Quarterly Journal of Economic Research and Policies Vol. 33, No. 116, Winter 2026

The Impact of Income Inequality on Educational Outputs in Selected Middle East and North Africa Countries

Seyed Ehsan Khandouzi
Associate Professor of Economics, Department of Islamic Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author).
smkhandoozi@gmail.com
Mehrad Salehi Fard
Ph.D. Student in Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
salehifardmehrad@gmail.com
Hossein Rahmanizadeh
Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
rahmanizadehhossein@gmail.com

Improving the quantity and quality of education is vital for development, aiming to boost productivity, general welfare, and reduce income inequality by enhancing human capital. This research examines the impact of income inequality on educational outputs in selected Middle Eastern and North African (MENA) countries from 2001 to 2020, utilizing a Fully Modified Least Squares (FMOLS) panel method. Educational outputs are defined by two metrics: the average number of years of schooling for adults and the expected years of schooling for children. These are analyzed against explanatory variables including the Gini coefficient (an indicator of income inequality), GDP per capita, population growth rate, and dependency ratio. The study's results show a significant negative effect of the Gini coefficient on educational outputs, meaning higher income inequality is detrimental to educational attainment. In contrast, GDP per capita demonstrates a positive and significant influence, suggesting that economic growth supports educational development. Both population growth rate and dependency ratio exhibited negative and significant impacts on the dependent educational variables. Furthermore, the error correction terms indicate very slow adjustments to imbalances, with coefficients of 0.0001 for average years of education and 0.0064 for expected years of education. The findings highlight the importance of addressing income inequality to foster better educational outcomes in the region.

JEL Classification: I24, C23, O53.
Keywords: Expected years of schooling, Average number of years of schooling, Income inequality.

Reccived: 2025/03/10 Accepted: 2025/05/31

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال سی و سوم، شماره ۱۱۶، زمستان ۱۴۰۴، صفحه ۳۰۲ - ۲۵۸

تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا

سیداحسان خاندوزی
دانشیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
smkhandoozi@gmail.com
مهراد صالحی فرد
دانشجو دکتری علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
salehifardmehrad@gmail.com
حسین رحمانی زاده
دانشجو دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
rahmanizadehhossein@gmail.com

ارتقا کمیت و کیفیت آموزش یکی از عناصر اصلی در دستورالعمل‌های معمول برای توسعه است. انتظار می‌رود بهبود سرمایه انسانی به بهره‌وری بالاتر و در نتیجه افزایش عمومی رفاه و همچنین کاهش نابرابری درآمد کمک کند. با توجه به اهمیت این موضوع، پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۱ و با استفاده از روش پانلی حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS) است. در این پژوهش جهت بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی؛ میانگین تعداد سال‌های تحصیل در بزرگسالان و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به عنوان بروندادهای آموزشی تلقی شده‌اند. شاخص تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به عنوان متغیرهای وابسته در نمونه مورد بررسی می‌باشند و ضریب جینی، درآمد ناخالص داخلی سرانه، نرخ رشد جمعیت و بار تکفل متغیرهای توضیحی این پژوهش هستند. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که ضریب جینی (معرف نابرابری درآمدی) تأثیر منفی و معناداری بر بروندادهای آموزشی در نمونه مورد بررسی داشته است. همچنین یافته‌ها بیانگر تأثیر مثبت و معنادار درآمد ناخالص ملی سرانه بر بروندادهای آموزشی بوده است. از طرفی نرخ رشد جمعیت و بار تکفل نیز تأثیر منفی و معناداری بر متغیر وابسته در این مطالعه داشته‌اند. ضریب جمله تصحیح خطا میانگین تعداد سال‌های تحصیل برابر با ۰/۰۰۰۱ حاصل شده که نشان می‌دهد ۰/۰۰۰۱ درصد از عدم تعادلی که بر اثر شوکی که به میانگین تعداد سال‌های تحصیل وارد می‌شود در هر دوره تعدیل می‌گردد. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا سال‌های مورد انتظار تحصیل برابر با ۰/۰۰۶۴ حاصل شده که بیانگر آن است ۰/۰۰۶۴ درصد از عدم تعادل بر اثر شوکی که به سال‌های مورد انتظار تحصیل وارد می‌شود در هر دوره تعدیل می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL: I24, C23, O53.
واژگان کلیدی: سال‌های مورد انتظار تحصیل، میانگین تعداد سال‌های تحصیل، نابرابری درآمدی.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳ / ۱۲ / ۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴ / ۳ / ۱۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

۱. مقدمه

پژوهشگران بسیاری بر اثرات اقتصادی- اجتماعی توزیع درآمد تمرکز کرده‌اند. پاره‌ای از مطالعات رابطه بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی یا پیوند نابرابری درآمد و خشونت سیاسی و اجتماعی را تجزیه و تحلیل کرده‌اند (پارک[1]، ۱۹۸۶، ۱۹۹۶، ۱۹۹۸). اما در مجموع امروزه الگوی کوزنتس[2] (۱۹۵۵) از جذابیت و محوریت در مدل‌های توسعه خارج شده است؛ به این معنا که پذیرش نابرابری درآمدی در مراحل نخستین توسعه، نه مطلوب شمرده می‌شود و نه پس از تجربه اقتصادهای شرق آسیا، لزوما محقق شده است. این دولت‌ها هستند که می‌توانند الگویی را در دستور کار عملی خود قرار دهند تا رشد درآمد ملی را ارتقا و به طور همزمان وضعیت گروه کم‌درآمد را بهبود بخشند. این هدفی است که در اسناد برنامه‌های توسعه کشورمان نیز اعلان گشته است.

در این میان، افزایش سطح آموزش یکی از عناصر اصلی در دستورالعمل‌های معمول برای توسعه بر محور عدالت است. به طوری که انتظار می‌رود ارتقا سرمایه انسانی به بهره‌وری بالاتر و در نتیجه افزایش رفاه عمومی و همچنین کاهش نابرابری درآمد کمک کند. با این حال، ارتباط بین آموزش و نابرابری درآمدی ممکن است چندان ساده نباشد. در چنین حالتی حتی افزایش یکسان در تحصیل ممکن است تغییری نابرابر در توزیع درآمد نیروی کار ایجاد کند.

---

1. Park
2. Kuznets

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

بورگینیون و همکاران[1] (۲۰۰۴) این پدیده را «پارادوکس پیشرفت»[2] نام‌گذاری کرده‌اند، وضعیتی که در آن گسترش تحصیل با نابرابری درآمدی بالاتر همراه است.

متداول‌ترین توصیه سیاست عمومی برای یک کشور در حال توسعه، افزایش سطح تحصیلات جمعیت آن است. کاهش نابرابری درآمدی اغلب در فهرست چندین پیامد مثبت گسترش آموزشی گنجانده می‌شود. از همان ابتدا، حتی از زمان انتقال انسان به سیاره، مشاهده می‌شود که عوامل زیادی تحت تأثیر نابرابری و بی‌عدالتی در توزیع درآمد وجود دارد (احمد[3]، ۲۰۱۳). آموزش یکی از عواملی است که تحت تأثیر چنین نابرابری‌هایی قرار می‌گیرد. تحقیقات زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد کشورهایی که مبلغ خوبی را برای توسعه آموزش عموم مردم هزینه می‌کنند، در هر زمینه موفقیت چشمگیری کسب کرده‌اند (کارستنسن[4]، ۲۰۱۳؛ کوران[5]، ۲۰۱۳). از سوی دیگر، کشورهایی با نابرابری درآمدی بالا دارای حداقل نرخ باسوادی و همچنین حداقل نیروی کار تحصیل کرده هستند (نولان و همکاران[6]، ۲۰۱۴).

بررسی عوامل مؤثر بر بروندادهای آموزشی به دلیل اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت افزایش آن و برقراری عدالت در قشرهای مختلف جامعه از اهمیت فراوانی برخوردار است. در مطالعاتی که تا کنون صورت گرفته است؛ بیشتر به بررسی اثر نابرابری درآمدی بر شاخص آموزش در سطح یک یا چند کشور پرداخته شده است. درحالی که این مطالعه

---

1. Bourguignon *et al.*
2. the paradox of progress
3. Ahmad
4. Carstensen
5. Curran
6. Nolan et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی (میانگین تعداد سال‌های تحصیل در بزرگسالان و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان) در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا به کمک داده‌های کشورهای منتخب منطقه منا[1] طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ می‌پردازد. فرضیه اصلی این پژوهش عبارت است از: نابرابری درآمدی تأثیر منفی بر بروندادهای آموزشی می‌گذارد.

ساختار نوشتار این پژوهش به گونه‌ای است که پس از مقدمه، پیشینه پژوهش و مبانی نظری در بخش اول آمده و روش‌شناسی پژوهش و معرفی مدل در بخش دوم ارائه شده است. در بخش سوم، برآورد مدل و نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و در بخش پایانی، بحث و نتیجه‌گیری ذکر شده است.

۲. پیشینه پژوهش

افقه و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران» به بررسی تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها با استفاده از روش همجمعی یوهانسن – یوسیلیوس نشان داد که متغیر ضریب جینی آموزش، بهتر می‌تواند اثر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد را توضیح دهد و بیانگر این است که نابرابری آموزش با نابرابری درآمدی ارتباط مستقیم داشته است، درحالی‌که سهم هزینه‌های آموزشی دولت با ضریب جینی رابطه معکوس دارد. همچنین نتایج نشان‌دهنده این امر است که حرکت به سمت کاهش نابرابری در

1. Middle East and North Africa (MENA)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

آموزش منجر به توزیع بهتر درآمد خواهد شد. به علاوه، افزایش سهم هزینه‌های آموزشی دولت منجر به بهبود ضریب جینی شده است.

زمانی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان «شناسایی، تحلیل و اولویت‌بندی عوامل مؤثر برکیفیت آموزش در آموزش عالی» به شناسایی، تحلیل و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر کیفیت آموزش در آموزش عالی با استفاده از روش پرسشنامه‌ای پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که مؤلفه‌هایی مانند روش تدریس استاد، سازماندهی محتوای آموزشی، امکانات و تجهیزات دانشکده، وضعیت دانشجو (مکان، زمان و استعداد فردی)، صلاحیت حرفه‌ای استاد (آموزشی و پژوهشی) و تکنولوژی‌های نوین از جمله عوامل تأثیرگذار بر کیفیت آموزش در آموزش عالی هستند و در این بین روش تدریس استاد دارای اولویت اول می‌باشد.

همتی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «آموزش عالی و توسعه اقتصادی: مطالعه تطبیقی کشورهای منتخب جهان» به بررسی آموزش عالی و توسعه اقتصادی در چارچوب مطالعه تطبیقی کشورهای منتخب جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها با استفاده از روش تحلیل ثانویه داده‌های طولی نشان داد که کمیت آموزش عالی به تنهایی اثر معکوس بر توسعه اقتصادی دارد. همچنین نتایج بیانگر این امر بود که گسترش آموزش عالی از شروط لازم برای دستیابی به توسعه اقتصادی است نه شرط کافی.

