:** بعد ان يتم تحديد المتغيرات المتضمنة في النموذج القياسي الذي يتم تقديره، كما هي مستعرضة في أدناه يمكن صياغة معادلة (ARDL) بأعتبارها نموذج تعديل الخطأ غير المقيد (UECM) Unrestricted Error Correction Model للفترتين القصيرة والطويلة الأجل وفقاً للصيغة الأتية (Bildirici, and Fulya,2016), (Nosier,2012:232), (Sulaiman, and Abdul-Rahim,2020)

$Pov = f (gini, open, hdi, contcor, gw, glob, d_1)$

$$\Delta pov_{it} = a_0 + a_i + B_1 pov_{it-1} + B_2 gini_{it-1} + B_3 open_{it-1} + B_4 hdi_{it-1} + B_5 contcor_{it-1} + B_6 gw_{it-1} + B_7 glob_{it-1} + B_8 D_1 + \sum_{j=1}^p \gamma_1 \Delta gini_{it-j} +$$

$$\sum_{j=1}^p \gamma_2 \Delta open_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_3 \Delta hdi_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_4 \Delta contcor_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_5 \Delta gw_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_6 \Delta glob_{it-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma_{ij} \Delta pov_{it-j} + \theta_i ECT_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن الرموز: $i = 1, 2, \dots, 11$ دولة مشمولة بالدراسة، $t = 2000, 2001, \dots$ إلى 2020 وهي الفترة التي غطتها الدراسة الحالية البالغة (21) سنة. Pov: مثل نسبة السكان الواقعين في الفقر المطلق إلى إجمالي عدد السكان كنسبة مئوية من إجمالي السكان في الدولة المشمولة بالدراسة. المتغير التابع Δpov : وهو الذي يمثل التغير الحاصل في نسبة الفقر.

◆ a_0 : تمثل الحد الثابت، a_i : يشير إلى التأثيرات الفردية الخاصة بوحدة المقطع العرضي (c.s) المشمولة بالدراسة وهي ثابتة لا تتغير عبر الزمن.

◆ ε_{it} يمثل حد الخطأ العشوائي، وهو يشمل جميع المتغيرات الأخرى غير داخلية في النموذج والتي لها تأثير في الفقر

◆ $B_1, B_2, B_3, B_4, B_5, B_6, B_7$: تمثل معاملات العلاقة في الآجل القصير أي مسؤولة عن وجود العلاقة قصيرة الآجل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

◆ $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6, \gamma_7$: تمثل معاملات العلاقة في الآجل الطويل.

◆ ECT: حد تعديل الخطأ، Error Correction Term

p, q : عدد التخلفات الحاصلة في المتغير التابع والمتغيرات التوضيحية على التوالي.

◆ المتغيرات التوضيحية المحددات: أدناه إستعراض للمتغيرات التوضيحية (أي المحددات) التي تضمنتها النماذج القياسية المقدره مع الإشارة إلى وحدات قياسها والتوقعات المسبقة للدراسة حول علاقتها بالمتغير التابع

◆ معامل جيني، لقياس التفاوت في توزيع الدخل ويرمز له بالرمز (gini)، ويتوقع أن يرتبط بعلاقة طردية مع معدل الفقر، إذا كان توزيع منافع النمو الاقتصادي لصالح الفقير أو على الأقل ليس ضده. إذ أن إنخفاض التفاوت يقلل من نسبة الفقر. علماً بأن قيمة المؤشر تتراوح بين الصفر والواحد الصحيح.

◆ مؤشر الانفتاح التجاري، المقاس بمتوسط مجموع الصادرات والواردات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي ويرمز له بالرمز (open)، ويتوقع أن يرتبط بعلاقة عكسية مع معدل الفقر.

◆ مؤشر التنمية البشرية، ويرمز له بالرمز (hdi)، ويتوقع أن يرتبط بعلاقة عكسية مع معدل الفقر وتتراوح قيمته بين الصفر (0.0) والواحد الصحيح (1).

◆ مؤشر السيطرة على الفساد، ويرمز له بالرمز (contcor)، ويتوقع أن يرتبط بعلاقة عكسية مع معدل الفقر، وتتراوح قيمته بين (-2.5) و (2.5).

◆ معدل النمو السنوي الاقتصادي، المتمثل بمعدل التغير السنوي لنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي ويرمز له بالرمز (gw)، ويتوقع أن يرتبط بعلاقة عكسية مع معدل الفقر.

◆ مؤشر العولمة الاقتصادية، يرمز له بالرمز (glob)، وتتراوح قيمته بين (0 - 100)، حيث الأقتراب من (100) يعني درجة عالية من العولمة الاقتصادية. ويتوقع أن يرتبط بعلاقة طردية مع معدل الفقر.

◆ $d_1 = 0$: متغير وهمي يعبر عن الأستقرار السياسي و $d_1 = 1$ بخلاف ذلك، أي في حالة عدم الأستقرار السياسي.

المحور الثاني، إختيار النموذج وتفسير نتائج النماذج القياسية المقدره

تمهيد: قبل إستعراض نتائج التقدير لمحددات الفقر لعينة الدراسة وباستخدام البيانات اللوحية (Panel Data) مما يستلزم التعامل معها بشكل مختلف عن التعامل الخاص مع بيانات المقطع العرضي أو مع بيانات السلاسل الزمنية لوحدهما. فبالرغم عن وجود طرق عديدة لتقدير النماذج القياسية الخاصة بها. قامت الدراسة الحالية بإختيار وتقدير النموذج القياسي المسمى بنموذج الإنحدار الذاتي ذات التوزيعات المتخلفة Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) وذلك لإشتقاق ما يسمى بـ نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Mode (ECM)، الذي يسمح بدوره باشتقاق ثلاثة نماذج فرعية منهما وهي نموذج متوسط المجموعة المدمجة (PMG) Mean Group Pooled، نموذج متوسط المجموعة (MG) Mean Group و نموذج التأثيرات الثابتة الديناميكي (DFE) Dynamic Fixed Effect، بعد ذلك تم إختيار أفضل نموذج وهو (DFE)، وفقاً لما يسمى بإختبار (Hausman). وتم تحليله على ضوء المعايير النظرية، الإحصائية والقياسية المعروفة. من الجدير بالذكر بأنه يوجد العديد من النماذج الديناميكية المستخدمة في التحليلات الاقتصادية، لا يجوز إختيار أحدها إعتباطاً، بل الأمر يتطلب تفحص سلوك المتغيرات المستخدمة في التحليل وتحديد الهدف من التحليل، لا سيما فيما يتعلق الأمر بمدى إستقرارية المتغيرات المستخدمة وتكاملها مع بعضها قبل تقدير النماذج القياسية. عليه الأمر يستلزم أولاً، إجراء كل من ما يسمى بإختبار جذر الوحدة (UR) والتكامل المشترك (CI).

اولاً: إختبار جذر الوحدة (UR) Test Root: بالنظر إلى النتائج المستعرضة في الجدول (1) أدناه تبين من إختبار (ADF) بأن جميع المتغيرات التوضيحية المستخدمة لتقدير النموذج القياسي لعينة الدراسة هي غير مستقرة عند المستوى، سواء تضمن الإختبار المقدار الثابت (intercept) أو بدونه وسواء تضمن الإختبار متغير الاتجاه (t) أو بدونه وسواء تضمن الإختبار إثناهما أم بدونهما. كما تبين من الجدول المذكور في أعلاه، بأن المتغيرات نفسها تصبح مستقرة بعد أخذ الفرق الأول لهذه المتغيرات مما يعني بأنها متكاملة من الدرجة الأولى. أما المتغير التابع (الفقر)، فأظهرت نتائج الإختبار سكونه عند المستوى، أي أنها متكاملة من (0)، بعد دراسة درجة تكامل المتغيرات والتي هي مزيج بين (0) و (1) عليه، فإن الإختبار يساعد على إختيار الطريقة المناسبة لتقدير النموذج القياسي الخاص بمحددات الفقر.

جدول (1) إختبار جذر الوحدة لبيانات البائس لنموذج الفقر باستخدام (ADF)

Series	Fisher Dickey-Fuller At Level			Fisher Dickey-Fuller At first Difference		
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None
Pov	44.3944	75.8972	48.2763	-	-	-
Prob	0.0032	0.0000	0.0010	-	-	-
Gw	164.308	154.906	18.7561	364.835	469.121	963.829
Prob	0.0000	0.0000	0.6603	0.0000	0.0000	0.0000
Gini	29.9452	55.5455	17.5949	140.208	351.439	168.777
Prob	0.1198	0.0001	0.7297	0.0000	0.0000	0.0000
Glob	53.1951	29.8612	53.1951	668.569	668.569	668.569
Prob	0.0001	0.1219	0.9989	0.0000	0.0000	0.0000
Open	41.5934	65.5903	20.3984	235.277	210.421	350.302
Prob	0.0007	0.0000	0.5581	0.0000	0.0000	0.0000
Hdi	50.0262	46.0067	24.2199	178.918	196.280	144.756
Prob	0.0006	0.0020	0.3358	0.0000	0.0000	0.0000
Contcor	49.9936	53.3013	14.4467	217.691	189.984	325.386
Prob	0.0006	0.0002	0.8849	0.0000	0.0000	0.0000

المصدر: تم إعداد الجدول وإجراء الإختبار بالاعتماد على البيانات الأولية للدراسة، وباستخدام البرنامج Eviews 12.

ثانياً: اختبار التكامل المشترك Cointegration (CI): بما أن النموذج الديناميكي المستخدم لتحليل محددات الفقر هو نموذج (ARDL)، وبما أن ذلك يستلزم التأكد من وجود علاقة توازنية للفترة الطويلة الأجل (LR)، أي وجود علاقة تكامل مشترك (CI)، بين المتغيرات المتضمنة في النموذج المقدر وتحديداً بين المتغير التابع (Pov) مع محدداته، فضلاً عن وجود العلاقة القصيرة الأجل (SR)، الأمر يستلزم إجراء اختبار بشأن وجود علاقة تكامل مشترك (CI) بين (Pov) ومحدداته. بالإمكان إجراء اختبار (CI) باستخدام طرق عديدة، كاختبار Engle – Granger (EG)، اختبار (Johansen) اختبار الحدود (bound test) أو يسمى باختبار (F) واختبار (Kao) واستخدام مقدر (PMG) أو (DFE) لاختبار كل من السببية (Causality) و (CI). (Nosier, 2012:233-234). وهذا الاختبار هو أسهل تلك الاختبار والذي تم استخدامه من قبل الدراسة الحالية. بواسطة هذا الاختبار نختبر فرضية العدم (H_0) التي تذكر بأن القيمة الحقيقية لمعامل حد تصحيح الخطأ الممثل بالقيمة المتخلفة للبواقي (ECT) هي مساوية إلى الصفر بالتالي لا توجد علاقة (LR) بين (Pov) ومحدداته. والفرضية البديلة (H_1) تذكر عكس ذلك، أي لـ (ECT) تأثير معنوي في التغيرات الحاصلة في (Pov)، بالتالي توجد علاقة (LR) أي يوجد (CI) بين (Pov) ومحدداته. ولإختبار (H_0) نقوم باستخدام اختبار (t) وهنا اختبار (Z) وإذا كانت قيمة (Z) المحسوبة للمعامل أقل من (Z) الجدولية لمستوى معنوي معين، مثلاً 1% وبالباغة حوالي (2.54)، نقبل (H_0) ونستنتج بعدم وجود علاقة (LR) بين (Pov) ومحدداته. والعكس بالعكس إذا كانت (Z) المحسوبة أكبر من (Z) الجدولية نستنتج بوجود علاقة (LR) وبما أن قيمة (Z) المطلقة المحسوبة لكل من معاملي (ECT) للنموذجين المقدرين (DFE) و (PMG) المدرجين في ملحقين (2) و (4) البالغين (4.29) و (2.55) أكبر من القيمة الجدولية. عليه نستنتج بأن للفقر علاقة توازنية طويلة الأجل مع محدده، أي يوجد تكامل مشترك بينهما. للتأكد من وجود التكامل المشترك بين المتغير التابع وهو معدل الفقر (Pov) مع محدده، تم إجراء اختبار إضافي وهو اختبار (Kao) المدرجة نتائجه في الجدول المعروض في أدناه. وفقاً لنتائج اختبار التكامل المشترك لـ (Kao) فإنه يتم رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود التكامل المشترك عند مستوى 5%، مما يعني أن المتغيرات التوضيحية لها علاقة تكامل مشترك مع معدل الفقر.

