مجلة تنمية الرافدين

اسم المقال: العلاقة بين التعليم وتوزيع الدخل في البلدان ذات الدخل المرتفع
اسم الكاتب: ربى رافع الوزان، مفيد ذنون يونس الملا ذنون
رابط ثابت: https://political-encyclopedia.org/index.php/library/3751
تاريخ الاسترداد: 2026/11/03 01:02 +03

الموسوعة السياسيّة هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.
لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسيّة - Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة - Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع https://political-encyclopedia.org/terms-of-use

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة تنمية الرافدين كلية الإدارة والاقتصاد / جامعة الموصل ورفده في مكتبة الموسوعة السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

Journal of
TANMIYAT AL-RAFIDAIN
(TANRA)
A scientific, quarterly, international, open access, and peer-reviewed journal

Vol. 41, No. 133
March. 2022

© University of Mosul | College of Administration and Economics, *Mosul, Iraq.*

TANRA retains the copyright of published articles, which is released under a "Creative Commons Attribution License for CC-BY-4.0" enabling the unrestricted use, distribution, and reproduction of an article in any medium, provided that the original work is properly cited.

Citation: Al-Wazzan, Ruba Rafi, Khalil, Mufeed D. y. Almula (2022). "Nexus Between Education and Income Distribution in High-Income Countries". ***TANMIYAT AL-RAFIDAIN***, 41 (*133*), 89 -108, https://doi.org/10.33899/tanra.2021.130652.1106

P-ISSN: 1609-591X
e-ISSN: 2664-276X
tanmiyat.mosuljournals.com

Research Paper

Nexus Between Education and Income Distribution in High-Income Countries

Ruba R. Al-Wazzan[1]; Mufeed D. Y. Almula-Dhanoon [2]
[1&2] College of Administration and Economics University of Mosul

Corresponding author: Ruba R. Al-Wazzan, College of Administration and Economics University of Mosul,Ruba.bap303@student.uomosul.edu.iq

DOI: https://doi.org/ 10.33899/tanra.2021.130652.1106

Article History: *Received*:26 /6/2021; *Revised*: 30/7 /2021; *Accepted 4* /8/2021; *Published*: 1/3/2022.

Abstract

Economists have different opinions about the impact of education on income distribution. Some believe that education improves income distribution when education is free and available to all at the same quality. Others believe that education deepens inequality when access to education, which is associated with a higher level of income, is easier for the rich than for the poor. Various models have been used to test the effect of the level of education on income distribution in high-income countries. Panel data were collected for 15 high-income countries for the period 2003-to 2017. ARDL model was used to regress three models. The estimated models took into account, in addition to the average years of schooling, the effect of population growth, unemployment rate, and per capita national income as explanatory variables. The dependent variables were the income shares held by, the highest 20%, the middle 40%, and the lowest 40%. We found that education is an important determinant of income distribution in high-income countries in the long run, as it contributes to reducing the share of the rich class, and increases the shares of the middle and poor classes. In the short run, education has no significant effect on income distribution. As for the effect of other explanatory variables, it was found that per capita national income deterred income distribution, while it was found that population growth and unemployment enhance the share of the middle class and reduce the share of the poor, in the long run. These variables did not show a significant effect in the short run, except for the unemployment rate, which changes the income distribution in favor of the rich class.

Keywords:
education, income distribution, ARDEL model, panel data, high-income countries.

ورقة بحثية

العلاقة بين التعليم وتوزيع الدخل في البلدان ذات الدخل المرتفع

ربى رافع الوزان [١] ، مفيد ذنون يونس الملا ذنون [٢]

[١&٢]كلية الادارة والاقتصاد–جامعة الموصل

المؤلف المراسل: ربى رافع الوزان قسم الاقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الموصل،
Ruba.bap303@student.uomosul.edu.iq

DOI: https://doi.org/ 10.33899/tanra.2021.130652.1106

تاريخ المقالة: *الاستلام:* ٢٠٢١/٦/٢٦؛ *التعديل والتنقيح:* ٣٠/ ٢٠٢١/٧؛ *القبول:* ٢٠٢١/٨/٤؛ *النشر:* ٢٠٢٢/٣/١.

المستخلص

تتباين آراء الاقتصاديين حول تأثير التعليم على توزيع الدخل. يعتقد البعض أن التعليم يحسن توزيع الدخل عندما يكون التعليم مجانيًا ومتاحًا للجميع بالجودة. في حين يعتقد البعض الآخر أن التعليم يعمق عدم المساواة عندما يكون الالتحاق بالتعليم، المرتبط بمستوى الدخل الأعلى، أيسر للأغنياء مقارنة بالفقراء. تم استخدام نماذج متعددة لاختبار تأثير مستوى التعليم على توزيع الدخل في البلدان ذات الدخل المرتفع. تم تجميع بيانات بانل لمجموعة مختارة من ١٥ دولة ذات دخل مرتفع للمدة ٢٠٠٣–٢٠١٧ . استخدم أأنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL لتقدير ثلاثة نماذج. اخذت النماذج المقدرة بالاعتبار، متوسط سنوات الدراسة، تأثير كل من النمو السكاني، ومعدل البطالة، وحصة الفرد من الناتج، بوصفها متغيرات تفسيرية. المتغيرات التابعة تتمثل في حصص الدخل، أعلى ٢٠%، واوسط ٤٠%، وأدنى ٤٠%. وجدنا أن التعليم يعد محدداً مهماً لحصص الدخل الموزعة في البلدان ذات الدخل المرتفع في الأجل الطويل. إذ يؤدي إلى تخفيض حصة الفئة الغنية من الدخل، ويزيد حصة الفئات المتوسطة والفقيرة. في الأجل القصير لم يظهر تأثير معنوي للتعليم على توزيع الدخل. أما ما يتعلق بتأثير المتغيرات التفسيرية الأخرى، فقد تبين أن نمو حصة الفرد من الدخل القومي تزيد من اللامساواة في توزيع الدخل، في حين وجد أن النمو السكاني والبطالة تعززان حصة الفئة متوسطة الدخل، ويخفضان حصة الفئة الفقيرة، في الأجل الطويل. ولم يظهر تأثير معنوي لتلك المتغيرات في الأجل القصير باستثناء معدل البطالة الذي يغير توزيع الدخل في مصلحة الأغنياء.

الكلمات الرئيسة

التعليم، توزيع الدخل، أأنموذج ARDEL، بيانات بانل، البلدان ذات الدخل المرتفع

مجلة

تنمية الرافدين

(TANRA): **مجلة علمية، فصلية، دولية، مفتوحة الوصول، محكمة.**

المجلد (٤١)، العدد (١٣٣)،
اذار ٢٠٢٢

© جامعة الموصل |
كلية الإدارة والاقتصاد، *الموصل، العراق.*

تحتفظ (**TANRA**) بحقوق الطبع والنشر للمقالات المنشورة، والتي يتم إصدارها بموجب ترخيص (Creative Commons Attribution) لـ (CC-BY-4.0) الذي يتيح الاستخدام، والتوزيع، والاستنساخ غير المقيد وتوزيع للمقالة في أي وسيط نقل، بشرط اقتباس العمل الأصلي بشكل صحيح.

الاقتباس: الوزان، ربى رافع، الملا ذنون ، مفيد ذنون يونس (٢٠٢٢)." العلاقة بين التعليم وتوزيع الدخل في البلدان ذات الدخل المرتفع
"***تنمية الرافدين***،٤١ (١٣٣)، ٨٩-١٠٨،
https://doi.org/10.33899/tanra.2021.130652.1106

P-ISSN: 1609-591X
e-ISSN: 2664-276X
tanmiyat.mosuljournals.com

المقدمة

أبدى قادة العالم اهتمامًا كبيرًا بالتعليم من خلال الإجماع الدولي في سبتمبر ٢٠٠٠ لتحقيق الأهداف الإنمائية للألفية بحلول عام ٢٠١٥، والتي تضمن الهدف الثاني منها تحقيق تعميم التعليم الابتدائي. وقد تأكدت الأهمية القصوى للتعليم من خلال اتفاقية أهداف التنمية المستدامة التي صدرت عام ٢٠١٥ وتضمنت سبعة عشر هدفاً، احتل التعليم المرتبة الرابعة منها.