تقی‌نژاد عمران و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان «عوامل مؤثر بر نابرابری آموزشی با تأکید بر دسترسی به اینترنت: مطالعه موردی کشورهای منتخب آسیای غربی» به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری آموزشی با تأکید بر دسترسی به اینترنت در قالب مطالعه موردی کشورهای منتخب آسیای غربی طی دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ و با استفاده از روش حداقل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

مربعات کاملا اصلاح شده پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که مخارج عمومی دولت، دسترسی به اینترنت و سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری آموزشی در کشورهای مطالعه شده دارد؛ همچنین یافته‌ها نشان داد که نابرابری درآمدی و نابرابری جنسیتی هر دو به صورت معنی‌داری نابرابری آموزشی را در کشورهای غرب آسیا افزایش می‌دهند.

ضربی‌پور و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران» به بررسی تأثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که تأثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری درآمدی U شکل است. یعنی وقفه اول نابرابری آموزشی تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمدی داشت و توان دوم وقفه اول نابرابری آموزشی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی را نشان داد. همچنین وقفه اول اندازه دولت بر شاخص نابرابری درآمدی، تأثیر مثبت و معنادار داشته است و وقفه درآمد سرانه و وقفه سهم مالیات بر تولید ناخالص داخلی استانی بر نابرابری درآمدی استان‌های ایران منفی و از لحاظ آماری معنادار بوده است.

رودریگز پوز و تسلیوس[1] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «نابرابری آموزشی و درآمدی در مناطق اتحادیه اروپا» به بررسی آموزش و نابرابری درآمدی در مناطق اتحادیه اروپا را طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ پرداختند. تجزیه و تحلیل داده‌های پانل ایستا و پویا نشان داد که رابطه بین درآمد سرانه و نابرابری درآمدی و همچنین بین سرمایه انسانی بالا و

1. Rodrıguez-Pose & Tselios

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

نابرابری درآمدی مثبت است. سطوح بالا تحصیل نیز با نابرابری درآمدی بالاتر همراه بوده است. همچنین نتایج نشان داد که پیری جمعیت، مشارکت زنان در نیروی کار، شهرنشینی، کشاورزی و صنعت به طور منفی با نابرابری درآمدی در ارتباط هستند، در حالی که بیکاری و وجود یک بخش مالی قوی تأثیر مثبتی بر نابرابری داشته است.

باتیستون و همکاران[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان «آیا افزایش تحصیلات می‌تواند نابرابری درآمدی را افزایش دهد؟: شواهدی برای آمریکای لاتین» به بررسی این سؤال که آیا افزایش آموزش می‌تواند نابرابری درآمدی را افزایش دهد؟ شواهد برای آمریکای لاتین طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که تأثیر مستقیم افزایش تحصیلات در کشورهای آمریکای لاتین در دو دهه اخیر غیربرابر بوده است و طبق سناریوهای پیش‌بینی‌شده، انتظار می‌رود این نتیجه برای پیشرفت‌های آموزشی در آینده در صورتی که به شدت جانبدارانه نباشند، حفظ شود.

پارک (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان «آموزش، جهانی شدن و نابرابری درآمد در آسیا» به بررسی آموزش، جهانی شدن و نابرابری درآمدی در آسیا را طی دوره زمانی ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه وی با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان داد که متغیرهای آموزشی در توزیع درآمد بسیار تأثیرگذار هستند. همچنین سطح تحصیلات بالاتری که توسط جمعیت ۱۵ ساله و بالاتر به دست آمده است، توزیع درآمد را در آسیا بهبود بخشیده است.

---

1. Battistón *et al.*

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

شاه‌آبادی و همکاران[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیر آموزش بر نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی منتخب» به بررسی تأثیر آموزش بر نابرابری درآمدی در کشورهای منتخب اسلامی طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۳ و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که نرخ ثبت نام در مدارس ابتدایی و متوسطه تأثیر منفی معناداری بر نابرابری درآمدی و نرخ ثبت نام در دانشگاه تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی دارد. بنابراین، آموزش در مدارس ابتدایی و متوسطه ممکن است نابرابری درآمدی را کاهش دهد و تحصیل در دانشگاه‌ها می‌تواند نابرابری درآمدی را به دلیل توانایی مالی بالاتر طبقات خاصی از مردم و تخصص آن‌ها افزایش دهد.

در این مطالعه از متغیرهای کنترلی که بیشترین همبستگی اجتماعی-اقتصادی را با بروندادهای آموزشی طبق ادبیات نظری و تجربی داشته‌اند، استفاده شده است. برای نمونه در این مطالعه از دو متغیر کنترلی نرخ رشد جمعیت طبق مطالعات صالحی (۱۳۹۹) و رودریگز پوز و تسلیوس (۲۰۰۹) و بار تکفل استفاده شده است. دلیل گنجاندن همزمان این دو متغیر در این مطالعه آن است که نرخ رشد جمعیت فقط نرخ تغییر در جمعیت در یک بازه زمانی را در یک کشور مورد سنجش قرار می‌دهد ولی در بار تکفل وابستگی افراد نسبت به خانواده خود (کودکان و سالمندان) در سن کار مورد سنجش قرار می‌دهد. به نوعی می‌توان گفت که این متغیر وابستگی افراد یک جامعه نسبت به یکدیگر در نظر می‌گیرد؛ در واقع بار تکفل فشاری را که از سمت خانواده ممکن است به یک فرد تحمیل شود و او را از آموزش و تحصیلات محروم سازد را در نظر می‌گیرد که از این حیث

1. Shahabadi *et al.*

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

می‌توان آن را در کنار نرخ رشد جمعیت، به‌عنوان متغیر اثرگذار بر بروندادهای آموزشی در مدل آورد.

۳. مبانی نظری

در اوایل دهه ۱۹۷۰، وجود نابرابری بالا و فقر در بسیاری از کشورهای در حال توسعه توجه‌ها را به خود جلب کرد. با این وجود، در طول دهه ۱۹۸۰ و تا دهه ۱۹۹۰، دیدگاه جریان اصلی در اقتصاد توسعه همچنان این بود که نابرابری بالا و یا فزاینده در کشورهای فقیر نگرانی بسیار کمتری نسبت به تضمین رشد کافی که کلید کاهش فقر است، دارد. پیام سیاستی برای کشورهای در حال توسعه واضح بود: «شما نمی‌توانید انتظار داشته باشید که هم فقر کمتر و هم نابرابری کمتری داشته باشید. اگر تصمیم دارید کاهش فقر را بالاترین اولویت قرار دهید، باید روی رشد تمرکز کنید» (راوالیون[1]، ۲۰۱۴).

بسیاری از محققان بررسی رابطه بین تحصیلات و نابرابری درآمدی را پیشنهاد کردند. اکثر آن‌ها بیان کردند که بین این دو رابطه معکوس وجود دارد. بارو[2] (۲۰۰۰) نیز مطالعه‌ای را برای تأیید این رابطه معکوس پیشنهاد کرد.

برخی از محققین تأثیر تعداد ثبت‌نام در آموزش و پرورش را بر نابرابری درآمدی بررسی کردند. براساس مطالعه بارو (۲۰۰۰) و مطالعه مشابه آلدرسون و نیلسون[3] (۲۰۰۲) افزایش تعداد ثبت‌نام به ویژه در مقطع متوسطه با کاهش نابرابری درآمدی همراه بوده است. با این حال، مطالعه انجام شده توسط بارو (۲۰۰۰) یک رابطه معکوس میان ثبت‌نام در

1. Ravallion
2. Barro
3. Alderson & Nielson

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

آموزش ابتدایی و نابرابری درآمدی و همچنین رابطه مستقیم میان ثبت‌نام در آموزش عالی و نابرابری درآمدی پیدا کرد.

منحنی کوزنتس مطابق با تغییرات نابرابری درآمدی در تعدادی از کشورها مشاهده می‌شود. هر کشوری در مراحل اولیه توسعه اقتصادی با افزایش نابرابری درآمدی مواجه خواهد شد. برای جلوگیری از افزایش نابرابری درآمدی یا حداقل کاهش سرعت رشد آن، ممکن است اقدامات مناسبی توسط دولت انجام شود. به عنوان مثال، توسعه مالی به بهبود توزیع درآمد در شرکت‌های خرد، کوچک و متوسط و همچنین ترویج مداخله مؤثر به این امر کمک خواهد کرد. به طور مشابه، توزیع مناسب درآمد به بهبود مصرف عمومی و رشد سرمایه‌گذاری کمک خواهد کرد.

فاروق[1] (۲۰۱۰) در مطالعه خود بیان می‌دارد: «آموزش یکی از مهم‌ترین اجزا سرمایه انسانی است که توانایی، توانمندی و افق‌های ذهنی عقل و خرد انسان را گسترش می‌دهد. بنابراین، در کشورهایی که برابری بیشتری در توزیع فرصت‌های آموزشی و تحصیلی وجود دارد، بخش‌های فقیر جامعه سهم بیشتری از منافع رشد و توسعه اقتصادی را به خود اختصاص می‌دهند. در نتیجه در این کشورها نابرابری درآمدی کمترین میزان را دارد». برآورده کردن نیازهای اولیه عامل مهم دیگری است که از برابری و عدالت اجتماعی و اقتصادی حمایت می‌کند و همیشه رفاه اجتماعی و اقتصادی انسان را ارتقا می‌دهد (کاراسکو[2]، ۲۰۱۴). بنابراین، در چنین کشورهایی که عدالت بیشتری در توزیع آموزش

1. Farooq
2. Carrasco

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

وجود دارد، اقشار فقیر این جوامع سهم زیادی از مزایای توانمندی اقتصادی را به خود اختصاص داده‌اند. در نتیجه نابرابری درآمدی در این کشورها کمترین میزان را دارد.

خان و همکاران[1] (۲۰۱۵) بیان می‌کنند که میان سایر اقدامات عملی، کمک‌های مالی موجود از طریق انفاق نیز می‌تواند به عنوان اقدام ممکن برای فقرزدایی مورد استفاده قرارگیرد. علاوه بر آن تعداد خانوادهای فقیر دارای سرپرست با تحصیلات عالی به طور قابل توجهی کمتر از خانواده‌هایی است که سرپرست خانواده تحصیل نکرده است. اکثر سرپرستان خانوارهای فقیر به سختی تحصیلات ابتدایی یا متوسطه را می‌گذرانند. همچنین سطح تحصیلات بالاتر سرپرست خانوار، احتمال رفاه اقتصادی خانوار را افزایش می‌دهد.