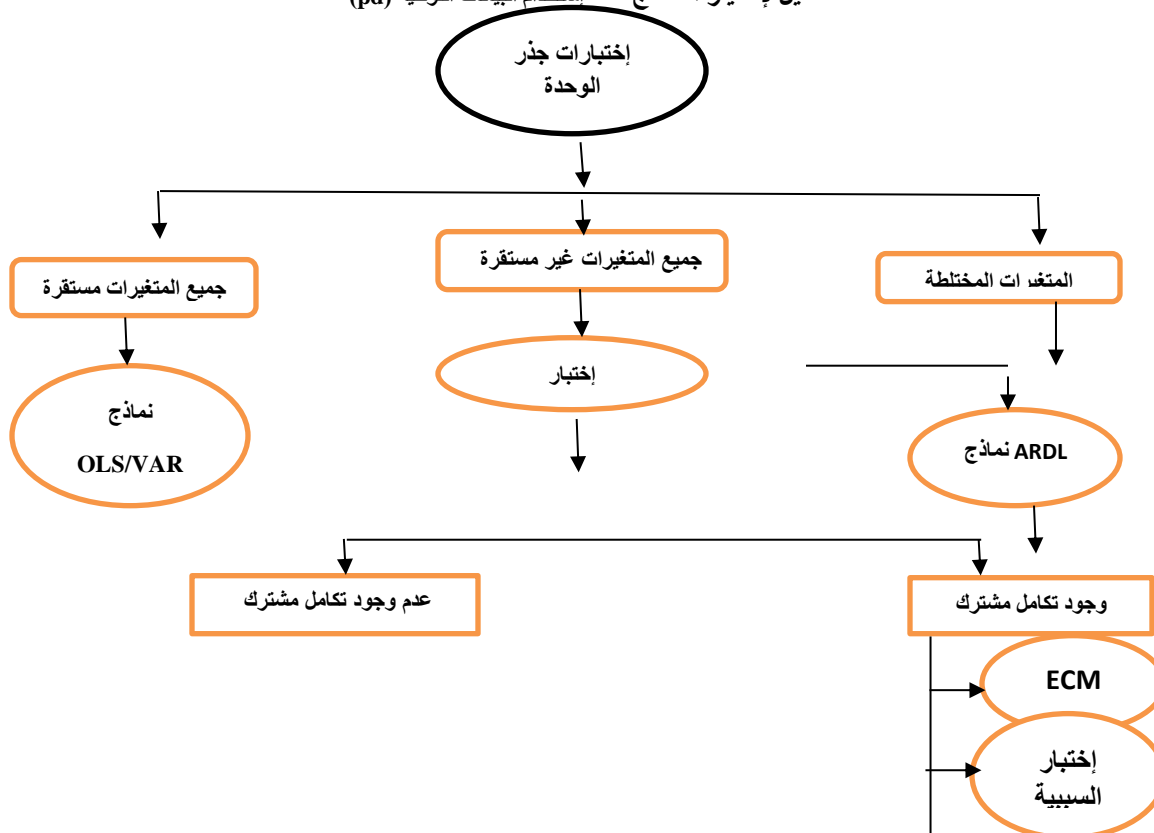
جدول (2) اختبار التكامل المشترك لـ (Kao)

Kao Residual Cointegration Test		
Test Summary	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller	-5.135994	0.0000

المصدر: الجدول من العمل الباحثين بالاعتماد على بيانات الدراسة ملحق (1) وباستخدام البرنامج Stata17 مما عرض في أعلاه من نتائج الاختبارات الخاصة بـ (CI) يمكن التأكد من وجود العلاقة التوازنية للفترة الطويلة الأجل بين الفقر ومحدده، لذا يمكن القول بأن نموذج (Panel-ARDL) المختار يتسم بالمصدقية وإن طريقة (Panel-ARDL) المستخدمة في التحليل هي طريقة سليمة.

ثالثاً: اختيار الطريقة المناسبة لتقدير النموذج الديناميكي: إختيار الطريقة الخاطئة لتقدير النموذج القياسي يفضي- إلى تقديرات متحيزة، بالتالي غير موثوقة للمعلمات. إن الأختيار الصحيح للتقدير يعتمد على نتائج اختبار جذر الوحدة (UR) لتحديد مدى إستقرارية المتغيرات المتضمنة في النموذج المقدر. إذ من غير الجائز استخدام الطرق التقليدية نفسها كطريقتي [(OLS) أو (VAR)] لتحليل بيانات السلاسل الزمنية المستقرة، أن نقوم باستخدامها أيضاً عندما تكون البيانات غير

مستقرة. حيث في الحالة الأخيرة نحصل على تقديرات متحيزة. عليه يستلزم اختيار الطريقة الملائمة بحسب إستقرارية المتغيرات. (Shrestha and Bhatta,2018:1-19) أدناه مخطط لأختيار الطريقة الملائمة لتقدير النموذج القياسي وفقاً لأستقرارية بيانات (t.s) المستخدمة. دليل لإختيار النماذج عند استخدام البيانات اللوحية (pd)



المصدر:

Shrestha ,Min B., and Bhatta, Guna R., Selecting appropriate methodological framework for time series data Analysis, The Journal of Finance and Data Science, Vol 20,2018 ,pp1-19

بعد إستعراض نتائج إختبار (UR) التي بينت بأن جميع المتغيرات التوضيحية المستخدمة لتقدير النموذج القياسي هي غير مستقرة عند المستوى، وإنها تصبح مستقرة بعد أخذ الفرق الأول، عليه على ضوء ما عرض من نتائج إختبار (UR)، وعلى ضوء إستعراض المخطط أعلاه، يمكن القول بأن الصيغة، اي الطريقة القياسية الملائمة لتقدير النموذج لإجراء التحليل الديناميكي للفقر هي طريقة (ARDL). إذ لا يمكن إستخدام الطرق التقليدية كطريقة (OLS)، لتقدير النموذج وفقاً للمخطط أعلاه. علماً بأن النموذج المقدر يتسم بوجود التكامل المشترك (CI) بين الفقر (POV) بإعتباره متغيراً تابعاً مع المتغيرات التوضيحية المتضمنة في النموذج المقدر، أي توجد العلاقة التوازنية الطويلة الأجل بين (POV) و $X's$ ، كما تم توضيح ذلك في البند الخاص بإختبار التكامل المشترك (CI).

رابعا، تقدير نماذج ARDL، وإجراء إختبار Hausman، لإختيار أفضل نموذج. بعد إختيار طريقة (Panel-ARDL) على ضوء نتائج إختبار (UR) وفقاً للمخطط الموضح في اعلاه، تم تقدير ثلاثة نماذج قياسية مشتقة من نموذج (Panel-ARDL) وهي: (DFE)، (PMG) و (MG). وبما أنه من

غير العملي تفسير نتائج تقدير النماذج الثلاثة على ضوء المعايير النظرية والمنطق والمعايير الأحصائية والقياسية، ونظراً لوجود إختلافات في نتائج التقدير للنماذج الثلاثة، وقد تكون إختلافات جوهرية. عليه يتم إختيار أفضل نموذج وفقاً لما يسمى بإختبار هوسمان (Hausman). وبعد إختيار أفضل نموذج يتم تحليل النتائج للنموذج المختار وفقاً للمعايير الثلاثة المذكورة في أعلاه. بالنظر إلى الجدول (3) الخاص بعرض نتائج إختبار هوسمان للمفاضلة بين كل زوجين من النماذج الثلاثة. أي (MG و PMG)، (MG و DFE) و (DFE و PMG) حيث لم يتم رفض فرضية العدم (H_0) في الإختبارات الثلاثة، مما يشير إلى أنه لا يبدو بوجود فروق معنوية نظامية (systematic) بين قيم المعلمات المقدرة لأية صيغة لكل من تقديرات (DFE) و (PMG) مقابل تقديرات (MG). مبدئياً هذه النتيجة تعني بأنه يمكن الاعتماد على فرضية تجانس المعاملات وتفضيل النموذج الأكثر كفاءة وهو نموذج (DFE) (Goya, 2019:649-665) كما أن القبول بهذه النتيجة يعني أيضاً بعدم وجود علاقة آنية بين البواقي (residuals) مع القيمة المتخلفة للمتغير التابع (y_{it-1}) أي (Pov_{it-1}). عليه، فإن تقديرات (DFE) لا تعاني من مشكلة الأنية (endogeneity). بالتالي المعلمات المقدرة لا تعاني من مشكلة التحيز الآني. (Nosier, 2012:233-234) و (Blackburne and Mark, 2007:197-208) أخيراً، لما عرض في أعلاه وفقاً لإختبار هوسمان، سيتم الاعتماد على نموذج (DFE) لتحليل نتائج التقدير على ضوء المعايير الثلاثة المذكورة في أعلاه والتي سيتم إستعراضها في أدناه*):

◆ إختبار هوسمان للمفاضلة بين النماذج الثلاثة

أ- إختبار هوسمان للمفاضلة بين PMG و MG (صغيري، 2021: 397)

H_0 : PMG : النموذج هو الأفضل. H_1 : MG : النموذج هو الأفضل

ب- إختبار هوسمان للمفاضلة بين DFE و MG

H_0 : DFE : النموذج هو الأفضل. H_1 : MG : النموذج هو الأفضل

ج- إختبار هوسمان للمفاضلة بين DFE و PMG

H_0 : DFE : النموذج هو الأفضل. H_1 : PMG : النموذج هو الأفضل

جدول (3) نتيجة إختبار هوسمان للمفاضلة بين نماذج (Panel ARDL)

الإختبار	المفاضلة بين	قيمة إحصاءة χ^2 (Hausman) المحسوبة	قيمة الإحتمالية المناظرة لها (prob)	النموذج الأفضل
Hausman	MG/PMG	8.37	0.2121	PMG
	MG/DFE	0.00	0.9985	DFE
	PMG/DFE	0.01	0.9220	DFE

المصدر: الجدول من العمل الباحثين بالاعتماد على بيانات الدراسة ملحق (5)، (6) و (7)، وباستخدام البرنامج Stata17 بما أن قيمة χ^2 المحسوبة البالغة (8.37) أقل من قيمة χ^2 الجدولية لدرجة الحرية المساوية لعدد المتغيرات التوضيحية (6) ومستوى معنوي 5% البالغة (12.592). عليه لا نتمكن من رفض فرضية العدم التي تذكر بتفضيل نموذج (PMG) على نموذج (MG)، حيث أن الأول متسق وأكثر كفاءة. بينما بالنسبة للمفاضلة بين DFE و MG، حيث تشير نتيجة الإختبار أنها أكبر من القيمة الإحتمالية 5% وبالتالي قبول فرضية العدم، وعليه نموذج الأفضل هو (DFE). وللمفاضلة بين نموذج (PMG) و (DFE)، تشير نتيجة الإختبار أنها أكبر من القيمة الإحتمالية 5%، وبالتالي قبول فرضية العدم ومنه DFE هو النموذج الأفضل. وعليه النموذج الأفضل لتقدير نموذج (Panel-ARDL) هو نموذج

(*) إذا تطلب الأمر قد يتم الإشارة إلى نتائج التقدير المتحصل عليها في النموذجين الآخرين (MG) و (PMG)، فضلاً عن نتائج التقدير بالنسبة للتحليل الستاتيكي وتحديد نموذج (RE).

