

بررسی تاثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری توزیع درآمد در استانهای ایران

۲۷۱

مقدمه: نابرابری شدید توزیع درآمدی به عنوان یکی از مسائل اقتصادی- اجتماعی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران است. یکی از راهکارهای مطرح شده برای مقابله با این پدیده، کاهش نابرابری آموزشی است. هدف از تحقیق حاضر بررسی تاثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری درآمدی در استانهای کشور در سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۴ است.

روش: از داده‌های تاریخی پانزده ساله استانهای ایران به روش ترکیبی برای رسیدن به هدف استفاده شد. نابرابری درآمدی به عنوان متغیر وابسته و نابرابری آموزشی، اندازه سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و درآمد سرانه بدون نفت به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شدند. مدل با استفاده از تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته و نرم افزار Eviews برآورد و تحلیل شد.

یافته‌ها: برآورد مدل نشان داد که تاثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری درآمدی U شکل است. وقفه اول نابرابری آموزشی تاثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمدی داشت و توان دوم وقفه اول نابرابری آموزشی تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی را نشان داد. وقفه اول اندازه دولت بر نابرابری درآمدی، تاثیر 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 معنادار بوده است.

بحث: افزایش نابرابری آموزشی باعث کاهش نابرابری درآمدی شده است. تاثیر نابرابری آموزشی از میزان حد آستانه‌ای ۰/۴۴ به بعد، بر نابرابری درآمدی افزایشی بوده است. این بدین معناست که نابرابری آموزشی از حد آستانه‌ای به بعد باعث افزایش ضریب جینی شده است.

۱- داریوش ضربی پور

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد
گروه اقتصاد، دانشگاه آیت الله العظمی
بروجردی، بروجرد، ایران.
(نویسنده مسئول).

<darush.65@gmail.com.>

۲- علی کاوند

دکتر اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه
آیت الله العظمی بروجردی، بروجرد،
ایران.

۳- یونس نادمی

دکتر اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه
آیت الله العظمی بروجردی، بروجرد،
ایران.

واژه‌های کلیدی:




استانهای ایران، گشتاورهای
تعمیم یافته، نابرابری درآمدی،
نابرابری آموزشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۰۴



Investigating The Effect of Education Inequality on Inequality of Income Distribution in Iran's Provinces

- ▶ **1. Dariush Zarbipour** 
M.A. student in Economics,
Department of Economics,
Ayatollah Borujerdi
University, Borujerd, Iran
(corresponding author)
<Fazli@soc.ikiu.ac.ir.>
- ▶ **2. Ali kavand** 
Ph.D. in Economics,
Department of Economics,
Ayatollah Borujerdi
University, Borujerd, Iran.
- ▶ **3. Younes Nademi** 
Ph.D. in Economics,
Department of Economics,
Ayatollah Borujerdi
University, Borujerd, Iran.

Key words:

Provinces of Iran, Generalized Torques, Income Inequality, Educational Inequality.

Received: 2021/07/11

Accepted: 2022/09/26

Citation: Zarbipour D, Kavand A, Nademi Y. (2023). Investigating The Effect of Education Inequality on Inequality of Income Distribution in Iran's Provinces. *refahj*. 23(88), 217-230.

URL: <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-3926-fa.html>



Introduction: Inequality of income distribution is one of the socio-economic issues of developing countries, including Iran. One of the proposed solutions to deal with this phenomenon is to reduce educational inequality. The purpose of this study is to investigate the effect of educational inequality on income inequality in the provinces of the country during the years 2001 to 2015.

Methods: Fifteen-year historical data of Iran's provinces were used in a combined method to achieve the goal. Income inequality as a dependent variable and educational inequality, the share of tax revenue from the GDP and per capita income without oil were considered as independent variables. The model was estimated and analyzed using generalized moments technique and Eviews software.

Findings: The estimation of the model showed that the effect of educational inequality on income inequality is U-shaped. The first interval of educational inequality had a negative and significant effect on income inequality, and the second power of the first interval of educational inequality showed a positive and significant effect on income inequality. The first interval of government size had a positive and significant effect on income inequality, and the interval of per capita income and the interval share of provincial gross domestic product tax on the income inequality of Iran's provinces has been negative and significant.

Discussion: The increase in educational inequality has caused a decrease in income inequality, the effect of educational inequality on income inequality has been increasing from the threshold level of 0.44 onwards. This means that educational inequality has increased the Gini coefficient from the threshold level onwards.

Extended Abstract

Introduction: Justice in the distribution of educational opportunities increases the efficiency, effectiveness and creativity of individuals, so unbalanced access to educational opportunities can lead to increasing inequality. Severe income distribution inequality is one of the socio-economic issues of developing countries, including Iran. One of the proposed strategies to deal with this phenomenon is to reduce educational inequality. The quality and extent of access to education largely depends on where people live and how much they earn. People with high income levels in both rural and urban areas have had much better opportunities to reach higher levels of education and training (Karimi Moghari, Mehrdad, & Elmi, 1396). However, human capital is affected by family status, which will result in educational inequality and related income inequality. Given that even if the best conditions in educational services are made available to the public, the quality of these services will vary between class levels of society, due to which, the possibility of equal opportunity for growth and promotion of human capital, for people who have the opportunity of quality educational facilities (compared to people who have experienced high levels of educational services), if not impossible, seems far-fetched.

Method: The present study is an applied research in terms of purpose and retrospective in terms of research method. And, it is analytical-inferential in terms of research method and nature and method of dealing with the problem. In this study, information and data available in the Statistics Center of Iran (regional and provincial indicators), the Ministry of Economic Affairs and Finance and the Provincial Planning and Budget Organization, have been cited and used by modeling Excel and Eviews agents. There are advantages to using panel data that sets it apart from other methods. Panel data has more information, more variability, less alignment, higher degree of freedom and higher efficiency than time series and cross-sectional data. In particular, one of the ways to reduce alignment is to combine cross-sectional and temporal data in the form of panels. In this regard, the main purpose of this article is to investigate the impact of educational inequality on income distribution inequality in the provinces of Iran over a period of 15 years. Data modeling and statistical information in this study are based on two-dimensional models (panels) and the effects of educational inequality, provincial government

size, tax revenue to provincial GDP ratio and per capita oil-free income in Iranian provinces on income distribution inequality using the Gini coefficient index, during the years 1380 to 1394, using generalized torque estimators (GMM) has been estimated. Also, for the income distribution inequality index, the Gini coefficient of income and for the educational inequality index, the Gini coefficient of education based on the calculations of Thomas, Wang, and Fan (2001).were considered.

Findings: The results of model 1 estimation according to Table 1 showed that the effect of educational inequality on income inequality is U-shaped. In other words, during the study period in the studied provinces, with the increase of educational inequality from the threshold value of 0.44, income inequality has increased. Also, the results of model estimation regarding control variables showed that the first interruption of government size had a positive and significant effect on the income inequality index and the interruption of per capita income and the interruption of the provincial tax on GDP inequality were negative and statistically significant. Estimated model; therefore, according to the stated models and the purpose of the research, Model 1 was specified and estimated as follows:

where in: α , Gini coefficient of income, β : Educational inequality with a break period, γ : The second power of educational inequality with a break period, δ : Oil-free per capita income with a break, ϵ : The ratio of tax revenues to GDP with a break period, ζ : State size with a pause period, η : Show pattern parameters, θ : Markers of provinces, t : time and ν : It is a disturbance

Table (1) Research model estimation results: Gini coefficient dependent variable

| p | Statistics t | Standard deviation | Estimated coefficient | symbol | Explanatory variable name |
|--------|--------------|--------------------|-----------------------|-------------|--|
| 0032/0 | 9709/2 | 0594/0 | 1766/0 | Gini (-1) | The first break income inequality |
| 0025/0 | 0432/3 | 0017/0 | 005/0- | TaxGdp (-1) | The first interruption of the tax share to GDP |

| p | Statistics t | Standard deviation | Estimated coefficient | symbol | Explanatory variable name |
|--------|-----------------|-----------------------|--------------------------|-----------------|---|
| 0158/0 | 7518/2- | 3540/1 | 7262/3- | Eduineq (-1) | The first interruption of educational inequal- ity |
| 0158/0 | 4261/2 | 7342/1 | 2076/4 | | The second power of the first interval of the square of educational inequality |
| 0000/0 | 958810/5- | | / | Income(-1) | Income |
| 0000/0 | 507065/5 | 022492/0 | 123866/0 | GS(-1) | The first interruption of government size |

Source: Research Findings

Discussion: According to the results of the study, since educational inequality increases income inequality beyond the threshold, it is recommended that the government provide the necessary policies to reduce educational inequality. One of these strategies could be to create equal educational opportunities in low-income areas of the country, as well as to create educational opportunities for all children across the country. Also, considering the positive effect of government size on inequality of income distribution in the provinces of Iran, income distribution, it is recommended that the privatization process be carried out efficiently according to continuous studies and pursuit of economists and in terms of economic theories, to reduce the government's share in society and the increase in the efficiency of the private sector, followed by an increase in economic growth, and an increase in government taxes, will improve the redistribution of income, thus reducing income inequality. Due to the negative impact of taxes on income inequality, it is recommended to take the necessary measures to reduce tax evasion and thus increase taxes optimally. Also, considering the positive effect of per capita income on reducing income inequality, it is recommended that policymakers increase per capita income by adopting appropriate monetary and fiscal policies.