یارانه‌های آموزشی فرصت‌های دسترسی کودکان فقیر را به آموزش افزایش می‌دهد. با این وجود، گلوم و راویکومار[2] (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که اثربخشی یارانه‌ها و مخارج دولت در کاهش نابرابری درآمدی کاملا مشخص نیست. مخارج عمومی در آموزش و پرورش ممکن است شکاف درآمدی بین فقیر و غنی را کاهش ندهد، حتی اگر همه دسترسی برابر به آموزش داشته باشند. به علاوه، اگر فقرا منابع کافی برای حضور در مدرسه نداشته باشند، گسترش آموزش سودی نخواهد داشت؛ به ویژه اگر برای افزایش درآمد در جهت تأمین مالی آموزش و پرورش از آن‌ها مالیات گرفته شود (سیلوستر[3]، ۲۰۰۰). هزینه‌های آموزشی، به ویژه در آموزش عالی، اغلب به نفع کودکان خانواده‌های طبقه متوسط و بالا است تا گروه‌های با درآمد پایین که انتظار می‌رود هدف اصلی سیاست‌های

1. Khan *et al.*
2. Glomm and Ravikumar
3. Sylwester

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

بازتوزیع باشند. جیمنز[1] (۱۹۸۶) فرض می‌کند که هزینه‌های آموزش عمومی به طور نامتناسبی به نفع ثروتمندان است، به طوری که مالیات‌هایی که برای تأمین مالی آموزش ثروتمندان دریافت می‌شود، اغلب کاهشی است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. معرفی مدل

در این مطالعه جهت بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی (میانگین تعداد سال‌های تحصیل در بزرگسالان و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان) در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا[2] از مدل‌های زیر استفاده شده است که بر پایه مبانی نظری و پیشینه پژوهش طراحی شده‌اند:

$$MYSI_{it} = \alpha_i + \beta_1 GINI_{it} + \beta_2 LGNIP_{it} + \beta_5 POPG_{it} + \beta_6 AD_{it} + u_{it} \quad (۱)$$

$$EYSI_{it} = \alpha_i + \beta_1 GINI_{it} + \beta_2 LGNIP_{it} + \beta_5 POPG_{it} + \beta_6 AD_{it} + u_{it} \quad (۲)$$

در مدل‌های بالا $MYSI_{it}$ شاخص میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال، $EYSI_{it}$ شاخص سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان، $GINI_{it}$ ضریب جینی (معیار نابرابری درآمدی) می‌باشد. $LGNIP_{it}$ لگاریتم درآمد ناخالص ملی سرانه[3]، $POPG_{it}$ نرخ

---

1. Jimenez

۲ . ایران، عراق، لبنان، الجزایر، اردن، ترکیه، جیبوتی، مصر، پاکستان، مراکش، تونس، یمن و مالت

۳. دلیل این که از این متغیر لگاریتم گرفته شده است، آن است که این متغیر به صورت دلاری بوده و سایر متغیرها به صورت درصدی و یا شاخص بوده‌اند لذا برای این‌که تفسیر به صورت کشش صورت گیرد، از لگاریتم این متغیر در این پژوهش استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

رشد جمعیت، AD_{it} بار تکفل به صورت درصدی از جمعیت در سن کار و u_{it} جز خطا کشور iام در زمان t می‌باشند.

۲-۴. متغیرهای وابسته و توضیحی

در این پژوهش شاخص تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به عنوان متغیرهای وابسته در نمونه‌های مورد بررسی می‌باشند و ضریب جینی، درآمد ناخالص داخلی سرانه، نرخ رشد جمعیت و بار تکفل متغیرهای توضیحی این پژوهش می‌باشند.

- **شاخص میانگین تعداد سال‌های تحصیل[1]:** میانگین تعداد سال‌های تحصیل براساس توزیع جمعیت بزرگسال یعنی ۲۵ ساله یا بالاتر و براساس مقطع آموزش دیده و طبق طبقه‌بندی استانداردهای بین‌المللی آموزش می‌باشد و کیفیت سرمایه انسانی در یک جامعه را نشان می‌دهد. جمع وزنی نتایج حاصل از سطوح آموزش برای هر گروه سنی به صورت میانگین سال‌های آموزش برای آن گروه سنی خواهد بود و میانگین سال‌های تحصیل برای کل جمعیت جمع وزنی میانگین سال‌های تحصیل گروه‌های سنی خواهد بود که براساس سهم جمعیت گروه‌های سنی ۲۵ ساله و بیشتر وزن داده می‌شوند (حصاری، ۱۳۹۴):

$$MYS = \sum_{a=1}^{A} l_t^a * s_t^a \qquad (۳)$$

1. Mean Years of Schooling Index (MYSI)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

که در معادله بالا MYS میانگین تعداد سال‌های تحصیل، l_t^a سهم جمعیت گروه سنی a در جمعیت ۲۵ ساله و بالاتر در زمان t، s_t^a میانگین تعداد سال‌های تحصیل گروه‌های سنی مختلف است؛ به طوری که در آن $a = 1$: گروه سنی ۲۵ تا ۲۹ ساله، $a = 2$: گروه سنی ۳۰ تا ۳۴ ساله، ... $a = 11$: گروه سنی ۷۵ ساله و بیشتر است. میانگین تعداد سال‌های تحصیلی برای گروه سنی a از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$S_t^a = \sum_j h_{j.t}^a Dur_{j.t}^a \qquad (۴)$$

$h_{j.t}^a$ سهمی از جمعیت گروه سنی a در زمان t که دارای سطح تحصیلات j (مقاطع ابتدایی، متوسطه و عالی) و $Dur_{j.t}^a$ طول سال‌های مقاطع گروه سنی a در سال t می‌باشند.

برای محاسبه شاخص میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال نیز به صورت زیر عمل می‌کنیم (UNDP, 2021):

$$\text{شاخص میانگین سال‌های تحصیل} = \frac{\text{کم‌ترین میانگین سال‌های تحصیل} - \text{میانگین سال‌های تحصیل}}{\text{کم‌ترین میانگین سال‌های تحصیل} - \text{بیشترین میانگین سال‌های تحصیل}}$$

- **شاخص سال‌های مورد انتظار تحصیل**[1] **:** سال‌های مورد انتظار تحصیل از کل تعداد سال‌های تحصیلی که انتظار می‌رود یک کودک ۶ ساله (هنگام ورود به مدرسه) از آن برخوردار شود، به دست می‌آید. فرض موجود در این تعریف این است که میزان

1. Expected Years of Schooling Index(EYSI)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

ثبت‌نام فعلی در جامعه در تمامی گروه‌های سنی برابر با احتمال ثبت‌نام آن‌ها در مدرسه در آینده باشد. سال‌های سپری شده برای تکرار یک پایه نیز هنگام تفسیر این شاخص باید مورد محاسبه و توجه قرار گیرد. درغیراین‌صورت این شاخص نشان‌دهنده میانگین تعداد سطوح تکمیل شده نخواهد بود (حصاری، ۱۳۹۴):

$$EYS = \sum_{i=a}^{n} \frac{E_t^i}{P_t^i} + \sum_{l=level\ education} \frac{E_t^{unknown}}{P_t^{age\ of\ level} \Big/ D_l} \qquad (۵)$$

در معادله (۵) EYS سال‌های مورد انتظار تحصیل، E_t^i و P_t^i به ترتیب برابر تعداد دانش‌آموزان ثبت‌نام شده و جمعیت در سن i در سال تحصیل t، n بالاترین سن تحصیل، $E_t^{unknown}$ تعداد دانش آموزان ثبت‌نام شده در سال t که سن آن‌ها مشخص نیست، $P_t^{age\ of\ level}$ جمعیت در سنین دوره‌ی تحصیلی در سال t و D_l نیز تعداد سال‌های دوره‌ی تحصیل (l) می‌باشند.

برای محاسبه شاخص سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان نیز به صورت زیر عمل می‌کنیم (UNDP, 2021):

$$\text{شاخص سال‌های مورد انتظار تحصیل} = \frac{\text{کم‌ترین سال‌های مورد انتظار تحصیل} - \text{میانگین سال‌های مورد انتظار تحصیل}}{\text{کم‌ترین سال‌های مورد انتظار تحصیل} - \text{بیش‌ترین سال‌های مورد انتظار تحصیل}}$$

- **ضریب جینی :** شاخص جینی میزان انحراف توزیع درآمد یا مصرف بین افراد یا خانوارهای داخل یک اقتصاد را از توزیع کاملا برابر اندازه‌گیری می‌کند. شاخص جینی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

صفر نشان دهنده برابری کامل است، در حالی که شاخص صد نشان دهنده نابرابری کامل است (World Bank, 2020).

- **درآمد ناخالص ملی سرانه**[1]**:** درآمد ناخالص ملی مجموع ارزش افزوده تولید شده توسط عوامل و بخش‌های اقتصادی داخلی به‌علاوه هرگونه مالیات بر محصول (منهای یارانه) را اندازه‌گیری می‌کند و عبارت است از ارزش پولی سالانه تمامی کالاها و خدمات نهایی تولید شده به قیمت‌های جاری بازار در اقتصاد ملی. درآمد ناخالص ملی سرانه از تقسیم آن بر جمعیت به دست آمده است (World Bank, 2020).
- **نرخ رشد جمعیت:** جمعیت براساس تعریف غیررسمی تمام ساکنان یک کشور را بدون در نظر گرفتن وضعیت قانونی یا شهروندی آن‌ها مورد شمارش قرار می‌دهد. در واقع رشد جمعیت تغییر در جمعیت گونه‌هایی از موجودات در یک بازه‌ی زمانی مشخص است (World Bank, 2020).
- **بار تکفل**: این شاخص نشان‌دهنده بار وابستگی است که جمعیت در سن کار در رابطه با کودکان و سالمندان متحمل می‌شود (World Bank, 2020).

۳-۴. روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه رابطه بلندمدت بین متغیرها براساس آزمون‌های هم‌انباشتگی کائو[2] (۱۹۹۹) مورد بررسی قرار گرفته و در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی با استفاده از تخمین‌زن حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS)[3] به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد آن در

1. Gross National Income Per Capita
2. Kao
3. Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

نمونه‌های کوچک شامل ۱. فوق سازگار بودن ۲. مجانبا نرمال بودن ۳. بدون تورش بودن و دو تصحیح تورش و درون‌زایی برای حل مشکل همبستگی سریالی، برای برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵).