(DFE). عليه يتم تحليل وتفسير النتائج لهذا النموذج المقدر فقط كما هي مستعرضة في جدول (4) وسيتم إستعراض نتائج نموذجي (PMG) و (MG) لغرض المقارنة فقط.
جدول (4) نتائج الإتحاد نموذج (DFE) المقدر لمحددات الفقر لعينة البحث

Variables	DFE-Long-run			
	Coefficient	s.e	Z	Prob > z
Gw	-0.0169004	0.0165817	-1.02	0.308
Gini	12.45866	5.520903	2.26	0.024
Glob	-0.7636176	0.2517167	-3.03	0.002
open	-2.720337	1.141215	-2.38	0.017
Hdi	-2.445602	1.255688	-1.95	0.051
contcor	0.0096715	0.3755527	0.03	0.979
d1	0.1939368	0.5618302	0.35	0.730
Variables	DFE-Short-run			
	Coefficient	s.e	Z	Prob > z
Gw	-0.0017456	0.152549	-0.11	0.909
Gini	0.7954631	0.3127787	2.54	0.011
Glob	1.502497	0.5006631	3.00	0.003
Open	-0.1736886	0.0609567	-2.85	0.004
Hdi	-0.7817361	0.2548614	-3.07	0.002
Contcor	-0.0595668	0.0850027	-0.70	0.483
d1	-0.0000709	0.1041325	-0.00	0.999
C	0.145495	0.0772255	1.88	0.060
ECT	-0.0638482	0.0148736	-4.29	0.000

المصدر: تم ترتيب الجدول بالإعتماد على المعلومات المدرجة في ملحق (2).

جدول (5) نتائج الإتحاد لنموذجي (MG) و (PMG) المقدرين لمحددات الفقر لعينة البحث

Variables	MG-Long-run		PMG-Long-run	
	Coefficient	Prob	Coefficient	Prob
Gw	5.549375	0.296	0.3209551	0.249
Gini	6.420041	0.830	0.5707544	0.371
Glob	-30.26592	0.333	2.418486	0.013
Open	-7.344711	0.319	-0.665778	0.040
Hdi	2112.215	0.313	-19.08439	0.719
Contcor	-69.3399	0.520	-7.356517	0.376
d1	-2.602812	0.317	131.1479	-
Variables	MG-Short-run		PMG-Short-run	
	Coefficient	Prob	Coefficient	Prob
Gw	0.0063778	0.311	-0.003329	0.646
Gini	0.0928504	0.089	-0.052300	0.440
Glob	-0.009092	0.572	0.0021674	0.869
Open	0.0033112	0.212	-0.0013216	0.337
Hdi	-4.601373	0.122	3.279559	0.333
Contcor	-0.285403	0.051	0.0849338	0.406
d1	0.0218154	0.317	0.0005387	0.317
C	1.222816	0.225	-0.2556101	0.063
ECT	-0.006377	0.004	-0.0030889	0.011

المصدر: تم ترتيب الجدول بالإعتماد على المعلومات المدرجة في ملحقين (3) و (4).

خامساً، تفسير نتائج النماذج الديناميكية المقدره، كما ذكر، بعد أن تم إختيار نموذج (DFE)، وفقاً لإختبار هوسمان، نأتي الآن إلى تفسير نتائج النموذج المقدر بشيء من التفصيل على ضوء المعايير النظرية، الإحصائية والقياسية المألوفة. كما هو مستعرض في أدناه.

اولاً، المعايير النظرية والمنطق ونتائج الدراسات السابقة/ تفسير النتائج للفترة الطويلة الأجل

◆ تفسير تأثير معاملات المتغيرات التوضيحية (المحددات) في الفقر: تمهيداً: قبل التطرق إلى تفسير النتائج الخاصة بتأثير المحددات موضوعة الدراسة في الفقر المتجسد في قيمة معاملات محدثاته نشير إلى تأثير المحدد فقط في ظل الفرضية المسمى بثبات تأثير بقية المحددات المؤثرة في الفقر

المسماة بـ (ceteris paribus) قبل تفسير قيم معاملات المحددات، يستلزم تفسير معامل حد تعديل الخطأ (ECT) والذي يسمى بمعامل سرعة التعديل (speed of adjustment) حيث له ثلاث وظائف أولها هي تحديد مدى وجود العلاقة الطويلة الأجل، أي العلاقة التوازنية بين المتغير التابع وهو الفقر (pov) مع المتغيرات التوضيحية، أي المحددات. فإذا كانت قيمة المعامل ذات إشارة سالبة وتقع بين الصفر وسالب الواحد الصحيح. أي (-1) وله تأثير معنوي. وفقاً لإختبار (t) أو إختبار (z) هذه الحالة تشير إلى وجود هذه العلاقة. حيث أن المتغير التابع يتجه ويقترب من القيمة التوازنية وإن النموذج المقدر يتسم بالإسقرارية. والوظيفة الثانية للمعامل هي التأكد من وجود التكامل المشترك [cointegration(CI)] بين المتغير التابع ومحدداته، عندما قيمة المعامل تحقق ما ذكر في أعلاه، كما تم توضيح ذلك في البند الخاص بإختبار (CI). والوظيفة الثالثة هي أن المعامل يحدد سرعة التعديل، أي السرعة التي وفقها يصل المتغير التابع إلى القيمة التوازنية في (LR, et Shaari)

و (al,2020:617-623) و (Keele, and Webb,2016:31-41) بناءً على ما عرض في أعلاه، بما أن القيمة المقدرة لمعامل (ECT) البالغة (-0.0638) تقع بين المدى المحدد في أعلاه، وبما أن له تأثير معنوي في الفقر (POV) وهو المتغير التابع وفقاً لقيمة (Z) المحسوبة (-4.29) وبقيمة احتمالية مساوية للصفر، كما يظهر ذلك في الجدول (4) عليه نستنتج بوجود علاقة توازنية للفترة الطويلة الأجل، كما يوجد تكامل مشترك بين (POV) ومحدداته. وبالنسبة لقيمة المعامل يظهر بوجود نوع من البطء لوصول الفقر (POV) إلى القيمة التوازنية إذ أن معدل التغير في الفقر في كل فترة زمنية هو حوالي (6.4%) وهو معدل بطيء. هذه النتيجة قد تكون منطقية لكون عملية التغير في إنتشار الفقر عملية معقدة تؤثر فيها العديد من العوامل الاقتصادية، الاجتماعية والسياسية. وهي بحاجة إلى فترة طويلة نسبياً.

- **معدل النمو الاقتصادي (gw):** بالنظر إلى الجدول (4) يبدو بأن لهذا المحدد تأثير إيجابي في الحد من إنتشار الفقر في (LR)، أي تسارع معدلات النمو الاقتصادي يخفض من معدل إنتشار الفقر في الدول المشمولة بالدراسة. إن هذه النتيجة تعني أيضاً بأن يتم توزيع منافع النمو الاقتصادي للفترة (LR) لصالح الفقراء لعينة الدراسة هذه النتيجة منطقية ومتفقة مع نتائج الدراسات السابقة.

- **معامل جيني (gini):** النتائج المدرجة في الجدول (4) تشير إلى أن لمعامل جيني للتفاوت في توزيع الدخل تأثير سلبي في الحد من إنتشار الفقر (pov)، أي بمعنى كلما إرتفعت درجة التفاوت في توزيع الدخل يرتفع معها معدل انتشار الفقر لعينة الدراسة في الفترة (LR). هذه النتيجة منطقية ومتفقة مع التوقعات المسبقة للدراسة ومع نتائج الدراسات السابقة.

- **العولمة (glob):** إن الجدول (4) يشير إلى أن للاندماج مع الاقتصاد العالمي، الممثل بمؤشر العولمة (glob)، تأثير إيجابي في الحد من إنتشار الفقر في الفترة (LR) لعينة الدراسة. أي كلما توطدت علاقة الدول النامية مع الاقتصاد العالمي بكافة أبعاده، انخفض معدل إنتشار الفقر في هذه البلدان، وذلك نتيجة لحرية إنتقال رؤوس الأموال والعمل من وإلى الدول المشمولة بالدراسة. مما يحفز النمو الاقتصادي بالتالي يخفض من إنتشار الفقر، كما رأينا ذلك عندما فسرنا العلاقة بين النمو والفقر. وكما هو الحال بالنسبة لأثر المحددين (gw) و (gini) في الفقر. فإن هذه النتيجة الخاصة بأثر (glob) متفقة مع المنطق ونتائج الدراسات السابقة للفقر. فضلاً عن إتفاقها مع نتائج الدراسات السابقة.

- **الإنفتاح التجاري (open):** بما أن الإنفتاح التجاري هو جزء من الإندماج في عملية العولمة التي لها تأثير إيجابي في الفقر، أي كلما أرتفعت قيمة مؤشر الأفتتاح التجاري إنخفض معدل إنتشار الفقر لعينة

الدراسة، وذلك بثبات العوامل الأخرى المؤثرة في الفقر، كما أشرنا إلى ذلك في المقدمة. وكما هو الحال بالنسبة لمحدد (glob)، هذه نتيجة منطقية ومتفقة مع التوقعات المسبقة للدراسة.