تركز الأدبيات النظرية على الآثار التنموية للتعليم، ولكنها تولي اهتمامًا أقل لتأثيراته التوزيعية. إن التعليم لا يؤثر على مستوى الدخل فحسب، بل يؤثر أيضًا على طريقة توزيعه. من هنا هناك حاجة لدراسة الآثار التوزيعية للتعليم. السؤال الذي يطرح نفسه هو: هل، وإلى أي مدى، يسهم التعليم في التأثير على توزيع الدخل؟ هناك جدل واسع بين الاقتصاديين حول أهمية التعليم في تحديد شكل توزيع الدخل. يعتقد بعض الاقتصاديين أن التعليم يحسن توزيع الدخل. يؤكد آخرون أن التعليم يعمق عدم المساواة. ولد هذا الجدل مشكلة يحاول هذا البحث التحقيق فيها.

السؤال الرئيس الذي يطرحه هذا البحث هو: هل يؤثر التعليم على توزيع الدخل في البلدان ذات الدخل المرتفع؟ وكيف يكون هذا التأثير؟

على الرغم من أن الكثير من الأبحاث التجريبية قد ركزت على مناقشة العلاقة بين التعليم والنمو الاقتصادي، إلا أن القليل جدًا منها درست تأثير التعليم على توزيع الدخل. ومن هنا تنبع أهمية هذا البحث من كونه يشكل إضافة للمعرفة في مجال الدراسات المعنية بالآثار التوزيعية للتعليم.

فرضية البحث

التعليم يحسن توزيع الدخل على الأجل الطويل لأن تأثيره يتطلب وقتاً طويلاً. وأن المستفيد من هذه الآثار التوزيعية هي الطبقة متوسطة الدخل.

تم تنظيم الورقة على النحو الاتي: يستعرض القسم الثاني الأدبيات النظرية والتجريبية. ويعرض القسم الثالث البيانات والمنهجية. في حين يحلل القسم الرابع نتائج التقدير القياسي. القسم الخامس تضمن الاستنتاجات الرئيسية ومضامين السياسة الاقتصادية.

١. مراجعة الادبيات النظرية والتجريبية لعلاقة التعليم وتوزيع الدخل:

يتباين الاقتصاديين في الآراء حول تأثير التعليم على توزيع الدخل. يعتقد البعض منهم أن التعليم يحسن توزيع الدخل. وهم يعتقدون ان هذا التأثير يتحقق عندما يكون التعليم مجانيًا ومتاحًا للجميع بنفس الجودة. لذلك، سيوفر فرصًا كبيرة للفقراء لزيادة مهاراتهم ومعارفهم التي ستمكنهم من الحصول على وظائف ذات دخل أعلى. من ثم، سيكون للتعليم تأثير توزيعي إيجابي، وسيمثل شريان الحياة للخروج من الفقر. (Todaro M.، and، S. Smith، ٢٠١٥،٤٠٤-٤٠٥؛ Abdullah A.، et al، ٢٠١١، ٣؛ Ozturk I.، ٢٠٠٨٤؛ Kumba D.، ٢٠٠٩، ٦). تجريبيا، عززت النتائج التي حصل عليها عبد الله واخرون (Abdullah A.، et al.، ٢٠١١) فكرة أن التعليم يحسن توزيع الدخل حيث وجدوا ان التعليم يقلل نصيب الطبقة الغنية ويزيد حصة الطبقة الفقيرة ولكن ليس له تأثير على حصة الطبقة الوسطى من الدخل. درس لي ولي (Lee J. and H. Lee، ٢٠١٨) تأثير

التحصيل التعليمي على توزيع الدخل في مجموعة واسعة من البلدان، ووجدا أن التعليم يسهم في الحد من عدم المساواة في المهارات، وبالتالي عدم المساواة في الدخل. تثبت نتائج شاهبادي (Shahabadi A.، ٢٠١٨) أن الالتحاق بالمدارس الابتدائية والثانوية في دول إسلامية مختارة كان له تأثير سلبي كبير على عدم المساواة في الدخل، في حين إن الالتحاق بالجامعة كان له تأثير إيجابي كبير على عدم المساواة في الدخل. وجد روي وحسين (Roy P. and Z. Husain, 2019) في دراستهما لحالة الهند أن التعليم قلل من عدم المساواة خلال السبعينيات، ومنذ التسعينيات فصاعدًا. أخيرًا، أكدت نتائج جينك وآخرون (Jeng R. et al، ٢٠١٩) في دراسته لخمسين دولة حول العالم وجود علاقة سلبية طفيفة بين التعليم وعدم المساواة في الدخل.

يتبنى اقتصاديون آخرون فكرة مناقضة تماما، فهم يعتقدون أن النظم التعليمية قد تعمق عدم المساواة. ويعزون ذلك إلى وجود علاقة ارتباط موجبة بين مستوى التعليم ومستوى الدخل. فهم يرون أن مستوى الدخل الذي يمكن كسبه يعتمد على عدد سنوات الدراسة، وعندما تكون غالبية من يحصل على التعليم الثانوي والجامعي من اسر تنتمي الى طبقات الدخل العليا والمتوسطة، في حين إن الفقراء غير قادرين على الالتحاق بالتعليم الثانوي والعالي لأسباب مالية أو غيرها، فسوف يستمر نظام التعليم في ادامة سوء توزيع الدخل بل ربما يزيده سوءً. (Kumba D.، ٢٠٠٩، ٧؛ Abdullah A.، et al، ٢٠١١، ٤؛ Petcu C.، ٢٠١٤، ٤؛ Todaro M.، and، S. Smith، ٢٠١٥، ٤٠٦). تجريبيًا، وجد كاستيلو–كليمنت ودومينتش (Castelló-Climent A. and R. Doménech, 2014) أن تحسين التعليم لا يعد شرطا كافيا للحد من عدم المساواة في الدخل، ولكنه يسهم في تحسين مستويات المعيشة للفئات ذات الدخل المنخفض. وقد استقى هذه النتيجة من حقيقة أن انخفاض عدم المساواة في التعليم بشكل كبير في جميع أنحاء العالم لم ينعكس على عدم المساواة في توزيع الدخل.

٣. البيانات والمنهجية

في حالة تأثر كل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في الفترة الحالية بقيم الفترات السابقة لها، فمن الضروري تضمين قيم المتغيرات المتأخرة زمنيا في الأنموذج. بالتالي سيتكون لدينا أنموذج حركي (dynamic)، وفي هذه الحالة فإننا نتعامل مع نماذج الإبطاء الزمني (Lagged Time Models). ومن امثلة هذه النماذج هو أأنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag Model) والذي يشار إليه اختصاراً بأنموذج (ARDL).

في هذا البحث قمنا باختبار ثلاثة نماذج، يحتوي كل منها على أربع متغيرات توضيحية. لذلك، سيكون لدينا أنموذج ARDL من رتبة (p, q_1, q_2, q_3, q_4). عند تحليل بيانات البانل، تكون رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى لجميع المتغيرات التوضيحية من الترتيب نفسه. لذلك، سيكون أأنموذجنا:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1,i} \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2,i} \Delta X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3,i} \Delta X_{3,t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4,i} \Delta X_{4,t-i} + \sum_{j=1}^{4} \delta_j X_{j,t-1} + \lambda Y_{t-1} + U_t \quad \dots\dots(1)$$

حيث إن N يمثل عدد المقاطع العرضية وT هو طول السلسلة الزمنية، لذلك سيكون إجمالي عدد المشاهدات $N \times T$.