کائو برای بررسی روش FMOLS رگرسیون زیر را در نظر می‌گیرند:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x'_{it} + u_{it} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶) β یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ و ضرایب پارامترها، α_i عرض ازمبدا و u_{it} جز اخلال ثابت و هم‌انباشته از درجه صفر است. x_{it} و y_{it} به ترتیب یک بردار $\mathrm{K} \times 1$، 1×1 و هم‌انباشته از مرتبه اول به ازای هر مقطع هستند.

$$\hat{\beta}_{OLS} = [\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X}_{\iota})(X_{it} - \overline{X}_{\iota})']^{-1}[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X}_{\iota})(Y_{it} - \overline{Y}_{\iota})] \qquad (۷)$$

در رابطه بالا $\overline{x}_{\iota} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{it}$ و $\overline{y}_{\iota} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{it}$ میانگین متغیر x و y برای مقاطع مختلف هستند. کائو و چیانگ (۲۰۰۰) با بررسی $\hat{\beta}_{OLS}$ به این نتیجه رسیدند که این ضریب ناپایدار و تورش‌دار است. به همین دلیل از تخمین‌زننده حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS) که دو تصحیح تورش و درون‌زایی (به ترتیب روابط ۷ و ۸) روی تخمین‌زننده OLS اعمال می‌کند، بهره گرفتند که به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$u_{it}^{+} = u_{it} - \Omega_{u\varepsilon}\Omega_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

$$\hat{u}_{it}^{+} = u_{it} - \widehat{\Omega}_{u\varepsilon}\widehat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

$$y_{it}^{+} = y_{it} - \Omega_{u\varepsilon}\Omega_{\varepsilon}^{-1}\mathbf{\varepsilon}_{it} \qquad (۱۰)$$

---

1. Baltagi

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

$$\hat{y}_{it}^{+} = y_{it} - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

با تغییر y_{it} در رابطه ۶ و جایگزینی رابطه ۱۱ در رابطه ۶ و انجام تصحیح درون‌زایی به رابطه جدیدی دست می‌یابیم که به صورت زیر است:

$$\hat{y}_{it}^{+} = y_{it} - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \;=\; \alpha_i + x'_{it} + u_{it} - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

در رابطه بالا $\hat{\Omega}_{u\varepsilon}$ و $\hat{\Omega}_{\varepsilon}$ تخمین‌های سازگاری از $\Omega_{u\varepsilon}$ و Ω_{ε} هستند و جز تصحیح درون‌زایی برای حذف همبستگی سریالی نیز به صورت رابطه ۹ می‌باشد.

$$\hat{\Delta}_{\varepsilon u}^{+} = \left(\hat{\Delta}_{\varepsilon u}\hat{\Delta}_{\varepsilon}\right)\left(\hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\right) = \hat{\Delta}_{\varepsilon u} - \hat{\Delta}_{\varepsilon}\hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \quad (۱۳)$$

در رابطه ۱۳ $\hat{\Delta}_{\varepsilon u}$ و $\hat{\Delta}_{\varepsilon}$ برآوردهایی از $\Delta_{\varepsilon u}$ و Δ_{ε} هستند. با توجه این روابط، $\hat{\beta}_{FMOLS}$ به صورت رابطه ۱۴تعریف می‌شود:

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_{\iota})(X_{it} - \bar{X}_{\iota})'\right]^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_{\iota})\, Y_{it}^{+} - T\hat{\Delta}_{\varepsilon u}^{+}\right)\right] \quad (۱۴)$$

با در نظر گرفتن روابط (۱۲) و (۱۳) $\hat{\Delta}_{\varepsilon u}$ متغیر اصلاح همبستگی سریالی و $\hat{y}_{it}^{+}$ متغیر تبدیل و y_{it} برای تصحیح درون‌زایی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

در این پژوهش رابطه بلندمدت میان متغیرها براساس آزمون هم‌انباشتگی کائو۱(۱۹۹۹) مورد بررسی قرار گرفته است. کائو (۱۹۹۹) برای بررسی هم‌انباشتگی در داده‌های ترکیبی (پانل) مدل رگرسیون زیر را معرفی کرده و فرض صفر آن عدم وجود هم‌انباشتگی

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x'_{it} + e_{it} \quad (۶)$$

1. Kao

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

در معادله (۶)، y_{it} و x_{it} هم‌انباشته از مرتبه یک هستند که هرکدام طی معادله‌های رگرسیون زیر تعریف می‌شوند:

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \quad (۷)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

در معادله‌های (۷) و (۸) $t = 1,2,\dots,T$ دوره‌ی زمانی و $i = 1,2,\dots,N$ مقاطع موجود است. کائو آماره آزمون‌های دیکی فولر(DF) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) را برای انجام آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های ترکیبی مد نظر قرار می‌دهد و از معادله رگرسیون زیر استفاده می‌کند:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (۹)$$

معادله تکمیلی (۹) به صورت زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_j \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{it} \quad (۱۰)$$

کائو چهار نوع آماره آزمون دیکی فولر و یک آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای آزمون هم انباشتگی را در نظر می‌گیرد:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{it}\hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{it}^2} \quad (۱۱)$$

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho}-1)\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{it-1}^2}}{se} \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) مجذور $s_e^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}\hat{e}_{it-1})^2$ می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \quad (۱۳)$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}\, t_p + \sqrt{1.875\, N} \quad (۱۴)$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+\frac{3\sqrt{N}\sigma_v^2}{\sigma_{\mathbf{0}v}^2}}{\sqrt{3+\frac{36\sigma_v^4}{5\sigma_{\mathbf{0}v}^4}}} \quad (۱۵)$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho+\frac{\sqrt{6\,N}\,\sigma_v}{2\sigma_{\mathbf{0}v}}}{\sqrt{\frac{\sigma_{\mathbf{0}v}^2}{2\,\sigma_v^2}+\frac{3\sigma_v^2}{10\sigma_{\mathbf{0}v}^2}}} \quad (۱۶)$$

$$ADF = \frac{t_{ADF}+\frac{\sqrt{6\,N}\,\sigma_v}{2\hat{\sigma}_{\mathbf{0}v}}}{\sqrt{\frac{\sigma_{\mathbf{0}v}^2}{2\,\sigma_v^2}+\frac{3\sigma_v^2}{10\sigma_{\mathbf{0}v}^4}}} \quad (۱۷)$$

در معادله (۱۷)، t_{ADF} برابر آماره ρ در معادله (۱۱) است. توزیع‌های DF_ρ، DF_t، DF_ρ^*، DF_t^* و ADF متقارن بوده و دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس برابر یک می‌باشد (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵).

مدل با وجود رابطه هم‌انباشتگی، با به کارگیری روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده[2] برآورد شده است. برآوردگر حداقل مربعات کاملا اصلاح شده به‌دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد در نمونه‌های کوچک شامل ۱. سازگاری بالا ۲. مجانبا نرمال بودن ۳. بدون تورش بودن از مزیت بالایی برای برآورد برخوردار است (بالتاجی، ۲۰۰۵). طبق روش FMOLS می‌توان سری متغیرهای مانا و نامانا را در یک مدل با هم قرار داد و مدل مورد مطالعه را تخمین زد. طبق نکاتی که در روش‌شناسی بیان شد، این مدل برای داده‌هایی که بین آن‌ها رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد، مورد سنجش قرار می‌گیرد و یکی از تفاوت آن

1. Baltagi
2. Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

با روش حداقل مربعات معمولی[1] در همین امر است. بررسی آزمون ریشه واحد برای شاخص جینی توجیه دارد چراکه برای تخمین مدل با استفاده از این روش باید تمامی متغیرها از نظر مانایی مورد سنجش قرار گیرند و سپس با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کائو رابطه بلندمدت بین آن‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد.

کائو برای بررسی روش FMOLS رگرسیون زیر را در نظر می‌گیرند:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x'_{it} + u_{it} \qquad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸) β یک بردار $K \times 1$، α_i عرض ازمبدا و u_{it} جز اخلال ثابت و هم‌انباشته از درجه صفر است. x_{it} و y_{it} به ترتیب بردار $K \times 1$ و 1×1 و هم‌انباشته از مرتبه اول به ازای هر مقطع هستند. با توجه به ویژگی‌های معادله (۱۲) که بازگوکننده یک سیستم از رگرسیون‌های هم‌انباشته می‌باشد؛ داریم:

$x_{it} \sim I(\mathbf{1})$
$y_{it} \sim I(\mathbf{1})$
$u_{it} \sim I(\mathbf{0})$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad . \quad \Delta x_{it} = \varepsilon_{it} \qquad (۱۹)$$

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \qquad (۲۰)$$

برای رسیدن به β_{ols} و β_{fmols} از چهار فرض زیر کمک خواهیم گرفت:

- فرض اول : x_{it} و y_{it} در تمام مقاطع مستقل هستند.
- فرض دوم : دوره زمانی و تعداد مقاطع به سمت بی‌نهایت میل می‌کند یعنی $T \to \infty$ و $N \to \infty$

1. Ordinary Least Squares

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

- فرض سوم : بردار w_{it} که آن را به صورت ترکیبی از جز خطا و پسماند $w_{it} = (u_{it} \,.\, \varepsilon'_{it})'$ است به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$w_{it} = \Pi(L)\varepsilon_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} \Pi_j \varepsilon_{it-j} \,.\; \sum_{j=0}^{\infty} j^a \left\|\Pi_j\right\| < \infty \,.\, |\Pi(1)| \neq \mathbf{0} \text{ for some a} > 1 \qquad (۲۱)$$

در رابطه بالا ε_{it} دارای توزیع مستقل و مشابه با میانگین صفر و واریانسی برابر با Σ_ε است. فرض سوم حاکی از آن است که جمع فرآیند جزئی $\frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{t=1}^{[Tr]} w_{it}$ اصل تغییرپذیری چند متغیره رابطه (۱۵) را برآورد می‌کند:

$$\frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{t=1}^{[Tr]} w_{it} \xrightarrow{d} B_i(r) \equiv BM_i(\Omega)\ as \quad T \to \infty \qquad (۲۲)$$

در رابطه (۲۲) متغیر B_i به صورت ماتریس $B_i = \begin{bmatrix} B_{ui} \\ B_{\varepsilon i} \end{bmatrix}$ است. ماتریس کوواریانس بلندمدت Ω، برای w_{it} نیز به صورت زیر است:

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(w_{ij} w'_{i0}) = \pi(1)\Sigma_\epsilon \pi(1)' = \Sigma + \Gamma + \Gamma' = \begin{bmatrix} \Omega_u & \Omega_{u\varepsilon} \\ \Omega_{\varepsilon u} & \Omega_\varepsilon \end{bmatrix} \qquad (۲۳)$$

$$\Gamma = \sum_{j=1}^{\infty} E(w_{ij} w'_{i0}) = \begin{bmatrix} \Gamma_u & \Gamma_{u\varepsilon} \\ \Gamma_{\varepsilon u} & \Gamma_\varepsilon \end{bmatrix} \qquad (۲۴)$$

$$\Sigma = E\left(w_{ij} w'_{i0}\right) = \begin{bmatrix} \Sigma_u & \Sigma_{u\varepsilon} \\ \Sigma_{\varepsilon u} & \Sigma_\varepsilon \end{bmatrix} \qquad (۲۵)$$

- رض چهارم : Ω_ε یک ماتریس غیرمنفرد[۱] است و x_{it} نیز هم‌انباشته نمی‌باشد. B_i را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Omega_{u.\varepsilon} = \Omega_u - \Omega_{u\varepsilon}\Omega_\varepsilon^{-1}\Omega_{\varepsilon u} \qquad (۲۶)$$

---

۱. ماتریسی معکوس پذیر است و دترمینان آن غیرصفر می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

$$B_i = \begin{bmatrix} B_{ui} \\ B_{\varepsilon i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega_{u.\varepsilon}^{1/2} & \Omega_{u\varepsilon}\Omega_{\varepsilon}^{-1/2} \\ \mathbf{0} & \Omega_{\varepsilon}^{1/2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_i \\ W_i \end{bmatrix} \quad (۲۷)$$