- **مؤشر التنمية البشرية (hdi)**: إن النتيجة الخاصة بأثر هذا المتغير المدرجة في الجدول (4) تشير إلى أن له الأثر الإيجابي في انتشار الفقر. بمعنى إرتفاع قيمة المؤشر تخفض من معدل إنتشار الفقر في الدول النامية لعينة الدراسة في الفترة (LR). وكما هو الحال بالنسبة لكل من المحددات الأربعة المذكورة في أعلاه، فإن هذه النتيجة منطقية ومتفقة مع المعايير النظرية. وبما أن المؤشر مكون من ثلاثة مؤشرات فرعية وهي: مؤشر المستوى الصحي، مؤشر المستوى التعليمي ومؤشر مستوى الدخل. وبما أن لهذه المتغيرات الثلاثة تأثير إيجابي في تخفيض الفقر. لذا النتيجة الخاصة بأثر (hdi) في الفقر هي نتيجة طبيعية مشتقة من الأثر الإيجابي للمتغيرات الثلاثة، وهي نتيجة مقبولة ومريحة.

- **عدم الاستقرار السياسي (d1)**: إن لهذا المؤشر تأثيراً سلبياً في إنتشار الفقر. أي في الفترات التي تتسم بوجود اضطرابات وعدم إستقرار سياسي. كالحروب والأضطرابات والنزاعات الأهلية والإقليمية وغيرها يزيد من إنتشار الفقر، لكون هذه القلاقل يؤثر سلباً في النمو الاقتصادي، مما يزيد من إنتشار الفقر. إن هذه النتيجة حالها حال تأثير بقية المحددات المعروضة في أعلاه متوافقة مع المنطق ونتائج الدراسات السابقة.

- **مؤشر السيطرة على الفساد (contcor)**: أن نتيجة تأثير هذا المؤشر في الفقر في (LR) هي النتيجة الوحيدة الغير متفقة مع المنطق والتوقعات المسبقة ونتائج الدراسات السابقة. فضلاً عن ذلك إنها غير متفقة مع النتيجة المتحصل عليها لتقدير النموذجين (MG) و (PMG). كما يظهر ذلك في الجدول (5). عليه لا يمكن القبول بهذه النتيجة التي قد تعزى إلى أسباب عديدة، مثلاً إنخفاض قيمة المؤشر في العينة المدروسة بالتالي عدم ظهور تأثيرها الإيجابي. علماً بأن التأثير غير معنوي إحصائياً وفقاً لإختبار (Z) الذي بلغت قيمته المحسوبة (0.03) وبإحتمال (97.9%). كما أن قيمة معامل المؤشر (contcor) صغيرة جداً والتي بلغت (0.00961) أي انها قريبة من الصفر، كما يظهر في الجدول (4). أي إحصائياً ليس له أي تأثير معنوي في الفقر. علماً بأن للمؤشر تأثير إيجابي في تخفيض الفقر في الفترة القصيرة الأجل (SR)، كما يظهر ذلك بالنظر إلى الجدول (4). عليه يمكن الأستنتاج بأن الإجراءات المتخذة من قبل دول عينة الدراسة هي إجراءات فعالة في الفترة (SR) فقط بعد ذلك يكون لها أثر ضئيل في الفترة (LR) وذلك لإسباب عديدة مجهولة لدينا. فضلاً عما ذكر في أعلاه حول الإشارة غير المتوقعة وغير المنطقية لمعامل مؤشر السيطرة على الفساد، عموماً عند وجود إشارات خاطئة أو نتائج غير منطقية لمعاملات المتغيرات التوضيحية الأمر يستلزم التوقف عند هذه الحالات والتقصي عن أسبابها ولكن بدلاً من النظر إليها باعتبارها كارثة. يستلزم إعتبارها نعمة وإعتباره كرسالة ودية تخبرنا بوجود البحث بتعمق أكثر عن أسباب ذلك وتحقق من النتائج وإعادة صياغة وتقدير النموذج لأكثر من مرة، أو إيجاد مبررات منطقية للحصول على هذه النتيجة. وقد تعزى الإشارة الخاطئة أو غير المتوقعة إلى أسباب عديدة أهمها هي: الصياغة الرياضية الخاطئة أو الطريقة غير الملائمة للنموذج المقدر قد تقود إلى تأثيرات غير معنوية أو إشارات خاطئة لمعاملات المتغيرات التوضيحية (Studenmund, 2014: 224) وجود عيوب في النظرية ذات العلاقة بالنموذج المقدر عدم دقة البيانات المستخدمة في تقدير النموذج، حذف متغيرات توضيحية ذات علاقة، وجود مشاهدات شاذة مؤثرة في نتائج التقدير، وجود تداخل بين المتغيرات التوضيحية، وجود آنية

(Simultaneity) بين المتغير التوضيحي مع المتغير التابع وغيرها من الأسباب-77:2005 Kennedy (92) عموماً، فإن أضعف الأيمان لتفسير هذه النتيجة غير المنطقية هو أنه يمكن القول بأن ليس لمؤشر السيطرة على الفساد تأثير إيجابي في إنخفاض الفقر لعينة الدراسة.

◆ **تفسير النتائج للفترة القصيرة الأجل (SR)** بعد تفسير نتائج التقدير للنموذج القياسي المختار الخاص بتحليل الفقر وهو نموذج (DFE) للفترة الطويلة الأجل (LR). كما هي مدرجة في الجزء العلوي من الجدول (4)، نأتي إلى تفسير النتائج الخاصة بتأثير المتغيرات التوضيحية (المحددات) نفسها في الفقر في الفترة القصيرة الأجل (SR) للنموذج المختار نفسه. كما هي مدرجة في الجزء الأسفل من الجدول (4) نفسه. وبهذا الصدد، نرتأي عدم تكرار ما مستعرض من تحليل في (LR) حول أثر المحددات في الفقر، بل الإشارة إليه فقط ولا داعي لإعادة تفسيره مرة أخرى. بالنظر إلى الجدول (4) ومقارنة النتائج المتعلقة بأثر المحددات في الفقر في الفترتين (LR) و (SR). يظهر بأن إشارات المعاملات التي تمثل طبيعة العلاقة بين الفقر (Pov) ومحدداته، لإربعة من تلك المحددات متشابهة في الفترتين (LR) و (SR). سواء كانت موجبة أو سالبة أي سواء كانت العلاقة طردية أو عكسية. بين (Pov) والمحددات الأربعة وهي: (gw)، (gini)، (open) و (hdi). وقد تم تفسير هذه العلاقات عند إستعراضنا للتحليل الستاتيكي والتحليل الديناميكي لـ (LR) للفقر. لذا لا داعي لإعادة التحليل للفترة (SR). بالنسبة للمتغيرات الثلاثة الأخرى المتضمنة في النموذج المختار وهي: (glob)، (contcor) و (d_1)، فإن إشارات معاملاتها مختلفة للفترتين (LR) و (SR). قد يمكن القبول بهذه النتيجة للفترة (SR) وذلك قد يكون للعولمة تأثير سلبي لإنتشار الفقر في (SR). وذلك لإتخاذ بعض الإجراءات الخاصة بالاندماج مع العولمة من قبل بعض من الدول النامية، بضمنها المشمولة بالدراسة، كتحرير التجارة وعدم التدخل الحكومي في الشؤون الاقتصادية كتحرير الأسعار أو فرض الكمارك لحماية الإنتاج الوطني وإزالة دعم المستهلك الخاص بدعم أسعار بعض السلع الإستهلاكية الضرورية والإعانات الإجتماعية... وغيرها. مما ينعكس سلباً على الفقراء. ولكن أثر هذه الإجراءات يكون إيجابياً في (LR) وذلك بزيادة كفاءة إستخدام الموارد وترشيد الإستهلاك وتوسيع فرص العمل للعمالة غير الماهرة وغيرها من النتائج التي تفضي إلى تسارع معدلات النمو الاقتصادي، بالتالي تخفيض الفقر. بالنسبة لأختلاف النتائج لأثر المحددات في الفقر في (LR) و (SR) فقد توصلت إحدى الدراسات التي تناولت أثر العولمة والتفاوت في توزيع الدخل في نيجيريا خلال المدة (1981-2019) باستخدام نموذج ARDL إلى وجود هذه الأختلافات للنتائج في الفترتين (LR) و (SR) (Maku, 2021: 113-130) وبالنسبة لأختلاف النتائج حول أثر العولمة (glob) والافتتاح التجاري (open) في الفقر بعض الدراسات أرجعه إلى إختلاف الدول المشمولة بالدراسة من حيث مراحل التطور الاقتصادي، الإجتماعي، إختلاف الفترة الزمنية التي تغطيها الدراسة وإختلاف خصائص الدول المشمولة بالدراسة (Bayar, 2017: 47-57). بالنسبة لمؤشر السيطرة على الفساد (contcor) تبين في البند السابق بأن النتيجة المتحصل عليها في (LR) غير مقبولة. ولكن النتيجة الخاصة بـ (SR) فهي مقبولة ومنطقية. أي في (SR) كلما زادت الإجراءات الخاصة بمكافحة الفساد ينخفض معها إنتشار الفقر في الدول النامية. كما بينا ذلك عند إستعراضنا للتحليل الستاتيكي لمحددات الفقر، حيث ظهر بان لهذا المؤشر تأثير إيجابي في تخفيض الفقر. بهذا الصدد نشير إلى البند السابق المعروف في اعلاه، حول تفسير ومبررات إختلاف النتائج في (LR) عن (SR) فضلاً عن عدم توافق النتائج مع النظرية والمنطق والدراسات السابقة لذا لا داعي

لإعادة إستعراضها هنا. وينسحب التفسير نفسه بالنسبة لأختلاف نتائج أثر عدم الأستقرار السياسي في (LR) و (SR)، الذي يتم إستعراضه في الفقرة التالية. بالنسبة للأشارة السالبة لمعامل عدم الأستقرار (d_1)، فإن النتيجة المتحصل عليها للفترة (SR) غير مقبولة. قد تعزى هذه النتيجة إلى أن تأثير عدم الأستقرار السياسي في الفقر لا يظهر في (SR)، حيث أن أثاره تراكمي. أي يزداد بزيادة الفترة الزمنية كما يتبين ذلك في تحليل النموذج لـ (LR) وكذلك في التحليل الستاتيكي. إن هذا التغير يعززه بالنظر إلى قيمة المعامل المنخفضة جداً وبالغة حوالي (-0.000071)، أي أنها قريبة من الصفر. كما أن قيمة (Z) المحسوبة للمعامل هي تقريباً مساوية إلى الصفر (0.00)، بالتالي قبول فرضية العدم التي تذكر بان ليس للمتغير (d_1) تأثير معنوي في الفقر في (SR). أخيراً، لما عرض في أعلاه، من النتائج الخاصة بتحليل محددات الفقر في الفترتين (LR) و (SR)، يمكن القول بأن النتائج إلى حد ما، متوافقة ومتسقة مع وجود إختلافات لبعض النتائج بين الفترتين (LR) و (SR) والتي قد يمكن تبريرها وذلك بعزوها إلى بعض العوامل التي تمت الإشارة إليها في أعلاه. فضلاً عن ذلك، فإن سلوك أي متغير بضمنه الفقر مختلف باختلاف الفترات الزمنية وبإختلاف الظروف المحيطة به.