Ethical Considerations:

Authors' contributions

The authors contributed effectively to this article.

Funding

This article does not receive any financial support for its publication by any entity or organization.

Conflicts of interest

In the present study, the authors showed no conflict of interest.

Acknowledgments:

In this article, in addition to observing the principles of professional conduct, all rights related to the sources cited are respected and the references are carefully cited



مقدمه

آموزش به عنوان ابزاری مهم برای کاهش نابرابری درآمدی و سنگ بنای عدالت اجتماعی به ویژه در کشورهای در حال توسعه است (پرونی و زکیر^۱، ۲۰۱۹). از آنجایی که نابرابری آموزشی از شاخصهای مهم در نابرابری اقتصادی و نابرابری فرصتهاست، بنابراین دلیل حمایت از سیاستهای آموزشی این است که برابرسازی نتایج و بازخوردهای آموزش، باعث اختلافات درآمدی کمتر و فرصتهای بیشتر برای افراد فقیر می شود (لارگت پرر و ورنر^۲، ۲۰۱۸).

نابرابری آموزشی که اغلب در برخی از کشورهای در حال توسعه رخ می دهد، به دلیل تغییرات در ساختار اقتصادی، بین مناطق شهری و روستایی و میان مردان و زنان روی می دهد (سوبرتو^۳ و همکاران، ۲۰۱۶). نابرابری آموزشی ابتدا توسط توماس^۴ و همکاران (۲۰۰۱)، با استفاده از ابزار اندازه گیری مانند؛ شاخص ضریب جینی آموزش، معرفی شد (سوبرتو و همکاران، ۲۰۱۶). تفاوت در وضعیت اجتماعی و اقتصادی، تفاوت در مشارکت و منابع آموزشی، سطح سرمایه گذاری توسط دولت در آموزش و پرورش و تفاوت در سطوح آموزش والدین از عواملی هستند که بنا بر اعتقاد لیاو و شن^۵ (۲۰۱۱)، باعث نابرابری در آموزش می شوند. نظریات مرتبط با اقتصاد آموزش، به داشتن رابطه بین درآمد و آموزش در چارچوب نظریات سرمایه انسانی می پردازند (روگرس و رچلین^۶، ۱۹۹۱).

دلایل و شواهد زیادی وجود دارند که بیان می کنند ارتباط خیلی نزدیکی بین آموزش و فراگیری آن با درآمد افراد وجود دارد (افقه و همکاران، ۲۰۱۵). در ایران چندین بار برنامه های مختلف توسعه، تدوین و به اجرا گذاشته شده است، اما نتایج حاکی از آن است که کماکان نابرابری چه در سطح خانوارها و چه در سطح استانهای مختلف وجود دارد و

1. Pronoy and Zakir
4. Thomas

2. Lergtporer and Werner
5. Liao and Shen

3. Subрто
6. Rogers and Rachlin

نتایج موردنظر به دست نیامده است و افراد به برخی از امکانات لازم برای توسعه و ارتقاء درآمد دسترسی کافی ندارند (خانزادی و همکاران، ۲۰۱۷). دسترسی به آموزش هم در سطح کیفی و هم در سطح کمی مدتی است که به یک مسئله ملی تبدیل شده است که حل آن مستلزم رویکرد علمی- پژوهشی به منظور اتخاذ و توسعه راهبردها، خط‌مشیها و فعالیتهای موردنیاز در این زمینه است. از ارکان اصلی تحقق توسعه متوازن و پایدار در آموزش، ایجاد عدالت آموزشی است که به معنای فراهم کردن فرصتهای آموزشی برابر و عادلانه برای افراد است (جلالوندی و همکاران، ۲۰۱۴). از این رو تحلیل نابرابری و اثرگذاری آن بر متغیرهای دیگر از جمله توزیع نابرابری درآمد از موضوعات موردتوجه محققان در سالهای گذشته است (تومول، ۲۰۱۱).

از آنجاکه نابرابری آموزشی پیامدهای مهمی در نابرابری اقتصادی و درآمدی دارد (لرگت پرر و ورنر، ۲۰۱۸)، پژوهش فوق به این موضوع پرداخته است؛ بنابراین همانند دیگر کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا، در ایران هم قابلیت جذب نیروی کار و اشتغال‌زایی فردی در بخشهای مختلف اقتصادی، متناسب با تعداد تحصیل‌کرده‌ها و فارغ‌التحصیلان، افزایش نیافته است و در این مسیر، افراد با موانع زیادی روبرو می‌شوند.

با توجه به اینکه حتی اگر بهترین شرایط در خدمات آموزشی در اختیار عموم قرار گیرد، کیفیت این خدمات در بین سطوح طبقاتی جامعه متفاوت خواهد بود، امکان دسترسی به فرصتی برابر برای رشد و ارتقای سرمایه انسانی، برای افرادی که از فرصتها و امکانات با کیفیت آموزشی محروم بوده، (نسبت به افرادی که سطوح بالای خدمات آموزشی را تجربه کرده‌اند)، اگر غیرممکن نباشد، دور از انتظار به نظر می‌رسد.

با این وجود سرمایه انسانی متأثر از وضعیت خانوادگی است که در نتیجه نابرابری آموزشی و در ارتباط با آن نابرابری درآمدی بروز خواهد کرد. لذا با توجه به شاخصها و

ابعاد موردبررسی در این تحقیق، این پژوهش از آن جهت دارای اهمیت است که برای اولین بار به بررسی اثرگذاری نابرابری آموزشی، اندازه دولت و سهم درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی بر نابرابری درآمدها در استانهای ایران به روش ضریب جینی توماس و همکاران (۲۰۰۱)، در استانهای ایران طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ پرداخته شده است. با توجه به محدودیتهای سرمایه‌گذاری در واحدهای دانش‌بنیان و ساختار سنتی تولید در بیشتر بخشها که موجب پایین بودن تقاضا برای نیروهای کار ماهر و آموزش‌دیده در استانهای کشور شده است و همچنین به دلیل اهمیت تأثیر آموزشهای برابر بر توزیع عادلانه درآمدها و بررسی نابرابری درآمدی، با توجه به وضعیت هر استان، به شکلی مجزا به بررسی پرداختیم.

این پژوهش ممکن است گامی اولیه برای آغاز مسیری خاص برای شناخت و بررسی بهتر عوامل مؤثر بر کاهش نابرابری توزیع درآمدی در استانهای ایران باشد. از آنجاکه پشتوانه تئوریک قوی در خصوص این موضوع در مورد استانهای ایران وجود دارد، این پژوهش با استفاده از داده‌های پانل برای دوره بلندمدت ۱۳۹۴-۱۳۸۰ ارتباط بین نابرابری آموزشی و نابرابری توزیع درآمدی با تعدادی عوامل مؤثر بر ضریب جینی را مورد آزمون قرار می‌دهد. برای این منظور، تکنیک مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد استفاده قرار گرفته است. سازماندهی این مقاله به این شرح است که بعد از ارائه این مقدمه، ادبیات موضوع که دربرگیرنده مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه است، ارائه می‌شود. سپس در بخش طراحی الگوی مدل، به معرفی خصوصیات مدل و ارتباط کوزنتسی و چارچوب متدولوژی و آمار پرداخته می‌شود. سپس تحلیلهای تجربی بیان شده است. در نهایت نیز به نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

چارچوب نظری

نابرابری آموزشی از منابع نابرابری اجتماعی و اقتصادی است (داریان و همکاران،

۲۰۱۵). با این وجود، دسترسی به آموزش در نقاط مختلف ایران طی ۲۰ سال گذشته افزایش قابل توجهی داشته است. این موضوع در شاخصهای مهم افزایش نرخ ثبت نام، کیفیت تحصیل و فارغ التحصیلی در مقاطع مختلف انعکاس یافته است. از این رو کیفیت و میزان دسترسی به آموزش تا حدود زیادی به محل زندگی افراد و درآمدهای بستگی دارد (کریمی موغاری و همکاران، ۲۰۱۷). نابرابری توزیع درآمدی استانهای ایران تحت تأثیر عوامل زیادی است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می شود.

