

Educational Inequality and Income Distribution in Iran: A Panel ARDL Analysis across Educational Levels

Anahita Roozitalab*  PhD in Economics, Semnan University,
Semnan, Iran

Esmail Abounoori  Professor of Econometrics and Social
Statistics, Department of Economics,
Semnan University, Semnan, Iran

Abstract

Education, as one of the key indicators of human development, plays a decisive role in reducing social and economic inequalities. Unequal education exacerbates income disparities, while economic inequality restricts balanced access to education. This study examines the impact of different educational levels on income distribution inequality in Iran using Household Income and Expenditure Survey (HIES) data from 1984–2023. In this research, the Gini coefficient was calculated for each educational level. The effect of educational inequality (measured by the standard deviation of educational expenditures) on income inequality was then analyzed using the Panel ARDL econometric model, with average household expenditures and unemployment rates as control variables. The results indicated that educational inequality in Iran followed an increasing trend over time, reaching its highest level in recent years. Furthermore, the findings revealed that both educational inequality and unemployment rates had a positive and statistically significant effect on income inequality. Additionally, the results demonstrated that average household

* Corresponding Author: ana.roozitalab@semnan.ac.ir

How to Cite: Roozitalab, A. and Abounoori, E. (2025). Educational Inequality and Income Distribution in Iran: A Panel ARDL Analysis across Educational Levels. *Journal of Economic Research*, 25 (96), 5 - 44

Accepted: 7/2/2026

Revise: 8/12/2025

Received: 22/ 5/2025

ISSN: 1735-210x

eISSN: 2476-6453

expenditures within each educational group had a negative and significant impact on reducing income inequality. Finally, based on the study's findings, it is recommended that the government implement appropriate policies to reduce educational inequality and enhance access to higher education for all members of society, particularly low-income groups.

Introduction

Income inequality, as a fundamental challenge for developing economies, has consistently garnered the attention of policymakers and researchers. Among the contributing factors, the role of human capital, and specifically the level of education, stands out as a crucial determinant of income distribution (Schultz, 1961; Becker, 1964). Human capital theories posit that increased educational attainment leads to the enhancement of individuals' skills and productivity, consequently providing access to higher-paying job opportunities (Mincer, 1974). Conversely, unequal access to educational opportunities at various levels can exacerbate income inequality within society (Bourdieu, 1986).

In the Iranian economy, despite efforts to expand education, significant disparities in income distribution persist. Examining the relationship between educational attainment and income distribution in this country, considering its unique economic and institutional structure, is of paramount importance. This study focuses on different educational levels to investigate the factors influencing educational inequality in Iran during the years 1984–2023. It seeks to answer the fundamental question of whether and how different levels of education impact income distribution in the country. Analyzing this relationship can lead to a deeper understanding of the factors driving income inequality and provide a basis for designing more effective educational and economic policies aimed at reducing this disparity.

Methods and Materials

To examine the impact of education on income inequality in Iran during the period 1984–2023, this research utilizes data from the

Household Income and Expenditure Survey conducted by the Statistical Center of Iran. The methodology comprises two main parts: First, the calculation of the Gini coefficient for each educational level (elementary, middle school, high school, associate's degree, bachelor's degree, master's degree, and doctorate). This was achieved by extracting household expenditure information from the questionnaires and calculating the cumulative relative frequency of households and their expenditures at each educational level.

Second, the investigation of the relationship between education and income distribution within the framework of income functions based on human capital theory. This theory posits that investment in education leads to an increase in individuals' income and affects the income distribution of society. The research employed a simple income function and its generalization for N years of schooling to examine how the distribution of the rate of return on educational investment, the intensity of investment, and years of schooling impact relative income distribution. Finally, a model for analyzing income distribution at different educational levels in Iran was estimated, where the Gini coefficient of each educational group was considered a function of the dispersion of educational expenditures, the average household expenditure, and the unemployment rate at the same educational level.

Results and Discussion

The results of the panel ARDL (Autoregressive Distributed Lag) econometric model indicate that an increase in the average household expenditure leads to a reduction in income inequality (Gini coefficient) in the studied educational levels in both the short and long run, with the long-term effect being stronger. This finding contradicts the Kuznets curve hypothesis, suggesting that in this dataset, increased expenditures directly improve income distribution. In contrast, the dispersion of educational expenditures has a positive and significant impact on the Gini coefficient, implying that greater inequality in educational expenditures exacerbates income inequality. The unemployment rate also has a positive (although statistically

insignificant at the 5% level) effect on the Gini coefficient in both the short and long run, such that an increase in unemployment leads to higher income inequality, with a larger long-term effect. The error correction coefficient indicates that approximately 44% of the short-run disequilibrium in the Gini coefficient is adjusted within approximately two periods, suggesting a moderate speed of adjustment towards the long-run equilibrium.

Conclusion

This research, by examining the impact of different educational levels on income inequality in Iran during the years 1984–2023, revealed that income inequality among graduates of higher education levels is significantly greater, which contradicts the expectation of decreasing inequality with increased education. An increase in the average household expenditure was associated with a decrease in inequality, while the dispersion of educational expenditures and the unemployment rate were linked to an increase in inequality. The results of the ARDL model suggest that the impact of independent variables on income inequality occurs with a time lag. It is recommended that to reduce inequality, educational infrastructure in deprived areas should be developed, financial aid should be provided to low-income students, educational programs should be aligned with labor market needs, and job opportunities should be created for graduates. Attention to multidimensional inequality indicators is also necessary for a more accurate understanding of the situation.

Keywords: income distribution, educational inequality, unemployment rate, Panel ARDL, Iran

JEL Classification: I2, D3, O1



تأثیر نابرابری آموزشی بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه موردی مقاطع مختلف تحصیلی

آناهیتا روزی طلب*  دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

اسمعیل ابونوری  استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

چکیده

تحصیلات به عنوان یکی از معیارهای توسعه انسانی، نقش تعیین کننده‌ای در کاهش نابرابری‌های اجتماعی و اقتصادی ایفا می‌کند. تحصیلات نابرابر به تشدید شکاف درآمدی دامن می‌زند. هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر سطوح مختلف تحصیلی بر نابرابری توزیع درآمد در کشور ایران با استفاده از داده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار در سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲ است. در این پژوهش، خانوارها بر اساس مقطع تحصیلی سرپرست خانوار دسته‌بندی شده‌اند، سپس ضریب جینی درآمد به طور جداگانه برای هر مقطع تحصیلی محاسبه گردیده و تأثیر نابرابری آموزشی (انحراف استاندارد هزینه‌های آموزشی) بر نابرابری درآمد در هر یک از مقاطع تحصیلی با استفاده از مدل اقتصادسنجی پانل ARDL به همراه متغیرهای کنترلی میانگین هزینه‌های خانوار و نرخ بیکاری در هر گروه آموزشی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که نابرابری در دسترسی به آموزش و همچنین سطح بیکاری هر دو به طور مثبت و معناداری باعث تشدید نابرابری درآمدی می‌شوند. در مقابل، میانگین هزینه‌های خانوار در هر دوره آموزشی، تأثیر کاهنده و معناداری بر نابرابری درآمدی داشته است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد نابرابری آموزشی در ایران در طول زمان روندی افزایشی داشته و در سال‌های اخیر به بالاترین سطح خود رسیده است. براساس نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود دولت با اتخاذ سیاست‌های مناسب به کاهش نابرابری آموزشی و افزایش دسترسی به آموزش عالی برای همه افراد جامعه به ویژه گروه‌های کم درآمد کمک کند.

کلیدواژه‌ها: توزیع درآمد، نابرابری آموزشی، نرخ بیکاری، پانل ARDL، ایران.

طبقه‌بندی JEL: I2، D3، O1

۱. مقدمه

نابرابری، پدیده‌ای پیچیده و چند وجهی است که جوامع بشری را در طول تاریخ تحت تاثیر خود قرار داده است. (Sen, 1992) این نابرابری می‌تواند در ابعاد مختلفی از جمله نابرابری اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی نمود داشته باشد. یکی از عوامل کلیدی در کاهش یا افزایش نابرابری، سطح تحصیلات است. با افزایش سطح تحصیلات، افراد مهارت‌ها و دانش لازم برای ورود به بازار کار، کسب درآمد بیشتر، افزایش آگاهی، بهبود سلامت، کاهش فقر و ارتقای سطح مشارکت اجتماعی را به دست می‌آورند (Becker, 1964 and Schultz, 1961)

مطالعات متعددی به بررسی تاثیر سطح تحصیلات و نقش آن در جامعه پرداخته‌اند. شولتز^۱ (۱۹۶۱) با بررسی نقش تحصیلات، افزایش دانش و مهارت افراد را عامل توانمندی آنان برای رقابت در مشاغل با درآمد بالاتر و موقعیت‌های اجتماعی بهتر بیان کرده است. بکر^۲ (۱۹۶۴) نیز افراد تحصیلکرده را دارای بهره‌وری بالاتر دانسته که در نتیجه آن افزایش درآمد برای آنان قابل متصور است. سن^۳ (۱۹۹۹)، فراهم کردن فرصت‌های برابر آموزشی برای همه افراد جامعه را راهکاری برای کاهش نابرابری در دسترسی به مشاغل و فرصت‌های بهتر قلمداد کرده است. بوردیو^۴ (۱۹۸۶) تحصیلات را عاملی کمک‌کننده به افراد از طبقات پایین‌تر اجتماعی برای صعود به طبقات بالاتر از طریق کسب مهارت‌ها و دانش لازم برشمرده است. گلدین و کاتز^۵ (۲۰۰۸) افزایش سطح تحصیلات در جامعه را منجر به کاهش فاصله درآمدی بین افراد تحصیلکرده و تحصیل‌نکرده دانسته است. با این حال، هانیوشک و وسمن^۶ (۲۰۰۸) تاثیر تحصیلات بر نابرابری را تا حد زیادی وابسته به کیفیت آموزش ارائه شده اعلام کرده‌اند. یونسکو^۷ (۲۰۱۷) اذعان می‌دارد در بسیاری از

1 Schultz, T. W.

2 Becker, G. S.

3 Sen, A.

4 Bourdieu, P.

5 Goldin, C. D., Katz, L. F.

6 Hanushek, E. A., & Woessmann, L.

7 UNESCO

کشورها، نابرابری در دسترسی به آموزش وجود دارد. آسه‌اوغلو^۱ (۲۰۰۲) تاثیر تحصیلات بر نابرابری را در نهایت وابسته به شرایط بازار کار بیان کرده است. این مطالعات، تحصیلات را به عنوان یکی از عوامل کلیدی توسعه انسانی و دارای نقش مهم در کاهش نابرابری نشان می‌دهند. با این حال، تاثیر تحصیلات بر نابرابری، وابسته به عوامل مختلفی مانند کیفیت آموزش، فرصت‌های برابر آموزشی و شرایط بازار کار است.