ثانياً، الإختبارات الإحصائية

◆ إختبار (z): بالرجوع إلى الجدول (4) يظهر بأن لأربع متغيرات توضيحية (أي محددات الفقر) فقط تأثير معنوي وفقاً لإختبار (z) في التغيرات الحاصلة في إنتشار الفقر (pov) لمستوى معنوي 1% فأفضل، أي لإحتمال (probability) 1% أو أقل للفترتين (LR) و (SR) أيضاً في الوقت نفسه وهذه المتغيرات هي: معامل جيني (gini)، العولمة (glob)، الإنفتاح التجاري (open) ومؤشر التنمية البشرية (hdi). وليس لبقية المحددات الثلاثة تأثير معنوي إحصائياً حتى لمستوى معنوي 20%. وقد يعزى عدم المعنوية الإحصائية لتأثير المتغيرات التوضيحية في المتغير التابع بشكل عام إلى الأحتتمالات الأربعة المدرجة في أدناه (Arkes, 2019:105-106)

1. قد لا يؤثر المتغير التوضيحي موضوع الإختبار فعلاً في المتغير التابع تأثيراً معنوياً.
 2. قد يكون للمتغير تأثير معنوي فعلاً، ولكن النموذج المقدر لا يظهر هذا التأثير لسبب او لأسباب معينة كالصياغة الخاطئة الممثلة بحذف عدد من ($X's$) المؤثرة في المتغير التابع أو وجود أخطاء في قياس ($X's$) أو صياغة دالية خاطئة للنموذج المقدر وغيرها، مما تنعكس هذه الأخطاء سلباً في تحيز المعلمات المقدر.
 3. قد يكون للمتغير تأثير ضئيل في المتغير التابع ولكن لا يظهر هذا التأثير وذلك لصغر حجم العينة مثلاً.
 4. قد يكون لبعض قيم المتغير التوضيحي تأثيراً إيجابياً، ولبعضها الأخرى تأثير سلبي. والتقدير يمثل متوسط التأثير، مما يفضي إلى عدم ظهور معنوية تأثير المتغير.
- مما عرض في أعلاه، يمكن القول بأن المعنوية الإحصائية ليست المعيار الأهم لتقييم النماذج القياسية المقدر، بل المعيار الأهم الذي يأتي بالمرتبة الأولى هو المعنوية النظرية والتي على ضوءها يتم رفض أو قبول نتائج التقدير. وإن أهمية الإختبارات الإحصائية الناجمة عن تعزيزها الإختبارات النظرية تأتي بالمرتبة الثانية.

◆ معامل التحديد R^2 : كما يظهر من نتائج التقدير بالنسبة لنماذج (ARDL) المقدر لم يتم درج مقاييس جودة التوفيق، كمعباري معامل التحديد (R^2) أو معامل التحديد المعدل (\bar{R}^2) بالتالي عدم درج إحصاءة (F)، لكون هذه الإحصاءة مشتقة أصلاً من معيار (R^2) وهي تختبر فرضية العدم القائلة بان

قيمة (R^2) مساوية إلى الصفر، أي ليس للمتغيرات التوضيحية المتضمنة في النموذج المقدر أي تأثير في التغيرات الحاصلة في المتغير التابع وهو الفقر بالنسبة للدراسة الحالية. (*) بهذا الصدد، يرى البعض بأنه من غير المألوف درج (R^2) كمعيار لجودة التوفيق عند استخدام (pd)، كما هو الحال بالنسبة للدراسة الحالية، لتقدير النماذج القياسية، وذلك لأسباب قليلة ندرج إثنين منها باختصار وهما:

1- درج (R^2) أو (\bar{R}^2) ملائم فقط عندما يتم تقدير النموذج القياسي بطريقة (OLS)، وبشرط وجود المقدار الثابت. حيث أن تقدير النموذج المبني على أساس البيانات المحولة أو باستخدام طرق أخرى غير طريقة (OLS)، يؤثر في الطريقة المستخدمة لأحتساب (R^2). وقد جعلها غير ملائمة.

1- نظراً لأختلاف بيانات (pd) على الأقل باختلاف الوحدات المشمولة بالدراسة أو باختلاف الفترة الزمنية التي تغطيها الدراسة، قد يعلق المرء أهمية مختلفة لقدرة النموذج على تفسير التغير في المتغير التابع عبر هذه الأبعاد. فضلاً عما ذكر في أعلاه، توجد مأخذ أخرى على استخدام (R^2) كمعيار لتقييم النماذج المقدر. بالنسبة لبيانات (pd) نرجع إلى تعريف (R^2) بأعتباره مساوي لمربع قيمة معامل الارتباط البسيط (معامل ارتباط (Pearson)) بين القيم المشاهدة للمتغير التابع (y_{it}) والقيم المقدر أي القيم المتنبأ بها (\hat{y}_{it}) (predicted). اي (Verbeek, 2022: 65-67)، $y_{it} = r^2 \hat{y}_{it}$ بالنسبة للدراسة الحالية، وفقاً لصيغة المعادلة أعلاه، تم إجراء إنحدار للقيمة الفعلية للمتغير التابع وهو (pov) أي (y_{it}) على القيمة المقدر له (\hat{y}_{it}). والنتيجة هي الحصول على قيمة (R^2) البالغة حوالي (0.63). كما يظهر ذلك في ملحق (8). هذه النتيجة تشير إلى أن حوالي 63% من التغيرات الحاصلة في الفقر (pov)، تعزى إلى التغيرات الحاصلة في محدداته. وإن حوالي 37% الأخرى من التغيرات تعزى إلى عوامل ومتغيرات أخرى لم يتم أخذها في الأعتبار عند تقديرنا للنموذج.

ثالثاً، الإختبارات القياسية:

◆ الإختبار الخاص بالارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات التوضيحية (Multicollinearity) بالنظر إلى ملحق (9) المدرج فيه قيم مؤشر (VIF) للمحددات المتضمنة في نموذج (DFE) المختار يمكن القول بأن هذا النموذج لا يعاني من مشكلة (Multicollinearity) وذلك لكون أعلى قيمة لمؤشر (VIF) للمحددات بلغت (1.63) وهي أقل من (5). يمكن صياغة المؤشر بالشكل الأتي (Porter, 2009: 328 Gujarati, and) و (Pesaran, 2015: 923). $VIF = \frac{1}{1-R_i^2}$ حيث (R_i^2) هو قيمة معامل التحديد عند إجراء إنحدار المتغير التوضيحي موضوع الإختبار على بقية المتغيرات التوضيحية المتضمنة في النموذج القياسي المقدر. $i = 1, 2, \dots, k$ من المتغيرات التوضيحية المتضمنة في النموذج المقدر.

◆ الإختبار الخاص بالارتباط الذاتي Autocorrelation لقيم البواقي لنموذج (DFE) المقدر: تم استخدام ما يسمى بإختبار (Wooldrige-Drucker) لإختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى لقيم البواقي للنموذج المختار المقدر، وذلك بإجراء إنحدارين كما هو موضح أدناه:

$$Y_{it} = a + XB + a_i + u_{it} \dots \dots \dots (a)$$

$$U_{it} = \rho U_{it-1} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (b)$$

(*) بالنسبة للدراسة الحالية، تم تقدير نماذج (ARDL) بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Stata 17). حيث أن البرنامج لم يدرج قيمة (R^2) ولا إحصاءة (F) ضمن النتائج المقدر. كما يظهر ذلك بالنظر إلى جدول (4) و ملحق (2).

إذ أن فرضية العدم H_0 تذكر بعدم وجود إرتباط بين قيم u_{it} . أي: $H_0: \beta = 0$ أما الفرضية البديلة $H_1: \beta \neq 0$ ، ε_{it} متغير عشوائي تتوافر فيه كافة الشروط المتعلقة به لإجراء الإختبارا نقوم أولاً بتقدير المعادلة (a) باستخدام (OLS) المدموجة ثم نحصل على القيم المقدره للبواقي ، أي \hat{u}_{it} بعد ذلك نقوم بإجراء الإنحدار الآتي أيضاً باستخدام OLS المدموجة (Pooling OLS) وهي:

$$Y_{it} = X_{it}B + \beta \hat{u}_{it-1} + et \dots \dots \dots (c)$$

بعد تقدير المعادلة (c) نقوم بإجراء إختبار (t) بشأن معنوية تأثير \hat{u}_{it-1} في المتغير التابع. فإذا قبلنا H_0 دل ذلك على أن النموذج الأصلي المقدر لا يعاني من المشكلة الأرتباط الذاتي. والمسألة معكوسة إذا كانت قيمة (t) المحسوبة أكبر من قيمة الجدولية. يعني ذلك قبول H_1 أي النموذج المقدر يواجه مشكلة (1) AR. إن السمة الجميلة لهذه الطريقة هي أنها طريقة سليمة فيما إذا كانت المتغيرات التوضيحية خارجية بشدة (Strictly) أم لا. توجد طريقة أخرى للإختبار إذا إفترضنا بأن المتغيرات التوضيحية خارجية بشدة (Strict) وذلك باستخدام إختبار t لمعرفة معنوية تأثير u_{it-1} في u_{it} وذلك بإجراء الإنحدار الآتي:

$$\hat{u}_{it} = \rho_1 \hat{u}_{it-1} + e_t \dots \dots \dots (d)$$

بعد تقدير المعادلة يتم إجراء إختبار (t) بشأن معنوية تأثير معامل u_{it-1} في u_{it} . فإذا كانت قيمة (t) المحسوبة أكبر من قيمة (t) الجدولية لدرجات حرية معينة (218) بالنسبة للدراسة الحالية ومستوى معنوي 5% مثلاً، يشير ذلك إلى وجود إرتباط ذاتي من الدرجة الأولى بين قيم البواقي (residuals). والحالة معكوسة إذا كانت قيمة (t) المحسوبة أقل من قيمة (t) الجدولية عندئذ نقبل بفرضية العدم ونتسنتج بعدم وجود مشكلة الإرتباط الذاتي للنموذج المقدر (Wooldridge, 2010:199) بالنظر إلى الجزء (أ) من ملحق (10)، يظهر بأن للقيمة المتخلفة للبواقي للنموذج المقدر، أي $e_{(-1)}$ ، تأثير معنوي أقل من 1% في المتغير التابع (pov) وفقاً لإختبار (t) حيث بلغت القيمة المحسوبة (57.839). وعند إجراء الإنحدار لقيمة البواقي للفترة الحالية (e_{it}) على قيمتها للفترة السابقة (e_{it-1})، تبين بأن لها تأثيراً معنوياً إحصائياً في (e_{it}) لمستوى معنوي أقل من 1% وفقاً لإختبار (t) الذي بلغ قيمته المحسوبة (60.22)، كما يظهر ذلك بالنظر إلى نتائج الإنحدار في الجزء (ب) من ملحق (10) نفسه. مما عرض في أعلاه، من نتائج الإختبارين، نتوصل إلى إستنتاج وهو وجود الأرتباط الذاتي من الدرجة الأولى لقيم البواقي للنموذج المقدر. ولكن هذا لا يؤثر على نتائج التقدير، فقط يؤثر على دقة الإختبارات الإحصائية (Gujarati and Porter, 2009:387) \diamond إختبار عدم تجانس التباين (Heteroscedasticity) لقيم البواقي لنموذج (DFE) المقدر: يتم إجراء هذا الإختبار المقترح أيضاً من قبل (Wooldrige, 2002) بإجراء إنحدار لتباين قيم البواقي للنموذج المقدر (esq). على المتغيرات المتضمنة في النموذج المقدر بعد ذلك إحتساب معامل التحديد (R_A^2) للإنحدار الإضافي ويتخلص الأختبار بالخطوات الآتية (Wooldridge, 2002:177-178).