۱- نابرابری آموزشی و نابرابری درآمدی استانهای ایران. برای ایجاد تعادل اقتصادی در بین استانها؛ اصل ۴۸ قانون اساسی ایران بر نبود تبعیض در بهره برداری از منابع طبیعی و استفاده از درآمدهای ملی در سطح استانها و توزیع فرصتهای اقتصادی در استانها و مناطق می پردازد؛ بنابراین یکی از دغدغه های اصلی دست اندرکاران برای برنامه ریزی و سیاست گذاری در برنامه های توسعه اقتصادی، کاهش نابرابری درآمدی است (بهشتی و همکاران، ۲۰۱۸).

در اقتصاد ایران میزان مشارکت و مخارج دولت یکی از مهم ترین و مؤثرترین راههای تعیین سیاستها و برنامه ریزی برای مبارزه با نابرابری درآمدی است (منظری حصار و محقق، ۲۰۰۵). ژانگ و فان^۱ (۲۰۰۶) نشان دادند که از جمله عوامل برجسته در کاهش نابرابری درآمدی، مخارج سرمایه گذاری دولتی در زیرساختهای مناطق روستایی کشورها (نظیر مخارج تحقیق و ترویج و هزینه های باسواد) است (احمدیان و همکاران، ۲۰۱۶). مینسر^۲ (۱۹۵۸)، میلر^۳ (۱۹۶۰) و بکر^۴ (۱۹۶۴)، اثر آموزش بر تفاوت دریافتی و درآمدی افراد را بررسی کردند. درخصوص شاخص و متغیر ضریب جینی آموزشی، لوپز^۵ و همکاران (۱۹۹۸)، جزء اولین کسانی بودند که ضریب جینی آموزشی را برای ۱۲ کشور بر اساس

1. Zhong and fun
4. Becker

2. Mincer
5. Lopez

3. Miller

داده‌های موجود بررسی کردند. کریمی‌موغاری و همکاران (۲۰۱۷)، برای محاسبه ضریب جینی آموزش با استفاده از ریزداده‌های هزینه-درآمد خانوار، برای سالهای ۱۳۹۲-۱۳۸۰ برای جمعیت بالای ۱۰ سال برای ۲۸ استان با بسط‌دادن فرمول توماس و همکاران^۱ (۲۰۰۱)، استفاده کردند. ولز^۲ در سال ۲۰۰۵، با استفاده از اطلاعات مقطعی، پژوهشی تحت عنوان «اثر آموزش بر نابرابری درآمدی» انجام داده است. نتایج پژوهش وی حاکی از آن است که ارتباط بین رشد نام‌نویسی دبیرستانها و نابرابری درآمد منفی بوده است.

۲- اندازه دولت و نابرابری درآمدی استانهای ایران. نقش دولتها، از عوامل منطقه‌ای و استانی مؤثر بر نابرابری و کاهش نابرابری درآمدها است (داگلاس و مری^۳، ۱۹۹۶). جلائی اسفندآبادی و همکاران (۲۰۱۲)، در تحقیقی با عنوان بررسی و پیش‌بینی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران در افق ۱۴۰۴ طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۰ به پیش‌بینی مقادیر ضریب جینی برای شهر و روستا پرداخته‌اند. شاخص ضریب جینی در این پژوهش آنها تابعی از اندازه دولت و شاخص سرمایه انسانی در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که با افزایش نرخ تولید ناخالص داخلی، نرخ شاخص توسعه انسانی و همچنین کاهش اندازه دولت در مدل، می‌توان روند بهبود توزیع درآمد را در مناطق شهری و روستایی ایران مشاهده کرد.

۳- درآمد سرانه بدون نفت و نابرابری درآمدی استانهای ایران. اگر درآمد ملی بر جمعیت یک کشور تقسیم شود، درآمد سرانه به دست می‌آید. در حقیقت بهبود توزیع درآمد سرانه در حالت بدون نفت، ناشی از حذف ارزش افزوده نفت در استانهای نفت‌خیز بوده است. به عبارت دیگر، وقتی درآمد سرانه استانهای نفت‌خیز با حذف ارزش افزوده فعالیت نفت کاهش می‌یابد، شاخصهای نابرابری توزیع درآمد نیز عملکرد بهتری را برای

1. Thomas

2. Wells and Ryan

3. Douglas and Mary

اقتصاد در زمینه توزیع درآمد نشان می‌دهد. درحالی‌که با حذف ارزش افزوده نفت تنها اتفاقی که افتاده، این بوده است که استانهای با درآمد سرانه بالا را نیز فقیرتر کرده است. از این رو شاخصهای توزیع درآمد نیز نشان می‌دهد که همگنی بیشتری از نظر فقر بین استانها به وجود آمده است (بهشتی و همکاران، ۲۰۱۸).

۴- سهم درآمدهای مالیاتی به GDP و نابرابری درآمدی استانهای کشور. مالیاتها یکی از ابزارهای مهم دولتها در بهبود توزیع درآمد هستند. تمامی مالیاتها دارای اثر درآمدی بوده و به نحوی بر توزیع درآمد تأثیر دارند. بیشتر نتایج «تأثیر مالیات بر توزیع درآمد» بر مبنای تحلیل تئوریک استوار است. درحالی‌که در دنیای کنونی به علت ضعفهای مختلف انتقال مالیات، فرار مالیاتی و غیره، نتایج عملی مشاهده شده اغلب با نتایج نظری و تئوریک تأثیر بر توزیع درآمد، تفاوت دارد (قربانی و همکاران، ۲۰۱۷). یکی از شاخصهایی که به منظور ارزیابی عملکرد نظام مالیاتی بکار برده می‌شود، نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی است. این شاخص کارایی نظام مالیاتی را نشان می‌دهد اما اصل رعایت عدالت و مساوات مالیاتی را نشان نمی‌دهد. مگر اینکه بدانیم چه میزان از تولید ناخالص داخلی قابل برداشت بوده و چگونه در بین بخشهای مختلف اقتصاد توزیع می‌شود (سازمان امور مالیاتی کشور، ۲۰۲۰).

پیشینه تجربی

«فرضیه نابرابری درآمد» معتقد است که افزایش نابرابری درآمد بر توزیع طیف گسترده‌ای از نتایج اجتماعی و اقتصادی تأثیر می‌گذارد. اگرچه اغلب ادعا می‌شود که افزایش نابرابری درآمد، مزایای افراد ثروتمند را برای رقابت در مراکز آموزشی افزایش می‌دهد، برخی از محققان شواهد توصیفی را در تضاد با فرضیه نابرابری درآمد ارائه کرده‌اند. در این پژوهش، روندهای بلندمدت در نابرابری درآمد خانواده در ثبت نام دانشگاه «نابرابریهای دانشگاهی»

را با استفاده از تمام مجموعه داده‌ها برای گروههای متولدشده بین سالهای ۱۹۰۸ تا ۱۹۹۵ بررسی شد. با روند نابرابری درآمد در قرن گذشته. یک استثنا برای این یافته کلی وجود دارد: برای گروههای در معرض خطر برای خدمت در جنگ ویتنام، نابرابری دانشگاهی بالا بود. درحالی که نابرابری درآمد پایین بود. در این دوره، نابرابری در ثبت نام و پایان تحصیلات برای مردان به طور قابل توجهی بیشتر از زنان بود که نشان دهنده تأثیر واقعی «جنگ ویتنام» است. جدای از این رویداد گیج کننده و منحصر به فرد، یک قرن شواهد ارتباط قوی بین درآمد و نابرابری دانشگاهی را ایجاد می کند و از این دیدگاه حمایت می کند که افزایش نابرابری درآمد اساساً توزیع شانسهایی زندگی را تغییر می دهد (جکسون و هولزمن، ۲۰۲۰)

پرر و همکاران در سال ۲۰۱۸، در تحقیقشان با موضوع «ارتباط نابرابری درآمدی و نابرابری آموزشی»، نشان دادند که بیش از ۵۵ درصد آلمانیها در تحقیقی نابرابری آموزشی را به عنوان یک مشکل جدی برای کشورشان می بینند. همچنین نتایج با استفاده از داده های ترکیبی پانل دیتا ثابت می کند که کشورهای دارای درآمد متوسط دارای نابرابری آموزشی بالاتری نسبت به کشورهای با درآمد بالا هستند.