Y_t = المتغير التابع ويمثل أحد حصص الدخل (حصة أعلى ٢٠٪ ($Y_{1,t}$)، وحصة اوسط ٤٠٪ ($Y_{2,t}$)، وحصة أدنى ٤٠٪ ($Y_{3,t}$)).

X_1= معدل البطالة (نسبة البطالة من إجمالي القوى العاملة).

X_2= متوسط سنوات الدراسة.

X_3= معدل النمو السكاني.

X_4= حصة الفرد من الدخل القومي.

تم جمع بيانات بانل للمدة ٢٠٠٣-٢٠١٧ لمجموعة مختارة من ١٥ دولة ذات دخل مرتفع (النمسا، بلجيكا، قبرص، جمهورية التشيك، ألمانيا، الدنمارك، فنلندا، فرنسا، المملكة المتحدة، اليونان، المجر، أيرلندا، لوكسمبورغ، النرويج، البرتغال). مصدر البيانات هو مؤشرات التنمية العالمية التي يصدرها البنك الدولي على موقعه الرسمي. باستثناء متغير متوسط سنوات الدراسة الذي تم الحصول عليها من: موقع Our World in Data. (https://ourworldindata.org/global-education#years-of-schooling)

٤. نتائج التقدير القياسي:

٤,١. اختبار استقرارية البيانات:

الخطوة الأولى في بناء أنموذج الانحدار تتمثل في اختبار استقرارية متغيرات الأنموذج باستخدام اختبار جذر الوحدة. الاستقرار يعني أن المتوسط الحسابي وتباين المتغير ثابتان. في حالة عدم استقرار المتغيرات، ستكون نتائج الانحدار زائفة. هناك العديد من أنواع اختبارات جذر الوحدة، ولكن أكثرها شيوعًا في دراسات بيانات البانل هو اختبار (Levin, Lin & Chu test). يلخص الجدول (١) نتائج اختبار جذر الوحدة (LLC) لمتغيرات النماذج الثلاثة.

جدول (١): نتائج اختبار جذر الوحدة

	Max. Lag	Original Variable (Level)		After one Difference	
		Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend	Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend
Y_1	1	-13.217***	-23.643***	-	-
		(0.000)	(0.000)		
Y_2	2	$12.004^{n.s}$	-179.314***	121.005***	-92.894***
		(1.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Y_3	1	-6.747***	-6.640***	-	-
		(0.000)	(0.000)		

	Max. Lag	Original Variable (Level)		After one Difference	
		Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend	Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend
X_1	5	-6.709***	$0.440^{n.s}$	-4.829***	-11.749***
		(0.000)	(0.670)	(0.000)	(0.000)
X_2	4	-4.102***	-5.734***	-	-
		(0.000)	(0.000)		
X_3	2	$-0.097^{n.s}$	-11.921***	-7.724***	-6.971***
		(0.461)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
X_4	6	-10.340***	-26.077***	-	-
		(0.000)	(0.000)		

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-١٠

يوضح الجدول (١) أن متغيرين تابعين، وهما حصة أعلى ٢٠٪، وحصة أدنى ٤٠٪، وكذلك المتغيرين المستقلين، متوسط سنوات الدراسة، ونصيب الفرد من الدخل القومي، كانت مستقرة (متكاملة) عند المستوى I (0). أما بالنسبة للمتغيرات الأخرى، فإن المتغير التابع الذي يمثل حصة متوسط ٤٠٪، والمتغيرات المستقلة، المتمثلة بمعدل البطالة، ومعدل النمو السكاني، فقد استقرت عند الفرق الأول، أي عند)١(I.تقدير النماذج:

سيتضمن هذا القسم على تقدير النماذج الثلاثة، أنموذج حصة أعلى ٢٠٪، وأنموذج حصة اوسط ٤٠٪، وأنموذج حصة أدني ٤٠٪.

٤,١,١. تقدير أنموذج أعلى ٢٠٪:

في هذا الأنموذج نقدر انحدار نصيب الدخل لأعلى ٢٠٪، على معدل البطالة، ومتوسط سنوات الدراسة، ومعدل النمو السكاني، وحصة الفرد من الدخل القومي، للفترة (٢٠٠٣-٢٠١٧). وتتمثل الخطوة الأولى في تقدير الأنموذج الحركي في تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى.

تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى:

يقدم الجدول (٢) معايير اختيار رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى للأنموذج وفقاً لتحليل Vector (VAR) of Autoregressive Model.

جدول (٢): تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى لأنموذج حصة الدخل لأعلى ٢٠٪

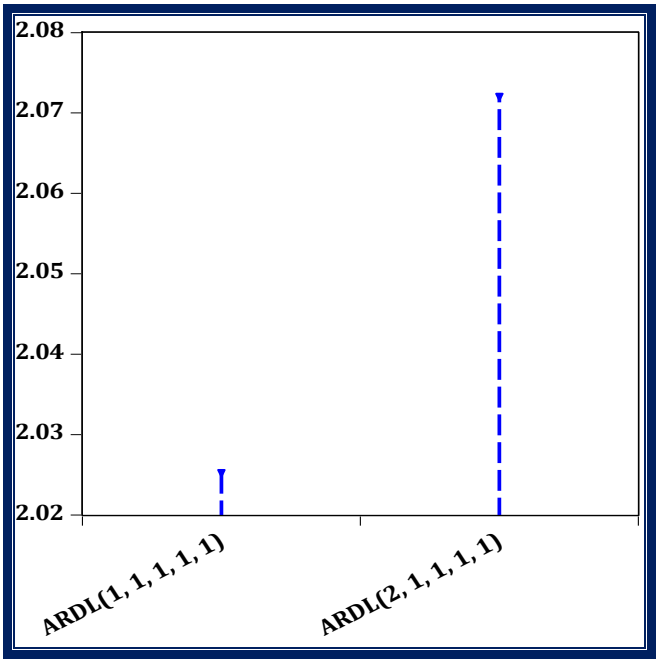
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1025.998	NA	232.4490	19.63805	19.76443	19.68926
1	-463.9820	1059.801	0.008400	9.409182	10.16746*	9.716450
2	-417.7931	82.70027	0.005628*	9.005582*	10.39575	9.568906*
3	-395.3398	38.06359	0.005956	9.054092	11.07616	9.873473
4	-370.8338	39.20969	0.006106	9.063500	11.71746	10.13894
5	-346.3334	36.86724	0.006321	9.073017	12.35887	10.40451
6	-326.1923	28.38935	0.007203	9.165568	13.08332	10.75312
7	-294.9537	41.05642*	0.006752	9.046737	13.59638	10.89034
8	-276.1853	22.87956	0.008188	9.165435	14.34698	11.26510
					(*) تمثل رتبة فجوة الابطاء المثلى عند مستوى ٥%	

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-10

جدول (٢) يلخص نتائج المعايير المختلفة لاختيار رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى للأنموذج. وقد وجد أن رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى هي سبعة وفقاً لمعيار (LR)، واثنان وفقاً لمعايير (FPE,AIC,HQ) وواحد وفقاً لمعيار (SC). وبما أن غالبية المعايير تبين أن رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى هي اثنان. لذلك فان رتبة فجوة الإبطاء المثلى لغرض تقدير أنموذج ARDL هي الفجوة الثانية أي عند الزمن (t-2).

تقدير أنموذج ARDL:

بإدخال رتبة فجوة الابطاء المثلى المساوية لاثنين لجميع متغيرات الأنموذج، وجدنا أن أفضل ترتيب للأنموذج هو الفرق الأول لجميع المتغيرات، مما يعني أن الأنموذج سيكون من النوع ARDL (1,1,1,1,1) مع المقطع. وقد حقق هذا الأنموذج أدنى قيمة لمعيار Akaike (AIC) البالغة (٢,٠٢٥) من بين النماذج الأخرى، كما يتضح من الشكل (١).



المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews–10

الشكل (١): قيم معيار Akaike (AIC) من الرتب المختلفة لأنموذج حصة أعلى ٢٠%

لذلك، فان أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المراد تقديره سيتخذ الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{1,t} = \alpha_0 + \beta_{1,0}\Delta X_{1,t} + \beta_{2,0}\Delta X_{2,t} + \beta_{3,0}\Delta X_{3,t} + \beta_{4,0}\Delta X_{4,t} + \lambda Y_{1,t-1} + \delta_1 X_{1,t-1} + \delta_2 X_{2,t-1} + \delta_3 X_{3,t-1} + \delta_4 X_{4,t-1} + U_{2,t} \quad \ldots\ldots(2)$$

يعرض الجدول (٣) نتائج تقدير أنموذج ARDL (1,1,1,1,1).

جدول (٣): نتائج تقدير أنموذج أعلى ٢٠٪

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Long-run Equation				
$X_{1,t}$	0.0182	0.035	$0.5226^{n.s}$	0.602
$X_{2,t}$	-1.2626	0.1360	-9.2867**	0.000
$X_{3,t}$	-0.4165	0.2216	$-1.8795^{n.s}$	0.062
$X_{4,t}$	0.1405	0.0322	4.3565**	0.000
Short-run Equation				
CointEq01	-0.5445	0.1182	-4.6063**	0.000
$X_{1,t}\Delta$	0.2532	0.1264	2.0036*	0.047
$X_{2,t}\Delta$	0.3493	0.7835	$0.4459^{n.s}$	0.656
$X_{3,t}\Delta$	-0.8035	0.7303	$-1.1003^{n.s}$	0.273
$X_{4,t}\Delta$	0.0302	0.0336	$0.9005^{n.s}$	0.370
C	29.208	6.3450	4.6034**	0.000
Mean dependent var	-0.0343	S.D. dependent var		1.0741

S.E. of regression	0.7039	Akaike info criterion	1.9678
Sum squared resid	64.912	Schwarz criterion	3.3950
Log likelihood	-127.378	Hannan-Quinn criter.	2.5438
R-squared	0.9505		
Adjusted R-squared	0.9472		
F-statistic	292.4615**		
Prob(F-statistic)	0.000		

(**) معنوي عند مستوى ١%.

(*) معنوي عند مستوى ٥%.

n.s غير معنوي

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-10

المعادلات قصيرة الأجل وطويلة الأجل:

من خلال جدول (٣) تأخذ المعادلة طويلة الأجل الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{1,t} = 0.0182X_{1,t} - 1.2626X_{2,t} - 0.4165X_{3,t} + 0.1405X_{4,t}$$
$$\Rightarrow Y_{1,t} = Y_{1,t-1} + 0.0182X_{1,t} - 1.2626X_{2,t} - 0.4165X_{3,t} + 0.1405X_{4,t} \quad \ldots\ldots (3)$$

بينما تأخذ المعادلة قصيرة الأجل الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{1,t} = -0.5445\text{CointEq01} + 0.2532\Delta X_{1,t} + 0.3493\Delta X_{2,t} - 0.8035\Delta X_{3,t} + 0.0302\Delta X_{4,t} + 29.208 \quad \ldots. (4)$$

يمكن تلخيص نتائج التقدير في الأجل القصير والأجل الطويل على النحو الآتي:

وجد أن التعليم ليس له تأثير معنوي على حصة دخل الطبقة الغنية في الأجل القصير. أما في الأجل الطويل، فقد وجد أن التعليم يسهم في تقليل حصة الطبقة الغنية، حيث وجد أن متوسط سنوات الدراسة له تأثير سلبي ومعنوي على حصة أعلى ٢٠٪ عند مستوى (١٪). ذلك يعني أن زيادة متوسط سنوات الدراسة بسنة واحدة يؤدي إلى انخفاض نصيب هذه الفئة من الدخل بنسبة (١,٢٦٪). وهذا دليل على أن الاستثمار في التعليم له تأثير توزيعي مرغوب.

تبين أن معدل البطالة إيجابي ومعنوي على حصة أعلى ٢٠ ٪ في الأجل القصير. إن زيادة متوسط سنوات الدراسة بسنة واحدة يؤدي إلى زيادة نصيب الفئة الغنية بنسبة (٠,٢٥٪). لكن هذا التأثير يختفي في الأجل الطويل.

لا يوجد تأثير كبير لمعدل النمو السكاني على حصة أغنى ٢٠٪ في الأجلين القصير والطويل. من جانب آخر يظهر أن لحصة الفرد من الدخل القومي تأثيراً إيجابياً ومعنوياً على حصة الطبقة الأغنى في الأجل الطويل. إذ تؤدي زيادة حصة الفرد من الدخل القومي إلى زيادة نصيب الفئة الأغنى من الدخل بنسبة (٠,١٤٪). بينما لم يكن هناك تأثير معنوي لحصة الفرد من الدخل القومي على حصة الدخل للفئة الأغنى في الأجل القصير.

تبين وجود علاقة معنوية طويلة الأجل بين متغيرات الأنموذج، حيث ظهر معامل التكامل CointEq٠١ بقيمة سالبة ومعنوية عند مستوى (١٪)، وقيمته المقدرة تعكس أن (٥٤,٤٥٪) من أخطاء الأجل القصير يمكن

تصحيحها في الفترة التالية من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، بعبارة أخرى أن (٥٤,٤٥%) من عدم التوازن في علاقة المتغيرات التفسيرية الأربعة بحصة دخل الأغنياء في الأجل القصير يتم تصحيحه في الأجـل الطويل ويكون، ويكون التصحيح كل عامين تقريبًا لأن $\frac{1}{0.5445} = 1.84 \cong 2$.

تشير قيمة المقطع المعنوية عند مستوى (١%) والبالغة (٢٩,٢٠٨) إلى أنه في حالة انعدام تأثير جميع المتغيرات المستقلة فإن متوسط حصة الدخل لأعلى ٢٠% في مجموعة الدول المتقدمة ستكون تقريباً (٢٩%).

تقدير معادلة التكامل المشترك:

الجدول (٣) يبين أن أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المقدر يأخذ الصيغة الآتية:

$$\Delta Y_{1,t} = 0.0182X_{1,t} - 1.2626X_{2,t} - 0.4165X_{3,t} + 0.1405X_{4,t} - 0.5445CointEq01 + 0.2532\Delta X_{1,t} + 0.3493\Delta X_{2,t} - 0.8035\Delta X_{3,t} + 0.0302\Delta X_{4,t} + 29.208 \dots (5)$$

تشير قيمة $\bar{R}^2$ إلى أن المتغيرات التوضيحية تفسر ٩٥٪ من التباين في حصة أعلى ٢٠٪، وتعكس قيمة اختبار (F) معنوية أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المقدر عند (١٪).

٤,١,٢. تقدير أنموذج أوسط ٤٠٪

في هذا الأنموذج نقدر انحدار نصيب الدخل لأوسط ٤٠٪، على معدل البطالة، ومتوسط سنوات الدراسة، ومعدل النمو السكاني، وحصة الفرد من الدخل القومي، للفترة (٢٠٠٣-٢٠١٧). وتتمثل الخطوة الأولى في تقدير الأنموذج الحركي في تحديد طول التأخير الأمثل.

تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى:

يقدم الجدول (٤) معايير اختيار رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى للأنموذج وفقاً لتحليل Vector (VAR) of Autoregressive Model.