با توجه به اهمیت موضوع نابرابری آموزشی، این مطالعه به بررسی اثرات نابرابری آموزشی در سطوح مختلف تحصیلی بر توزیع درآمد در کشور ایران طی سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲ می‌پردازد. همچنین دلایل ایجاد این نابرابری و پیامدهای آن برای افراد و جامعه مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نهایت، راهکارهایی برای کاهش نابرابری آموزشی و ایجاد جامعه‌ای متوازن‌تر ارائه می‌شود.

ساختار مقاله در ادامه به این صورت خواهد بود که بخش دوم به مطالعات تجربی، بخش سوم به پیشینه تحقیق، بخش چهارم روش‌شناسی پژوهش، بخش پنجم به برآورد و ارائه نتایج و بخش ششم به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص داده شده است.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. رابطه بین آموزش و نابرابری درآمد

پیرامون نقش آموزش در پدیده نابرابری توزیع درآمد، دو رویکرد نظری متمایز قابل ملاحظه است؛ نخست، آموزش به مثابه عاملی کاهنده برای شکاف‌های اقتصادی مطرح می‌شود. در مقابل، شرایطی وجود دارد که در آن آموزش نه تنها از نابرابری نمی‌کاهد، بلکه حتی می‌تواند به منجر به تشدید آن نیز شود. از این منظر، می‌توان اثرات آموزش بر نابرابری درآمد را ذیل دو دسته‌بندی کلی، یعنی «آموزش به عنوان عامل کاهش نابرابری» و «آموزش به عنوان عامل تشدید نابرابری» مورد بررسی قرار داد.

1 Acemoglu, D.

۲-۱-۱. آموزش به عنوان عامل کاهش نابرابری

«نظریه سرمایه انسانی» که توسط گری بکر (۱۹۶۴) و تئودور شولتز (۱۹۷۱) مطرح شده است. این نظریه، آموزش را به عنوان نوعی سرمایه گذاری در انسان در نظر می گیرد. بر اساس این نظریه، آموزش با افزایش سطح دانش و مهارت افراد، بهره‌وری آنها را افزایش می دهد و در نتیجه منجر به افزایش درآمد و بهبود وضعیت اقتصادی آنها می شود. «نظریه فرصت های برابر» بر این باور است که همه افراد صرف نظر از پیشینه اجتماعی و اقتصادی خود باید فرصت های برابر برای آموزش داشته باشند. فراهم کردن فرصت های برابر آموزشی می تواند به کاهش نابرابری در دسترسی به مشاغل و فرصت های بهتر منجر شود و در نتیجه به کاهش نابرابری در جامعه کمک می کند (Sen, 1999).

۲-۱-۲. آموزش به عنوان عامل تشدید نابرابری

«نظریه بازتولید» که توسط پیر بوردیو^۱ (۱۹۸۶) مطرح شده است و بیان می کند که نظام آموزشی می تواند به باز تولید نابرابری های اجتماعی و اقتصادی کمک کند. به عنوان مثال، در جوامعی که نظام آموزشی نابرابر است و افراد از طبقات پایین تر اجتماعی به امکانات آموزشی کمتری دسترسی دارند، تحصیلات می تواند به جای کاهش نابرابری، آن را تشدید کند.

«نظریه بازار کار» بر این باور است که تاثیر آموزش بر نابرابری به شرایط بازار کار نیز بستگی دارد. اگر بازار کار نتواند فرصت های شغلی مناسبی را برای افراد تحصیل کرده فراهم کند، تحصیلات نمی تواند به طور کامل به کاهش نابرابری کمک کند (Acemoglu, 2002).

۳. مطالعات انجام شده

۳-۱. مطالعات داخلی

مهربانی (۱۳۸۷) به تحلیل نقش آموزش -به ویژه آموزش عالی و هزینه های مرتبط با آن- در کاهش فقر و نابرابری درآمدی می پردازد. یافته های این پژوهش از دو جنبه نظری و

1 Bourdieu, P.

عملی قابل بررسی است. از منظر نظری، نتایج نشان می‌دهد که آموزش به‌طور کلی سطح فقر و نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. از جنبه تجربی و با استفاده از داده‌های ۱۱۱ مشاهده‌ای مربوط به ۹۱ کشور با سطوح مختلف توسعه انسانی، مشخص شده است که نرخ ثبت‌نام در مقطع دبیرستان رابطه‌ای معکوس و معنادار با میزان فقر و نابرابری درآمدی دارد. همچنین افزایش سهم هزینه‌های آموزشی از تولید ناخالص ملی (GNP)^۱ نیز به کاهش این دو شاخص منجر می‌شود. علاوه بر این، یافته‌ها حاکی از آن است که هزینه‌های آموزش عالی نیز تاثیر منفی و معناداری بر فقر و نابرابری درآمدی دارد؛ با این ویژگی که شدت این تاثیر از اثر هزینه‌های مقاطع ابتدایی و دبیرستان بیشتر است.

راغفر و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های هزینه-درآمد خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ و به‌کارگیری روش داده‌سازی شبه‌پانل، اثرات بین‌نسلی آموزش را بر رفاه مصرفی خانوارهای شهری ایران بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که دسترسی افراد به تحصیلات با افزایش رفاه مصرفی آنها رابطه مستقیم دارد. علاوه بر این، نابرابری آموزشی منجر به نابرابری مصرفی بین گروه‌های مختلف تحصیلی شده است؛ به گونه‌ای که با افزایش سن سرپرست خانوار شکاف مصرفی بین دو گروه افزایش یافته است. نتایج مربوط به اثرات زمان و نسل نیز بالا بودن شکاف مصرفی بین دو گروه را نشان می‌دهد.

غلامی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و سیستم داده‌های تابلویی، تاثیر متغیرهای آموزشی (میانگین سال‌های تحصیل و انحراف معیار سواد) بر نابرابری درآمدی (ضریب جینی) را در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره ۱۹۶۵ تا ۲۰۱۰ بر اساس مدل دی‌گرگوریو و لی^۲ (۲۰۰۲) و با کنترل تولید ناخالص ملی سرانه بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد افزایش سطح سواد باعث بهبود توزیع درآمد شده است؛ این درحالی است که پراکندگی سواد بیشتر، توزیع درآمد را بدتر می‌کند.

1 Gross Domestic Product

2 De Gregorio, J. & Lee, J. W.

افقه و همکاران (۱۳۹۴) با به کارگیری روش هم‌جمعی یوهانسن-یوسیلیوس^۱ و استفاده از متغیرهایی متوسط سال‌های تحصیل و ضریب جینی آموزش برای سنجش نابرابری آموزشی، تاثیر آن را بر توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ بررسی کرده‌اند. در این بررسی، متغیرهای سهم هزینه‌های آموزشی دولت، اندازه دولت و سرانه تولید ناخالص داخلی را به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش نابرابری در آموزش (ضریب جینی آموزش) به تشدید نابرابری درآمدی می‌انجامد. در مقابل، سهم هزینه‌های آموزشی دولت رابطه معکوس و کاهنده با ضریب جینی درآمد دارد.

شکیبایی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی عمومی و روش حداقل مربعات معمولی، تاثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد بین مناطق شهری و روستایی را در ۲۵ استان منتخب ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که توزیع درآمد میان استان‌های مورد مطالعه روندی همگرا داشته و شهرنشینی با تسريع فرآیند همگرایی مشروط (که بر کاهش فاصله بین وضعیت فعلی توزیع درآمد شهری- روستایی و نقطه تعادل پایدار آن تاکید دارد) نسبت به سرعت همگرایی مطلق، آن را افزایش می‌دهد.

علی‌پور (۱۳۹۷) با استفاده از مدل لجستیک و داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار و هزینه-درآمد خانوارهای روستایی در سال ۱۳۹۱ (با حجم نمونه ۱۹۳۸۱ خانوار)، تاثیر تحصیلات عالی زنان روستایی بر اشتغال در مناطق روستایی ایران را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که به طور کلی زنان سرپرست خانوار در مقایسه با مردان سرپرست، شانس کمتری برای اشتغال دارند، اما در صورت برخورداری از تحصیلات دانشگاهی، احتمال شاغل شدن آن‌ها از مردان نیز بیشتر می‌شود.

موغاری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی رابطه بین نابرابری آموزشی و نرخ اشتغال در استان‌های ایران با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته^۲ برای در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲

1 Johansen-Josilius cointegration method

2 Generalized Moment Method

پرداخته‌اند. نتایج حاکی از وجود یک رابطه منفی و معنادار بین نرخ اشتغال و نابرابری آموزشی است. همچنین میانگین ضریب جینی آموزشی در استان‌های محروم بالاتر از استان‌های برخوردار است.

شمس‌اللهی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثر بلندمدت بین نابرابری توزیع درآمد و مخارج آموزشی دولت در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از روش الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۱ طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین نابرابری توزیع درآمد و مخارج آموزشی دولت در اقتصاد ایران رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

ونوول و همکاران (۱۴۰۳) با به‌کارگیری مدل ARDL، اثر آموزش (شامل تعداد فارغ‌التحصیلان دبیرستان و آموزش عالی و تعداد موسسات فنی و حرفه‌ای) بر نابرابری درآمد در استان لرستان را طی دوره ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۸ در قالب روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که تعداد فارغ‌التحصیلان دبیرستان و آموزش عالی با وقفه مرتبه دوم، تاثیر منفی و معناداری بر نابرابری توزیع درآمد داشته است. همچنین تعداد کارگران ماهر در موسسات فنی و حرفه‌ای در زمان جاری و با وقفه مرتبه دوم، رابطه منفی و معناداری با نابرابری درآمد نشان می‌دهد. علاوه بر این، متغیرهای بیکاری (جاری و با یک و دو دوره وقفه)، تولید ناخالص داخلی (جاری و با یک و دو دوره وقفه) و تورم (جاری و با یک و دو دوره وقفه) با نابرابری توزیع درآمد نیز دارای رابطه منفی و معناداری است.

۲-۳. مطالعات خارجی

دی‌گرگوریو و لی (۲۰۰۲) با بررسی رابطه آموزش و نابرابری درآمدی با یک مطالعه بین کشوری برای دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۰ دریافتند که دسترسی بیشتر به امکانات آموزشی و توزیع متوازن‌تر آموزش، نقش مهمی در شکل‌گیری توزیع درآمد متوازن‌تر داشته و طبق نظر کوزنتس یک رابطه U معکوس بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی برقرار می‌شود.

1 Autoregressive Distributed Lag

ژنگ و همکاران^۱ (۲۰۱۳) با استفاده از روش معادلات همزمان نقش زیرساخت‌های عمومی در نابرابری و رشد منطقه ای کشور چین را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد آموزش و پژوهش موجب کاهش هزینه تبادل ایده و نوآوری شده و کاهش شکاف درآمدی را به دنبال داشته است.