کودی و دیزولی در سال (۲۰۱۷)، به رابطه بین نابرابری درآمد و آموزش در سال ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج روش مدل داده ترکیبی نشان داد که نابرابری در مدرسه و نابرابری درآمدی، به ویژه در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه و در میان گروههای سنی بالاتر مثبت است. مطابق با بازده ثابت یا فزاینده به سالهای اضافی در آموزش درحالی که این رابطه مثبت اندک است و همیشه از نظر آماری معنادار نیست، مشاهده شد که رابطه منفی آماری معنی داری با سالهای به مدرسه رفتن همسران جوان وجود دارد.

مطالعه افقه و همکاران (۲۰۱۵)، با موضوع تأثیر نابرابری آموزشی بر توزیع درآمد در ایران، نشان داد که متغیر ضریب جینی آموزشی، بهتر می تواند اثر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد را توضیح دهد. این متغیر بیانگر این است که نابرابری آموزش با نابرابری درآمد

ارتباط مستقیم دارد. درحالی که سهم هزینه‌های آموزشی دولت با ضریب جینی درآمد رابطه معکوس دارد.

روین و همکاران^۱ (۲۰۰۹)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۶ کشور در طول قرن بیستم به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که افزایش مالیات سهم دهک درآمدی بالا را کاهش داده است. آنها با در نظر گرفتن اثرات واقعی پویا ادعا کرده‌اند که مالیات در بلندمدت عامل مؤثر مهم است (کریمی و دورباش، ۲۰۱۸).

در خصوص «اثرگذاری اندازه دولت بر توزیع درآمد در کشور ایران»، رضایی و همکاران در سال ۲۰۱۳، از الگوی خودرگرسیون برداری^۲ که شامل متغیرهای توزیع درآمد و اندازه دولت (سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی) و نیز سایر متغیرهای مهم کلان که بر توزیع درآمد تأثیرگذار هستند، نظیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و تورم استفاده کردند. برای برآورد مدل از داده‌های سالهای ۱۳۹۰ - ۱۳۵۸ استفاده شده است. نتایج مدل آنها نشان می‌دهد که افزایش اندازه دولت باعث بدتر شدن توزیع درآمد در این دوره زمانی در ایران (بعد از انقلاب) شده است.

عبدی و سلگی در سال ۲۰۱۵، در خصوص رابطه رشد درآمد سرانه و نابرابری درآمدی در استانهای ایران، وجود رابطه غیرخطی؛ بدهی خانوارها با رشد درآمد سرانه در سطح منطقه‌ای شامل ۳۱ استان و در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴ و همچنین متفاوت بودن نقاط آستانه در استانها در ارتباط با ناهمگنی رابطه غیرخطی یادشده را مورد بررسی قرار دادند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل، استانهایی که نابرابری درآمدی بالایی دارند حد آستانه بالاتری را تجربه کرده و سود بیشتری از ایجاد بدهی کسب خواهند کرد و استانهایی که نابرابری درآمدی اندکی دارند، حساسیت رشد اقتصادی به تغییر بدهی در این استانها، بیشتر است.

1. Roine
2. Vector-Auto Regressive (VAR)

بنابراین این مطالعه از جنبه بررسی استانی موضوع با روش بررسی ترکیبی، با مطالعات فوق در پیشینه پژوهش متفاوت بوده و از لحاظ چارچوب نظری مشابه تحقیقات تجربی است.

روش

در این مطالعه که با پیروی از مدل مطالعات افقه و همکاران (۱۳۹۴)، ولز (۲۰۰۵)، یوشیدا و اونو^۱ (۲۰۱۹)، پورر^۲ و همکاران (۲۰۱۸) و دیزیولی^۳ (۲۰۱۷)، انجام شده است، به بررسی اثرات نابرابری آموزشی استانها، اندازه دولت استانی، نسبت درآمدهای مالیاتی استانی به GDP استانی و درآمد سرانه بدون نفت هر استان بر نابرابری توزیع درآمدی در استانهای ایران پرداخته شد. داده‌های خام استانی مربوط به دور بررسی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۴، از مرکز آمار ایران، وزارت اقتصاد و دارایی و سازمان مالیاتی کشور جمع‌آوری و سپس توسط محقق اطلاعات مورد نیاز پژوهش گردآوری شده است. شاخص ضریب جینی رایج‌ترین شاخص نابرابری آموزشی/درآمدی است که در تحقیق حاضر، ضریب جینی آموزشی یا نابرابری آموزشی با استفاده از فرمول توماس و همکاران (۲۰۰۱) و ریزداده‌های طرح درآمد-هزینه خانوار برای ۸ گروه بی‌سواد، ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، کاردانی، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری و همچنین افراد ۱۰ ساله به بالا برحسب سن در هشت گروه ۱۵-۱۰، ۲۰-۱۶، ۲۵-۲۱، ۳۰-۲۶، ۴۰-۳۱، ۵۰-۴۱، ۶۰-۵۱ و ۶۵+ سال طبقه‌بندی می‌شوند که برای استانهای ایران برآورد می‌شود. فرمول توماس و همکاران برای هشت گروه عبارت است از:

$$Gini_E = (1/\mu) \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |Y_i - Y_j| P_j \quad (1)$$

که، $Gini_E$ ضریب جینی آموزش؛ μ میانگین سالهای تحصیل برای جمعیت مورد نظر؛

1. Uchida and Ono
2. Lergtperer
3. Coady and Dizioli

P_j و P_i ، جمعیتی که سطح مشخصی از تحصیلات را طی کرده‌اند؛ Y_i و Z_j تحصیل در سطوح مختلف تحصیلی و n تعد سطوح تحصیلی است. همچنین برای اندازه‌گیری نابرابری آموزشی از مدل بسط داده‌شده توماس (۲۰۰۱)، برای ۲۸ استان استفاده خواهیم کرد.

(۲)

$$Gini_E = (1/\mu) [P_2(Y_2 - Y_1) P_1 + P_3(Y_3 - Y_1) P_1 + P_3(Y_3 - Y_2) P_2 + P_4(Y_4 - Y_1) P_1 + P_4(Y_4 - Y_2) P_2 + P_4(Y_4 - Y_3) P_3 + P_5(Y_5 - Y_1) P_1 + P_5(Y_5 - Y_2) P_2 + P_5(Y_5 - Y_3) P_3 + P_5(Y_5 - Y_4) P_4 + P_6(Y_6 - Y_1) P_1 + P_6(Y_6 - Y_2) P_2 + P_6(Y_6 - Y_3) P_3 + P_6(Y_6 - Y_4) P_4 + P_6(Y_6 - Y_5) P_5 + P_7(Y_7 - Y_1) P_1 + P_7(Y_7 - Y_2) P_2 + P_7(Y_7 - Y_3) P_3 + P_7(Y_7 - Y_4) P_4 + P_7(Y_7 - Y_5) P_5 + P_7(Y_7 - Y_6) P_6 + P_8(Y_8 - Y_1) P_1 + P_8(Y_8 - Y_2) P_2 + P_8(Y_8 - Y_3) P_3 + P_8(Y_8 - Y_4) P_4 + P_8(Y_8 - Y_5) P_5 + P_8(Y_8 - Y_6) P_6 + P_8(Y_8 - Y_7) P_7]$$

بنابراین با توجه به مدل‌های بیان شده و هدف تحقیق، الگوی ۱ به صورت زیر تصریح و برآورد شد.

