

تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران

سید مرتضی افقه^۱

مائه غرافی^{۲*}

مهدي بصيرت^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۱۲

چکیده

مطالعه پیرامون عوامل مؤثر بر توزیع درآمد از مهم‌ترین اهداف محققین علوم اجتماعی در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. در این میان نقش آموزش در توزیع درآمد از جمله موضوعاتی است که توجه متفکرین حوزه علوم اجتماعی و توسعه را به خود جلب کرده است. در ایران نیز موضوع توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن از اهمیت خاصی برخوردار است؛ به این دلیل، در این پژوهش سعی شده است تا اثر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۰ مورد مطالعه قرار گیرد. به این منظور، با استفاده از متغیرهای متوسط سال‌های تحصیل و ضریب جینی آموزش نیروی کار بالای ۱۵ سال به عنوان معیارهایی برای سنجش نابرابری آموزش و با بهره‌گیری از روش همجمعی یوهانسن - یوسیلیوس، اثر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد مورد آزمون قرار گرفت. همچنین در این مطالعه، از متغیرهای سهم هزینه‌های آموزشی دولت، اندازه دولت و تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان دیگر متغیرهای اثرگذار بر توزیع درآمد استفاده شد. این مطالعه نشان داد که متغیر ضریب جینی آموزش، بهتر می‌تواند اثر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد را توضیح دهد و بیانگر این است که نابرابری آموزش با نابرابری درآمد ارتباط مستقیم داشته، در حالی که سهم هزینه‌های آموزشی دولت با ضریب جینی درآمد رابطه معکوس دارد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که حرکت به سمت کاهش نابرابری در آموزش منجر به توزیع بهتر درآمد خواهد شد. به علاوه، افزایش سهم هزینه‌های آموزشی دولت منجر به بهبود ضریب جینی درآمد شده است.

کلیدواژه‌ها: نابرابری آموزش، توزیع درآمد، متوسط سال‌های تحصیل، ضریب جینی آموزش، روش

یوهانسن-یوسیلیوس

طبقه‌بندی JEL: D33, I24, C32

Email: Morteza.afghah@gmail.com

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

Email: m.gharafi@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز
(نویسنده مسئول)

Email: Mehdi.basirat@yahoo.com

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز

۱. مقدمه

توزیع مناسب درآمد یکی از مهمترین اهداف دولت‌ها در همه جوامع و کشورهاست. بنابراین شناخت عوامل و متغیرهای تأثیرگذار بر توزیع درآمد پیوسته موردنظر برنامه‌ریزان اقتصادی اجتماعی کشورها بوده است. متغیرهای متعددی بر توزیع درآمد مؤثرند که می‌توان به نرخ تورم و بیکاری، هزینه‌های آموزشی دولت، توزیع آموزش و تولید ناخالص داخلی سرانه اشاره نمود که مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد تأثیرگذارند. از میان این متغیرها اما توزیع آموزش از اهمیت خاصی برخوردار است. شواهد نشان می‌دهد که میزان نابرابری آموزشی در جوامع مختلف یکسان نیست و دامنه این نابرابری به عوامل مختلفی بستگی دارد. طی دهه‌های گذشته، این باور در میان اقتصاددانان شکل گرفته است که برابری فرصت‌های آموزشی برای همگان از طریق گسترش امکانات آموزشی نه تنها به افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی منجر می‌شود بلکه زمینه‌ساز بهبود توزیع درآمد نیز می‌گردد. آموزش علاوه بر این که یکی از حقوق اولیه و اساسی هر انسان است، از پایه‌های اصلی توسعه جوامع نیز به شمار می‌رود؛ لذا چنانچه برنامه‌ریزی مناسب و صحیح در مورد آن صورت گیرد بازده اقتصادی، اجتماعی و فردی فراوانی به همراه دارد. شواهد متعددی وجود دارند که نشان می‌دهد که ارتباط بسیار نزدیکی بین تحصیلات و درآمد افراد وجود دارد؛ به این معنی که آموزش مناسب‌تر، سبب دستیابی افراد به مشاغل بهتر می‌شود؛ بنابراین موقعیت شغلی و به تبع آن درآمد و وضعیت اقتصادی افراد و جامعه بهبود می‌یابد. لذا، فراهم آوردن امکانات آموزشی برابر برای همه‌ی افراد جامعه می‌تواند گامی برای کاهش نابرابری در جامعه تلقی شود (راجرز و راجلین، ۱۳۷۰: ۳۴).