پتکو^۲ (۲۰۱۴) اثر نابرابری آموزشی را بر نابرابری درآمدی در بین کشورها بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، تاثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری درآمد، مثبت و از نظر آماری معنادار بوده است. همچنین نابرابری جنسیتی سبب تشدید اثر نابرابری آموزشی بر نابرابری درآمد در هر دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته شده است.

اسنيسکا و همکاران^۳ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به تحلیل رابطه بین آموزش و بیکاری طی دوره‌های رکود و رونق اقتصادی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداختند. یافته‌های نشان می‌دهد که سطح آموزش تاثیر قابل توجهی بر نرخ اشتغال در این کشورها دارد، اما شدت این تاثیر به دلیل تفاوت در سوابق تاریخی ساختار بازار کار و ویژگی‌های نظام‌های بیمه بیکاری در بین کشورهای مختلف اتحادیه اروپا متفاوت است. همچنین پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که ضعف در سرمایه‌گذاری بر نوآوری و اختراعات، تاثیر نامطلوبی بر اشتغال نیروی کار با مهارت‌های بالا گذاشته است.

زیزمر^۴ (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های ۱۴۶ کشور طی دوره ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۰ به بررسی رابطه بین نابرابری آموزشی و رشد اقتصادی را پرداخته‌اند. در این مطالعه، ضرایب جینی آموزش بر مبنای داده‌های بارو و لی^۵ (۲۰۱۰) محاسبه و با مجموعه داده‌های پیشین مقایسه شده است. همچنین رگرسیون‌های loess برای بررسی ارتباط بین میانگین سال‌های تحصیل و سرانه تولید ناخالص داخلی برآزش شده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تحصیلات عالی ضمن کاهش نابرابری آموزشی، رشد اقتصادی را نیز افزایش می‌دهد.

1 Zheng, D. Kuroda, T.

2 Petcu, C.

3 Snieska, V., et al.

4 Ziesemer, T.

5 Barro, R.J. & Lee, J.W.

هوپر و همکاران^۱ (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های پانل در سطح ایالات متحده آمریکا طی دوره ۱۹۵۰-۲۰۱۰ رابطه میان آموزش عالی با نابرابری درآمد را بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که رشد هزینه‌ها و بهبود زیرساخت در آموزش عالی با ضریب جینی رابطه منفی و معناداری دارد.

توپوز^۲ (۲۰۲۲) به بررسی اثر آموزش بر نابرابری درآمد در ۱۴۳ کشور (شامل کشورهای با درآمد بالا و پایین) برای دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۷ با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که در کشورهای با درآمد بالا، آموزش عالی منجر به کاهش نابرابری درآمد شده است؛ در حالی که در کشورهای با درآمد پایین، آموزش عالی با افزایش نابرابری درآمد همراه بوده است. در مقابل، آموزش عمومی (شامل مقاطع ابتدایی و متوسطه) در هر دو گروه کشورهای با درآمد بالا و پایین موجب کاهش نابرابری توزیع درآمد شده است.

بررسی ادبیات موجود گواه آن است که تاثیر آموزش بر نابرابری درآمدی به طور گسترده‌ای در عرصه مطالعات بین‌المللی و همچنین در ادبیات داخلی مورد توجه و تحلیل قرار گرفته است. با وجود این، مطالعات داخلی بیشتر به تحلیل کلی رابطه بین نابرابری آموزشی و نابرابری درآمدی پرداخته‌اند، اما اثرات متفاوت و مستقل هر یک از مقاطع هفت‌گانه تحصیلی (ابتدایی، راهنمایی، دبیرستان، فوق‌دیپلم، لیسانس، فوق‌لیسانس و دکتری) را بر توزیع درآمد مورد سنجش قرار نداده‌اند، حال آنکه بازده اقتصادی و مکانیزم اثرگذاری تحصیلات در هر مقطع می‌تواند به طور بنیادی متفاوت باشد. در این راستا، مطالعه حاضر با هدف پر کردن این شکاف به بررسی دقیق و جداگانه تاثیر هر یک از سطوح تحصیلی بر نابرابری درآمدی می‌پردازد. نوآوری این تحقیق در تفکیک تحلیل بر مبنای هفت مقطع تحصیلی، استفاده از داده‌های بلندمدت خانوار (۱۴۰۲-۱۳۶۳)، اندازه‌گیری نابرابری آموزشی با شاخص انحراف معیار هزینه‌های آموزشی در هر مقطع و به کارگیری روش پانل ARDL برای بررسی همزمان روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت در هر

1 Hooper, E., et al.

2 Topuz, S. G.

گروه آموزشی است که این رویکرد، امکان درک عمیق تر و سیاست گذاری هدفمندتر برای کاهش نابرابری را فراهم می سازد.

۴. روش شناسی پژوهش

۴-۱. داده ها و متغیرهای پژوهش

در این مطالعه به منظور بررسی تاثیر تحصیلات بر نابرابری، ابتدا شاخص ضریب جینی برای هر مقطع تحصیلی محاسبه شده است. برای این منظور، اطلاعات هزینه (درآمد) خانوار در بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۶۳ از پرسش نامه مربوطه استخراج و پس از شناسایی کد هر مقطع (ابتدایی، راهنمایی، دبیرستان، فوق دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و دکتری) و تطبیق آن با دسته بندی خانوارها بر اساس مقطع تحصیلی سرپرست خانوار، ضریب جینی به طور جداگانه برای هر گروه تحصیلی با استفاده از رابطه (۱) برآورد شده است.

$$G = 1 - \sum_{k=1}^{k=K} (x_k - x_{k-1})(y_k - y_{k-1}) \quad (1)$$

در رابطه (۱) x_k فراوانی نسبی تجمعی خانوارهای ردیف یا طبقه k و y_k فراوانی نسبی تجمعی هزینه خانوارهای همان ردیف یا طبقه است. در این شاخص مقدار صفر نشان دهنده توزیع کاملاً برابر و یک بیانگر توزیع کاملاً نابرابر است (ابونوری، ۱۳۷۹).

طبق الگوی سرمایه انسانی توزیع درآمد، هر چه افراد سرمایه گذاری بیشتری را در امر آموزش خود انجام دهند درآمد بیشتری نیز نصیب آنها خواهد شد که این مسئله، توزیع درآمد جامعه را نیز متأثر می سازد. از آنجا که سرمایه گذاری آموزشی مستلزم هزینه است، افراد ناگزیر به انجام تحلیل هزینه - فایده هستند. در یک تابع درآمدی ساده به شکل رابطه (۲) اگر y_0 درآمد اولیه یا درآمد بدون سرمایه گذاری آموزشی، c_0 هزینه سرمایه گذاری آموزشی در نخستین مرحله و r_0 نرخ بازده این سرمایه گذاری باشد در این صورت، y_1 درآمد فرد پس از سرمایه گذاری آموزشی خواهد بود.

$$Y_1 = Y_0 + r_0 C_0 \quad (۲)$$

رابطه (۲) را می توان به صورت رابطه (۳) نوشت.

$$Y_1 = Y_0(1 + r_0 k_0) \quad (۳)$$

که در آن k_0 نسبت سرمایه گذاری به درآمد اولیه $(\frac{C_0}{Y_0})$ را نشان می دهد. حال اگر سرمایه گذاری در آموزش ادامه یابد، توابع درآمد به شکل رابطه (۴) خواهد بود.

$$Y_2 = Y_1 + r_1 C_1$$

$$Y_2 = Y_1(1 + r_1 k_1) \quad (۴)$$

$$Y_2 = Y_0(1 + r_0 k_0)(1 + r_1 k_1)$$

درآمد بالقوه با به کارگیری استقرای ریاضی برای N سال آموزش به صورت رابطه (۵) است.

$$Y_N = Y_0 \prod_{i=0}^{N-1} (1 + r_i k_i) \quad (۵)$$

با فرض اینکه r و k برای سطوح آموزشی یکسان باشد، در این صورت رابطه (۶) را خواهیم داشت.

$$Y_N = Y_0(1 + rk)^N \quad (۶)$$

در رابطه (۶) توان N بیانگر تعداد سال های تحصیل است و k شدت سرمایه گذاری را در هر سال اندازه گیری می کند. هنگامی که از رابطه (۶) لگاریتم طبیعی بگیریم و فرض کنیم که $\ln(1 + x) = x$ باشد، رابطه (۷) حاصل می شود.

$$\ln Y_N = \ln Y_0 + (rk)_N \quad (7)$$

رابطه (۷) بیانگر این است که توزیع نسبی درآمد (توزیع لگاریتم طبیعی درآمد) تابعی از توزیع نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی (r)، توزیع شدت سرمایه‌گذاری (k)، توزیع سال‌های تحصیل (N) و ارتباط متقابل بین آنها خواهد بود. به این ترتیب، توابع درآمدی قادر خواهند بود نابرابری نسبی درآمدها را بین مردان و زنان، گروه‌های سنی، مشاغل مختلف و مناطق جغرافیایی گوناگون توضیح دهند. چنانچه در رابطه اخیر $\ln Y_0$ ، r و k برای همه افراد ثابت در نظر گرفته شود با واریانس گیری از دو طرف معادله، رابطه (۸) را خواهیم داشت.

$$\text{Var}(\ln Y) = (rk)^2 \text{Var}(N) \quad (8)$$

رابطه (۸) اساس نظریه توزیع درآمد بر مبنای نظریه سرمایه انسانی است که توسط بکر چیسویک^۱ (۱۹۶۶) ارائه گردیده شده است. در یک جامعه‌ای که دسترسی به آموزش بهبود یافته است به افراد با توانایی بیشتر اجازه می‌دهد، نسبت به افرادی که توانایی کمتری دارند، درآمد بیشتری به دست آورند. بر این اساس در راستای تحلیل توزیع درآمد در سطوح آموزشی متفاوت در ایران، مدل ارائه شده در رابطه (۹) برآورد خواهد شد.

$$G_{jt} = \beta_{jt} + \alpha_1 \delta_{jt}^E + \alpha_2 y_{jt} + \alpha_3 [y_{jt}]^2 + u_{jt} + U_{jt} \quad (9)$$

در رابطه (۹) G_{jt} ضریب جینی (توزیع درآمد) در هر گروه آموزشی با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری هزینه درآمد خانوار برای سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۶۳ پس از تفکیک مقاطع تحصیلی بر اساس کد مقطع تحصیلی موجود در داده‌های خام، محاسبه شده است. هزینه‌های این مقطع شامل مجموع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی (میلیون ریال) است، δ_{jt}^E میزان پراکندگی هزینه‌های آموزشی در هر گروه آموزشی (میلیون ریال)،

1 Becker, G. S.

y_{ijt} میانگین هزینه خانوار (میلیون ریال) در هر گروه آموزشی است. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به درآمد خانوار در هر گروه آموزشی در دسترس نیست برای این متغیر از میانگین هزینه های خانوار در هر گروه آموزشی استفاده شده است. فرض بر این است که میزان هزینه خانوار در هر گروه آموزشی، معادل هزینه های مصرفی خانوار در آن گروه است. un_{it} نرخ بیکاری مقاطع تحصیلی بوده که با استفاده از داده های طرح آمارگیری هزینه-درآمد خانوار برای سال های ۱۴۰۲-۱۳۶۳ پس از تفکیک مقاطع تحصیلی بر اساس کد مقطع تحصیلی موجود در داده های خام، نرخ بیکاری شامل جمعیت فعال (جویای کار و بیکار) در هر مقطع محاسبه شده است. U_{jt} جمله خطا با توزیع نرمال است. لازم به ذکر است که کلیه متغیرهای فوق برای فارغ التحصیلان محاسبه شده است.