(۳)

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gini_{it-1} + \beta_2 Eduineq_{it-1} + \beta_3 Eduineq_{it-1}^2 + \beta_4 Income_{it-1} + \beta_5 TaxGdp_{it-1} + \beta_6 GS_{it-1} + e_{it}$$

که در آن $Gini_{it}$ ضریب جینی درآمدی، $Eduineq_{it}$ نابرابری آموزشی با یک دوره وقفه، $Eduineq_{it}^2$ توان دوم نابرابری آموزشی با یک دوره وقفه، $Income_{it}$ درآمد سرانه بدون نفت با یک دوره وقفه، $TaxGdp_{it}$ نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی با یک دوره وقفه، GS_{it} اندازه دولت با یک دوره وقفه، β_1 پارامترهای الگو را نشان می‌دهند. i نشان‌گر استانها، t زمان و e_{it} جزء اخلاص است. دلیل استفاده از وقفه متغیرهای توضیحی در مدل این است که اثرگذاری متغیرهای مذکور بر نابرابری درآمدی با وقفه همراه است و مدت زمانی طول می‌کشد تا این متغیرها بر نابرابری درآمدی تأثیر بگذارند. همچنین برای اجتناب از مشکل احتمالی درون‌زایی متغیرهای توضیحی از وقفه این متغیرها استفاده شده است. لذا مدل تصریح شده از مدل تجربی تحقیقات فوق برای آزمون فرضیه اصلی (تأثیر نابرابری

آموزش بر نابرابری توزیع درآمدی در استانهای ایران) و برای تأثیر دیگر متغیرهای توضیحی و مستقل به نابرابری توزیع درآمدی از مدل‌های تجربی فو^۱ (۲۰۰۴)، رودریک^۲ و همکاران (۲۰۰۴)، فاره و ولا (۲۰۰۶) وهائو و وای^۳ (۲۰۱۰) پیروی خواهد کرد.

-آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی^۴؛ به‌طورکلی شش روش برای آزمونهای ریشه واحد با داده‌های تابلویی وجود دارند. این روشها عبارتند از: (سوری، ۲۰۱۲)

-آزمون لوین، لین و چو^۵ (LLC)، آزمون ایم، پسران و شین^۶ (IPS)، آزمون برتونگ^۷، آزمون هادری^۸، آزمون فیشر^۹-ADF و آزمون فیشر-PP که توسط مادالا^{۱۰} (۱۹۹۳) ارائه شده است.

فرآیند AR(1) برای داده‌های تابلویی در رابطه با متغیر موردنظر (Y_{it}) به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

(۴)

$$Y_{it} = \rho_i Y_{i,t-1} + X'_{it} \delta_i + \varepsilon_{it}$$

با توجه به این‌که در مطالعه حاضر، آزمون مانایی داده‌های تابلویی با روش لوین (LLC) انجام می‌شود در ادامه به توضیح این آزمون پرداخته می‌شود.

-آزمون لین و لوین^{۱۱} (LLC)؛ لین، لوین و چو نشان دادند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است (نجاززاده و رحیم زاده، ۲۰۱۲). لوین و لین (۲۰۰۲) آزمون ریشه واحد را به‌صورت زیر نشان داده‌اند.

(۵)

$$\Delta X_{it} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

- | | | |
|-------------------------|----------------------------|------------------------------|
| 1. Fu | 2. Rodrik | 3. Hao and Wei |
| 4. Panel Unit Root test | 5. Levin, Lin and Chu test | 6. Im, Pesaran and Shin test |
| 7. Beritung test | 8. Hadry | 9. Fisher |
| 10. Maddala | 11. Levin and Lin | |

$$i = 1, 2, \dots, N$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

این آزمون بر اساس آزمون *ADF* به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\Delta X_{it} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \sum_{j=1}^l \theta_j \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

آزمون *LLC* آزمون ترکیبی آزمون *ADF* با روند زمانی است که در ناهمگنی مقطعها و ناهمسانی واریانس جملات خطا، دارای قدرت بالایی است.

در مجموع و با استفاده از آماره‌ها و ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها، آماره آزمون به صورت زیر محاسبه شده است:

$$(7)$$

$$t_{\delta}^* = (t_{\delta} - N \hat{T} S_{\varepsilon} SE(\delta) \mu_{m\hat{T}}^*) / \delta_{m\hat{T}}^* N(0,1)$$

در این رابطه، $SE(\delta^*)$ انحراف استاندارد انحراف استاندارد معادله نرمال شده بلندمدت، $\mu_{m\hat{T}}^*$ و $\delta_{m\hat{T}}^*$ به ترتیب میانگین و انحراف معیار محاسبه شده به وسیله لین و لیوین با استفاده از طول وقفه و تعداد متغیرها و متوسط تعداد وقفه‌ها در هر مقطع است (نجم‌زاده و رحیم‌زاده، ۲۰۱۲).

آزمون هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی؛ آزمون هم‌انباشتگی به هنگام استفاده از داده‌های تابلویی به روش پیشنهادی کائو^(۱۹۹۹)، انجام می‌شود. برای آزمون هم‌جمعی کائو پس از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرها، مانند آنچه در سریهای زمانی و داده‌های مقطعی انجام می‌شود، از آماره‌های زیر برای آزمون هم‌جمعی استفاده کردند.

$$(8)$$

$$DF_{\gamma} = (\sqrt{NT} \gamma_{-1}) + 3\sqrt{N} / \sqrt{10.2}$$

$$DF_t = \sqrt{(1.25t_{\gamma})} + \sqrt{1.875N}$$

کائو آزمون هم‌جمعی تعمیم‌یافته دیکی-فولر را با این فرض که بردارهای هم‌جمعی در

1. Panel cointegration test

2. Kao

هر مقطع همگن باشند، به صورت رابطه زیر ارائه کرد.

$$\hat{e}_{it} = \gamma_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta \hat{e}_{it-1} + v_{itp} \quad (9)$$

در رابطه بالا e_{it} خطای تخمین رابطه بلندمدت با روش داده‌های ترکیبی و p تعداد وقفه‌ها در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته است که اندازه آن بستگی به رفع خودهمبستگی بین اجزای خطا دارد. همچنین، ضریب متغیر تفاضل وقفه‌های آزمون و خطای معادله تخمین زده شده بالا است (قنبری و خاکسارآستانه، ۲۰۱۱).

روش برآورد تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای داده‌های تابلویی از آنجایی که در الگوی اول وقفه مرتبه اول متغیر وابسته وجود دارد، دیگر نمی‌توان از روشهای رایج داده‌های تابلویی مانند اثرات ثابت یا تصادفی استفاده کرد. حد احتمال تخمین‌زننده اثرات ثابت (LSDV) زمانی که N به سمت بی‌نهایت میل می‌کند از مرتبه T^{-1} است و در ضمن برای T های کوچک این تورش همواره منفی است. برای از بین بردن این تورش و همبستگی که بین متغیر توضیحی تبدیل یافته و جمله خطا وجود دارد دو راه حل مطرح است. راه اول بر پایه تخمین‌زننده‌های IV-GMM است که برای داده‌های خرد یعنی زمانی که تعداد مقاطع در مقایسه با تعداد زمانها بسیار بیشتر است، استفاده می‌شود.^۳ این تخمین‌زننده‌ها زمانی که N به سمت بی‌نهایت میل می‌کند سازگار هستند. راه حل دوم که برای نمونه‌های کوچک استفاده می‌شود این است که تورش موجود تخمین‌زننده‌های اثرات ثابت تصحیح شود (بالتاجی، ۲۰۰۹).

مادالا^۴ (۱۹۹۳)، بان و کیویت^۵ (۲۰۰۳) در مطالعه مونت کارلو^۶، تخمین‌زننده‌های حداقلی

1. Least Square Dummy Variable
2. Instrumental Variable-Generalized Methods of Moment
4. Maddala
5. Bun and Kiviet
6. Monte Carlo

۳- اغلب موارد T تک‌رقمی است

مربعات (LS) مانند حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLSV)، حداقل مربعات تعمیم یافته^۱ (GLS)، حداقل مربعات متغیرهای مجازی^۲ (LSDV) را با تخمین زنده‌های مرسوم IV-GMM مقایسه کرده‌اند و به این نتیجه رسیدند که هیچ‌یک از تخمین زنده‌ها در نمونه‌های کوچک از کارایی مناسب برخوردار نیستند، بنابراین دیگر نمی‌توان از تخمین زنده‌های IV-GMM برای تخمین نمونه‌های کوچک استفاده کرد.

آزمون لازم برای بررسی کارآمدی تخمین زنده IV-GMM

سازگاری تخمین زنده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون تصریح شده توسط آرانو و باند^۳ (۱۹۹۱)، آرانو و بوور^۴ (۱۹۹۵) و بلوندل و باند^۵ (۱۹۹۸) آزمون شود. این آزمون وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد، تخمین زنده GMM سازگار است. یکی دیگر از آزمونهای تشخیص در روش برآوردی GMM آزمون جیهانسن^۶ است که برای اثبات شرط اعتبار بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود.