جدول (٤): تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى لأنموذج حصة اوسط ٤٠%

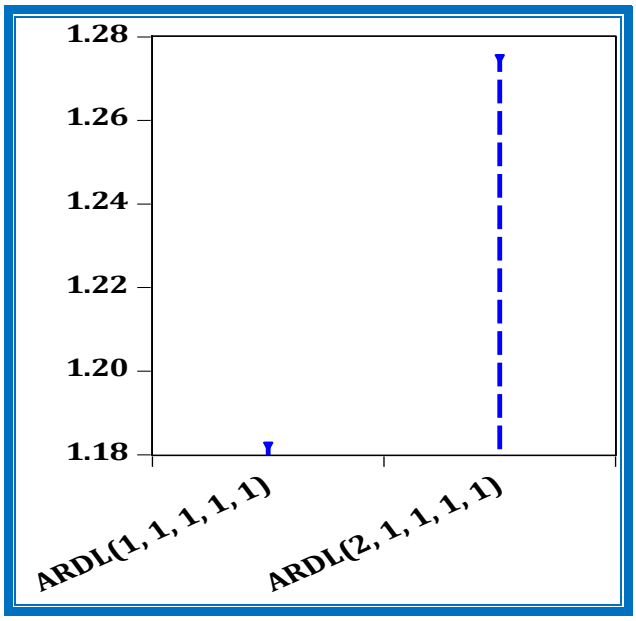
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1100.957	NA	969.1960	21.06585	21.19223	21.11706
1	-416.2753	1291.114	0.003385	8.500483	9.258757*	8.807750
2	-369.8995	83.03481	0.002260*	8.093324*	9.483494	8.656648*
3	-349.4593	34.65095	0.002486	8.180178	10.20224	8.999559
4	-328.5994	33.37592	0.002731	8.259036	10.91300	9.334473
5	-299.9841	43.05922*	0.002615	8.190173	11.47603	9.521667
6	-277.2869	31.99221	0.002838	8.234036	12.15179	9.821586
7	-248.8614	37.35921	0.002806	8.168789	12.71844	10.01240
8	-236.8037	14.69895	0.003867	8.415309	13.59685	10.51497
					عند مستوى ٥% الابطاء المثلى (*) تمثل رتبة فجوة	

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-10

يلخص جدول (٣) نتائج المعايير المختلفة لاختيار رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى للأنموذج. وقد وجد أن رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى هي خمسة وفقاً لمعيار (LR)، واثنان وفقاً لمعايير (FPE,AIC,HQ) وواحد وفقاً لمعيار (SC). وبما أن غالبية المعايير تبين أن رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى هي اثنان، لذلك فان رتبة فجوة الإبطاء المثلى لغرض تقدير أنموذج ARDL هي الفجوة الثانية أي عند الزمن (t-2).

تقدير أنموذج ARDL:

بإدخال رتبة فجوة الابطاء المثلى المساوية لاثنين لجميع متغيرات الأنموذج، وجدنا أن أفضل ترتيب للأنموذج هو الفرق الأول لجميع المتغيرات، مما يعني أن الأنموذج سيكون من النوع ARDL (1,1,1,1,1) مع المقطع. وقد حقق هذا الأنموذج أدنى قيمة لمعيار Akaike (AIC) البالغة (١,١٨٢) من بين النماذج الأخرى، كما يتضح من الشكل (٢).



المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EVeiws-10

الشكل (٢): قيم معيار Akaike (AIC) من الرتب المختلفة لأنموذج حصة أوسط ٤٠%

لذلك، فإن أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المراد تقديره سيتخذ الصيغة الآتية:

$$\Delta Y_{2,t} = \alpha_0 + \beta_{1,0}\Delta X_{1,t} + \beta_{2,0}\Delta X_{2,t} + \beta_{3,0}\Delta X_{3,t} + \beta_{4,0}\Delta X_{4,t} + \lambda Y_{2,t-1} + \delta_1 X_{1,t-1} + \delta_2 X_{2,t-1} + \delta_3 X_{3,t-1} + \delta_4 X_{4,t-1} + U_{3,t} \quad \ldots\ldots\ldots (6)$$

يعرض الجدول (٥) نتائج تقدير أنموذج ARDL (1,1,1,1,1).

جدول (٥): نتائج تقدير أنموذج أوسط ٤٠٪

Dependent Variable: ΔY_3 Method: ARDL

Sample: 2004 2017 Included observations: ٣36 Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection) Dynamic regressors (1 Lag, automatic): X_1 X_2 X_3 X_4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Long Run Equation				
$X_{1,t}$	0.0887	0.028٥	3.1186**	0.002
$X_{2,t}$	0.901٥	0.091٨	9.8335**	0.000
$X_{3,t}$	0.6190	0.167٧	3.6920**	0.000
$X_{4,t}$	-0.0853	0.022٦	-3.7815**	0.000
Short Run Equation				
CointEq01	-0.5581	0.1275	-4.3770**	0.000
$\Delta X_{1,t}$	-0.231٢	0.0895	-2.582٤*	0.01١
$\Delta X_{2,t}$	-0.3213	0.801١	-0.4011$^{n.s}$	0.689
$\Delta X_{3,t}$	1.4693	1.14٥٠	1.2832$^{n.s}$	0.20٢
$\Delta X_{4,t}$	0.002٣	0.0248	0.0915$^{n.s}$	0.927
C	10.2717	2.411٥	4.2595**	0.000
Mean dependent var	0.0871	S.D. dependent var		1.733٩
S.E. of regression	1.0205	Akaike info criterion		1.232٩
Sum squared resid	136.4374	Schwarz criterion		2.6600
Log likelihood	-44.696١	Hannan-Quinn criter.		1.808٩
R-squared	0.9٩٦٧			
Adjusted R-squared	0.9٩٣٢			
F-statistic	٧٦٧٠,١٢٥**			
Prob(F-statistic)	0.000			
** significant at 1% level * significant at 5% level n.s not significant				

Eviews- مخرجات البرمجية الإحصائية

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-10

المعادلات قصيرة الأجل وطويلة الأجل:

من خلال جدول (٥) تأخذ المعادلة طويلة الأجل الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{2,t} = 0.0887X_{1,t} + 0.9015X_{2,t} + 0.6190X_{3,t} - 0.0853X_{4,t}$$

$$\Rightarrow Y_{2,t} = Y_{2,t-1} + 0.0887X_{1,t} + 0.9015X_{2,t} + 0.6190X_{3,t} - 0.0853X_{4,t} \quad \ldots.(7)$$

بينما تأخذ المعادلة قصيرة الأجل الصيغة الآتية:

$$\Delta Y_{2,t} = -0.5581CointEq01 - 0.2312\Delta X_{1,t} - 0.3213\Delta X_{2,t} + 1.4693\Delta X_{3,t} + 0.0023\Delta X_{4,t} + 10.271 \quad \ldots\ldots(8)$$

يمكن تلخيص نتائج التقدير في الأجل القصير والأجل الطويل على النحو الآتي:

وجد أن التعليم ليس له تأثير معنوي على حصة الدخل للطبقة المتوسطة في الأجل القصير. في حين ظهر أنه يسهم في تحقيق المساواة في الأجل الطويل، إذ وجد أن زيادة متوسط سنوات الدراسة لها تأثير إيجابي ومعنوي على حصة اوسط ٤٠٪ من الدخل عند مستوى (١٪)، حيث تؤدي الزيادة في متوسط سنوات الدراسة بمقدار عام واحد إلى زيادة نصيب هذه الفئة من الدخل بنسبة (٠,٩٪). تفسر هذه النتيجة من خلال حقيقة أن الطبقة المتوسطة الدخل هي في الغالب من الموظفين، وأن دخولهم ترتبط ارتباطًا وثيقًا بتحصيلهم التعليمي.

تبين أن معدل النمو السكاني وحصة الفرد من الدخل القومي ليس لهما تأثير كبير على حصة اوسط٤٠٪ في الأجل القصير. ولكن تم تشخيص أثر سلبي ومعنوي لمعدل النمو السكاني على حصة أوسط ٤٠٪ عند مستوى (١٪) في الأجل الطويل، حيث تؤدي الزيادة بنقطة مئوية واحدة في النمو السكاني إلى زيادة نصيب هذه الفئة من الدخل بنسبة (٠,٦٢٪). من ناحية أخرى، فإن نصيب الفرد من الدخل القومي له تأثير سلبي معنوي على حصة أوسط ٤٠٪ عند مستوى (١٪)، حيث تؤدي الزيادة في الدخل القومي للفرد بنسبة (١٪) إلى انخفاض نصيب هذه الفئة من الدخل بمقدار (٠,٠٩٪). وهذا يؤكد فكرة أن ثمار النمو توزع بشكل يضر بالفقراء.