می‌توان یک طرف رابطه (۲۳) را به صورت زیر تعریف کرد:

$$\Delta = \Sigma + \Gamma = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E\left(w_{ij} w_{i0}^{'}\right) + E\left(w_{ij} w_{i0}^{'}\right) = \begin{bmatrix} \Sigma_u & \Sigma_{u\varepsilon} \\ \Sigma_{\varepsilon u} & \Sigma_{\varepsilon} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_u & \Gamma_{u\varepsilon} \\ \Gamma_{\varepsilon u} & \Gamma_{\varepsilon} \end{bmatrix} \quad (۲۸)$$

کائو و چیانگ (۲۰۰۱) توزیع‌های حدی را برای تخمین زننده‌های FMOLS، OLS و DOLSدر رگرسیون‌های هم انباشته به دست آوردند. تخمین زننده OLS برای ضریب βبه صورت زیر است:

$$\hat{\beta}_{OLS} = [\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X_i})(X_{it} - \overline{X_i})']^{-1}[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X_i})(Y_{it} - \overline{Y_i})] \quad (۲۹)$$

در رابطه بالا $\overline{x_i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{it}$ و $\overline{y_i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{it}$ میانگین متغیر x و y برای مقاطع مختلف هستند. کائو و چیانگ (۲۰۰۱) با بررسی $\hat{\beta}_{OLS}$ به این نتیجه رسیدند که این ضریب ناپایدار و تورش‌دار است. به همین دلیل از تخمین‌زننده FMOLS که دو تصحیح تورش و درون‌زایی (به ترتیب روابط ۳۴ و ۳۵) روی تخمین‌زننده OLS اعمال می‌کند، بهره گرفتند. این امر به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$u_{it}^{+} = u_{it} - \Omega_{u\varepsilon}\Omega_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \quad (۳۰)$$

$$\hat{u}_{it}^{+} = u_{it} - \widehat{\Omega}_{u\varepsilon}\widehat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \quad (۳۱)$$

$$y_{it}^{+} = y_{it} - \Omega_{u\varepsilon}\Omega_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \quad (۳۲)$$

$$\hat{y}_{it}^{+} = y_{it} - \widehat{\Omega}_{u\varepsilon}\widehat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \quad (۳۳)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

با تغییر y_{it} در رابطه (۱۸) و جایگذاری رابطه (۳۳) در آن و انجام تصحیح درون‌زایی به رابطه زیر خواهیم رسید:

$$\hat{y}_{it}^{+} = y_{it} - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \;\; = \alpha_i + \beta x_{it}' + u_{it} - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\varepsilon_{it} \qquad (۳۴)$$

در رابطه بالا $\hat{\Omega}_{u\varepsilon}$ و $\hat{\Omega}_{\varepsilon}$ تخمین‌های سازگاری از $\Omega_{u\varepsilon}$ و Ω_{ε} هستند و جزء تصحیح درون‌زایی برای حذف همبستگی سریالی به صورت رابطه (۳۵) می‌باشد:

$$\hat{\Delta}_{\varepsilon u}^{+} = \left(\hat{\Delta}_{\varepsilon u}\hat{\Delta}_{\varepsilon}\right)\left(\hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\right) = \hat{\Delta}_{\varepsilon u} - \hat{\Delta}_{\varepsilon}\hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \qquad (۳۵)$$

در رابطه فوق $\hat{\Delta}_{\varepsilon u}$ و $\hat{\Delta}_{\varepsilon}$ برآوردهایی از $\Delta_{\varepsilon u}$ و Δ_{ε} هستند. با توجه به روابط بالا $\hat{\beta}_{FMOLS}$ به صورت رابطه (۳۶) برآورد می‌شود:

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_{\iota})(X_{it} - \bar{X}_{\iota})'\right]^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_{\iota})\, Y_{it}^{+} - T\hat{\Delta}_{\varepsilon u}^{+}\right)\right] \qquad (۳۶)$$

با در نظر گرفتن روابط (۳۴) و (۳۶)، $\hat{\Delta}_{\varepsilon u}$ متغیر اصلاح همبستگی سریالی و $\hat{y}_{it}^{+}$ متغیر تبدیل و y_{it} برای تصحیح درون‌زایی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

۴-۴. برآورد مدل

۴-۴-۱. آمار توصیفی متغیرها

در ادامه متغیرهای موجود در مدل را به اختصار معرفی می‌کنیم.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	مشاهده	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
MYSI	۲۵۶	۰/۴۵۵۲	۰/۴۷۴۲	۰/۷۶	۰/۰۸۸۸	۰/۱۶۱۸	-۰/۱۶۸۹	۲/۱۴۸
EYSI	۲۶۰	۰/۶۴۷۲	۰/۶۶۶	۱/۰۱۸	۰/۱۸۸	۰/۱۷۱۲	-۰/۴۹۴۱	۲/۸۳۹
GINI	۷۸	۳۵/۳	۳۴/۳	۴۵/۱	۲۷/۶	۵/۵۲۴	۰/۱۳۲۴	۱/۴۲۲
LGNIP	۲۶۰	۹/۰۶۴	۹/۲۱۵	۱۰/۲۵	۷/۱۷۱	۰/۶۶۸۱	-۰/۶۴۵۷	۳/۰۱
POPG	۲۶۰	۱/۹۶۱	۱/۷۲۵	۶/۵۵۹	-۰/۴۴۲۴	۱/۱	۱/۴۷۱	۵/۸۶۳
AD	۲۶۰	۶۰/۰۷	۵۶/۴۷	۱۰۶/۴	۳۷/۵۱	۱۴/۵۵	۰/۷۷۵۳	۲/۹۳۱

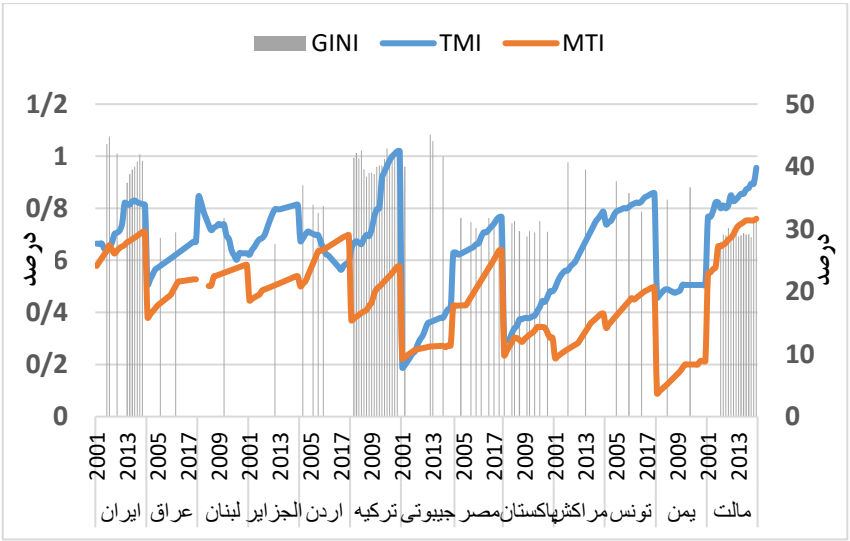
مأخذ : داده‌های بانک جهانی و سازمان ملل متحد با استفاده از محاسبات محقق

- **شاخص میانگین تعداد سال‌های تحصیل** (MYSI)**:** میانگین این متغیر برابر ۰/۴۵۵۲ و میانه ۰/۴۷۴۲ می‌باشد. بدین معنی که نیمی از مشاهدات آن بالای ۰/۴۷۴۲ و نیمی دیگر پایین‌تر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۰/۷۶ مربوط به کشور مالت در سال ۲۰۲۰ و کم‌ترین مقدار معادل ۰/۰۸۸۸ مربوط به کشور یمن در سال ۲۰۰۱ می‌باشد. این متغیر انحراف معیاری برابر با ۰/۱۶۱۸، چولگی معادل ۰/۱۶۸۹- که بیانگر چولگی منفی و تفاوت زیادی با توزیع نرمال، همچنین مقدار کشیدگی آن معادل ۲/۱۴۸ که بیانگر این است که توزیع این متغیر کشیده‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

- **شاخص سال‌های مورد انتظار تحصیل** (EYSI)**:** میانگین این متغیر برابر ۰/۶۴۷۲ و میانه آن ۰/۶۶۶ می‌باشد. بدین معنی که نیمی از مشاهدات آن بالای ۰/۶۶۶ و نیمی دیگر پایین‌تر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۱/۰۱۸ که مربوط به کشور ترکیه در سال ۲۰۲۰ و کم‌ترین مقدار معادل ۰/۱۸۸ که مربوط به کشور جیبوتی در سال ۲۰۰۱ می‌باشد. این متغیر انحراف معیاری برابر با ۰/۱۷۱۲ چولگی معادل ۰/۴۹۴۱- که بیانگر چولگی منفی و تفاوت زیادی با توزیع نرمال، همچنین مقدار کشیدگی آن معادل ۲/۸۳۹ که بیانگر این است که توزیع این متغیر کشیده‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.
- **ضریب جینی** (GINI)**:** میانگین این متغیر برابر ۳۵/۳ و میانه ۳۴/۳ می‌باشد. بدین معنی که نیمی از مشاهدات آن بالای ۳۴/۳ و نیمی دیگر پایین‌تر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۴۵/۱ که مربوط به کشور جیبوتی در سال ۲۰۱۲ و کم‌ترین مقدار معادل ۲۷/۶ که مربوط به کشور الجزایر در سال ۲۰۱۱ می‌باشد. این متغیر انحراف معیاری برابر با ۵/۵۲۴، چولگی معادل ۰/۱۳۲۴ که بیانگر چولگی مثبت و تفاوت زیادی با توزیع نرمال، همچنین مقدار کشیدگی آن معادل ۱/۴۲۲ که بیانگر این است که توزیع این متغیر کشیده‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]



نمودار ۱. روند متغیرهای وابسته با توجه به تغییرات ضریب جینی

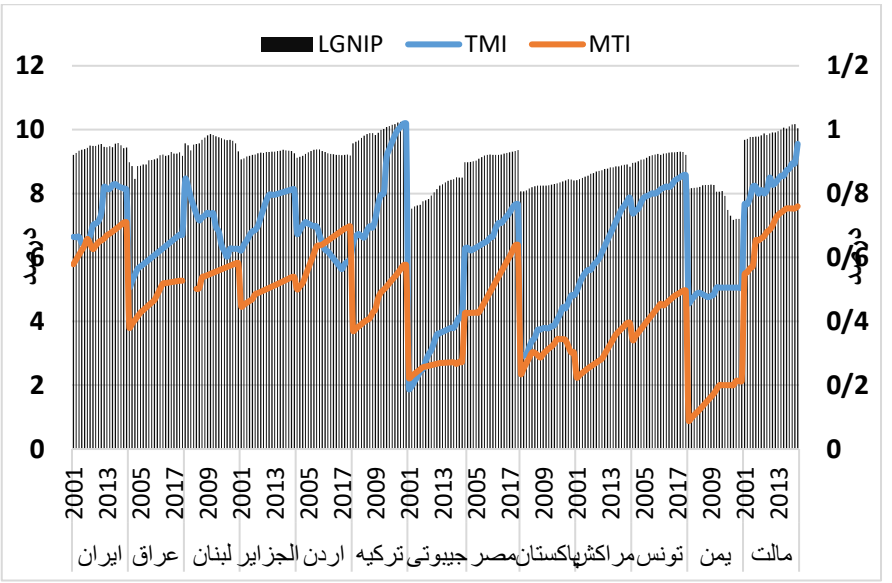
مأخذ : داده‌های بانک جهانی و سازمان ملل متحد با استفاده از محاسبات محقق

با توجه به نمودار (۱) می‌توان گفت که طی دوره مورد بررسی در برخی از کشورها در سال‌های ابتدایی دوره زمانی مورد بررسی، روند غیرمستقیمی از جمله ایران و ترکیه بین تغییرات متغیرهای وابسته با ضریب جینی مشاهده شده است و در سال‌های پایانی این روند ثابت و تقریبا مستقیم شده است و از طرفی در برخی از کشورهای دیگر از جمله مالت و مصر تغییرات مستقیمی طی دوره مورد بررسی مشاهده شده است و در تونس نیز این روند تا حدودی غیرمستقیم بوده است؛ این نتایج حاکی از آن است که برای بررسی تأثیر درست متغیرهای وابسته نسبت به ضریب جینی باید از مدل‌های اقتصادی بهره گرفت.