آزمون جاکو- برا؛ برا و جاکو^۷ در سال ۱۹۸۰، آزمون را برای نرمال بودن خطاها ارائه کردند. تحت فرضیه صفر (که خطاها به صورت نرمال توزیع شده‌اند)، آماره برا - جاکو دارای یک توزیع مجانبی $\chi^2_{(2)}$ است و به صورت زیر داده می‌شود:

$$\lambda = T \left(\frac{\tilde{b}_1^2}{6} + \frac{(\tilde{b}_2 - 3)^2}{4} \right) = T \left(\frac{\tilde{\mu}_3^2}{6\tilde{\sigma}^6} + \frac{(\tilde{\mu}_4 + 3\tilde{\sigma}^4)^2}{4\tilde{\sigma}^8} \right) \quad (10)$$

1. Generalized least squares
3. Arellano and Bond
5. Blundell and Bond
7. Bera and Jarque

2. The Least Square Dummy Variable
4. Arellano and Bover
6. Hanson

برا و جارکو نشان دادند که λ می‌تواند به‌عنوان آماره آزمون ضریب تکاثری لاگرانژ در نظر گرفته شود (برا و جارکو، ۱۹۸۰).

یافته‌ها

آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی

در این پژوهش از بین شش نوع آزمون مربوط به بررسی مانایی متغیرها در داده‌های تابلویی، آزمون لین، لوین و چو (LLC) برای بررسی مانایی متغیرهای الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد. جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی را برای همه متغیرها بدون عرض از مبدأ و در سطح نمایش می‌دهد. در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد است. لذا، چنانچه احتمال مقدار آماره محاسبه شده کمتر از ۵ درصد باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد خواهد شد که این امر نشان‌دهنده مانا بودن متغیرها خواهد بود.

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد لین، لوین و چو (LLC)

| متغیر | نماد | آماره آزمون | احتمال (p) |
|----------------------------------|----------------------|-------------|------------|
| نابرابری درآمدی | Gini | -۹/۵۸۳۸۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| مجذور نابرابری آموزشی | Eduineq ² | -۷/۰۰۱۴۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| نابرابری آموزشی | Eduineq | -۶/۷۶۵۹۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| سهم مالیات به تولید ناخالص داخلی | TaxGdp | -۲/۷۶۱۲۸ | ۰/۰۰۲۹ |
| اندازه دولت | GS | -۴/۰۸۶۶۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| درآمد سرانه بدون نفت | Income | -۳/۴۷۶۷۰ | ۰/۰۰۰۳ |

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، نتایج آزمون مانایی حاکی از مانایی تمام متغیرهای پژوهش در سطح معنای ۵٪ است. لذا می‌توان مدل پژوهش را بدون گرفتاری در دام رگرسیون جعلی برآورد کرد.

۱- نتایج برآورد الگوی

الگوی انتخابی برای بررسی اثر نابرابری آموزشی بر نابرابری توزیع درآمد برای استانهای ایران در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰ و به پیروی از الگوی (۳) است. نتایج نهایی حاصل از برآورد الگوی موردنظر به روش الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰ جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲) نتایج برآورد الگوی (۳): متغیر وابسته ضریب جینی

| احتمال (p) | T | انحراف معیار (SD) | ضریب برآورد شده | نماد | نام متغیر توضیحی |
|------------|-----------|-----------------------|------------------------|---------------------------|---|
| ۰/۰۰۳۲ | ۲/۹۷۰۹ | ۰/۰۵۹۴ | ۰/۱۷۶۶ | Gini(-1) | وقفه اول نابرابری درآمدی |
| ۰/۰۰۲۵ | -۳/۰۴۳۲ | ۰/۰۰۱۷ | -۰/۰۰۵۲ | TaxGdp(-1) | وقفه اول سهم مالیات به GDP |
| ۰/۰۰۶۳ | -۲/۷۵۱۸ | ۱/۳۵۴۰ | -۳/۷۲۶۲ | Eduineq(-1) | وقفه اول نابرابری آموزشی |
| ۰/۰۱۵۸ | ۴۲۶۱/۲ | ۱/۷۳۴۲ | ۴/۲۰۷۶ | Eduineq ² (-1) | توان دوم وقفه اول مجذور نابرابری آموزشی |
| ۰/۰۰۰۰ | -۹۵۸۸۱۰/۵ | ۹/۸۹×۱۰ ^{-۸} | -۵/۸۹×۱۰ ^{-۷} | income(-1) | درآمد |
| ۰/۰۰۰۰ | ۵/۵۰۷۰۶۵ | ۰/۰۲۲۴۹۲ | ۰/۱۲۳۸۶۶ | GS(-1) | وقفه اول اندازه دولت |

مطابق با نتایج جدول (۲)، تأثیر وقفه اول نابرابری درآمدی بر ضریب جینی از لحاظ آماری مثبت و معنادار بوده است. همچنین تأثیر وقفه اول نابرابری آموزش بر نابرابری درآمدی از لحاظ آماری معنادار بوده است. به طوری که علامت ضریب توان دوم وقفه اول نابرابری درآمدی مثبت بوده است و وقفه اول نابرابری آموزشی تأثیر منفی و معناداری بر

ضریب جینی داشته است. این موضوع نشان‌دهنده این است که تأثیر وقفه اول نابرابری آموزشی بر ضریب جینی U شکل است؛ بنابراین با افزایش نابرابری آموزشی از مقدار حد آستانه نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. این حد آستانه از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$(\partial \text{EDUINEQ}) / (\partial (\text{gini})) = 0 \quad \text{و}$$

$$-3/7263 + (2 \times 4/2076 \times (\partial \text{EDUINEQ}) / (\partial (\text{gini}))) = 0 \quad \text{و}$$

$$\text{EDUINEQ} = 0/44 \quad (11)$$

به عبارتی نابرابری آموزش قبل از گذشتن از مقدار حد آستانه‌ای 0/44 بر نابرابری درآمدی تأثیر منفی و معناداری داشته است اما پس از عبور از حد آستانه مذکور و تشدید نابرابری آموزشی، موجب تشدید نابرابری توزیع درآمد نیز شده است.

همچنین تأثیر وقفه اول درآمد سرانه و سهم مالیات بر تولید ناخالص داخلی بر نابرابری درآمدی منفی و از لحاظ آماری معنادار بوده است. اما تأثیر وقفه اول اندازه دولت بر نابرابری درآمدی مثبت و از لحاظ آماری معنادار بوده است. در ادامه به بررسی آزمونهای سازگاری الگوی برآوردی با استفاده از روش GMM پرداخته می‌شود.

۲- آزمونهای تشخیصی

آزمون خودهمبستگی (آرلانو و باند)

سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند^۲ (۱۹۹۸)، آزمون شود. این آزمون وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم

۱. این میزان آستانه بیان می‌کند که با افزایش نابرابری آموزشی از میزان 0/44 درصدی این شاخص نابرابری توزیع درآمدی افزایش می‌یابد و قبل از این حد آستانه نابرابری درآمدی کاهشی بوده است.

2. Blundell and Bond

رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی فراهم می‌کند. اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد، تخمین‌زننده GMM سازگار است. بنا بر جدول (۳) فرضیه صفر آزمون همبستگی سریالی که در آن جملات خطا در رگرسیون تفاضلی مرتبه اول همبستگی سریالی مرتبه دوم را نشان نمی‌دهند را نمی‌توان رد کرد.

شناسایی محدودیتهای بیش از حد (جی سارگان)

یکی از آزمونهای تشخیصی در الگوی داده‌های تابلویی روش GMM، آزمون جی سارگان است که برای اثبات شرط اعتبار بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. مطابق نتایج جدول (۴)، فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارهای موردنظر به کار رفته شده در الگو رد نمی‌شود و بنابراین ابزارهای مدل ساختاری ارائه شده مناسب است.