- 1- إجراء إنحدار للمعادلة الأصلية، أي لنموذج DFE.
- 2- تقدير قيم حدود الخطأ، أي البواقي (residual) (\hat{u}_{it}).
- 3- إجراء إنحدار إضافي (Auxiliary) للمتغير التابع الجديد وهو مربع البواقي (\hat{u}_{it}^2) على نفس المتغيرات التوضيحية المتضمنة في المعادلة الأصلية .
- 4- إحتساب إحصاءة χ^2 وذلك وفقاً للصيغة الآتية: $NTR_A^2 = asymptotic \chi_K^2$

N = عدد وحدات المقطع العرضي (دول مثلاً) موضوعة الدراسة، T = عدد الفترات الزمنية التي تغطيها عينة الدراسة، R_A^2 = قيمة معامل التحديد المحسوبة من معادلة الأنحدار الإضافي، χ_K^2 = إحصاء χ^2 المحسوبة بدرجة الحرية المساوية لعدد المتغيرات التوضيحية المتضمنة في المعادلة الإضافية (K). مع المتغيرات (\hat{u}_{it}^2) القائلة بعدم وجود علاقة تباين البواقي H_0 إجراء الإختبار لفرضية العدم -5 التوضيحية المتضمنة في المعادلة الأصلية أي أن كل معاملات المتغيرات التوضيحية متساوية أو أكبر من نظيرتها الجدولية لمستوى معين χ_K^2 تساوي صفرًا. فإذا كانت قيمة الإحصاء المحسوبة () ، ونستنتج بأن النموذج المقدر يواجه مشكلة عدم تجانس (H_0) نرفض K ودرجات الحرية المساوية ل () المحسوبة أقل من قيمتها الجدولية. إن الإختبار χ_K^2 التباين. والعكس بالعكس إذا كانت قيمة () وهو Whit's General Heteroscedasticity Test الموضح في أعلاه يسمى أيضاً بإختبار: () Gujarati, and Porter, 2009:387 إختبار لا يعتمد على فرضية التوزيع الطبيعي لحد الخطأ () F للإنحدار الإضافي المقدر. وذلك بأحتساب قيمة F من الجدول بالذکر بأنه بالإمكان إجراء إختبار التي تذكر بأن جميع معاملات المتغيرات H_0 للإنحدار المقدر. وذلك بإجراء إختبار لفرضية العدم التوضيحية المتضمنة في الإنحدار الإضافي مساوية إلى الصفر أي ليس لتلك المتغيرات تأثير معنوي في بالصيغة الأعتيادية المألوفة F . لإختبار هذه الفرضية نقوم بإحتساب قيمة (\hat{u}_{it}^2) تباين البواقي . فإذا كانت $NT - K = V_1$ و $K = V_2$ الجدولية لمستوى معنوي معين ودرجتي الحرية F ونقارنها بقيمة ونستنتج بأنه على الأقل لأحد H_0 الجدولية عندئذ نرفض F المحسوبة أكبر من قيمة F قيمة ، بالتالي فإن النموذج الأصلي المقدر يعاني من مشكلة عدم تجانس (\hat{u}_{it}^2) تأثير معنوي في X 's المحسوبة أقل من نظيرتها الجدولية. أي أن: F التباين ، والحالة المعكوسة عندما قيمة $NTR_A^2 = asymptotic \chi_K^2$

N = عدد وحدات c.s المشمولة بالدراسة وهو (11) دولة. T = عدد الفترات الزمنية التي تغطيها عينة الدراسة وهي (42) فترة. R_A^2 = قيمة معامل التحديد للإنحدار الإضافي وهو مساوي (0.009747) وفقاً لما مدرج في ملحق (11). χ_K^2 = قيمة χ^2 المحسوبة. K = عدد المتغيرات التوضيحية المتضمنة في الإنحدار. عليه يمكن إحتساب قيمة الإحصاءة χ_7^2 بالصيغة الأتية:

$$\chi_7^2 = (11)(42)(0.009747) = 4.503$$

بما أن قيمة χ_7^2 المحسوبة البالغة (4.503) أقل من قيمة χ^2 الجدولية لمستوى معنوي 1% ودرجات الحرية (7) مساوية إلى (18.475) أي $\chi_{7,0.01}^2 = (18.475)$ ، عليه نقبل فرضية العدم (H_0) التي تذكر بعدم وجود علاقة بين حد الخطأ (البواقي) ، (esq) للنموذج الأصلي المقدر وهو (DFE) مع المتغيرات المتضمنة في النموذج. عليه يمكن القول بأن تباين البواقي لهذا النموذج متجانس (Homogeneous) ولا يتغير بتغير قيم (X 's). من الجدول بالذکر بأنه يمكن إجراء إختبار (F) للفرضية نفسها ليوصلنا إلى النتيجة نفسها وذلك بمقارنة قيمة (F) المحسوبة للإنحدار الإضافي البالغة (0.637) كما هي مدرجة في ملحق (12) والتي هي أقل من قيمة F الجدولية لدرجتي الحرية $K=V1$ و $NT-K=V2$ البالغة $F_{0.01,7,455} = 2.64$. عليه نقبل (H_0) التي تذكر بان معاملات (X 's) مساوية إلى الصفر، بالتالي ليس لها تأثير معنوي في تباين البواقي، أي ليست لها علاقة بتباين النموذج الأصلي المقدر، بالتالي نستنتج بوجود تجانس للتباين. وهي النتيجة نفسها كما هو الحال بالنسبة لإختبار white.

الإستنتاجات والتوصيات

الإستنتاجات: بناءً على الرؤية النظرية للفقر وبناءً على ما متاح للدراسة من إستعراض الدراسات السابقة ذات العلاقة بتحليل محدداته، سواءً تعلق الأمر بالمستوى الكلي أو على مستوى الأسر وبناءً على الصياغة القياسية للنماذج المقدر، وبالدرجة الأساسية بناءً على النتائج المتحصل عليها من تقدير وتحليل لهذه النماذج توصلت الدراسة إلى جملة من الإستنتاجات. أدناه إستعراض لأهمها:

1- إن عملية الخوض في تحليل ظاهرة الفقر هي عملية معقدة وليست سهلة وذلك لما للظاهرة من أبعاد إقتصادية، إنسانية، إجتماعية، بيئية وحتى سياسية، سواءً تعلق الأمر بجمع البيانات المطلوبة ومدى توافرها كماً ونوعاً. أو تعلق الأمر باستخدام وتحليل هذه البيانات لا سيما البيانات اللوحية (pd) وذلك لوجود طرق عديدة، بعضها معقدة سواء تعلق الأمر بالتحليل الستاتيكي أو الديناميكي اللذان بدورهما لهما نماذج عديدة، مما يفضي إلى صعوبة إختيار أفضل طريقة للتحليل من بين الطرق المستخدمة.

2- بالعلاقة مع النقطة (1) أعلاه، بما أن لظاهرة الفقر أبعاد عديدة وبما أنه توجد عوامل عديدة مؤثرة فيها أو لها علاقة معينة معها. لذا من الصعب الحصول على الجزء الأعظم من البيانات لهذه العوامل لتحليل الظاهرة على الوجه الأكمل. ومما يزيد من التعقيد هو أن الفقر يتأثر بعوامل مختلفة باختلاف مستوى التحليل، على مستوى الأسر أو على المستوى الكلي للمجتمع، لذا تختلف نتائج التحليل، بالتالي التوصل إلى إستنتاجات ومقترحات مختلفة باختلاف مستوى التحليل.

3- بالعلاقة مع النقطتين (1) و (2) أعلاه، نظراً لوجود طرق عديدة لتحليل الفقر وإن إختيار أحدها أو توليفة منها ليس سهلاً إذ أن ذلك سيتوقف على العديد من العوامل منها متعلقة بطبيعة البيانات المستخدمة، منها متعلقة بتحديد الهدف من إجراء التحليل... وغيرها.

4- نظراً لما عرض في النقاط الثلاثة المعروضة في أعلاه، لم تتمكن الدراسة الحالية من توفيق نموذج قياسي ديناميكي مثالي لمحددات الفقر وفقاً للمعايير النظرية والإحصائية والقياسية التقليدية، ولكن رغم ذلك يمكن القول بأنه عموماً يمكن القبول بمعظم النتائج التي تم التوصل إليها وفقاً لهذه المعايير ومقارنته مع نتائج معظم الدراسات السابقة.

5- رغم وجود حالة إستثنائية واحدة فإن إشارات معاملات جميع المتغيرات التوضيحية متوافقة مع التوقعات المسبقة والمنطق ونتائج الدراسات السابقة للفترة الطويلة الأجل. وبالنسبة للفترة القصيرة الأجل يمكن القول بأن إشارات جميع معاملات المتغيرات التوضيحية متوافقة مع التوقعات المسبقة عليه، يمكن قبول النتائج بشكل عام للنموذج الديناميكي المقدر لتحليل محددات الفقر لعينة الدراسة.

6- أظهرت نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF) عدم استقرارية بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة ما عدا المتغير التابع عند المستوى، ولكنها تصبح مستقرة بعد أخذ الفرق الأول، وهذه النتيجة تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن معظم المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى، لذا لا يمكن إستخدام الطرق الستاتيكية لتقدير العلاقة بين الفقر باعتباره متغيراً تابعاً مع محدداته باعتبارها متغيرات توضيحية وذلك خوفاً من الوقوع في مشكلة الإنحدار المزيف Spurious Regression.

7- يمكن القول بوجود بعض الأختلافات في النتائج بين الفترتين الطويلة والقصيرة الأجل، بأنه يعزى إلى إختلاف ميكانيكية تغير المتغيرات في الفترتين مع إختلاف طبيعة العلاقة بين الفقر وهذه المتغيرات وهي نتيجة طبيعية ومتوقعة بالنسبة لطبيعة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية التي تتغير بتغير الفترات الزمنية.

8- وجود أثر سلبي لكل من مؤشر معامل جيني للتفاوت (gini) وعدم الأستقرار السياسي الممثل بالمتغير الوهمي (d_1) في الأجل الطويل في إنتشار الفقر خلال فترة الدراسة، وبالتالي تحقق الفرضية الأولى.