- **لگاریتم سرانه درآمد ناخالص ملی** (LGNIP)**:** میانگین این متغیر برابر ۹/۰۶۴ و میانه ۹/۲۱۵ می‌باشد. بدین معنی که نیمی از مشاهدات آن بالای ۹/۲۱۵ و نیمی دیگر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

پایین‌تر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۱۰/۲۵ که مربوط به کشور ترکیه در سال ۲۰۲۰ و کم‌ترین مقدار معادل ۷/۱۷۱ که مربوط به کشور یمن در سال ۲۰۱۷ می‌باشد. این متغیر انحراف معیاری برابر با ۰/۶۶۸۱، چولگی معادل ۰/۶۴۵۷- که بیانگر چولگی منفی و تفاوت زیادی با توزیع نرمال، همچنین مقدار کشیدگی آن معادل ۳/۰۱ که بیانگر این است که توزیع این متغیر کشیده‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.



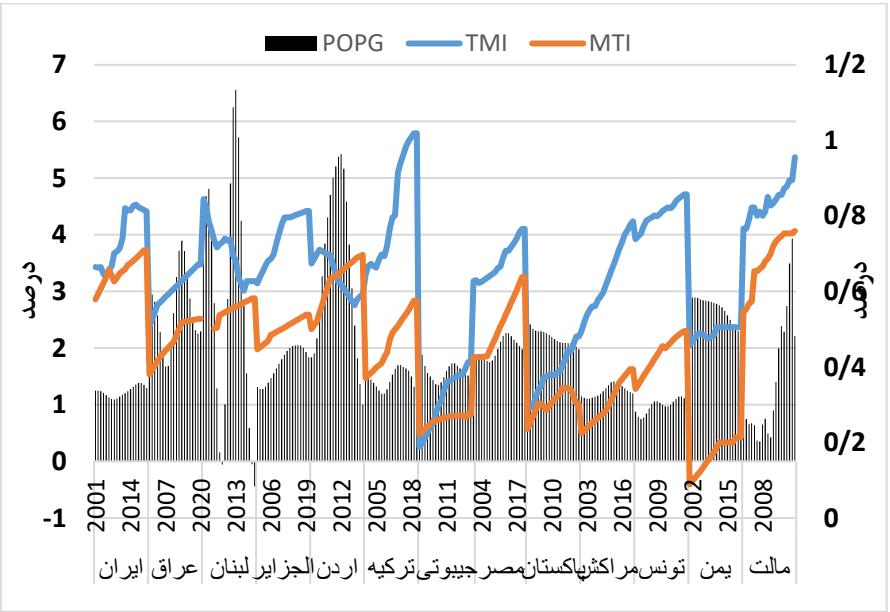
نمودار ۲. روند متغیرهای وابسته با توجه به تغییرات سرانه درآمد ناخالص ملی

مأخذ: داده‌های بانک جهانی و سازمان ملل متحد با استفاده از محاسبات محقق

با توجه به نمودار(۲) می‌توان گفت که طی دوره مورد بررسی روند مستقیمی بین متغیرهای وابسته و سرانه درآمد ناخالص ملی در کشورهای مورد مطالعه مشاهده می‌شود که نشان از یک رابطه همزمانی بین این متغیرها بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

- **نرخ رشد جمعیت** (POPG)**:** میانگین این متغیر برابر ۱/۹۶۱و میانه ۱/۷۲۵می‌باشد. بدین معنی که نیمی از مشاهدات آن بالای ۱/۷۲۵ و نیمی دیگر پایین‌تر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۶/۵۵۹ که مربوط به کشور لبنان در سال ۲۰۱۳ و کم‌ترین مقدار معادل ۰/۴۴۲۴- که مربوط به کشور لبنان در سال ۲۰۲۰ می‌باشد. این متغیر انحراف معیاری برابر با ۱/۱ دارد و چولگی آن معادل ۱/۴۷۱ می‌باشد و بیانگر چولگی مثبت و تفاوت زیاد با توزیع نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی آن معادل ۵/۸۶۳ است که بیانگر این است که توزیع این متغیر کشیده‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.



نمودار ۳. روند متغیرهای وابسته با توجه به تغییرات سرانه درآمد ناخالص ملی

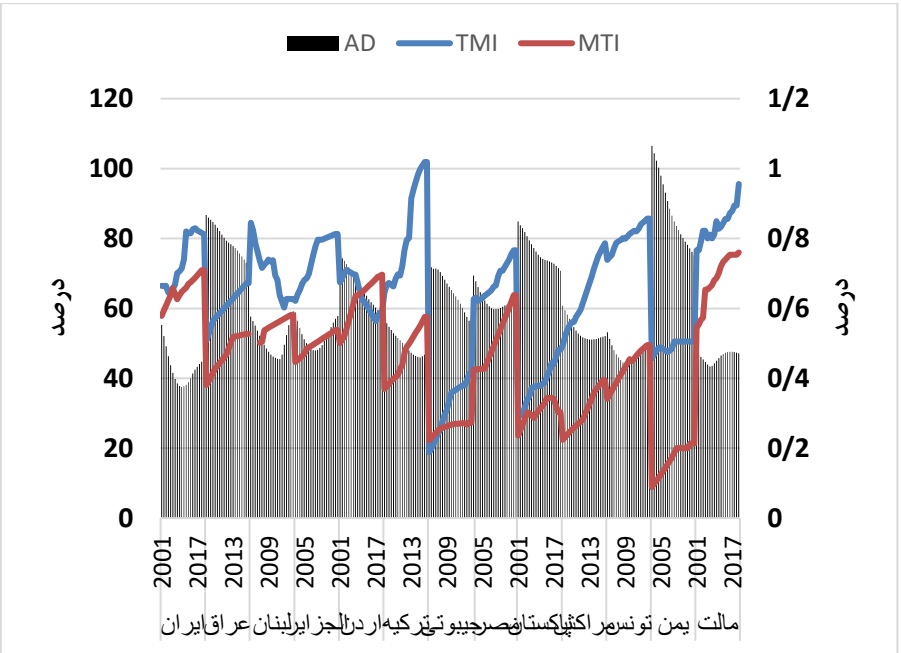
مأخذ: داده‌های بانک جهانی و سازمان ملل متحد با استفاده از محاسبات محقق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

با توجه به نمودار (۳) می‌توان گفت که طی دوره مورد بررسی در برخی از کشورها روند غیرمستقیمی از جمله ایران، یمن و پاکستان بین تغییرات متغیرهای وابسته با رشد جمعیت مشاهده شده است و از طرفی در برخی از کشورهای دیگر از جمله الجزایر، مصر، اردن و مراکش تغییرات مستقیمی طی دوره مورد بررسی مشاهده شده است که این نتایج حاکی از آن است که برای بررسی تأثیر درست متغیرهای وابسته نسبت به ضریب جینی باید از مدل‌های اقتصادی بهره گرفت.

- **بار تکفل (AD):** میانگین این متغیر برابر ۶۰/۰۷ و میانه ۵۶/۴۷ می‌باشد. بدین معنی که نیمی از مشاهدات آن بالای ۵۶/۴۷ و نیمی دیگر پایین‌تر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۱۰۶/۴ که مربوط به کشور یمن در سال ۲۰۰۱ و کم‌ترین مقدار معادل ۳۷/۵۱ که مربوط به کشور ایران در سال ۲۰۱۰ می‌باشد. این متغیر انحراف معیاری برابر با ۱۴/۵۵، چولگی معادل ۰/۷۷۵۳ که بیانگر چولگی مثبت و تفاوت زیادی با توزیع نرمال، همچنین مقدار کشیدگی آن معادل ۲/۹۳۱ که بیانگر این است که توزیع این متغیر کشیده‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]



نمودار ۴. روند متغیرهای وابسته با توجه به تغییرات بار تکفل

مأخذ: داده‌های بانک جهانی و سازمان ملل متحد با استفاده از محاسبات محقق

با توجه به نمودار (۴) می‌توان گفت که طی دوره مورد بررسی روند غیرمستقیمی بین متغیرهای وابسته و سرانه درآمد ناخالص ملی در کشورهای مورد مطالعه مشاهده می‌شود که نشان از یک رابطه همزمانی بین این متغیرها بوده است.