تؤثر البطالة على حصة دخل الفئة متوسطة الدخل في اتجاهين متعاكسين خلال الأجل القصير والطويل. في الأجل القصير، تؤدي زيادة حصة الفرد من الدخل القومي إلى انخفاض حصة هذه الفئة من الدخل، لكن التأثير يصبح إيجابيًا في الأجل الطويل. كلا التأثيرين مهم عند (١٪). إن ارتفاع معدل البطالة بنسبة (١٪) يؤدي إلى انخفاض نصيب هذه الفئة من الدخل بنسبة (٠,٢٣٪) في الأجل القصير، وزيادة حصتها بنسبة (٠,٠٩٪) في الأجل الطويل. هذه النتيجة تنطوي على مفارقة، التفسير المحتمل لها يكمن في التفريق بين تأثير البطالة على دخل العمالة الماهرة مقابل دخل العمالة غير الماهرة. تسبب البطالة على المدى القصير صدمة توزيعية بسبب الانخفاض المفاجئ في حصة الدخل للفئات الهشة. أما على المدى الطويل، فتعمل الطبقة الوسطى على تحسين حصتها من الدخل، لأن هذه الفئة تتكون في الغالب من أشخاص ذوي مهارات وخبرات مهنية عالية، وهم قادرون على إيجاد فرص عمل بديلة.

توجد علاقة معنوية طويلة الأجل بين متغيرات الأنموذج، إذ ظهر معامل التكامل CointEq01 بقيمة سالبة ومعنوية عند مستوى (١٪)، وقيمته المقدرة تعكس أن (٥٥,٨١٪) من أخطاء الأجل القصير يمكن تصحيحها في الفترة التالية، من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، بعبارة أخرى إن (٥٥,٨١%) من عدم التوازن في علاقة المتغيرات التفسيرية الأربعة بحصة دخل الفئة الوسطى في الأجل القصير يتم تصحيحه في الأجل الطويل ويكون، ويكون التصحيح كل عامين تقريبًا لأن $\frac{1}{0.5581} = 1.79 \cong 2$.

تشير قيمة المقطع المعنوية عند مستوى (١%) والبالغة (١٠,٢٧١) إلى أنه في حالة انعدام تأثير جميع المتغيرات المستقلة فمتوسط حصة الدخل لأوسط ٤٠% في مجموعة الدول المتقدمة ستكون تقريباً (١٠%).

تقدير معادلة التكامل المشترك:

يوضح الجدول (٥) أن أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المقدر يأخذ الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{2,t} = 0.0887X_{1,t} + 0.9015X_{2,t} + 0.6190X_{3,t} - 0.0853X_{4,t} - 0.5581CointEq01 \\ -0.2312\Delta X_{1,t} - 0.3213\Delta X_{2,t} + 1.4693\Delta X_{3,t} + 0.0023\Delta X_{4,t} + 10.271 \dots (9)$$

تعكس قيمة $\bar{R}^2$ أن المتغيرات التفسيرية تشرح (٩٩٪) من التغير في حصة اوسط ٤٠٪ من الدخل. وتبين قيمة اختبار (F) البالغة (٧٦٧٠,١٢٥) أن أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) معنوي عند مستوى (١٪).

٤,١,٣. تقدير أنموذج أدنى ٤٠٪:

في هذا الأنموذج نقدر انحدار نصيب الدخل لأوسط ٤٠٪، على معدل البطالة، ومتوسط سنوات الدراسة، ومعدل النمو السكاني، وحصة الفرد من الدخل القومي، للفترة (٢٠٠٣-٢٠١٧). وتتمثل الخطوة الأولى في تقدير الأنموذج الحركي في تحديد طول التأخير الأمثل.

تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى:

يقدم الجدول (٦) معايير اختيار رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى للأنموذج وفقاً لتحليل Vector (VAR) of Autoregressive Model.

جدول (٦): تحديد رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى لأنموذج حصة أدنى ٤٠%

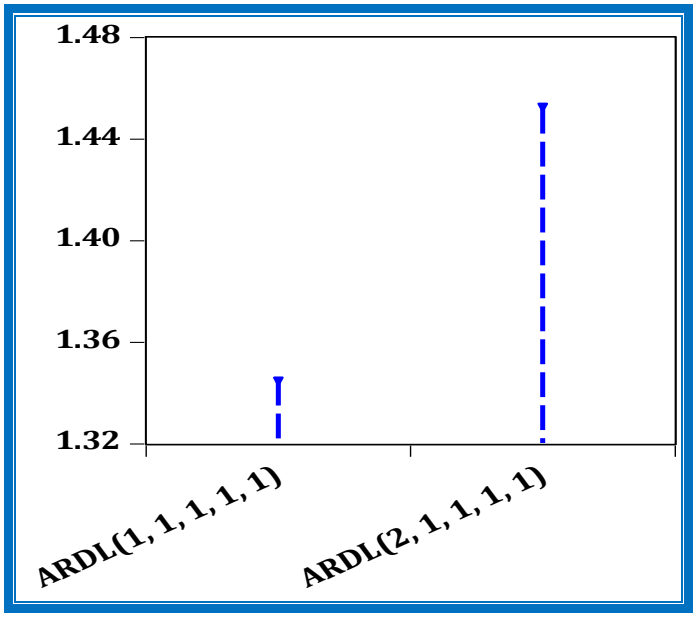
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-952.2755	NA	57.07896	18.23382	18.36020	18.28503
1	-395.8005	1049.353	0.002292	8.110485	8.868759*	8.417753
2	-349.1195	83.58113	0.001522*	7.697514*	9.087684	8.260838*
3	-327.2649	37.04875	0.001629	7.757427	9.779492	8.576807
4	-302.4200	39.75185*	0.001659	7.760381	10.41434	8.835818
5	-282.9592	29.28389	0.001890	7.865889	11.15174	9.197383
6	-262.2478	29.19320	0.002131	7.947577	11.86533	9.535127
7	-234.9064	35.93444	0.002151	7.902978	12.45262	9.746585
8	-213.5363	26.05110	0.002483	7.972120	13.15366	10.07178
(*) تمثل رتبة فجوة الإبطاء المثلى عند مستوى ٥%						

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-١٠

جدول (٦) يلخص نتائج المعايير المختلفة لاختيار رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى للأنموذج. وقد وجد أن رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى هي أربع وفقاً لمعيار (LR)، واثنان وفقاً لمعايير (FPE,AIC,HQ) وواحد وفقاً لمعيار (SC). وبما أن غالبية المعايير تبين أن رتبة فجوة الإبطاء الزمني المثلى هي اثنان، لذلك فان رتبة فجوة الإبطاء المثلى لغرض تقدير أنموذج ARDL هي الفجوة الثانية أي عند الزمن (t-2).

تقدير أنموذج ARDL:

بإدخال رتبة فجوة الابطاء المثلى المساوية لاثنين لجميع متغيرات الأنموذج، وجدنا أن أفضل ترتيب للأنموذج هو الفرق الأول لجميع المتغيرات، مما يعني أن الأنموذج سيكون من النوع ARDL (1,1,1,1,1) مع المقطع. وقد حقق هذا الأنموذج أدنى قيمة لمعيار Akaike (AIC) البالغة (١,٣٤٥) من بين النماذج الأخرى، كما يتضح من الشكل (٢).



المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-١٠

الشكل (٣): قيم معيار Akaike (AIC) من الرتب المختلفة لأنموذج حصة أدنى ٤٠%

لذلك، فان أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المراد تقديره سيتخذ الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{3,t} = \alpha_0 + \beta_{1,0}\Delta X_{1,t} + \beta_{2,0}\Delta X_{2,t} + \beta_{3,0}\Delta X_{3,t} + \beta_{4,0}\Delta X_{4,t} + \lambda Y_{3,t-1} + \delta_1 X_{1,t-1} + \delta_2 X_{2,t-1} + \delta_3 X_{3,t-1} + \delta_4 X_{4,t-1} + U_{4,t} \quad \ldots\ldots.(10)$$

يعرض الجدول (٧) نتائج تقدير أنموذج ARDL (1,1,1,1,1).

جدول (٧): نتائج تقدير أنموذج أدنى ٤٠٪

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Long-run Equation				
$X_{1,t}$	0.0003	0.0201	0.0155n.s	0.988
$X_{2,t}$	0.6101	0.0836	7.3014**	0.000
$X_{3,t}$	-0.4237	0.1212	-3.4955**	0.001
$X_{4,t}$	-0.1390	0.0267	-5.2033**	0.000
Short-run Equation				
CointEq01	-0.5084	0.1120	-4.5399**	0.000
$X_{1,t}\Delta$	-0.1434	0.0676	-2.1219*	0.036
$X_{2,t}\Delta$	-0.1618	0.4287	-0.3775n.s	0.706
$X_{3,t}\Delta$	0.8156	0.4263	1.9131n.s	0.058
$X_{4,t}\Delta$	0.0051	0.0189	0.2792n.s	0.781
C	11.807	2.5076	4.7086**	0.000
Mean dependent var	0.0081	S.D. dependent var		0.4941
S.E. of regression	0.3696	Akaike info criterion		0.7566
Sum squared resid	17.896	Schwarz criterion		2.1837
Log likelihood	8.8858	Hannan-Quinn criter.		1.3326

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Long-run Equation				
R-squared	0.9644			
Adjusted R-squared	0.9620			
F-statistic	412.1368**			
Prob(F-statistic)	0.000			
		(**) معنوي عند مستوى ١%. (*) معنوي عند مستوى ٥%. n.s غير معنوي		

المصدر: عمل المؤلفين / مخرجات برنامج EViews-10

المعادلات قصيرة الأجل وطويلة الأجل:

من خلال الجدول (٧) تأخذ المعادلة طويلة الأجل الصيغة الآتية:

$$\Delta Y_{3,t} = 0.0003X_{1,t} + 0.6101X_{2,t} - 0.4237X_{3,t} - 0.139X_{4,t}$$
$$\Rightarrow Y_{3,t} = Y_{3,t-1} + 0.0003X_{1,t} + 0.6101X_{2,t} - 0.4237X_{3,t} - 0.139X_{4,t} \quad \ldots\ldots (11)$$

بينما تأخذ المعادلة قصيرة الأجل الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{3,t} = -0.5084\text{CointEq}01 - 0.1434\Delta X_{1,t} - 0.1618\Delta X_{2,t} + 0.8156\Delta X_{3,t} + 0.0051\Delta X_{4,t} + 11.807 \quad \ldots (12)$$

يمكن تلخيص نتائج التقدير في الأجلين القصير والطويل على النحو الآتي:

وجد أن التعليم ليس له تأثير معنوي على حصة دخل أدنى ٤٠ ٪ في الأجل القصير. في حين وجدنا أثراً إيجابياً ومعنوياً للتعليم على حصة الدخل لهذه الفئة عند مستوى (١٪) في الأجل الطويل. أدى ارتفاع متوسط سنوات الدراسة بسنة واحدة إلى زيادة حصة الدخل لهذه الفئة بنسبة (٠,٦١٪). لأنه مع تحقق المزيد من التعليم، سيتمكن الأفراد في هذه الفئة من الوصول إلى وظائف ذات عوائد أكبر وستزيد حصتهم من الدخل.

تم تشخيص أثر معنوي لمعدل البطالة على حصة دخل أدنى ٤٠٪ في الأجل القصير، إذ إن ارتفاع معدل البطالة بنسبة (١٪) يؤدي إلى انخفاض حصة هذه الفئة بنسبة (١٤٪). في الأجل الطويل، لم نتمكن من تمييز تأثير معنوي لمعدل البطالة على حصة دخل الطبقة الفقيرة. هذه النتيجة يمكن تفسيرها بأن البطالة في الأجل القصير تسبب صدمة توزيعية بسبب الانخفاض المفاجئ في دخل الطبقة الفقيرة. أما في الأجل الطويل، فتسهم مدفوعات الضمان الاجتماعي في تحييد هذا التأثير على الطبقة الأكثر فقراً.

لم يظهر النمو السكاني تأثيراً معنوياً على حصة دخل أدنى ٤٠٪ في الأجل القصير. بينما وجد أن له تأثيراً سلبياً ومعنوياً على حصة أدنى ٤٠٪ عند مستوى (١٪) في الأجل الطويل، حيث إن الزيادة في معدل النمو السكاني بنسبة (١٪) تؤدي إلى انخفاض حصة هذه الفئة من الدخل بنسبة (٠,٤٢٪).

لم يفسر نصيب الفرد من الدخل القومي بشكل مهم حصة الطبقة الفقيرة من الدخل في الأجل القصير. بينما تبين أن له تأثيراً سلبياً معنوياً على حصة أدنى ٤٠٪ عند مستوى (١٪) في الأجل الطويل، حيث تؤدي زيادة

حصة الفرد من الدخل القومي بنسبة (١٪) إلى انخفاض نصيب هذه الفئة من الدخل بنسبة (٠,١٤٪). تدعم هذه النتيجة الرأي القائل بأن النمو الاقتصادي لا يصب في مصلحة الطبقة الفقيرة.

توجد علاقة معنوية طويلة الأجل بين متغيرات الأنموذج، حيث ظهر معامل التكامل CointEq01 بقيمة سالبة ومعنوية عند مستوى (١٪)، وقيمته المقدرة تعكس أن (٥٠,٨٤٪) من أخطاء الأجل القصير يمكن تصحيحها في الفترة التالية، من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، بعبارة أخرى إن (٥٠,٨٤%) من عدم التوازن في علاقة المتغيرات التفسيرية الأربعة بحصة دخل الفئة الأدنى في الأجل القصير يتم تصحيحه في الأجـل الطويل ويكون، ويكون التصحيح كل عامين تقريبًا لأن $\frac{1}{0.5084} = 1.97 \cong 2$.

تشير قيمة المقطع المعنوية عند مستوى (١%) والبالغة (١١,٨٠٧) إلى أنه في حالة انعدام تأثير جميع المتغيرات المستقلة فإن متوسط حصة الدخل لأدنى ٤٠% في مجموعة الدول المتقدمة ستكون (١٢%) تقريبا.

تقدير معادلة التكامل المشترك:

يوضح الجدول (٥) أن أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المقدر يأخذ الصيغة الاتية:

$$\Delta Y_{3,t} = 0.0003X_{1,t} + 0.6101X_{2,t} - 0.4237X_{3,t} - 0.139X_{4,t} - 0.5084CointEq01 - 0.1434\Delta X_{1,t} - 0.1618\Delta X_{2,t} + 0.8156\Delta X_{3,t} + 0.0051\Delta X_{4,t} + 11.807 \ldots . (13)$$

تشير قيمة $\bar{R}^2$ إلى أن المتغيرات التفسيرية تشرح (٩٦٪) التغيرات في حصة الدخل لأدنى ٤٠٪. ويعكس اختبار F أن أنموذج ARDL (1,1,1,1,1) المقدر معنوي عند مستوى ١٪.

٥. الخلاصة ومضامين السياسة الاقتصادية

معظم المتغيرات التوضيحية، بما في ذلك التعليم، لم تؤثر بشكل معنوي على طريقة توزيع الدخل بين فئات الدخل الثلاث (أعلى ٢٠٪، اوسط ٤٠٪، وأدنى ٤٠٪) في الأجل القصير.