- 9- وجود أثر إيجابي لكل من مؤشر الأنفتاح التجاري (open)، مؤشر التنمية البشرية (hdi) والنمو الاقتصادي (gw) في تخفيض الفقر، بالتالي إشارة معاملاتها تكون سالبة. ولا توجد توقعات محددة حول تأثير مؤشر العولمة في الفقر، خلال فترة الدراسة، وبالتالي تحقق الفرضية الثانية.
- 10- نتائج نموذج تصحيح الخطأ لمنهجية ARDL تؤكد أكثر العلاقة التكاملية لمتغيرات النموذج المقدر حيث جاءت إشارة معامل تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية، يؤكد على صحة العلاقة التوازنية للفترة الطويلة الأجل بين المتغيرات، وبالتالي تحقق الفرضية الثالثة.
- التوصيات:** بناءً على الأساس النظري لظاهرة الفقر، وبناءً على نتائج الدراسات التطبيقية السابقة الخاصة بتحليل الفقر، وبناءً على نتائج الدراسة الحالية وتحليلها وإستنتاجاتها، خلصت الدراسة بجملة من المقترحات العملية والمنطقية والتي بالإمكان الأخذ بها من قبل المهتمين والجهات ذات العلاقة والتي قد تساعد في إجراء دراسات مستقبلية حول ظاهرة الفقر أو تساعد في تخفيف حدة الفقر، سواء على المستوى الكلي أو على مستوى الأسر. أدناه إستعراض لأهم هذه المقترحات:
- 1- إجراء دراسات تطبيقية دورية حول الأبعاد المختلفة لتحليل الفقر، لا سيما مدى إنتشاره والبحث عن مسبباته وعلى المستويات المختلفة. للتأكد من عدم إرتفاع وتيرته ولتقييم ومتابعة البرامج الهادفة إلى مكافحة الفقر.
- 2- إجراء دراسات خاصة بتحليل محددات التفاوت في توزيع الدخل لكونه أحد العوامل المهمة المؤثرة في إنتشار الفقر، كما أشارت إلى ذلك نتائج الدراسة الحالية، وذلك لوجود إختلاف بين محددات التفاوت عن نظيراتها عن الفقر.
- 3- بالعلاقة مع نقطة (2) إجراء دراسات خاصة بتحليل محددات النمو الإقتصادي والذي بدوره يعد محدداً مهماً للفقر كما تشير إلى ذلك نتائج الدراسة الحالية ومعظم الدراسات التطبيقية مع فرق التأثير مقارنة بالتفاوت. حيث الفقر دالة متناقصة للنمو، مع ثبات التفاوت، ودالة متزايدة للتفاوت مع ثبات النمو.
- 4- إن القيمة المنخفضة نسبياً لمعامل التحديد (R^2) دليل على وجود عوامل أخرى مهمة مؤثرة في الفقر لم تؤخذ في الاعتبار عند تقدير النموذج القياسي على المستوى الكلي، مما يستلزم البحث عن هذه العوامل وإعادة تقدير النموذج للأحاطة الأشمل بتحليل محددات الفقر.
- 5- في حالة توافر البيانات القيام بتقدير أكثر من نموذج قياسي خاص بمحددات الفقر، بحيث كل نموذج يتوافق مع البيانات المستخدمة، ومقارنة نتائج التقدير للتوصل إلى أفضل النتائج المتوافقة مع طبيعة البيانات المستخدمة ومتوافقة مع معظم الدراسات السابقة والمنطق.
- 6- تجزئة تحليل محددات الفقر إلى تحليلات ثانوية خاصة بأنواع الفقر، كالفقر المدقع، الفقر المطلق الفقر الاجتهادي وغيرها لمعرفة مدى تأثر كل نوع من هذه الأنواع من الفقر بالمحددات المؤثرة فيه.
- 7- توسيع تحليل الفقر ليشمل جوانب أخرى لتحليل المؤشرات الداعمة للفقر [Pro-Poor Growth (PPG)].
- 8- تأتي الأختلافات في نتائج الدراسات في كثير من الحالات من إختلاف قواعد البيانات التي تعتمد عليها هذه الدراسات، ولذلك فأن هناك ضرورة تعاون المهتمين والجهات ذات العلاقة بمسألة الفقر على المستوى المحلي والإقليمي والدولي لتوحيد قواعد البيانات في إطار محلي ودولي محكم وتطويرها ووضع معايير دقيقة تطبق على بيانات جميع دول العالم.
- 9- الأستفادة من نتائج هذه الدراسة والعديد من الدراسات التطبيقية من قبل الحكومات في الدول النامية وذلك بإتخاذ مختلف الإجراءات الكفيلة بتخفيف حدة الفقر في هذه الدول، كالأهتمام بقطاع التعليم، تحسين المستوى الصحي وضع وتنفيذ برامج خاصة للأسرة الواقعة في الفقر أو المعرضة له... وغيرها من الإجراءات.

10- بما أنه توجد جهات عديدة مهتمة بظاهرة الفقر كالمنظمات المختلفة للمجتمع المدني، الحكومات العديد من الباحثين والمنظمات الدولية المختلفة سواء كانت حكومية أو غير حكومية أو تابعة للأمم المتحدة، عليه من المفيد عقد مؤتمرات دولية دورية لتقييم ومتابعة البرامج الموضوعية لمكافحة الفقر مع بيان نقاط القوة والضعف لهذه البرامج للأستفادة منها لوضع خطط مستقبلية موضوعية قابلة للتطبيق لمكافحة الفقر لا سيما في الدول النامية .

11- كما ذكر في النقطة(10)الأستفادة من نتائج الدراسات السابقة ،بضمنها الدراسة الحالية لوضع برامج عملية وموضوعية قابلة للتطبيق على ضوء النتائج المتحصل عليها لهذه الدراسات. على سبيل المثال لا الحصر، تبين للدراسة الحالية بأن إرتفاع درجة التفاوت في توزيع الدخل(gini)يزيد من إنتشار الفقر وإن لمؤشر جيني تأثير معنوي في إرتفاع حدة الفقر، وفقاً لإختبار(Z)وهكذا بالنسبة لمؤشر الفساد فهو يزيد من إنتشار الفقر وبدرجة معنوية. عليه يستلزم وضع برامج هادفة إلى مكافحة الفقر من خلال التأثير في مسبباته وذلك باتخاذ مختلف الإجراءات الهادفة إلى تقليل الفساد بكافة أنواعه وأبعاده كالفساد الإداري الفساد الإقتصادي، الفساد في القطاعات المختلفة كقطاع التعليم و القطاع الصحي...وغيرها.

REFERENCES

المصادر والمراجع

1. Alam, Dastgir, M. Israr, and Md Abusaad. "Determinants of Poverty in India: An ARDL Analysis." *Aut Aut Res. J* 12 ,no.1(2021).
2. Arkes , Jeremy . *Regression Analysis : A Practical Introduction* , Routledge London ,2019.
3. Bayar, Yilmaz, and Sezgin. H. Funda "Trade Openness, Inequality and Poverty in Latin American Countries." *Ekonomika* 96, no. 1 (2017).
4. Bildirici, Melike, and Fulya Özaksoy. "Woody Biomass Energy Consumption and Economic Growth in Sub-Saharan Africa." *Procedia Economics and Finance* 38 (2016)
5. Blackburne III, Edward F., and Mark W. Frank. "Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels." *The Stata Journal* 7, no. 2 (2007).
6. Goya, Daniel. "The Exchange Rate and Export Variety: A cross-country analysis with long panel estimators." *International Review of Economics & Finance* 70 (2019).
7. Gujarati,Damodar N. and Dawn C. Porter. "Basic Econometrics"^{5th} ed.,McGraw-Hill Companies,Inc.,New York,2009.
8. Keele, Luke, Suzanna Linn, and Clayton McLaughlin Webb. "Treating Time With All Due Seriousness." *Political Analysis* 24, no. 1 (2016).
9. Kennedy, Peter E. "Oh No! I Got the Wrong Sign! What Should I Do? ",*The Journal of Economic Education* 36, no. 1 (2005).
10. Maku, Olukayode Emmanuel, Jimoh Sina Ogede, Oluwaseyi Adedayo Adelowokan, and Bamidele Olaitan Oshinowo. "Exploring the Interaction of Trade Openness, Income Inequality, and Poverty in Nigeria." *Journal of Enterprise and Development (JED)* 3, no. 2 (2021).
11. Nosier, Shereen Adel Hassan. " Estimating the International Tourism Demand for Egypt:'An Econometric Approach'." PhD diss., University of Hull, 2012.

12. Pesaran, M. Hashem. Time Series and Panel Data Econometrics. Oxford University Press, 2015.
13. Shaari , Mohd Shahidan, Abidin , Noorazeela Zainol, and Abdul Karim , Zulkefly,. "The Impact of Renewable Energy Consumption and Economic Growth on CO2 Emissions: New Evidence using Panel ARDL Study of Selected Countries . " International Journal of Energy Economics and Policy, 2020, 10(6).
14. Shrestha, Min B., and Bhatta, Guna R., Selecting appropriate methodological framework for time series data Analysis, The Journal of Finance and Data Science, Vol: 20,2018 .
15. Studenmund, Arnold H., "Using Econometrics A Practical Guide", 6th ed, Pearson new international Education, Limited Edinburgh Gate,2014.
16. Sulaiman, Chindo, and A. S. Abdul-Rahim. "The Impact of Wood Fuel Energy on Economic Growth in Sub-Saharan Africa: Dynamic Macro-Panel Approach." Sustainability 12, no. 8 (2020).
17. Verbeek, Marno. "De Gruyter Studies in the Practice of Econometrics." Panel Methods for Finance. A Guide to Panel Data Econometrics for Financial Applications, Berlin/Boston,2022.
18. Wooldridge, J. M, Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press, Cambridge, 2002.
19. Wooldridge, J. M, Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd ed. , The MIT Press ,Cambridge, Massachusetts ,London, England, 2010.
20. حسين ، هبه عوض الله علي وعلي، نادية بشري محمد، محددات الفقر في السودان دراسة تحليلية للفترة(1990-2017)، المجلة العالمية للاقتصاد والأعمال (GJEB)، المجلد 10، العدد 1، 2021.
21. صغيري، سيد علي و غزالي، عماد و بولصنام، محمد، أثر الاستقرار السياسي والحرية الاقتصادية على النمو الاقتصادي في دول أوروبا وآسيا الوسطى خلال الفترة (1996 - 2018) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي بالتأخيرات الموزعة لمعطيات بانل. (ARDL Panel)، المجلد (12)، العدد (1)، 2021.
22. الفلاح، مصطفى محمد عبيد جاسم، قياس وتحليل العوامل المحددة للفقر في الأقتصاد العراقي للمدة (1996-2019)، رسالة ماجستير في الاقتصاد، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة الفلوجة العراق 2021.