۲-۴-۴. آزمون ریشه واحد

برای تخمین مدل و رابطه بلندمدت بین نابرابری درآمدی و بروندادهای آموزشی (میانگین تعداد سال‌های تحصیل و سال‌های مورد انتظار تحصیل) در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا، از آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود؛ در ابتدا باید برای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

این امر، تست‌های مانایی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند. بدین منظور در این پژوهش از آزمون‌های ریشه واحد LLC, IPS, ADF-Fisher & PP-Fisher بهره گرفته می‌شود. نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی کشورهای مورد مطالعه

فروض	فرض صفر: وجود ریشه واحد مشترک	فرض صفر: وجود ریشه واحد مقطعی		
نوع آزمون / متغیر	Levin, Lin And Chu (LLC)	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF - Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square
MYSI	-۶/۰۲۸*** (۰/۰۰۰)	-۳/۰۳۴*** (۰/۰۰۱)	۵۳/۵۷*** (۰/۰۰۱)	۹۷/۰۳*** (۰/۰۰۰)
EYSI	-۱/۴۰۳* (۰/۰۸۰)	۲/۲۰۸ (۰/۹۸۶)	۱۳/۶۳ (۰/۹۷۷)	۲۴/۵۳ (۰/۵۴۵)
D(EYSI)	-۲/۹۲۹*** (۰/۰۰۱)	-۳/۳۷۲*** (۰/۰۰۰)	۵۰/۸۰** (۰/۰۰۲)	۷۰/۹۶*** (۰/۰۰۰)
GINI	-۰/۲۷۳ (۰/۳۹۲)	۰/۱۹۵ (۰/۵۷۷)	۴/۲۷۲ (۰/۶۳۹)	۴/۲۲۸ (۰/۶۴۵)
D(GINI)	-۳/۸۵۷*** (۰/۰۰۰)	-۱/۸۱۹ (۰/۰۳۴)**	۱۶/۰۶ **(۰/۰۱۳)	۲۳/۳۶*** (۰/۰۰۰)
LGNIP	-۴/۷۹۱*** (۰/۰۰۰)	-۱/۵۱۲* (۰/۰۶۵)	۳۶/۸۷* (۰/۰۷۶)	۳۴/۷۵ (۰/۱۱۷)
D(LGNIP)	-۲/۵۴۴*** (۰/۰۰۵)	-۳/۲۱۲*** (۰/۰۰۰)	۷۱/۲۷*** (۰/۰۰۰)	۶۷/۵۱*** (۰/۰۰۰)
POPG	-۱۲/۸۵*** (۰/۰۰۰)	-۱۳/۱۴*** (۰/۰۰۰)	۱۹۸/۰۱*** (۰/۰۰۰)	۱۹/۸۸*** (۰/۰۰۰)
AD	-۶/۳۷۳*** (۰/۰۰۰)	-۶/۰۰۲*** (۰/۰۰۰)	۱۰۸/۲*** (۰/۰۰۰)	۶۶/۹۷*** (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم افزار Eviews 10.

توضیحات: اعداد داخل پرانتز، احتمال معناداری ضرایب می‌باشد. *** معناداری در سطح ۱ درصد، ** معناداری در سطح ۵ درصد، * معناداری در سطح ۱۰ درصد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

مطابق جدول (۲) تمامی متغیرهای پژوهش در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا به جز MYSI، POPG و AD نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین این متغیرها انباشته از مرتبه یک می‌باشند.

۳-۴-۴. هم‌خطی

همخطی در اصل به معنای وجود ارتباط خطی کامل یا ناقص بین همه یا برخی از متغیرهای مستقل موجود در مدل می‌باشد. از نشانه‌های وجود هم‌خطی می‌توان به نامعین بودن ضرایب رگرسیون، بالا بودن ضریب تعیین(R^2)، انحراف معیارهای بزرگ و در نتیجه بزرگ‌تر شدن فواصل اطمینان، بی‌معنایی آماری ضرایب برآوردگردیده و ضریب همبستگی بالا و نزدیک به یک اشاره کرد. در صورت وجود هم‌خطی بالا بین متغیرهای مستقل، دیگر تخمین درستی از پارامترها برآورد نخواهد شد. برای بررسی هم‌خطی می‌توان از عامل تورم واریانس[1] استفاده کرد. چنان چه مقدار این آماره برای یک متغیر مستقل بزرگتر از ۵ باشد، به معنای وجود هم‌خطی میان متغیرهای مدل می‌باشد. برآورد نتایج این آزمون در جدول(۳) ارائه شده است.

1. Variance Inflation Factor (VIF)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

جدول ۳. نتایج آزمون همخطی متغیرها در روش FMOLS

متغیر وابسته: EYSI		متغیر وابسته: MYSI	
VIF	متغیر	VIF	متغیر
۱/۰۴۷۲	GINI	۱/۰۴۷۲	GINI
۴/۲۱۳۶	LGNIP	۴/۲۱۳۶	LGNIP
۳/۱۷۶۸	POPG	۳/۱۷۶۸	POPG
۳/۰۶۱۰	AD	۳/۰۶۱۰	AD

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews۱۰

با توجه به نتایج جدول (۳) می‌توان گفت که ارتباط خطی کامل یا ناقص بین متغیرهای مورد مطالعه وجود ندارد، در نتیجه فرض وجود همخطی بین متغیرها رد می‌شود.

۵. جمع‌بندی

برای برآورد رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS ابتدا باید رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت بین متغیرها، باقیمانده‌های حاصل از تخمین مدل مانا می‌شود و در این صورت دیگر با مشکل رگرسیون کاذب مواجه نخواهیم بود (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷). برای آزمون هم‌انباشتگی در این مطالعه از روش کائو (۱۹۹۹) استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو در کشورهای مورد مطالعه

مدل	مقدار آماره (ADF)	احتمال (Prob)	فرض صفر	نتیجه
MYSI GINI LGNIP POPG AD	۱/۸۱۲	۰/۰۳۵	عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی	وجود رابطه هم‌انباشتگی
EYSI GINI LGNIP POPG AD	۳/۰۱۵	۰/۰۰۱	عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی	وجود رابطه هم‌انباشتگی

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار Eviews۱۰

با توجه به نتایج جدول (۴) که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه را تأیید می‌کند، در ادامه از روش FMOLS برای برآورد مدل نهایی استفاده می‌شود. نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش FMOLS

متغیر	متغیر وابسته: MYSI	متغیر وابسته: EYSI
	ضریب	ضریب
GINI	-۰/۰۰۱۳***	-۰/۰۰۳۶***
	(۰/۰۰۰۴)	(۰/۰۰۰۸)
LGNIP	۰/۳۲۱۳***	۰/۵۳۶۳**
	(۰/۰۰۷۷)	(۰/۰۱۶۵)
POPG	-۰/۰۰۱۴	-۰/۰۰۸۳***
	(۰/۰۰۱۳)	(۰/۰۰۲۸)
AD	-۰/۰۰۱۴***	-۰/۰۰۹۹***
	(۰/۰۰۰۴)	(۰/۰۰۰۸)
R^2	۰/۹۷۹	۰/۸۲۸
$\bar{R}^2$	۰/۹۷۴	۰/۷۸۱

مأخذ: محاسبات با استفاده از نرم افزار Eviews 10.

توضیحات: اعداد داخل پرانتز، انحراف معیار ضرایب می‌باشد. *** معناداری در سطح ۱ درصد، **معناداری در سطح ۵ درصد، * معناداری در سطح ۱۰ درصد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

سیاست‌های آموزشی که توسط دولت‌ها و نهادهای مسئول اتخاذ می‌شوند، نه تنها در بلندمدت می‌توانند ساختار نظام آموزشی و کیفیت یادگیری دانش‌پذیران را دستخوش تغییر کنند، بلکه در کوتاه‌مدت نیز آثار و پیامدهایی به همراه دارند که نباید از نظر دور داشت. به عبارت دیگر، هر سیاست آموزشی جدید، علاوه بر اینکه ممکن است در گذر زمان منجر به تحولات بنیادین در سطح جامعه و اقتصاد شود، در بازه‌های زمانی کوتاه‌تر نیز می‌تواند تغییراتی در رفتار، عملکرد و نگرش ذی‌نفعان حوزه آموزش ایجاد کند. در همین راستا، در این پژوهش از مدل تصحیح خطا کوتاه‌مدت استفاده شده است تا بتوانیم به طور مشخص و دقیق، آثار کوتاه‌مدت سیاست‌های آموزشی را مورد بررسی قرار دهیم. وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا[1] (ECM) را فراهم می‌سازد. این الگوها که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند، در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی هستند که شـامل جملات پسماند ایستا از یک رابطه بلندمدت به عنوان متغیر مستقل هستند. با استفاده از این الگوها نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقادیر تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. نتایج حاصل از این مدل در جدول شماره ۶ ارائه شده است. در این قسمت چگونگی تعدیل اثر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا با استفاده از مدل تصحیح خطا پنل بررسی می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت بروندادهای آموزشی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت

1. Error Correction Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

دیگر، این ضریب نشان می‌دهد، چند دوره طول می‌کشد تا بروندادهای آموزشی به روند بلندمدت خویش بازگردد (سوری، ۱۳۹۶). نتایج حاصل از تخمین ECM در جدول۶ ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج کوتاه‌مدت حاصل از ECM

متغیر وابسته: D(EYSI)				متغیر وابسته: D(MYSI)			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
D(EYSI(-1))	۰/۰۰۷۰	۰/۱۹۵۴	۰/۰۳۵۹	D(MYSI(-1))	۰/۳۳۹۱	۰/۱۶۶۷	۲/۰۳۴
D(GINI(-1))	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۴۲	۱/۰۵۱	D(GINI(-1))	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۹	-۰/۸۹۳۵
D(LGNIP(-1))	-۰/۱۷۱۹	۰/۰۹۹۸	-۱/۷۲۱	D(LGNIP(-1))	-۰/۰۴۰۵	۰/۰۲۴۴	-۱/۶۵۹
D(POPG(-1))	۰/۰۲۵۳	۰/۰۱۸۱	۱/۴۰۱	D(POPG(-1))	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۴۸	-۰/۲۰۶۲
D(AD(-1))	-۰/۰۱۹۱	۰/۰۱۰۹	-۱/۷۴۹	D(AD(-1))	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۲۰	-۱/۴۴۵
CointEq(-1)*	۰/۰۰۶۴	۰/۰۱۴۲	۰/۴۵۶۱	CointEq(-1)*	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۱/۳۲۵

مأخذ: محاسبات با استفاده از نرم افزار Eviews 10

با توجه به جدول(۶) می‌توان گفت که ضریب جمله تصحیح خطا میانگین تعداد سال‌های تحصیل برابر با ۰/۰۰۰۱ حاصل شده که نشان می‌دهد ۰/۰۰۰۱ درصد از عدم تعادلی که بر اثر شوکی که به میانگین تعداد سال‌های تحصیل وارد می‌شود در هر دوره تعدیل می‌گردد. ضریب جمله تصحیح خطا سال‌های مورد انتظار تحصیل برابر با ۰/۰۰۶۴ حاصل شده که نشان می‌دهد ۰/۰۰۶۴ درصد از عدم تعادلی که بر اثر شوکی که به سال‌های مورد انتظار تحصیل وارد می‌شود در هر دوره تعدیل می‌گردد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

۱-۵. بحث

هدف از انجام این مطالعه بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی (میانگین تعداد سال‌های تحصیل و سال‌های مورد انتظار تحصیل) در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا می‌باشد.