۴-۲. روش پژوهش

در اقتصادسنجی داده های پانل در حالت کلی فرض بر آن است که داده های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند؛ در حالی که وابستگی بین مقاطع می تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط های منطقه ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجرای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد. بنابراین، نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده هاست. به این منظور آزمون های متعددی نظیر آزمون های بروش و پایگان^۱ (۱۹۸۰) و CD^۲ (پسران ۲۰۰۴) ارائه شده اند که در این مقاله از آزمون CD (پسران ۲۰۰۴) استفاده شده است. در این آزمون که برای پانل های متوازن و نامتوازن ارائه شده، فرضیه های صفر و رقیب به صورت $H_0 = P_{ij} = P_{ij} = E(u_{ij}, v_{ij}) = 0$ for all $i \neq j$ و $H_1 = P_{ij} = P_{ij} = E(u_{ij}, v_{ij}) \neq 0$ for some $i \neq j$ تعریف می شوند.

در هر دو فرضیه صفر و رقیب، u_{ij}, v_{ij} باقیمانده های مدل برآوردی است. برای

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{p_{ij}} \right) \text{ به صورت } CD \text{ آماره آزمون}$$

1. Brouch and Paygan

2 Cross dependent

قابل محاسبه است که در آن $\widehat{p}_{IJ}$ ضرایب همبستگی پیرسون به صورت زوجی از جملات پسماندها است. هرگاه آماره CD محاسبه شده در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی تایید خواهد شد (Pesaran, 2004). هرگاه وابستگی بین داده‌های پانل تایید شود، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی، نظیر ایم پسران شین (IPS)^۱ و لوین، لین و چو (LLC)^۲ احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهند داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS)^۳ است. پسران^۴ (۲۰۰۷) با تبدیل آزمون‌های ADF^۵ و در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، یک آماره آزمونی برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد پیشنهاد داده‌اند که به آزمون CIPS پسران معروف شده است و آماره این آزمون به صورت $CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$ است. در این آماره، t_i آماره آزمون CADF^۶ برای هر مقطع انفرادی در پانل است. مقدار این آماره با مقادیر محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگ‌تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن متغیر) رد می‌شود و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت (اشرفی، ۱۳۹۴).

در این مطالعه با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده از نوع تابلویی هستند برای بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها از روش پانل دیتا استفاده شده است. برای برآورد پانل ARDL از مدل‌های تابلویی ناهمگن که مبتنی بر سه برآوردگر میانگین گروهی (MG)^۷ که توسط پسران و اسمیت (۱۹۹۵) ارائه شده است، میانگین گروهی تلفیقی (PMG)^۸ و اثرات ثابت پویا (DFE)^۹ که توسط پسران در سال ۱۹۹۹ مطرح شده

1. Im, Pesaran and Shin

2. Levin, Lin & Chu

3. cross Im, Pesaran and Shin

4. Pesaran, M. H

5. Augment Dicky-Fuller

6. cross Augment Dicky-Fuller

7 Mean Group

8 Pooled Mean Group

9 Dynamic Fixed Effects

است، استفاده خواهد شد. از خصوصیات مهم این روش آن است که حساسیتی نسبت به اینکه متغیرها ایستا در سطح $I(0)$ باشد یا انباشته از مرتبه $I(1)$ ندارند و ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت را نیز برآورد می کنند.

پسران، شین و اسمیت^۱ (۱۹۹۹) به منظور رفع تورش ناشی از شیب های ناهمگن در مدل های تابلویی پویا سه تخمین زن متفاوت را پیشنهاد کرده اند. این سه تخمین زن، تخمین زن های میانگین گروهی (MG)، میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (DFE) هستند. قبل از تشریح این مدل ها لازم است مانایی متغیرها بررسی شود تا از $I(2)$ بودن متغیرها اطمینان حاصل شود. یک تصریح خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی مرتبه $(p, q, q_1, q_2, \dots, q_n)$ برای داده های پانل به صورت رابطه (۱۰) است.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{it} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

که $i=1,2,\dots,N$ تعداد مقاطع، $t=1,2,\dots,T$ تعداد دوره های زمانی، X_{it} بردار $K \times 1$ متغیرهای توضیحی، δ_{it} بردار $K \times 1$ ضرایب، y_{it} اسکالر و μ_i اثرات خاص مقاطع هستند. در این روش T باید به اندازه ای بزرگ باشد که مدل برای هر مقطع به طور جداگانه بتواند برآورد شود. همچنین در صورت تمایل می توان روندهای زمانی و سایر رگرسورهای ثابت را نیز به مدل اضافه کرد. اگر متغیرهای رابطه (۱۰) هم انباشته باشند آنگاه جزء خطا برای تمام آنها یک فرآیند $I(0)$ خواهد داشت. ویژگی مهم متغیرهای هم انباشته واکنش آنها به هر نوع انحرافی از تعادل بلندمدت است. این ویژگی یک مدل تصحیح خطا ارائه می کند که پویایی های کوتاه مدت متغیرهای سیستم را از مقدار انحراف آنها از تعادل را نشان می دهد. بنابراین، می توان رابطه (۱۰) را به صورت یک معادله تصحیح خطا (ECM)^۲ به صورت رابطه (۱۱) نوشت.

1 Pesaran, M. H., et al.

2 Error correction equation

$$\Delta y_{it} = \phi(y_{i,t-j} - \sum_{i=0}^q \delta_{ij} X_{it}) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{i=0}^q \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹) برآوردگر حداکثر راست نمایی را برای تخمین این رابطه پیشنهاد کرده‌اند.

لازم به ذکر است که به دلیل حجم زیاد داده‌ها ارائه آن‌ها در این پژوهش مقدور نبوده و تعداد خانوارهای نمونه‌برداری شده در طرح هزینه (درآمد) در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۲ در جدول (۱) به صورت خلاصه ارائه شده است.

با تحلیل داده‌های حجم نمونه به تفکیک مقاطع تحصیلی در اقتصاد ایران طی بازه زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۲ مشاهده می‌شود که تغییرات ساختاری عمیقی در سطح تحصیلات جمعیت کشور ایجاد شده است. در سال‌های ابتدایی این دوره، گروه‌های تحصیلی با سطوح پایین‌تر - به ویژه ابتدایی و راهنمایی - بیشترین سهم را در حجم نمونه آماری به خود اختصاص داده‌اند. با گذشت زمان و با گسترش دسترسی به آموزش متوسطه و عالی، سهم گروه‌های دارای مدرک دبیرستان و لیسانس (کارشناسی) افزایشی چشمگیر یافته است؛ به طوری که از میانه‌های این دوره، این دو گروه به پرجمعیت‌ترین بخش‌های نمونه تبدیل شده‌اند.

در ادامه این روند، سلطه گروه لیسانس (کارشناسی) بر حجم نمونه در کل دوره مشهودتر بود و این مقطع به طور پیوسته بیشترین تعداد مشاهدات را به خود اختصاص داده است. هم‌زمان، رشد قابل توجه حجم نمونه در مقاطع فوق‌لیسانس و دکتری، نشان‌دهنده تعمیق و نهادینه شدن تحصیلات تکمیلی در کشور است. در مقابل، سهم گروه‌های ابتدایی و راهنمایی کماکان روندی نزولی را طی کرده و حجم نمونه در گروه دبیرستان ثبات نسبی را تجربه کرده است.

جدول ۱. حجم نمونه به تفکیک مقاطع تحصیلی ۱۳۶۳-۱۴۰۲

سال	ابتدایی	راهنمایی	دبیرستان	فوق دیپلم (کاردانی)	لیسانس (کارشناسی)	فوق لیسانس (کارشناسی ارشد)	دکتری
۱۳۶۳	۴۷۶	۲۱۱۱	۷۸۵	۳۰۷	۳۳۷	۶۳	۴۶
۱۳۶۴	۷۲۲	۲۱۰۴	۶۰۰	۳۴۳	۳۳۶	۶۱	۴۱
۱۳۶۵	۱۵۱	۴۵۶	۱۹۴	۶۹	۷۹	۲۲	۹
۱۳۶۶	۱۲۸۵	۳۲۰	۴۷۷	۶۱	۸۴	۲۵	۱۰
۱۳۶۷	۱۷۱۹	۴۸۸	۶۷۶	۱۲۸	۱۴۰	۳۹	۳۵
۱۳۶۸	۲۵۴۱	۷۲۷	۹۱۷	۱۵۷	۱۵۹	۲۱	۱۶
۱۳۶۹	۴۶۵۸	۱۱۷۷	۱۶۶۴	۲۶۸	۲۸۲	۳۲	۳۱
۱۳۷۰	۴۸۴۷	۱۲۸۳	۱۶۶۵	۲۵۶	۲۸۸	۳۷	۲۷
۱۳۷۱	۵۰۲۱	۱۳۹۵	۱۹۷۰	۳۶۳	۳۲۴	۴۴	۴۱
۱۳۷۲	۳۴۹۶	۱۰۶۳	۱۴۰۹	۲۴۸	۲۶۵	۴۶	۳۲
۱۳۷۳	۵۶۶۹	۱۹۰۸	۲۵۰۵	۴۰۵	۵۵۱	۱۰۲	۶۹
۱۳۷۴	۱۰۱۰۲	۳۲۷۸	۱۴۸۸	۸۴۷	۸۴۴	۱۶۴	۹۶
۱۳۷۵	۵۲۶۵	۲۳۳۵	۲۴۲۴	۴۷۵	۶۱۱	۱۷۰	۷۴
۱۳۷۶	۵۴۰۹	۲۴۵۷	۲۵۰۳	۵۰۰	۶۷۰	۱۹۰	۷۳
۱۳۷۷	۴۳۰۸	۱۹۲۳	۱۹۵۳	۳۵۱	۵۴۵	۱۱۳	۶۷
۱۳۷۸	۶۸۵۴	۲۹۳۴	۱۳۳۳	۵۷۰	۸۰۳	۱۹۲	۶۱
۱۳۷۹	۶۵۷۹	۳۱۸۲	۳۰۴۳	۱۴۳	۱۱۵	۱۸۹	۷۵
۱۳۸۰	۶۵۳۷	۳۲۸۴	۳۰۹۸	۶۵۵	۹۰۵	۱۹۴	۸۷
۱۳۸۱	۷۷۹۵	۳۸۹۷	۳۸۹۱	۷۱۳	۱۲۰۴	۲۲۶	۹۹
۱۳۸۲	۵۹۵۶	۳۲۷۰	۳۱۴۳	۵۷۸	۸۸۴	۱۶۰	۵۱
۱۳۸۳	۶۰۶۵	۳۳۵۱	۳۴۲۹	۶۷۰	۱۰۱۴	۱۸۱	۹۷
۱۳۸۴	۷۵۰۰	۳۸۴۰	۳۳۸۹	۷۰۷	۱۱۶۸	۳۷۵	۲۴۷
۱۳۸۵	۹۵۴۳	۴۱۱۹	۳۹۴۴	۸۲۴	۱۲۵۱	۱۸۳	۷۶
۱۳۸۶	۹۵۷۵	۴۳۷۰	۳۹۵۸	۸۹۴	۱۴۴۲	۱۸۳	۹۳

ادامه جدول ۱.