همان‌گونه که ذکر شد، توزیع درآمد از دغدغه‌های اصلی دولت‌ها و سیاست‌گذاران کشور می‌باشد و بنابراین بررسی عوامل تأثیرگذار بر آن حائز اهمیت است. یکی از این مهمترین این عوامل، توزیع امکان برابر آموزش برای افراد جامعه است. لذا این مقاله با هدف بررسی و آزمون تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران صورت گرفته است. به همین منظور با در نظر گرفتن متوسط سال‌های تحصیل و ضریب جینی آموزش نیروی کار بالای ۱۵ سال به عنوان شاخصی برای سنجش نابرابری آموزش، به بررسی رابطه بین نابرابری آموزش و نابرابری درآمد با استفاده از روش یوهانسن - یوسیلیوس طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۰ پرداخته شده است؛ به عبارت دیگر، این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال است که: آیا نابرابری آموزش نیروی کار بر نابرابری درآمد تأثیر دارد؟ حرکت به سمت برابری توزیع درآمد از اهداف مهم دولت‌هاست و اگر سهم هزینه‌های آموزشی دولت بهبود سطح درآمد و معیشت افراد و کاهش نابرابری درآمدی را در پی داشته باشد، می‌توان گفت که هزینه‌های انجام شده در این زمینه، به نوعی سرمایه‌گذاری در آموزش خواهد بود.

این مقاله در چند قسمت تدوین شده است: پس از مقدمه، مطالعات انجام شده در این زمینه مرور شده است. در قسمت سوم، به برخی شاخص‌های سنجش آموزش اشاره شده است و در قسمت چهارم، تصریح مدل و معرفی داده‌ها ارائه می‌شود و قسمت پنجم نیز، به برآورد مدل می‌پردازد. در قسمت پایانی، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مروری بر مبانی نظری و مطالعات انجام شده

ارتباط بین آموزش و توزیع درآمد در چارچوب توابع درآمدی مورد مطالعه قرار گرفته است. توابع درآمدی، به ارتباط بین میزان سرمایه‌گذاری افراد در تحصیلات و تأثیر آن بر سطح درآمد آن‌ها در نظریه سرمایه انسانی می‌پردازد. طبق الگوی سرمایه انسانی توزیع درآمد، هر چه افراد سرمایه‌گذاری بیشتری را در امر آموزش خود انجام دهند، درآمد بیشتری نیز نصیب آن‌ها خواهد شد که این مسأله، توزیع درآمد جامعه را نیز متأثر می‌سازد. از آنجا که سرمایه‌گذاری آموزشی مستلزم هزینه است، افراد ناگزیر به انجام تحلیل هزینه - فایده می‌باشند.

در یک تابع درآمدی ساده به شکل زیر:

$$Y_1 = Y_0 + r_0 C_0 \quad (1)$$

اگر Y_0 درآمد اولیه یا درآمد بدون سرمایه‌گذاری آموزشی، C_0 هزینه سرمایه‌گذاری آموزشی در نخستین مرحله و r_0 نرخ بازده این سرمایه‌گذاری باشد، در این صورت Y_1 ، درآمد فرد پس از سرمایه‌گذاری آموزشی خواهد بود. رابطه (۱) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y_1 = Y_0 (1 + r_0 k_0) \quad (2)$$