- **ضریب جینی** (GINI)**:** با توجه به نتایج حاصل شده، ضریب جینی (با اطمینان ۹۹درصد) تأثیر منفی و معناداری آماری و اقتصادی بر شاخص بروندادهای آموزشی (تأثیر ضعیف‌تری بر میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و قوی‌تری سال‌های مورد انتظار تحصیل) در کشورهای مورد مطالعه داشته است؛ به طوری که با افزایش یک درصدی در آن، میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به ترتیب ۰/۰۰۱۳ و ۰/۰۰۳۶ درصد کاهش پیدا کرده است.
- **لگاریتم سرانه درآمد ناخالص ملی** (GNIP)**:** لگاریتم سرانه درآمد ناخالص ملی (با اطمینان ۹۹ درصد) تأثیر مثبت و معناداری آماری و اقتصادی بر شاخص بروندادهای آموزشی (تأثیر ضعیف‌تری بر میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و قوی‌تری سال‌های مورد انتظار تحصیل) در کشورهای مورد مطالعه داشته است؛ به طوری که با افزایش یک درصدی در آن، میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به ترتیب ۰/۳۲۱۳ و ۰/۵۳۶۳ درصد بهبود یافته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

- **نرخ رشد جمعیت** (POPG)**:** نرخ رشد جمعیت (با اطمینان ۹۹ درصد) تأثیر منفی و معناداری آماری و اقتصادی بر شاخص‌های برونداد آموزشی (تأثیر ضعیف‌تری بر میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و قوی‌تری سال‌های مورد انتظار تحصیل) در کشورهای مورد مطالعه داشته است؛ به طوری که با افزایش یک درصدی در آن، میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به ترتیب ۰/۰۰۱۴و ۰/۰۰۸۳ درصد کاهش یافته است.
- **بار تکفل** (AD)**:** بار تکفل (با اطمینان ۹۹ درصد) تأثیر منفی و معناداری آماری و اقتصادی بر شاخص بروندادهای آموزشی (تأثیر ضعیف‌تری بر میانگین تعداد سال‌های تحصیل در افراد بزرگسال و قوی‌تری سال‌های مورد انتظار تحصیل) در کشورهای مورد مطالعه داشته است؛ به طوری که با افزایش یک درصدی در آن، میانگین تعداد سال‌های تحصیل در بزرگسالان و سال‌های مورد انتظار تحصیل در کودکان به ترتیب ۰/۰۰۱۴ و ۰/۰۰۹۹ درصد کاهش یافته است.

۲-۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۳ کشور در بازه زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۱ به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر بروندادهای آموزشی پرداخته شده است. بنابراین، از آزمون‌های هم‌انباشتگی کائو برای به‌دست آوردن رابطه بلندمدت بین متغیرها و همچنین روش FMOLS برای برآورد مدل نهایی استفاده شده که نتایج آن در جداول ۴ و ۵ ارائه شد.

نتایج برآورد مدل برای کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا نشان می‌دهد که رابطه معکوسی بین نابرابری درآمدی و بروندادهای آموزشی (MYSI و EYSI) وجود

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

دارد که تأییدکننده فرضیه اصلی این پژوهش می‌باشد. کاهش قدرت خرید اقشار ضعیف جامعه و توزیع نابرابر درآمد بین آن‌ها باعث عدم تحصیل یکسان بین اقشار مختلف جامعه و یا تبعیض بین افراد از لحاظ کیفیت آموزش و افزایش نرخ بیکاری ناشی از عدم دریافت شغل مناسب با درآمد کافی شده است که همگی این موارد منجر به کاهش تعداد سال‌های تحصیل افراد جامعه شده است.

بین سرانه درآمد ناخالص ملی (GNIP) و بروندادهای آموزشی (MYSI و EYSI) در کشورهای مورد مطالعه رابطه مستقیمی وجود دارد که این امر به آن دلیل است که با افزایش این درآمدها و انتقال آن به بخش‌های آموزشی و بهداشتی و بهبود وضعیت سلامت در بزرگسالان و کودکان می‌تواند باعث بهبود شاخص‌های میانگین سال‌های تحصیل و سال‌های مورد انتظار تحصیل در افراد شود.

همچنین یافته‌ها بیانگر رابطه معکوس بین نرخ رشد جمعیت (POPG) و بار تکفل (AD) با بروندادهای آموزشی (MYSI و EYSI) است. رشد شدید تعداد کودکان لازم‌التعلیم چالش بزرگ کشورهای کمتر توسعه‌یافته و درحال توسعه را به تصویر می‌کشد. افزایش نرخ رشد جمعیت، بروز نابرابری در تحصیل در قشرهای مختلف جامعه و کاهش کیفیت آموزش، در کاهش سال‌های تحصیل نمود خواهد یافت. از طرف دیگر با افزایش بار تکفلی که جمعیت در سن کار در رابطه با کودکان و سالمندان متحمل می‌شوند؛ کاهش تعداد سال‌های تحصیل در این افراد امری است که جامعه با آن روبه روست.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

منابع

افقه، سید مرتضی؛ غرافی، مائده و بصیرت، مهدی (۱۳۹۴). «تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۶)، صص ۲۰۳- ۱۷۹.

تقی‌نژاد عمران، وحید؛ سام دلیری، مهران؛ بیات، علیرضا و مبین رمضان‌پور (۱۴۰۰). «عوامل مؤثر بر نابرابری آموزشی با تأکید بر دسترسی به اینترنت: مطالعه موردی کشورهای منتخب آسیای غربی». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۶ (۳۲)، ۶۳-۳۹ .

حصاری، علی (۱۳۹۴). «شاخص توسعه انسانی، چالش‌های مرتبط با آن و محاسبه آن برای ایران در سال ۱۳۹۰»، *مجله بررسی‌های آمار رسمی ایران*، ۲۶(۱)، ۲۴-۱ .

ضربی‌پور، داریوش؛ کاوند، علی و یونس نادمی (۱۴۰۲). «تأثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران». *رفاه اجتماعی*،۲۳ (۸۸)، ۲۳۰-۲۱۷.

عاقلی، لطفعلی و مهران سام دلیری (۱۴۰۱). «تأثیر کمک‌های رسمی توسعه‌ای بر بروندادهای آموزشی در کشورهای منتخب منطقه منا». *فصلنامه اقتصاد محاسباتی*، (۴)۱، ۷۲- ۴۷.

منجذب، محمدرضا و رضا نصرتی (۱۳۹۷). *مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا* (چاپ اول). تهران: موسسه کتاب مهربان نشر.

همتی، رضا؛ قاسمی، وحید و ابراهیم منصوری‌نژاد (۱۳۹۹). «آموزش عالی و توسعه اقتصادی: مطالعه تطبیقی کشورهای منتخب جهان». *جامعه شناسی کاربردی* (مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان)، ۳۱(۳ (پیاپی ۷۹))، ۹۶-۷۵ .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

Abdullah A., Doucouliagos H. & E. Manning (2015). "Does education reduce income inequality? A meta-regression analysis". *Journal of Economic Surveys*, *29*(2), 301-316.

Afghah M., Gharafi M. & M. Basirat (2016). "A study on the effect of education inequality on income distribution in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *4*(16), 179-203. (In Persian)

Ahmad S. (2013). "Humanistic economics is needed to sustain society". *Indian Journal of Economics and Development*, 1(4), 98-99.

Alderson A.S. & F. Nielsen (2002). "Globalization and the great U-turn: Income inequality trends in 16 OECD countries". *American journal of sociology*, 107(5), 1244-1299.

Asian Development Bank (2008) *Education and Skills: Strategies for Accelerated Development in Asia and The Pacific*. Philippines: Asian Development Bank.

Baltagi B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, (3rd ed). John Wiley & Sons, Chichester, England.

Barro R.J. (2000). "Inequality and Growth in a Panel of Countries". *Journal of economic growth*, *5*, 5-32.

Battistón D., García-Domench C. & L. Gasparini (2014). "Could an increase in education raise income inequality?: evidence for Latin America". *Latin American journal of economics*, 51(1), 1-39.

Bourguignon F., Ferreira F.H. & N. Lustig (Eds.). (2004). *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank Publications.

Carrasco R. (2014). *Leveling the Playing Field: How Can We Address Educational Inequalities?* Stanford University.

Carstensen J. (2013). "Environmental Inequalities Beyond Borders: Local Perspectives on Global Injustices". *Development in Practice*, 23(3), 450-452.

Curran D. (2013). "Risk society and the distribution of bads: theorizing class in the risk society", *The British Journal of Sociology*, 64(1), 44-62.

Farooq M. (2010). Education and Income Inequality in Pakistan. *Dialogue (Pakistan)*, *5*(3).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

Glomm G. and B. Ravikumar (2003) "Public education and income inequality". *European Journal of Political Economy* 19, 289–300.
Jamal J. S., Salam M., Tenriawaru A. N., Rukmana D., Jamil M. H. & S. Saadah (2021). "Determinant factors affecting the improvement of education index". *Jurnal Penelitian dan Evaluasi Pendidikan*, 25(1), 88-96.
Jimenez E. (1986) "The public subsidization of education and health in developing countries: a review of equity and efficiency". *Research Observer* 1, 111–129.
Kao C. & M.H. Chiang (2001). "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing Limited. pp. 179-222.
Kao Chihwa. (1999). *Spurious regression and residual-based Tests for cointegration in panel data.* Journal of Econometrics, 90(1): 1-44.
Khan M.Z., Rehman S. & C.A. Rehman (2015). "Education and income inequality in Pakistan". *Management and Administrative Sciences Review*, 4(1), 134-145.
Kuznets S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". *The American Economic Review*, *45*(1), 1–28.
http://www.jstor.org/stable/1811581.
Lee J. and R. Francisco (2012) "Human capital accumulation in emerging Asia, 1970–2030". *Japan and the World Economy*, 24(2), 76–86.
Nademi Y. & D. Zarbipour (2023). Investigating The Effect of Education Inequality on Inequality of Income Distribution in Iran's Provinces. (In Persian)
Nolan B., Salverda W., Checchi D., Marx I., McKnight A., Tóth I.G. & van de Werfhorst H.G. (2014). Changing Inequalities and Societal Impacts in Rich Countries: Thirty Countries' Experiences: Oxford University Press.
Park K.H. (1986). "Reexamination of the linkage between income inequality and political violence". *Journal of Political & Military Sociology*, 185-197.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]

Park K.H. (1996). "Income inequality and economic progress: An empirical test of the Institutionalist approach". *American Journal of Economics and Sociology*, 55(1), 87-96.

Park K.H. (1998). "Distribution and growth: cross-country evidence". *Applied Economics*, *30*(7), 943-949.

Park K. H. (2017). Education, globalization, and income inequality in Asia.

Ram R. (1989). "Can educational expansion reduce income inequality in less-developed countries?". *Economics of Education Review*, 8(2), 185-195.

Rathie M., Sipos I. & A. Ahuja (2016). Crime Index VS. Average Years of Education.

Ravallion M. (2014). "Income inequality in the developing world". *Science*, *344*(6186), 851-855.

Rodríguez-Pose A. & V. Tselios (2009). "Education and income inequality in the regions of the European Union". *Journal of Regional Science*, 49(3), 411-437.

Sylwester K. (2000) "Income inequality, education expenditures and growth". *Journal of Development Economics* 63: 379–398.

Tchamyou V. S., Asongu S. A. & N.M. Odhiambo (2019). "The role of ICT in modulating the effect of education and lifelong learning on income inequality and economic growth in Africa". *African Development Review*, 31(3), 261-274.

ZAMANI A. (2017). *Recognition and Analysis of Factors Influencing the Quality of Education in Higher Education*. (In Persian)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-26]