سال	ابتدایی	راهنمایی	دبیرستان	فوق دیپلم (کاردانی)	لیسانس (کارشناسی)	فوق لیسانس (کارشناسی ارشد)	دکتری
۱۳۸۷	۱۲۰۵۶	۵۶۰۷	۵۰۱۷	۱۲۲۳	۱۸۱۱	۲۵۷	۱۰۶
۱۳۸۸	۱۱۵۷۴	۵۲۵۶	۴۴۹۶	۱۰۹۶	۱۵۹۲	۲۰۱	۶۹
۱۳۸۹	۱۱۷۴۳	۵۳۸۷	۴۸۶۰	۱۱۹۳	۱۸۰۴	۲۷۱	۱۰۲
۱۳۹۰	۱۱۷۶۴	۵۴۳۱	۵۰۳۸	۱۱۴۸	۱۷۸۴	۳۱۷	۸۵
۱۳۹۱	۱۱۷۳۴	۵۴۲۰	۴۹۱۷	۱۱۳۵	۱۷۵۸	۳۲۲	۸۱
۱۳۹۲	۱۱۱۴۱	۶۴۳۶	۵۹۴۳	۱۱۳۹	۲۰۸۹	۴۲۰	۱۰۸
۱۳۹۳	۴۴۱۴	۳۱۹۱	۳۹۵۴	۱۸۸۱۴	۱۷۱۷	۴۶۴	۴۸
۱۳۹۴	۱۰۵۱۳	۵۹۲۲	۵۷۱۶	۱۱۴۴	۲۰۵۱	۵۱۳	۶۲
۱۳۹۵	۱۰۲۳۹	۵۹۱۷	۵۷۶۶	۱۱۱۷	۲۰۲۹	۵۷۵	۷۲
۱۳۹۶	۱۰۱۲۸	۵۹۶۵	۵۸۹۵	۱۱۳۵	۲۰۶۹	۶۲۵	۷۹
۱۳۹۷	۱۰۸۲۰	۶۴۲۶	۶۹۰۸	۱۳۳۸	۲۶۴۷	۸۴۹	۷۴
۱۳۹۸	۱۱۰۲۷	۶۱۵۲	۶۶۹۴	۱۲۹۷	۲۴۹۵	۷۷۱	۷۸
۱۳۹۹	۱۱۰۶۸	۶۲۵۶	۶۵۷۸	۱۲۵۸	۲۴۹۴	۸۰۹	۷۹
۱۴۰۰	۱۱۲۸۲	۶۳۰۴	۶۷۳۰	۱۲۵۴	۲۶۰۰	۸۳۱	۹۶
۱۴۰۱	۱۱۱۵۳	۶۲۶۵	۶۸۶۱	۱۲۴۵	۲۵۸۸	۸۴۱	۹۳
۱۴۰۲	۱۰۹۵۱	۶۳۳۳	۶۹۱۴	۱۲۱۶	۲۶۲۰	۸۳۸	۷۴

منبع: ریز داده‌های هزینه-درآمد خانوار سال‌های (۱۴۰۲-۱۳۶۳)

در مجموع، تغییرات این دوره ۴۰ ساله حاکی از آن است که ساختار تحصیلی جمعیت ایران به طور کامل به سمت سطوح عالی‌تر آموزش متمایل شده است؛ به طوری که سهم فارغ‌التحصیلان دانشگاهی -به‌ویژه در مقاطع کارشناسی و کارشناسی ارشد- در نمونه آماری به طور چشمگیری افزایش یافته و از اهمیت و وزن نسبی گروه‌های دارای تحصیلات پایین‌تر کاسته شده است. این تحول عظیم، احتمالاً متأثر از تداوم سیاست‌های توسعه آموزشی، افزایش آگاهی عمومی نسبت به ارزش تحصیلات و تغییرات ساختاری

در نیازهای بازار کار ایران بوده است. در ادامه خلاصه از آمار توصیفی ضرایب جینی مقاطع تحصیلی در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی ضریب جینی در بین فارغ التحصیلان مقاطع تحصیلی

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	متغیرها
۰/۰۲۹	۰/۳۰۶	۰/۴۲۰	۰/۳۶۴	ابتدایی
۰/۰۳۶	۰/۲۵۷	۰/۴۲۱	۰/۳۵۹	راهنمایی
۰/۰۳۵	۰/۲۶۰	۰/۴۳۱	۰/۳۶۲	دبیرستان
۰/۰۳۳	۰/۲۷۱	۰/۴۳۳	۰/۳۳۷	فوق دیپلم
۰/۰۳۷	۰/۲۸۶	۰/۴۴۳	۰/۳۴۶	لیسانس
۰/۰۴۱	۰/۲۷۵	۰/۵۱	۰/۳۵۰	فوق لیسانس
۰/۰۵۵	۰/۲۸۶	۰/۵۷۷	۰/۳۹۶	دکتری
۰/۰۴۹	۰/۳۲۵	۰/۵۸۵	۰/۳۹۱	ضریب جینی کل کشور

منبع: ریز داده‌های هزینه - درآمد خانوار سال‌های (۱۴۰۲-۱۳۶۳)

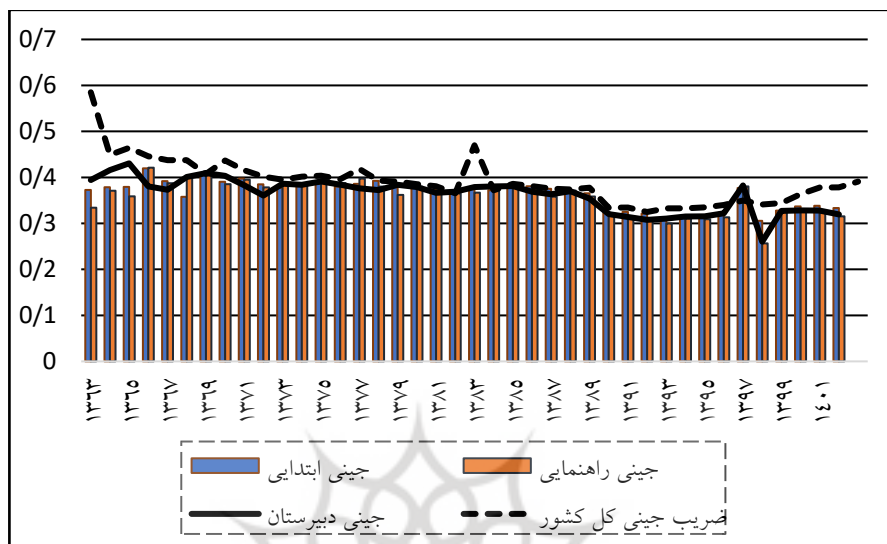
جدول (۲) آمار توصیفی ضریب جینی را در میان فارغ التحصیلان مقاطع تحصیلی مختلف نشان می‌دهد. نتایج این جدول نشان می‌دهد که میانگین ضریب جینی با افزایش سطح تحصیلات افزایش یافته است؛ به طوری که فارغ التحصیلان دکتری نسبت به فارغ التحصیلان ابتدایی نابرابری درآمد بیشتری دارند. انحراف معیار نیز در مقاطع تحصیلی بالاتر افزایش می‌یابد که نشان‌دهنده پراکندگی بیشتر ضریب جینی و تنوع بیشتر در نابرابری درآمد در میان افراد با تحصیلات بالاتر است. دامنه تغییرات ضریب جینی نیز در مقاطع تحصیلی بالاتر گسترده‌تر است؛ به این معنی که در این مقاطع افراد با درآمد بسیار بالا و بسیار پایین وجود دارند.

برای بررسی دقیق‌تر میزان نابرابری در بین مقطع تحصیلی، روند نابرابری مقاطع تحصیلی برای سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲ در نمودار (۱) و (۲) ارائه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که نابرابری در مقاطع ابتدایی و راهنمایی کاهش چشمگیری داشته که حاکی از بهبود دسترسی به آموزش در این سطوح است، اما این نابرابری کماکان پابرجاست. در مقابل، سطوح تحصیلات تکمیلی (کارشناسی ارشد و دکتری) با نابرابری بیشتری مواجه

هستند که می‌تواند نشان‌دهنده موانع ساختاری گسترده‌تر برای ورود به این مقاطع باشد. به طور کلی، یک روند افزایشی در نابرابری آموزشی با ارتقای سطح تحصیلات مشاهده می‌شود؛ به گونه‌ای که شکاف نابرابری در مقاطع عالی‌تر مشهودتر است. مقایسه با شاخص میانگین کشوری نیز بیانگر این امر است؛ به طوری که نابرابری در مقطع دکتری به طور معناداری از میانگین ملی فراتر رفته که گویای وضعیت نامطلوب‌تر توزیع فرصت‌ها در میان خانوارهای دارای بالاترین سطح تحصیلات است.