جدول (۳)

| نتایج آزمون ضریب لاگرانژ | | نتایج آزمون جی سارگان | |
|---|-------------|-----------------------|-----------------|
| احتمال (p) | مقدار آماره | احتمال (p) | مقدار آماره |
| ۰/۷۱۳۴ | ۰/۶۷۵۳ | ۰/۳۶۷۷۲۸ | ۲۳/۶۱۵۰۲ |
| نتایج آزمون خودهمبستگی | | | |
| احتمال (p) | مقدار | مقدار | آماره آزمون |
| ۰/۰۰۰۲ | -۳/۷۵۳۷۲۴ | -۳/۷۵۳۷۲۴ | تفاضل مرتبه اول |
| ۰/۸۴۶۲ | -۰/۱۹۴۰ | -۰/۱۹۴۰ | تفاضل مرتبه دوم |
| فرضیه صفر رد نمی‌شود-عدم وجود خودهمبستگی سریالی | | | نتیجه |

آزمون نرمال بودن خطاها

آزمون مذکور برای تشخیص خودهمبستگی جملات خطا مورد استفاده واقع شد. نتایج آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. مطابق نتایج آزمون جیهانسون، فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن ابزار به کار رفته در الگو رد نمی‌شود و بنابراین تصریح الگو صحیح است. در ادامه، بررسی آزمون جارکو- برا برای یافتن این مسئله است که آیا اجزاء اخلاص از توزیع نرمال برخوردار هستند یا خیر، پرداخته شد. با توجه به جدول (۳)، نتیجه این آزمون با توجه به بزرگ‌تر بودن احتمال آماره به دست آمده از $0/05$ حاکی از رد نشدن فرضیه مبنی بر فقدان وجود همبستگی سریالی بین جملات خطا است.

بحث

همان‌طور که مطرح شد، هدف از این مطالعه بررسی تأثیر نابرابری آموزشی، اندازه دولت استانی، درآمد سرانه بدون نفت استانی و نسبت درآمد مالیاتی به GDP استانی بر نابرابری توزیع درآمد در استانهای ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۰ است. پژوهش فوق از طریق روش رگرسیونی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و با استفاده از داده‌های تابلویی و با پیروی از مدل مطالعات کریمی موعاری و همکاران (۱۳۹۷)، افقه و همکاران (۱۳۹۴)، ولز (۲۰۰۵)، یوشیدا و اونو (۲۰۱۹)، پورر و همکاران (۲۰۱۸)، و کودی و دیزیولی^۱ (۲۰۱۷)، انجام شده است. نتایج پژوهش نشان داد که تأثیر نابرابری آموزش بر نابرابری درآمد به شکل U بوده است. به عبارت دیگر افزایش نابرابری آموزش باعث کاهش نابرابری درآمدی در استانهای ایران طی دوره مورد نظر شده است؛ و بعد از میزان حد آستانه‌ای $0/44$ نابرابری آموزشی به بعد تأثیر نابرابری آموزشی بر نابرابری درآمدی افزایشی بوده است. در تبیین نتیجه می‌شود

1. Coady and Dizioli

گفت که که نابرابری آموزشی از حد آستانه‌ای به بعد باعث افزایش نابرابری درآمدی (ضریب جینی) شده است. به علاوه نتایج تخمین نشان داد که سهم مالیات از تولید ناخالص داخلی و درآمد سرانه باعث کاهش ضریب جینی و در نتیجه بهبود وضعیت توزیع درآمد در استانهای منتخب شده است.

از طرفی اندازه دولت تأثیر مثبت بر ضریب جینی داشته است؛ بنابراین با افزایش مخارج دولت نسبت تولید ناخالص داخلی نابرابری درآمدی افزایش یافته است. در نهایت نتایج و یافته‌های مطالعه حاضر با مطالعاتی نظیر؛ چچی^۱ (۲۰۰۱)، لوین و لین (۲۰۰۲)، کیم^۲ (۲۰۰۶)، شبیلی و پارتیریچ (۲۰۰۹)، کفایی و درستکار (۲۰۱۳)، رضایی و همکاران (۲۰۱۳)، خالصی و همکاران (۲۰۱۵)، موسوی و همکاران (۲۰۱۴) و افقه و همکاران (۱۳۹۴)، مطابقت دارد.

با توجه به نتایج مطالعه، توصیه‌های سیاستی که پیشنهاد می‌شود این است که؛ بر اساس یافته‌های این پژوهش و با توجه به این که نابرابری آموزشی موجب تشدید نابرابری درآمدی از حد آستانه‌ای به بعد می‌شود توصیه می‌شود که دولت سیاستهای لازم برای کاهش نابرابری آموزشی را فراهم آورد. از جمله این راه‌کارها ایجاد فرصتهای برابر آموزشی در نقاط کم برخوردار کشور و همچنین ایجاد فرصت برای آموزش برای تمامی کودکان در سراسر کشور است. مبارزه با وجود پدیده کودکان کار و ایجاد فرصتهای آموزشی مناسب برای این قشر جامعه می‌تواند زمینه‌های لازم برای کاهش نابرابری آموزشی را فراهم آورد. همچنین احداث مدارس مناسب در مناطق محروم و ایجاد فضا و امکانات مناسب برای تمامی افراد جامعه می‌تواند به برابری آموزشی کمک کند.

بر اساس یافته‌های تجربی پژوهش با توجه به این که ضریب نسبت مالیات باعث

1. Checchi
2. Kim

بهبود توزیع درآمد شده است، توصیه می‌شود اقدامات لازم برای کاهش فرار مالیاتی و در نتیجه افزایش مالیات به صورت بهینه صورت گیرد. همچنین اتخاذ سیاستهای مناسب برای رونق گرفتن صنایع و بخشهای اقتصادی بیشتر و در نتیجه افزایش سرمایه‌گذاری بخشهای خصوصی می‌تواند منجر به افزایش تولید و در نتیجه درآمد ناشی از مالیات در کشور شود. از این طریق می‌توان به سیاستهای بازتوزیعی کشور کمک و موجبات کاهش نابرابری درآمدی را فراهم آورد.

- با توجه به تأثیرگذاری منفی اندازه دولت بر توزیع درآمد، توصیه می‌شود که فرآیند خصوصی‌سازی با توجه به مطالعات مستمر و پیگیر اقتصاددانان و برحسب نظریات اقتصادی به طور کارا انجام شود تا از این طریق کاهش سهم دولت در جامعه و افزایش کارایی بخشهای خصوصی و به دنبال آن افزایش رشد اقتصادی و افزایش مالیات دریافتی دولت موجبات بهبود بازتوزیعی درآمد و در نتیجه کاهش نابرابری درآمد حاصل شود. همچنین توصیه می‌شود، سیاست‌گذاران از طریق اجرای سیاستهای مناسب برای مبارزه و پیشگیری از فساد، مطابق با رهنمودهای سازمان شفافیت بین‌الملل، موجبات کاهش فساد و رانت‌جویی و در نتیجه بهبود وضعیت توزیع درآمد را در کشور را فراهم آورند.

- با توجه به نتایج برآورد الگوی این پژوهش، مبنی بر اثر مثبت درآمد سرانه بر کاهش نابرابری درآمد (تأثیر منفی درآمد سرانه بر ضریب جینی) در این پژوهش، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاستهای مناسب پولی و مالی، موجبات بهبود درآمد سرانه را فراهم آورند. همچنین توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاست‌گذاری‌های مناسب برای ایجاد اشتغال و پایداری مشاغل موجود در استانها، به افزایش تولید سرانه استانها و در نتیجه کاهش توزیع نابرابر درآمد در استانها توجه بیشتری کند.

ملاحظات اخلاقی

مشارکت و حمایت مالی

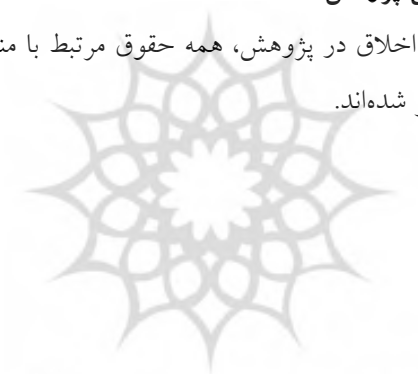
نویسندگان از تمامی مشارکت‌کنندگان در این پژوهش تقدیر و تشکر کرده و اعلام می‌کنند که این پژوهش منفعت مالی برای نویسندگان نداشته است.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌کنند.

پیروی از اصول اخلاقی پژوهش

علاوه بر رعایت اصول اخلاق در پژوهش، همه حقوق مرتبط با منابع مورد استناد رعایت شده و منابع با دقت ذکر شده‌اند.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

- abdi, m., & solgi, s. (2015). the relationship between per capita income growth, household credits and income inequality, case study: provinces of iran. *economic research journal*, 18(2), (in persian).
- afgah, s., gharafi, m., & basirat, m. (2015). the impact of education inequality on income distribution in iran. *iranian journal of applied economic studies*, 179-203 (in persian).
- ahmadian, m., mehrara, m., & mehregan, a. (2016). factors affecting rural income inequality in iran with emphasis on rainfall fluctuations. *journal of economic research and policies*, 24(79), 145-164 (in persian).
- arellano, m., & bond, s. (1991). some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations. *the review of economic studies*, 58, 277-297.
- arellano, m., & bover, o. (1995). another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *journal of econometrics*, 68, 29-51.
- baltagi, b. (2009). *econometric analysis of panel data*, 4th ed, john wiley & sons ltd.
- beheshti, m., mohammadzadeh, p., & qasemlu, k. (2018). structural changes and income inequality in the provinces of iran. *regional planning*, 8(30), 1-13 (in persian).
- blundell, r., & bond, s. (1998). initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *journal of econometrics*, 88, 115-143.
- bun, m. j., & kiviet, j. f. (2003). on the diminishing returns of higher-order terms in asymptotic expansions of bias. *economics letters*, 79, 145-152.
- checchi, d. (2001). *does educational achievement help to explain income inequality?*, world institute for development economics research (wider). working paper series.
- dizioli, a. (2017). income inequality and education revisited: persistence, endogeneity, and heterogeneity. imf working papers describe research in progress by the author(s) and are published to elicit comments and to encourage debate, *wp*, 17(126).
- daryan, a., tahmasebi, s., & rezaei, p. (2015). analysis of the pattern of inequality in the educational space of the country's cities. *bi-quarterly journal of educational planning studies*, 5(9), (in persian).
- douglas, h., & mary, l. (1996). technological linkages, market structure, and production policies. *journal of public economics*, 61, 73-86.

- fa rré, l., & vella, f. (2006). *macroeconomic conditions and the distribution of income in 21- spain*, iza discussion papers. (2512).
- fu, x. (2004). limited linkages from growth engines and regional disparities in china. *journal of comparative economics*, 32, 148-164.
- ghanbari, m., & khaksar aštaneh, s. (2011). relationship between electricity consumption, emissions and gdp, comparison between low-income and high-income countries. *quarterly journal of energy economics studies*, 8(31), 121-144 (in persian).
- ghorbani, h., ghaffari, h., nouri, a., & taghvaei, e. (2017). the impact of macroeconomic variables on income distribution in iran. *quarterly journal of strategic and macro policies*, year 5(18), 143-158 (in persian).
- hao, r., & wei, z. (2010). fundamental causes of inland-coastal income inequality in post-reform china. *annals of regional science*, 1, 181-206.
- jalaei esfandabadi, s., ghasemi nejad, a., roštami, h., & soleimani, f. (2012). investigating and forecasting the income distribution of urban and rural areas of iran on the horizon of 1404. *economic strategy*, 1, 159-179 (in persian).
- jalalvandi, m., amirian, p., tohidnia, m., & kijunani, a. n. (2014). *assessing the status of educational justice from the perspective of kermanshah paramedical school students*. *journal of yazd center for the study and development of medical education*, eleventh year no, 1, (in persian).
- jarque, c., & bera, a. (1980). efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *economics letters*, 6, 59-255.
- Kafaei, S. M., & Doroštakar, E. (2013). the impact of formal Education on IRAN'S incom distribution. . *Iranian Economic Research Quarterly*, Year 9, 30, 53-76 (In Persian).
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Karimi Moghari, Z., Mehrdad, M., & Elmi, Z. (2017). the Effect of Educational inequality on Employment in iranian provinces. *Iranian Economic Research Quarterly*, 23(76), 85-106 (In Persian).
- Karimi, M. S., & Dourbash, M. (2018). investigation of the effect of direct and indirect taxes on income distribution using the generalized method of moments. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policy*, 97(6(22)), 47-68 (In Persian).

- Khalesi, G., & Piraei, K. (2015). the relationship between economic growth and income inequality between provinces of iran. *Quarterly Journal of Economic Research*, 16(2), 155-171 (In Persian).
- Khanzadi, A., GHaderi Siyahbidi, E., & Najafi, S. M. (2017). *Equal Distribution of Opportunities and Reduction of Inequality in Iran (Presentation of a Comparative Analysis in the 9 Regions of the Country)*. The First Conference on Economic Planning, Sustainable and Balanced Regional Development, University of Kurdistan (In Persian).
- Kim, E. J. (2006). Education and income inequality Reconsidered: cross Analysis 1960~2000. *Journal of Social Policy Association*.
- Lergetporer, P., K., & Werner, L. W. (2018). *Does Ignorance of Economic Returns and costs explain the educational aspiration GAP?* evidence from Representative survey Experiments. CESifo Working Paper 7000. Munich: CESifo.
- Lergetporer, P. K., & Werner, L. W. (2018). *Educational inequality and public policy preferences: Evidence from representative survey Experiments*, rationality & competition, CRC TRR190. Discussion Paper No. 110 August 3.
- Levin, A., & Lin C.F. and Chu, J. (2002). unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Liao, M., & Shen, H. (2011). inequality analysis: international comparison. *International Journal of Business and Social Science*, 6(16), 88-93.
- Maddala, G. (1993). introduction. IN G. maddala, the econometrics of panel data, vol. I.
- Manzari Hesar, M., & Mohaghegh, A. (2005). applying a model for allocating deprivation credits, *planning and budget quarterly*. 91, 69-90 (In Persian).
- Mousavi Jahromi, Y., Khodadad Kashi, F., & Pourahmadi, A. M. (2014). assessing the factors affecting incom inequality in society. *Iranian Economic Research Quarterly*, 19(61), 117-147 (In Persian).
- Najarzadeh, R., & Rahimzadeh, F. (2012). measuring the effect of the internet on economic growth in selected countries: A panel consensus approach. *Quarterly Journal of Economic Development Research*, 3(9), 85-98 (In Persian).
- Organization, T. (2020). *research information management system of the tax affairs ORG*. 2020, (In Persian). doi:<http://taxresearch.ir/content/21>

- Pronoy, R., & Zakir, H. (2019). *education as a way to redusing inequality: evidence from india economics department ,presidency univercity*. online. at [https ://mpra.ub.uni-muenchen.de/93907/](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/93907/) MPRA Paper No. 93907, posted 14 May 2019 14:29 UTC.
- rezaei, a., hosseinzadeh, j., faramarzi, a., & yazdankhah, m. (2013). the effect of government size on income distribution in iran. *quarterly journal of strategic and macro policies*, year 1, 4, (in persian).
- rodrik, d., subramanian, a., & & trebbi, f. (2004). institutions rule: the primacy of institution over geography and integration in economic development. *journal of economic growth*, 9, 131-165.
- rogers, d. c., & rachlin, h. (1991). *economics and education; principles and applications*. translator; seyed abolghasem hosseinium, first edition, mashhad, aštan quds razavi cultural deputy
- Shibalee, M., & Partridge, M. (2009). *impact of economic growth on income inequality: a regional perspective*. selected paper prepared for presentation at the agricultural and applied economics. 1-12.
- Subroto, T., Soejoto, A., Rachmawati , L., & Sholikah , N. (2016). *education inequality effect on poverty and economic growth*. Empirical study in province of East Java .net/publication/ 306322633.
- Suri, A. (2012). *Econometrics with the application of Eviews7*. Tehran, Cultural Studies Publishing, (In Persian).
- Thomas, V., Wang, Y., & Fan, X. (2001). *Measuring inequality: gini coefficient*. Paper 2525.
- Tomul, E. (2011). Measuring regional inequality of education in turkey: an evaluation by gini index. *Egitim ve Bilim*, 36(133).
- Uchida, Y., & Ono, T. (2019). *inequality and education choice univercity*. Osaka University, Munich Personal RePEc Archive Online at MPRA Paper No. 94140, posted 31 May13 2019 13:50 UTC.
- Wells, R. (2005). *Education's effect on income Inequality:A further look*. paper prepared for international sociological association research committee 28 (RC28) on social stratification and mobility los angeles meeting ,augušt, 18-21.
- Jackson, M., & Holzman, B.(2020). *A century of educational inequality in the United States*. Department of Sociology, Stanford University, Stanford, CA 94305; and Houston Education.