ملحق (1): إختبار التكامل المشترك لـ (Kao)

Kao Residual Cointegration Test
Series: POV GW GLOB GINE HDI OPEN CONT DL
Date: 03/23/23 Time: 01:59
Sample: 2000S1 2020S2
Included observations: 462
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-5.135994	0.0000
Residual variance	9.311844	
HAC variance	13.94810	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID)
Method: Least Squares
Date: 03/23/23 Time: 01:59
Sample (adjusted): 2001S1 2020S2
Included observations: 439 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.117593	0.014683	-8.008837	0.0000
D(RESID(-1))	0.611036	0.038566	15.84403	0.0000

Mean dependent var	0.034142	R-squared	0.389631
S.D. dependent var	3.427896	Adjusted R-squared	0.388235
Akaike info criterion	4.814909	S.E. of regression	2.681144
Schwarz criterion	4.833518	Sum squared resid	3141.388
Hannan-Quinn criter.	4.822251	Log likelihood	-1054.873
		Durbin-Watson stat	1.487814

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Eviews-12

ملحق (2): نتائج نموذج DFE

Dynamic Fixed Effects Regression: Estimated Error Correction Form
(Estimate results saved as DFE)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ec					
gw					
D1.	-.0169004	.0165817	-1.02	0.308	-.0493999 .0155992
lgine					
D1.	12.458866	5.520903	2.26	0.024	1.637889 23.27943
glob					
D1.	-.7636176	.2517167	-3.03	0.002	-1.256973 -.2702619
lopen					
D1.	-2.720337	1.141215	-2.38	0.017	-4.957078 -.4835957
lhdi					
D1.	-2.445602	1.255688	-1.95	0.051	-4.906705 .0155013
cont					
D1.	.0096715	.3755527	0.03	0.979	-.7263982 .7457412
dl	.1939368	.5618302	0.35	0.730	-.9072301 1.295104
SK					
ec					
D1.	-.0638482	.0148736	-4.29	0.000	-.093 -.0346964
lgw					
D2.	-.0017456	.0152549	-0.11	0.909	-.0316446 .0281534
lgine					
D1.	.7954631	.3127787	2.54	0.011	.1824281 1.408498
lglob					
D1.	1.502497	.5006631	3.00	0.003	.5212149 2.483778
lopen					
D1.	-.1736886	.0609567	-2.85	0.004	-.2931616 -.0542156
lhdi					
D1.	-.7817361	.2548614	-3.07	0.002	-1.281255 -.282217
lcont					
D1.	-.0595668	.0850027	-0.70	0.483	-.226169 .1070355
dl					
D1.	-.0000709	.1041325	-0.00	0.999	-.2041668 .204025
--	.0123825	.0363189	0.34	0.733	-.0588011 .0835662
cons	.145495	.0772255	1.88	0.060	-.0588643 .2968542

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Stata-17

ملحق (3): نتائج نموذج MG

Mean Group Estimation: Error Correction Form
(Estimate results saved as mg)

D2.lpov	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
__ec					
gw	5.549375	5.31071	1.04	0.296	-4.859426 15.95818
gine	6.420041	29.94061	0.21	0.830	-52.26247 65.10256
glob	-30.26592	31.2771	-0.97	0.333	-91.56792 31.03608
open	-7.344711	7.369536	-1.00	0.319	-21.78874 7.099314
hdi	2112.215	2094.497	1.01	0.313	-1992.924 6217.354
cont	-69.3399	107.8751	-0.64	0.520	-280.7712 142.0914
dl	-2.602812	2.602812	-1.00	0.317	-7.704231 2.498606
SR					
__ec	-.0063778	.0022162	-2.88	0.004	-.0107214 -.0020341
gw					
Dl.	.0035399	.0034935	1.01	0.311	-.0033073 .0103871
gine					
Dl.	.0928504	.0546355	1.70	0.089	-.0142332 .199934
glob					
Dl.	-.009092	.0160718	-0.57	0.572	-.0405921 .0224081
open					
Dl.	.0033112	.0026525	1.25	0.212	-.0018876 .00851
hdi					
Dl.	-4.601373	2.971657	-1.55	0.122	-10.42571 1.222967
cont					
Dl.	-.285403	.1459871	-1.95	0.051	-.5715325 .0007266
dl					
Dl.	.0218154	.0218154	1.00	0.317	-.020942 .0645728
--.	-.0339201	.0339201	-1.00	0.317	-.1004023 .0325621
_cons	1.222816	1.007031	1.21	0.225	-.7509286 3.19656

المصدر: من إعداد الباحثي وباستخدام برنامج Stata-17

ملحق (4): نتائج نموذج PMG

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): co Number of obs = 428
Time Variable (t): time Number of groups = 11
Obs per group: min = 38
avg = 38.9
max = 39
Log Likelihood = 552.6724

D3.lpov	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
__ec					
gw	.3209551	.2784077	1.15	0.249	-.2247139 .8666241
gine	.5707544	.6385257	0.89	0.371	-.680733 1.822242
glob	2.418486	.9690977	2.50	0.013	.519089 4.317882
open	-.6657789	.323555	-2.06	0.040	-1.299935 -.0316228
hdi	-19.08439	53.11445	-0.36	0.719	-123.1868 85.01801
cont	-7.356517	8.317453	-0.88	0.376	-23.65843 8.945391
dl	131.1479
SR					
__ec	-.0030889	.0012104	-2.55	0.011	-.0054613 -.0007165
gw					
Dl.	-.0033296	.0072415	-0.46	0.646	-.0175227 .0108635
gine					
Dl.	-.0523007	.0677672	-0.77	0.440	-.1851219 .0805205
glob					
Dl.	.0021674	.0130956	0.17	0.869	-.0234995 .0278343
open					
Dl.	-.0013216	.0013768	-0.96	0.337	-.0040201 .0013769
hdi					
Dl.	3.279559	3.386755	0.97	0.333	-3.35836 9.917477
cont					
Dl.	.0849338	.102289	0.83	0.406	-.1155491 .2854166
dl					
Dl.	.0005387	.0005387	1.00	0.317	-.0005171 .0015945
--.	-.0384374	.0384374	-1.00	0.317	-.1137732 .0368985
_cons	-.2556101	.1373607	-1.86	0.063	-.5248321 .0136119

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Stata-17

ملحق (5): اختبار هوسمان للمفاضلة بين MG و PMG

. hausman mg pmg, sigmamore

	Coefficients			
	(b) mg	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
gw	5.549375	.3209551	5.22842	13.66443
gine	6.420041	.5707544	5.849286	77.05035
glob	-30.26592	2.418486	-32.6844	80.48667
open	-7.344711	-.6657789	-6.678932	18.96295
hdi	2112.215	-19.08439	2131.299	5389.985
cont	-69.3399	-7.356517	-61.98338	277.4949

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtprg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtprg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(6) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 8.37 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.2121 \end{aligned}$$

ملحق (6): اختبار هوسمان للمفاضلة بين MG و DFE

. hausman mg dfe, sigmamore

	Coefficients			
	(b) mg	(B) dfe	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
cont	-69.3399	.0096715	-69.34957	2511.394
dl	-2.602812	.1939368	-2.796749	60.59237

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtprg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtprg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(2) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 0.00 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.9985 \end{aligned}$$

ملحق (7): اختبار هوسمان للمفاضلة بين PMG و DFE

. hausman pmg dfe, sigmamore

	Coefficients			
	(b) pmg	(B) dfe	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
cont	-7.356517	.0096715	-7.366189	75.24017

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtprg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtprg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(1) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 0.01 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.9220 \end{aligned}$$

ملحق (8): نتائج التقدير لإنحدار المتغير التابع، وهو الفقر (pov) على القيمة المقدرة، أي القيمة المتنبأ بها (yhat)

Dependent Variable: POV

Method: Panel Least Squares

Date: 06/01/23 Time: 00:53

Sample: 2000S1 2020S2

Periods included: 42

Cross-sections included: 11

Total panel (unbalanced) observations: 461

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.962779	1.213265	1.617766	0.1064
YHAT	0.940226	0.033478	28.08471	0.0000
Root MSE	10.46652	R-squared		0.632138
Mean dependent var	33.15255	Adjusted R-squared		0.631337
S.D. dependent var	17.27553	S.E. of regression		10.48930
Akaike info criterion	7.542917	Sum squared resid		50501.65
Schwarz criterion	7.560849	Log likelihood		-1736.642
Hannan-Quinn criter.	7.549978	F-statistic		788.7507
Durbin-Watson stat	0.109457	Prob(F-statistic)		0.000000

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Eviews-12

ملحق (9): اختبار VIF

```
. vif, uncentered
```

Variable	VIF	1/VIF
hdi		
D1.	1.63	0.612963
glob		
D1.	1.42	0.702694
gine		
D1.	1.39	0.721984
open		
D1.	1.13	0.884520
cont		
D1.	1.12	0.896011
gw		
D1.	1.04	0.959878
dl		
D1.	1.00	0.995981
Mean VIF	1.25	

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Stata-17

ملحق (10): اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation) لقيم البواقي لنموذج (DFE) المقدر:
أ- عند إجراء انحدار الفقر (pov) على محدداته، فضلاً عن القيمة المتخلفة للبواقي لفترة واحدة { e(-1) }

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	80.58249	1.777225	45.34174	0.0000
GINE	0.998437	0.038549	25.90028	0.0000
OPEN	-0.180650	0.009713	-18.59937	0.0000
HDI	-89.27377	2.198087	-40.61430	0.0000
CONT	-13.91772	0.574273	-24.23536	0.0000
GW	-0.146703	0.025270	-5.805324	0.0000
DL	26.15606	0.902671	28.97631	0.0000
GLOB	0.209656	0.028181	7.439557	0.0000
E(-1)	0.952064	0.016461	57.83926	0.0000
Root MSE	3.412158		R-squared	0.961293
Mean dependent var	33.12692		Adjusted R-squared	0.960591
S.D. dependent var	17.36267		S.E. of regression	3.446800
Akaike info criterion	5.332567		Sum squared resid	5239.270
Schwarz criterion	5.414752		Log likelihood	-1190.828
Hannan-Quinn criter.	5.364959		F-statistic	1369.030
Durbin-Watson stat	0.853134		Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Eviews-12

ب- عند إجراء قيم البواقي في الفترة الحالية (e_{it}) على نفسها في فترة سابقة { e_{it}(-1) }

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013172	0.164804	0.079925	0.9363
E(-1)	0.949493	0.015767	60.22115	0.0000
Root MSE	3.488244		R-squared	0.890050
Mean dependent var	0.018474		Adjusted R-squared	0.889805
S.D. dependent var	10.53156		S.E. of regression	3.496022
Akaike info criterion	5.345563		Sum squared resid	5475.531
Schwarz criterion	5.363826		Log likelihood	-1200.752
Hannan-Quinn criter.	5.352761		F-statistic	3626.587
Durbin-Watson stat	0.851873		Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Eviews-12

ملحق (11) : اختبار عدم تجانس التباين (Heteroscedasticity) لقيم البواقي لنموذج (DFE) المقدر:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.04749	115.6488	-0.104173	0.9171
GINE	4.565047	2.539555	1.797577	0.0729
OPEN	0.026989	0.636726	0.042388	0.9662
HDI	-108.9526	144.7416	-0.752739	0.4520
CONT	-6.549799	37.88864	-0.172870	0.8628
GW	0.757633	1.689202	0.448515	0.6540
DL	-51.23282	59.78285	-0.856982	0.3919
GLOB	0.034891	1.842644	0.018935	0.9849
Root MSE	229.5739		R-squared	0.009747
Mean dependent var	110.3093		Adjusted R-squared	-0.005555
S.D. dependent var	230.9517		S.E. of regression	231.5922
Akaike info criterion	13.74503		Sum squared resid	24296635
Schwarz criterion	13.81676		Log likelihood	-3160.230
Hannan-Quinn criter.	13.77328		F-statistic	0.637003
Durbin-Watson stat	0.287317		Prob(F-statistic)	0.725331

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Eviews-12
ملحق (12): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
resid	450	0.0000	0.0000	.	0.0000

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
resid	450	0.71505	87.186	10.689	0.00000

Pesaran's test of cross sectional independence = -3.323, Pr = 0.0009

المصدر: من إعداد الباحثين وباستخدام برنامج Stata-17