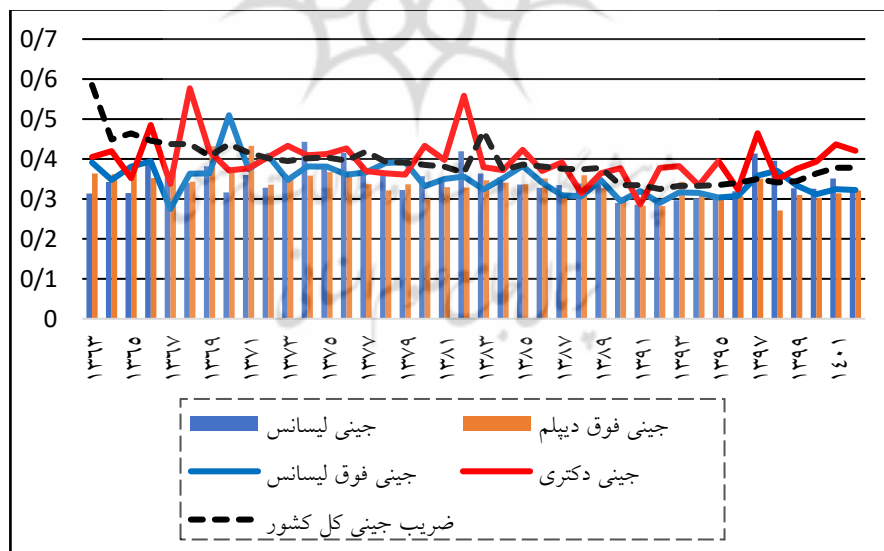
همچنین بررسی نمودار (۳) و (۴) نشان می‌دهد که نرخ بیکاری در مقاطع تحصیلی مختلف در ایران طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۲ نوسانات قابل توجهی داشته است. علاوه بر این، نرخ بیکاری در مقاطع تحصیلی پایین‌تر (ابتدایی و راهنمایی) به طور کلی کمتر از مقاطع تحصیلی بالاتر (دیپلم، لیسانس، فوق‌لیسانس و دکتری) بوده است، اما در سال‌های اخیر نرخ بیکاری در مقاطع تحصیلی بالاتر به طور قابل توجهی افزایش یافته که نشان می‌دهد افزایش سطح تحصیلات لزوماً تضمین‌کننده اشتغال نیست. در دوره‌های رکود اقتصادی، نرخ بیکاری در تمامی مقاطع تحصیلی افزایش می‌یابد؛ به طوری که در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۶ و ۱۳۹۷-۱۳۹۹، شاهد افزایش چشمگیر نرخ بیکاری در تمامی مقاطع بوده‌ایم.

نمودار ۱. روند نابرابری مقاطع تحصیلی پایه (ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان) برای سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲



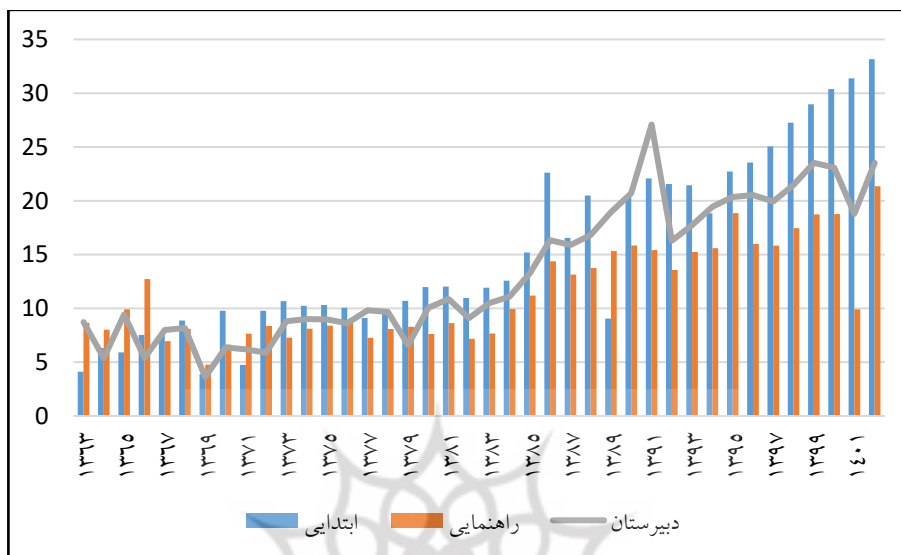
منبع: ریز داده‌های هزینه-درآمد خانوار سال‌های (۱۳۶۳-۱۴۰۲)

نمودار ۲. روند نابرابری مقاطع تحصیلی عالی (فوق دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و دکتری) برای سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲



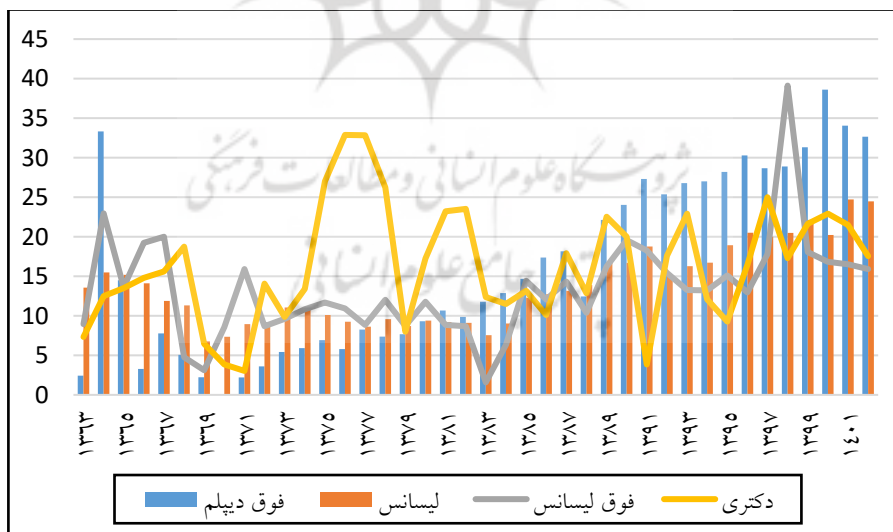
منبع: ریز داده‌های هزینه-درآمد خانوار سال‌های (۱۳۶۳-۱۴۰۲)

نمودار ۳. روند نرخ بیکاری مقاطع تحصیلی پایه (ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان) برای سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲



منبع: ریز داده‌های هزینه-درآمد خانوار سال‌های (۱۳۶۳-۱۴۰۲)

نمودار ۴. روند نرخ بیکاری مقاطع تحصیلی پایه (ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان) برای سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۲



منبع: ریز داده‌های هزینه-درآمد خانوار سال‌های (۱۳۶۳-۱۴۰۲)

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. در این مطالعه از آزمون CD پسران استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر استقلال مقطعی بین مقاطع مختلف است. جدول (۳) نتیجه آزمون وابستگی مقاطع را نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات ارائه شده، فرضیه صفر آزمون پذیرفته شده و استقلال مقاطع در داده‌های مورد استفاده مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول ۳. آزمون وابستگی مقطعی CD پسران

احتمال	آماره والد (χ^2)	آزمون
۰/۰۰۰۰	۹/۱۳۱۰۰	F لیمر

منبع: خروجی نرم‌افزار Stata 17 مبنای داده‌ها پژوهش

پس از تایید استقلال داده‌های مقطعی از یکدیگر می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد استفاده کرد. فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد نامانایی است. نتایج آزمون مانایی در جدول (۴) نشان داده شده است.

۵-۱. آزمون مانایی

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون فلیپس پرون^۱ استفاده شده است. این آزمون از مهم‌ترین آزمون‌های مانایی در داده‌های پانلی می‌باشند. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است.

مطابق نتایج جدول (۴) براساس آزمون فلیپس پرون، برخی از متغیرهای مانند ضریب جینی و نرخ بیکاری در سطح معناداری ۵ درصد مانا هستند. بنابراین، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و متغیرها در سطح مانا هستند، اما سایر متغیرهای در سطح مانا نیستند. بنابراین، آزمون مانایی با یکبار تفاضل‌گیری انجام شده که نتایج آن به شرح جدول (۵) است.

1 PP fisher Chi square

جدول ۴. نتایج آزمون‌های مانایی داده‌های پانل در سطح

نتیجه آزمون	آماره آزمون	علامه اختصاری	متغیر
PP - Fisher Chi-square			
I(0)	۷۴/۶۹۱۳	Gini	ضریب جینی (توزیع درآمد)
I(1)	۲/۰ e-۰۵	SD	انحراف استاندارد هزینه آموزشی
I(1)	۱/۰۹ e-۰۷	AHE	میانگین هزینه‌های خانوار
I(0)	۵۸/۶۹۱۴	UN	نرخ بیکاری

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviwes 13 مبنای داده‌ها پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون‌های مانایی داده‌های پانل در تفاضل اول

نتیجه آزمون	آماره آزمون	علامه اختصاری	متغیر
PP - Fisher Chi-square			
I(0)	۲۹/۳۱۶۶	SD	انحراف استاندارد هزینه آموزشی
I(0)	۷۳/۹۰۳۰	AHE	میانگین هزینه‌های خانوار

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviwes 13 مبنای داده‌ها پژوهش

مطابق نتایج جدول (۵)، متغیرهای انحراف استاندارد هزینه‌های آموزشی و میانگین هزینه آموزشی در هر مقطع تحصیلی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده است.

۵-۲. آزمون F لیمر^۱

پس از انجام آزمون مانایی و قبل از برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی به منظور اطمینان از انتخاب بین روش داده‌های ترکیبی (panel) و داده‌های تلفیقی (pool) ابتدا مدل به روش اثر ثابت برآورد و سپس جهت بررسی وجود ناهمسانی در بین مقاطع از آزمون F لیمر استفاده خواهد شد.

نتایج جدول (۶) نشان‌دهنده مناسب بودن روش پانل دیتا در برآورد مدل است. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه میزان آماره F محاسبه شده از آماره F جدول بزرگ‌تر

¹ Leamer's F-test

است؛ بنابراین، فرضیه صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش داده‌های تلفیقی را نمی‌توان پذیرفت. با توجه به اینکه برخی از متغیرها در سطح و برخی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، مدل مورد استفاده از نوع پانل ARDL است.

جدول ۶. نتایج آزمون F لیمر

احتمال	آماره والد (χ^2)	آزمون
۰/۰۰۰۰	۹/۱۳۱۰۰	F لیمر

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviwes 13 مبنای داده‌ها پژوهش

۳-۵. آزمون هاسمن^۱ برای انتخاب مدل

برای تعیین بهترین مدل از بین مدل‌های پانل ARDL، شامل سه برآورد گر PMG، MG، DFE و لازم است آزمون هاسمن انجام شود. پس از برآورد مدل‌های اشاره شده، نتایج آزمون هاسمن در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج انتخاب مدل مناسب

آزمون هاسمن	انتخاب بین PMG و MG	انتخاب بین PMG و DFE
آماره کای دو (χ^2)	۵/۲۷	۱/۲۸
احتمال	۰/۲۶۰۳	۰/۸۶۴۷

منبع: خروجی نرم‌افزار Stata 17 مبنای داده‌ها پژوهش

مقدار آماره و سطح احتمال آن در جدول (۷) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کارا و سازگار بودن برآورد گر PMG نسبت به برآورگرهای MG و DFE، مورد پذیرش قرار می‌گیرد. بنابراین، مدل باید با استفاده از روش PMG برآورد شود. قبل از برآورد مدل باید تعداد وقفه‌های مناسب با معیارهای اطلاعات مشخص شود. در این مطالعه، وقفه بهینه براساس معیار شوارتز-بیزین (SBC)^۲ انتخاب شده و مدل بهینه به صورت ARDL (2,0,1,4,4) PANEL است.