که در آن k_0 نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد اولیه $(\frac{C_0}{Y_0})$ را نشان می‌دهد. حال اگر سرمایه‌گذاری در آموزش ادامه یابد، توابع درآمد به شکل زیر خواهند بود:

$$Y_2 = Y_1 + r_1 C_1 \quad (3)$$

$$Y_2 = Y_1 (1 + r_1 k_1)$$

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

درآمد بالقوه با به‌کارگیری استقرای ریاضی برای N سال آموزش عبارت است از:

$$Y_N = Y_0 \prod_{i=0}^{N-1} (1 + r_i k_i) \quad (4)$$

با فرض این که r_i و k_i برای سطوح آموزشی یکسان باشد، در این صورت:

$$Y_N = Y_0 (1 + r k)^N \quad (5)$$

توان N بیانگر تعداد سال‌های تحصیل است و k شدت سرمایه‌گذاری در هر سال را اندازه‌گیری می‌کند. هنگامی که از رابطه (۵) لگاریتم طبیعی بگیریم و فرض کنیم که $\ln(1+x) = x$ باشد، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\ln Y_N = \ln Y_0 + (r k) N \quad (6)$$

رابطه (۶) 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. بدین 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 واریانس‌گیری از دو طرف معادله، خواهیم داشت:

$$\text{Var}(\ln Y) = (r k)^2 \text{Var}(N) \quad (7)$$

این رابطه اساس نظریه توزیع درآمد بر مبنای نظریه سرمایه انسانی است که توسط بکر و چیسویک^۱ (۱۹۶۶) ارائه گردیده است.

تا قبل از دهه ۱۹۶۰ میلادی، مقوله آموزش به‌طور پراکنده، از دو جهت مورد توجه اقتصاددانان بوده است. یکی این که آموزش، کیفیت نیروی کار را بهبود می‌بخشد و دیگر، توصیه‌ها و پیشنهادها برای نظام آموزشی است. مطالعات اولیه جهت بهبود کیفیت نیروی انسانی توسط ویلیام پتی^۲ (۱۶۷۶) انجام شده است و کار جدی‌تر در این حوزه به آدم اسمیت^۳ (۱۷۷۶) نسبت داده می‌شود. وی مهارت نیروی کار را منبع اصلی پیشرفت و رفاه اقتصادی می‌دانست. پس از اسمیت، آلفرد مارشال^۴ به‌طور جدی مقوله «اقتصاد آموزش» را زنده کرد. او در اثر خود به نام «اصول اقتصاد» از آموزش به عنوان

1. Becker and Chiswick
2. Petty
3. Smith
4. Marshall

سرمایه‌گذاری ملی یاد کرده است. در اواسط دهه ۱۹۳۰ میلادی، والش^۱ (۱۹۳۵) اولین مطالعه تجربی را در چارچوب تحلیل هزینه - فایده^۲ انجام داد (نادری، ۱۳۸۳: ۱۷).

از اوایل دهه ۱۹۶۰ میلادی، نحوه نگرش به آموزش متحول و نظام‌مند شد. دلیل این تحول، تفاوت در نرخ رشد اقتصادی کشورهای مختلف بود که اقتصاددانان نتوانستند توضیح قانع‌کننده‌ای در چارچوب نظریات مرسوم رشد برای آن ارائه نمایند. در سال ۱۹۶۱ شولتز^۳ و در سال ۱۹۶۲ دنیسون^۴ و بکر تلاش نمودند ریشه‌های اصلی نوسانات رشد اقتصادی را با متغیر جدیدی به نام «آموزش» توجیه نمایند. محور اصلی مطالعات آن‌ها ارزیابی آثار اقتصادی سرمایه‌گذاری آموزشی در سطح کلان بود (همان: ۸).

افراد دیگری چون مینسر^۵ (۱۹۵۸)، میلر^۶ (۱۹۶۰) و بکر (۱۹۶۴) اثر آموزش بر تفاوت دریافتی افراد را بررسی کرده و شولتز (۱۹۵۹) انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در انسان و بازده اقتصادی این سرمایه‌گذاری‌ها را مورد بررسی قرار داد؛ که مطالعات هر دو گروه مبتنی بر نظریه سرمایه انسانی می‌باشد. محور اصلی مطالعات تجربی دهه ۱۹۷۰، میزان تحقق اهداف آموزشی و آثار اقتصادی این اهداف برای افراد و جامعه بود که تلاش داشتند به ارزیابی آثار اقتصادی سرمایه‌گذاری آموزشی (کارایی خارجی) بپردازند. این نوع مطالعات، علاوه بر ارزیابی آثار اقتصادی سرمایه‌گذاری آموزشی، به ارزیابی تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی و افزایش بهره‌وری توجه داشتند (همان: ۲۰).