في الأجل الطويل، يؤدي التعليم دورًا توزيعيًا مهمًا في البلدان ذات الدخل المرتفع. وتؤدي زيادة التحصيل العلمي إلى خفض حصة الأغنياء (أعلى ٢٠٪)، وزيادة حصة الطبقة الوسطى (اوسط ٤٠٪)، وحصة الطبقة الفقيرة (أدنى ٤٠٪). التأثير الأكبر هو لصالح الطبقة الوسطى، التي يزيد نصيبها من الدخل بنسبة ٠,٩٪، مع زيادة متوسط التعليم بسنة واحدة. في حين تزداد حصة الطبقة الفقيرة بنسبة ٠,٦ ٪، مع كل زيادة لمدة عام واحد في متوسط عدد سنوات الدراسة. بينما لم يظهر للتعليم على الأجل القصير أي تأثير معنوي على توزيع الدخل.

تؤدي زيادة حصة الفرد من الدخل القومي إلى زيادة عدم المساواة في توزيع الدخل في البلدان ذات الدخل المرتفع في الأجل الطويل. فهو يزيد من نصيب الطبقة الغنية، مع تقليص نصيب الطبقة الوسطى والفقيرة. وهذا يعزز الفكرة القائلة بأن النمو الاقتصادي ليس لصالح الفقراء، وأن ثماره تذهب إلى الأغنياء من الملاك والرأسماليين. في الأجل القصير، لم نتمكن من تمييز تأثير معنوي لنصيب الفرد من الدخل القومي على توزيع الدخل.

البطالة تزيد من حصة الطبقة الغنية، وتقلل من حصة الطبقة الفقيرة، والطبقة الوسطى في الأجل القصير. لذا فإن معدل البطالة المرتفع له تأثير توزيعي يصب في مصلحة الطبقة الغنية وضد الطبقات الفقيرة والمتوسطة. وذلك لأن البطالة، في الأجل القصير، تؤدي إلى انقطاع مفاجئ في دخل الطبقات الضعيفة (معظمهم من الموظفين)، ومن ثم تنخفض حصتهم من الدخل لصالح الطبقة الغنية. بينما في الأجل الطويل، لا تؤثر البطالة بشكل كبير على حصة الأغنياء والطبقات الفقيرة، ولكنها تزيد من حصة الطبقة الوسطى. هذه النتيجة تمثل مفارقة، والتفسير المحتمل يكمن في التفريق بين تأثير البطالة على دخل العمالة الماهرة مقابل دخل العمالة غير الماهرة. في الأجل الطويل، تسهم مدفوعات الضمان الاجتماعي في تحييد آثار البطالة على أفقر الطبقات، ومعظمهم من العمال غير المهرة، والذين يجدون صعوبة في إيجاد فرص عمل بديلة. أما الطبقة الوسطى فتعمل على تحسين حصتها من الدخل، لأن هذه الفئة تتكون في الغالب من أشخاص ذوي مهارات وخبرات مهنية، وهم قادرون على إيجاد فرص عمل بديلة.

لا يؤثر النمو السكاني بشكل كبير على توزيع الدخل في الأجل القصير. أما في الأجل الطويل، قلم يظهر للنمو السكاني تأثير معنوي على حصة الطبقة العليا، في حين أثر سلبًا على حصة الطبقة الدنيا، بشكل إيجابي على حصة الطبقة الوسطى. التفسير المحتمل لهذه النتيجة هو أن النمو السكاني في البلدان ذات الدخل المرتفع ناتج في الغالب عن حركة الهجرة الخارجية إلى هذه البلدان. ومعظم المهاجرين ينتمون إلى الطبقة الفقيرة التي تتلقى تحويلات اجتماعية، لذا فإن النمو السكاني الناتج عن الهجرة يسهم في تقليل حصتهم من الدخل. أما بالنسبة لحصة الطبقة المتوسطة الدخل فتتأثر إيجابا بالنمو السكاني. لذلك فإن النمو السكاني في الدول ذات الدخل المرتفع يسهم في تعزيز التوزيع لصالح الطبقة المتوسطة الدخل، بينما يضر الطبقة الفقيرة، ولا يؤثر على نصيب الدخل للطبقة الثرية.

يمكننا تلخيص مضامين السياسة الاقتصادية التي يمكن استخلاصها من النتائج المذكورة آنفاً وعلى النحو الآتي:

- الاستفادة من الآثار التوزيعية الهامة للتعليم والتي تفيد الفقراء ومتوسطي الدخل من خلال زيادة متوسط سنوات الدراسة. هذا التأثير أكبر على حصة الطبقة متوسطة الدخل.
- يؤدي نمو حصة الفرد من الدخل القومي في الأجل الطويل دورا توزيعيا ضارا، حيث تزداد حصة الأغنياء، وتقل حصة الفقراء ومتوسطي الدخل. ولأجل تحقيق سياسات توزيع عادلة، يجب إيلاء اهتمام أكبر لزيادة مرونة التوظيف مع نمو الإنتاج و / أو زيادة إنتاجية العمال من خلال زيادة الاستثمارات في رأس المال البشري.
- تحمي برامج الحماية الاجتماعية المنفذة في البلدان ذات الدخل المرتفع بشكل فعال حصة الفقراء أدنى ٤٠% من الدخل خلال فترات الركود والبطالة طويلة الأمد. واستمرار هذه البرامج هو درع وقائي للفئات الضعيفة أثناء الأزمات والبطالة.

- الهجرة هي إحدى القنوات التي تشوه توزيع الدخل بالضد من أفقر الطبقات في البلدان ذات الدخل المرتفع. ومن ثم، فإن قوانين الهجرة الفعالة التي بدأت البلدان ذات الدخل المرتفع في تنفيذها مؤخرًا هي إحدى قنوات ضمان تحسين توزيع الدخل فيها.

Refrence

Abdullah A., et al, (2011), "Does education reduce income inequality? a meta-regression analysis," Journal of Economic Surveys; 29, pp. 301-316.

Castelló-Climent A., R. Doménech, (2014), "Human Capital and Income Inequality: Some Facts and Some Puzzles," BBVA Working Paper, No. 12-28, pp. 1-39. https://www.bbvaresearch.com/wp-content/uploads/migrados/WP_1228_tcm348-430101.pdf

Digdowiseiso K., (2009), "Education inequality, economic growth, and income inequality: Evidence from Indonesia, 1996-2005," MPRA, pp. 1-19. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17792/1/ECONOMIC_GROWTH_AND_INEQUALITY-Kumba.pdf

Jeng R., et al, (2019), "Effect of Education on Income Inequality: A Cross-National Study," pp. 1-17. https://smartech.gatech.edu/bitstream/handle/1853/62056/Effect%20of%20Education%20on%20Income%20Inequality%20A%20Cross-National%20Study.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Lee J. and H. Lee, (2018), "Human capital and income inequality," ADBI Working Paper, No. 810. https://www.adb.org/sites/default/files/publication/401466/adbi-wp810.pdf

Our World in Data website. (https://ourworldindata.org/global-education#years-of-schooling)

Ozturk I., (2008), "The Role of Education in Economic Development: A Theoretical Perspective," Journal of Rural Development and Administration, Volume XXXIII, No. 1, pp. 39-47.

Petcu C., (2014), "Does Educational Inequality Explain Income Inequality Across Countries?" Honors Projects. Paper 125. pp. 1-37. https://core.ac.uk/download/pdf/59230033.pdf

Roy P. and Z. Husain, (2019), "Education as a way to reducing inequality: Evidence from India," MPRA, pp. 1-28. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/93907/

Shahabadi A., (2018), "The Effect of Education on Income Inequality in Selected Islamic Countries," IJAPS, Vol. 14, No. 2, pp. 61–78.

Todaro M., and, S. Smith, (2015), Economic Development, 12th edition, REARSON.

World Bank, (2019), World Development Indicators, Online Data.