1 Hausman test

2 Schwartz-Bayesian criterion

۵-۴. نتایج برآورد مدل

نتایج حاصل از تحلیل داده‌های پانل در جدول (۸) ارائه شده است. این نتایج شامل برآورد پارامترهای مدل، آزمون‌های آماری و بررسی برازش مدل است.

جدول ۸. برآورد الگوی اقتصادسنجی پانل ARDL (PMG) (2,0,1,4,4)

نوع آزمون	علائم اختصاری	ضریب	آماره t	احتمال
ضرایب بلند مدت	SD	۰/۰۰۰۳۴۳	۵/۷۷	۰/۰۰۰۰
	AHE	-۰/۰۰۰۳۳۹	-۶/۳۱	۰/۰۰۰۰
	AHE ²	۰/۰۰۰۲۶۴	۶/۴۱	۰/۰۰۰۰
	UN	۰/۰۰۱۲۸۸	۱/۷۵۰	۰/۰۸۱۳
	C	۰/۳۱۹۰	۲۵/۰۱	۰/۰۰۰۰
ضرایب کوتاه مدت	D(GINI(-1))	۰/۲۲۵۵	-۴/۱۸	۰/۰۰۰۰
	D(AHE)	-۲/۳۷۵-۰۵	-۱/۰۴	۰/۲۹۷۴
	D(AHE ²)	-۹/۸۵۵-۰۵	-۱/۲۰	۰/۲۲۹۶
	D(AJE(-1))	-۰/۰۰۰۲۰۰	-۱/۸۲	۰/۰۷۰۴
	D(AHE ² (-2))	-۲/۰۹۵-۰۵	۰/۳۱۷	۰/۷۵۱۶
	D(AHE ² (-3))	-۰/۰۰۱۵۹۶	-۱/۲۲	۰/۲۲۵۱
	D(UN(-1))	-۰/۰۰۱۳۳۹	-۱/۶۹	۰/۰۹۵۱
	D(UN(-2))	-۰/۰۰۰۵۵۲	-۱/۲۸	۰/۲۰۱۵
	D(UN(-3))	۰/۰۰۰۲۸۶	-۰/۶۹۲	۰/۴۸۹۸
ضریب تصحیح خطا	ETC(-1)	-۰/۴۳۹	-۳/۷۱	۰/۰۰۰۳

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviwes 13 مبنای داده‌ها پژوهش

نتایج برآورد مدل با استفاده از مدل اقتصادسنجی پانل $ARDL(2,0,1,4,4)$ در کوتاه مدت و بلندمدت در جدول (۸) نشان می‌دهد که افزایش میانگین هزینه خانوار هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت موجب کاهش ضریب جینی در مقاطع تحصیلی مورد مطالعه شده است. به بیان دیگر، افزایش میانگین هزینه خانوار در کوتاه مدت و در بلندمدت موجب کاهش نابرابر درآمدی در مقاطع تحصیلی مورد مطالعه شده است. یافته‌های این مطالعه، نظریه فرصت‌های برابر سن را تایید می‌کند و نشان می‌دهد که افزایش رفاه عمومی خانوارها (که با میانگین هزینه نشان داده می‌شود) می‌تواند دسترسی به آموزش را بهبود بخشد (فرصت برابر) و بازده سرمایه انسانی را در سطح جامعه محقق سازد که در نهایت به کاهش نابرابری می‌انجامد.

نتایج جدول (۸) همچنین نشان می‌دهد که برخلاف پیش‌بینی منحنی کوزنتس، افزایش میانگین هزینه‌های خانوار به جای تشدید اولیه نابرابری درآمدی به طور مستقیم به بهبود توزیع درآمد منجر می‌شود. فرضیه کوزنتس بیان می‌کند که در مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد و سپس با رشد اقتصادی و اجرای سیاست‌های حمایتی، کاهش پیدا می‌کند، اما نتایج این جدول نشان می‌دهد که این الگو در مورد داده‌های مورد بررسی صدق نمی‌کند. دلیل اصلی این پدیده، ارتباط مستقیم بین سطح تحصیلات و درآمد افراد است. افزایش نابرابری آموزشی - به ویژه در سطوح متوسطه و دانشگاهی می‌تواند نابرابری درآمدی را تشدید کند. اگر دسترسی به آموزش عالی برای طبقات متوسط و بالا آسان‌تر باشد و افراد کم درآمد به دلایل مالی از این فرصت محروم شوند، نظام آموزشی به جای کاهش نابرابری، آن را تقویت می‌کند.

پراکندگی تحصیلی (انحراف استاندارد هزینه‌های آموزشی) تاثیر مثبت و معناداری بر ضریب جینی مورد بررسی داشته است. یک درصد افزایش در پراکندگی تحصیلی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، 0.00343 ضریب جینی را افزایش داده و سبب می‌شود نابرابری درآمدی در مقاطع تحصیلی مورد بررسی افزایش یابد. بنابراین، هر چه آموزش به صورت نابرابرتر افزایش یابد، افزایش در نابرابری آن، سبب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. بر این اساس، هنگامی که هزینه‌های آموزشی در یک گروه تحصیلی خاص (به عنوان مثال

لیسانس) به شدت پراکنده می‌شود، برخی از خانوارها می‌توانند با پرداخت هزینه‌های گزاف (مانند ثبت‌نام در مدارس و دانشگاه‌های غیرانتفاعی گرانقیمت، کلاس‌های خصوصی و خدمات آموزشی مکمل) سرمایه‌گذاری بیشتری روی کیفیت آموزش کنند؛ در حالی که عده‌ای دیگر تنها به حداقل‌های آموزشی (مدارس و دانشگاه‌های دولتی معمولی) دسترسی دارند. این نابرابری در «دریافت کیفیت آموزش» منجر به ایجاد شکاف در مهارت‌ها، شبکه‌های اجتماعی (شبکه ارتباطی) و در نهایت فرصت‌های شغلی و درآمدی می‌شود. در نتیجه، حتی در بین افرادی که دارای «عنوان تحصیلی یکسان» هستند، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد.

بر اساس نتایج مدل، نرخ بیکاری تاثیر مثبت بر ضریب جینی مورد بررسی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت داشته است و از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار نیست. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در نرخ بیکاری با فرض ثابت بودن سایر شرایط، ۰/۰۰۱۲۸۸ ضریب جینی را افزایش داده و سبب می‌شود نابرابری درآمدی در مقاطع تحصیلی مورد بررسی افزایش یابد. از این رو، هرچه نرخ بیکاری به صورت نابرابرتر افزایش یابد، افزایش در نابرابری آن سبب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. این یافته نشان می‌دهد که حتی با افزایش سطح تحصیلات، اگر بازار کار نتواند فرصت‌های شغلی مناسب و کافی ایجاد کند، پتانسیل کاهش نابرابری موجود در سرمایه انسانی، محقق نخواهد شد و ممکن است به علت بیکاری فارغ‌التحصیلان، حتی به عاملی برای افزایش نابرابری تبدیل شود. این نتیجه، یافته‌ای کلیدی در تایید نظریه بازار کار آسم اوغلو است.

علاوه بر این، بررسی نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا مطابق انتظار، منفی کوچک‌تر از یک و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. مقدار این ضریب برابر ۰/۴۳۹ بوده که نشان‌دهنده آن است که حدود ۴۴ درصد عدم تعادل متغیر وابسته (ضریب جینی) از مقادیر بلندمدت آن، پس از گذشت بیش از دو دوره از بین می‌رود. با توجه به یافته‌ها، الگوی مورد بررسی با سرعتی متوسط به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود؛ به طوری که اگر به هر علت شوکی به اقتصاد وارد شود، مدل از تعادل اولیه خارج شده و زمانی به اندازه بیش از دو دوره لازم است تا عدم تعادل

کوتاه‌مدت تصحیح شده و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد. به عبارت دیگر، بازگشت به تعادل بلندمدت پس از دو دوره، ناشی از اثرات تاخیری متغیرهای مستقل بر ضریب جینی است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

تحصیلات به عنوان یک شاخص کلیدی در توسعه انسانی، نقش محوری در ارتقای سطح زندگی افراد و جوامع ایفا می‌کند. افزایش سطح تحصیلات، افراد را قادر می‌سازد تا از طریق کسب مهارت‌ها و دانش لازم به فرصت‌های شغلی مطلوب‌تر و درآمدزایی بیشتر دست یابند. علاوه بر این، تحصیلات به ارتقای آگاهی، بهبود شاخص‌های سلامت، کاهش فقر و تقویت مشارکت اجتماعی افراد کمک می‌کند. پژوهش حاضر با هدف بررسی تاثیر سطوح مختلف تحصیلات بر نابرابری در جامعه با تمرکز بر متغیرهای میانگین هزینه مصرفی خانوار، انحراف معیار هزینه‌های تحصیلی در سطوح تحصیلی گوناگون و نرخ بیکاری در بازه زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. به منظور تحلیل داده‌ها از مدل برآورد پانل ARDL استفاده شده است.

تحلیل کمی شاخص ضریب جینی در میان فارغ‌التحصیلان مقاطع تحصیلی هفت‌گانه (ابتدایی، راهنمایی، دبیرستان، فوق دیپلم، لیسانس (کارشناسی)، فوق لیسانس (کارشناسی ارشد و دکتری) در ایران، گویای وجود نابرابری‌های چشمگیر در توزیع درآمد است. بررسی روند زمانی این شاخص، نوسانات قابل توجهی را در طول دوره مورد مطالعه آشکار می‌سازد که حاکی از عدم ثبات در توزیع فرصت‌های اقتصادی مرتبط با تحصیلات است. شایان ذکر است که بالاترین سطح نابرابری در میان فارغ‌التحصیلان مقاطع تکمیلی مشاهده می‌شود که به طور معناداری با فرضیه کاهش نابرابری با افزایش سطح تحصیلات در تضاد است.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که تحصیلات در مقاطع مختلف، تاثیرات متفاوتی بر نابرابری دارد. به طور کلی، افزایش سطح تحصیلات به کاهش نابرابری در میانگین هزینه مصرفی خانوار منجر می‌شود. با این حال، انحراف معیار هزینه تحصیلی در برخی از

گروه‌های تحصیلی، نشان‌دهنده وجود نابرابری در دسترسی به فرصت‌های آموزشی است. علاوه بر این، نرخ بیکاری بالا در میان فارغ‌التحصیلان برخی از مقاطع تحصیلی، می‌تواند به تشدید نابرابری منجر شود.

بر اساس ضریب تصحیح خطا، تاثیر متغیرهای مستقل (هزینه‌های آموزشی، نرخ بیکاری، هزینه‌های خانوار) بر نابرابری درآمد (ضریب جینی) به صورت آنی نبوده و با وقفه زمانی نمایان می‌شود. این تاخیر ناشی از فرآیندهای بلندمدت دسترسی و کیفیت آموزش، تغییر تدریجی درآمد خانوارها متأثر از نوسانات بیکاری و تغییر الگوی مصرف متأثر از هزینه‌های خانوار است. علاوه بر این، اصطکاک‌های بازار کار (هزینه‌های جست‌وجو و عدم تطابق مهارت‌ها)، بازار سرمایه (محدودیت‌های اعتباری) و نابرابری‌های اجتماعی- فرهنگی (تبعیض) نیز در ایجاد این تاخیر در تعدیل نابرابری درآمد نقش دارند.

نتایج این مطالعه که نشان‌دهنده تاثیر مثبت و معنادار نابرابری آموزشی (اندازه‌گیری شده با انحراف معیار هزینه‌های آموزشی) و نرخ بیکاری بر تشدید نابرابری درآمدی است با یافته‌های مطالعات تجربی پیشین همسو است. به طور مشخص، پژوهش‌های داخلی مانند افقه و همکاران (۱۳۹۴) و غلامی و همکاران (۱۳۹۴) نیز بر رابطه مثبت بین نابرابری آموزشی و نابرابری درآمدی تاکید کرده‌اند. همچنین مطالعات خارجی همچون دی‌گرگوریو و لی (۲۰۰۲) و پتکو (۲۰۱۴) نشان داده‌اند که در کشورهای در حال توسعه، نابرابری آموزشی به طور معناداری منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

علاوه بر این، نتیجه این پژوهش مبنی بر تاثیر کاهنده میانگین هزینه خانوار بر نابرابری درآمدی با یافته‌های راغفر و همکاران (۱۳۹۳) که افزایش دسترسی به تحصیلات و رفاه مصرفی را مرتبط می‌دانند، همخوانی دارد. با این حال، در تضاد با منحنی کوزنتس، این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش میانگین هزینه‌های خانوار در ایران به طور مستقیم و بدون تشدید اولیه به کاهش نابرابری منجر شده که ممکن است نشان‌دهنده شرایط خاص ساختاری و نقش متفاوت سرمایه انسانی در اقتصاد ایران باشد.

در کل، یافته‌های این مطالعه ضمن تایید ادبیات موجود در زمینه ارتباط مثبت نابرابری آموزشی و بیکاری با نابرابری درآمد بر ضرورت توجه به کیفیت آموزش و شرایط بازار کار در سیاست‌گذاری‌های کاهش نابرابری تاکید می‌کند.

۱-۶. پیشنهادات سیاستی

با توجه به نتایج این مطالعه، پیشنهاد می‌شود دولت تا با توسعه زیرساخت‌های آموزشی در مناطق محروم، ارائه کمک‌های مالی و بورسیه‌های تحصیلی به دانشجویان کم‌درآمد، توسعه برنامه‌های آموزشی متناسب با نیازهای بازار کار، ایجاد فرصت‌های شغلی برای فارغ‌التحصیلان دانشگاهی از طریق بهبود وضعیت تحصیلات به کاهش نابرابری کمک کند. علاوه بر این، توجه به شاخص‌های چند بُعدی نابرابری، مانند شاخص چند بُعدی توزیع فرصت‌ها، می‌تواند به ارائه تصویری دقیق‌تر از وضعیت نابرابری در ابعاد مختلف زندگی از جمله خوراک، پوشاک، مسکن و آموزش کمک کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند، مراتب تشکر صمیمانه خود را از همکاری سردبیر، اعضای هیئت تحریریه و داوران محترم به عمل آورند.

ORCID

Anahita Roozitalab



<https://orcid.org/0009-0006-9434-2504>

Esmaiel Abounoori



<https://orcid.org/0000-0003-4168-7163>

منابع

- افقه، سید مرتضی، غرافی، مانده، بصیرت، مهدی. (۱۳۹۴). تاثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۶)، ۱۷۹-۲۰۳. doi: 20.1001.1.23222530.1394.4.16.9.2
- راغفر، حسین، موسوی، میرحسین، آذری بنی، بتول. (۱۳۹۴). بررسی نسلی تاثیر آموزش بر رفاه مصرفی خانوارهای شهری، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۳)، ۸۹-۱۲۰. doi: https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4095
- شکیبایی، علیرضا، کمال‌الدینی، زهرا، طالقانی، فاطمه، احمدی‌نژاد، محمدرضا. (۱۳۹۴). تاثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور ایران (با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۵(۵۷)، ۱۰۹-۱۴۰.
- شمس‌اللهی، رضا، زاهدغروی، مهدی، آسایش، حمید. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر بلندمدت نابرابری توزیع درآمد بر مخارج آموزشی دولت در اقتصاد ایران: شواهد جدید از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL). *فصلنامه اقتصاد باثبات*، ۲(۴)، ۱۳۶-۱۵۷. doi: 10.22111/sedj.2022.40438.1160
- علی‌پور، محمدصادق. (۱۳۹۷). اثر تحصیلات عالی زنان روستایی بر اشتغال در نقاط روستایی ایران، *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۲۶(۱۳)، ۶۷-۸۸. doi: 20.1001.1.1735000.1397.13.26.3.5
- علیزاده و نوول، زهرا، زاهد غروی، مهدی، حسونند، داریوش. (۱۴۰۳). اثر آموزش بر نابرابری توزیع درآمد در استان لرستان. *فصلنامه مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۳(۱)، ۹۳-۱۱۶. doi: 10.22126/PSE.2024.9959.1075
- عمادزاده، مصطفی، رنجبر، همایون، غلامی، مریم. (۱۳۹۴). اثر تحصیلات بر نابرابری‌های درآمدی: شواهد تازه‌ای از کشورهای منتخب عضو کنفرانس اسلامی (۲۰۱۰-۱۹۶۵). *فصلنامه تحلیل اجتماعی نظم و نابرابری اجتماعی*، ۷(۲)، ۱۷۸-۱۵۷.
- کریمی موغاری، زهرا، مقصودلو، مهرداد، علمی، زهرا (میلان). (۱۳۹۷). اثر نابرابری آموزشی بر اشتغال استان‌های ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۶)، ۸۵-۱۰۶. doi: https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9513
- مهربانی، وحید. (۱۳۸۷). تاثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۱)، ۱۷-۱. doi: 20.1001.1.00398969.1387.43.1.10.7.۱-۱۷،(۱)۴۳

References

- Acemoglu, D. (2002). Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of Economic Literature*, 40(1), 7-72.
- Afghah, M., Gharafi, M., Basirat, M. (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. doi:20.1001.1.232225 30.13 94.4.16.9.2 [in persian]
- Alipour, M. S. (2019). The Effect of Women's Higher Education on Employment in Rural Areas of Iran. *Journal of Population Association of Iran*, 13(26), 67-88.[in persian] doi: 20.1001.1.1735000 .1397.13.26.3.5
- Alizadeh venovel, Z., Zahedgharavi, M., Hasanvand, D. (2024). The effect of education on the of income inequality distribution in Lorestan province . *Public Sector Economics Studies*, 3(1), 93-116. DOI: 10.22126/pse.2024 .9959.1075.[in persian]
- Becker, G. S. (1964). *Human capital : A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago press.
- Bourdieu, P. (1986). *The forms of capital*. In J. G. Richardson (Ed.), *Handbook of theory and research for the sociology of education*, Greenwood Press, 241-258.
- De Gregorio, J. and Lee, J. W. (2002); *Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data*, Review of Income and Wealth, 48,395-416.
- Emadzadeh, M., Ranjbar, H., Gholami, M. (2015). The Effect of Education on Income Inequality: New Evidence from Selected Member Countries of the Islamic Conference (1965-2010), *Social Analysis of Social Order and Inequality*, (2)7, 157-178. [in persian]
- Goldin, C. D., Katz, L. F. (2008). *The race between education and technology*. Harvard University Press.

- Gregorio, J. D., Lee, J. W. (2002). Education and income inequality : new evidence from cross-country data. *Review of income and wealth*, 48(3), 395-416.
- Hanushek, E. A., Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607-652.
- Hooper, E. ; Peters, S. Pintus, P. (2018). To what Extent can Long-Term Investment in Infrastructure Reduce Inequality?, *Journal of Infrastructure, Policy and Development*, 2(2), 193-225.
- Karimi Moughari, Z. , Maghsoodloo, M. and Elmi, Z. (2018). The Effect of Educational Inequality on Employment in Iran's Provinces. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(76), 85-106. DOI: 10.22054/ijer.2018.9513. [in persian]
- Mehrabani, V. (2008). The Effect of Education on Poverty and Income Inequality, *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 43 (1), 1-17. [in persian] doi: 20.1001.1.00398969.1387.43.1.10.7
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogenous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Petcu, C. (2014). Does Educationnel Inequality Explain Income Inequality Across Countries?.
- Raghfar, H., Mousavi, M., Azari Beni, B. (2015). The Impact of Education on Consumer's Welfare for Iranian Households: Pseudo-panel Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 20(63), 89-120. Doi: 10.22054/ijer.2015.4095.[in persian] doi: <https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4095>

- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1), 1-17.
- Sen, A. (1992). *Inequality reexamined*. Harvard University Press.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
- Shamsolahi, R. , zahedgharavi, M. and asayesh, H. (2022). The Effect of of Income Distribution Inequality on Government Education Expenditure in Iran's Economy: New Evidence from an ARDL Approach, *Stable Economy Journal*, 2(4), 136-157. DOI: 10.22111/sedj.2022.40438.1160. [in persian] doi: 10.22111/sedj.2022.40438.1160
- Snieska, V., Valodkiene, G., Daunoriene, A., Draksaite, A. (2015). Education and unemployment in European Union economic cycles. *Procedia-social and behavioral sciences*, 213, 211-216.
- Tchamyou, V. S.; Asongu, S, A. Odhiambo, N, M. (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, African Development Bank*, 31(3), 261-274.
- Topuz, S. G. (2022). The Relationship Between Income Inequality and Economic Growth: Are Transmission Channels Effective?. *Social Indicators Research*, 162(3), 1177-1231.
- UNDP. (1990). *Human development report 1990*. Oxford University Press.
- WATARAI, S., TOMITA, S. (2017). Quantification of Educational Inequality through the Application of Gini Coefficient in Educational Indices. *Journal of Advanced Research in Social Sciences and Humanities*, 2(3), 221-229.
- Zheng, D. Kuroda, T. (2013). The Role of Public Infrastructure in China's Regional Inequality and Growth : A Simultaneous Equations Approach. *The Developing Economics*, 51(1), 79-109.

Zieseemer, T. (2016). *Gini Coefficients of Education for 146 Countries, 1950-2010*.

Barro, R.J. and Lee, J.W. (2010). *A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010*. NBER Working Paper 15902.



استناد به این مقاله: روزی طلب، آناهیتا، ابونوری، اسمعیل. (۱۴۰۴). تاثیر نابرابری آموزشی بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه موردی مقاطع مختلف تحصیلی، پژوهشنامه اقتصادی، ۲۵ (۹۶)، ۴۴-۵.



Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License