بررسی تأثیر آموزش بر توزیع درآمد نیز از موضوعات مهم در دهه ۷۰ میلادی بوده است و نتایج این مطالعات بیانگر تأثیر مثبت آموزش بر درآمد می‌باشد. در مباحث دهه ۱۹۸۰ و پس از آن علاوه بر ارزیابی آثار اقتصادی، نحوه تولید خدمات آموزشی مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت که در چارچوب کارایی درونی آموزش طبقه‌بندی گردید. تأمین مالی آموزش، میزان منابع موردنیاز و نحوه دسترسی به این منابع نیز در زمره اقتصاد آموزش قرار می‌گیرند.

نابرابری درآمد در تمام سطوح توسعه و با ویژگی‌های مختلف جمعیتی، جامعه‌شناختی و اقتصادی بر کشورها تأثیر می‌گذارد. از زمان کوزنتس^۷ (۱۹۵۵)، محققان به روش‌های مختلف، علل نظری ایجاد نابرابری درآمد را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آموزش و پرورش و تأثیر آن بر نابرابری درآمد یکی از عواملی است که بسیار مورد مطالعه قرار گرفته است.

پارک^۸ (۱۹۹۶)، در مطالعه خود در خصوص ارزیابی تأثیر گسترش آموزش و نابرابری آموزشی بر توزیع درآمد ۵۹ کشور دریافت که افزایش سطح آموزش نیروی کار تأثیر برابر گرایانه‌ای بر توزیع درآمد

1. Walsh
2. Cost – Benefit Analysis
3. Schultz
4. Denisson
5. Mincer
6. Miller
7. Kuznets
8. Park

داشته است و در مقابل نابرابری و پراکندگی بیشتر آموزش بین نیروی کار، نابرابری درآمدی را تشدید کرده است.

بارو^۱ (۱۹۹۹)، اثر دستیابی به امکانات آموزشی را بر نابرابری مورد مطالعه قرار داد؛ یافته‌ها حاکی از رابطه‌ای منفی برای دستیابی به آموزش در سطح ابتدایی و رابطه‌ای مثبت برای دستیابی به آموزش در سطوح بالاتر بود.

چیچی^۲ (۲۰۰۰)، در تحقیق خود با استفاده از شاخص جینی دستیابی به آموزش، به سنجش نابرابری در دستیابی به امکانات آموزشی می‌پردازد و بیان می‌کند که متوسط سال‌های تحصیل اثر منفی قوی بر نابرابری درآمد دارد. این تحقیق نشان می‌دهد که نابرابری درآمد به‌طور منفی با درآمد سرانه و به‌طور مثبت با نسبت سرمایه به تولید و هزینه‌های آموزشی دولت مرتبط است.

دی گرگوریو و لی^۳ (۲۰۰۲)، در یک مطالعه بین‌کشوری برای دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۰، دریافتند که دسترسی بیشتر به امکانات آموزشی و توزیع برابرتر آموزش، نقش مهمی را در شکل‌گیری توزیع درآمد برابرتر ایفا می‌کنند.

سیلوستر^۴ (۲۰۰۲)، اثر مخارج آموزشی بر نابرابری درآمد را مورد بررسی قرار داد. او با استفاده از داده‌های ۵۰ کشور، دریافت که آن دسته از کشورهایی که منابع مالی بیشتری را به آموزش عمومی اختصاص می‌دهند، در سال‌های بعد نابرابری درآمدی کم‌تری را خواهند داشت.

گلوب و راویکومار^۵ (۲۰۰۳)، استدلال می‌کنند که نقش یارانه‌ها و مخارج دولت در کاهش نابرابری درآمد به‌طور کامل روشن نیست.

بهر^۶ (۲۰۰۴)، نیز تأثیر مخارج آموزشی بر فقر و توزیع درآمد در ۵۰ ایالت کشور آمریکا را بررسی کرد. او به این نتیجه رسید که مخارج آموزش عمومی به ازای هر محصل، به کاهش نابرابری و نرخ فقر کمک کرده است.

کیم^۷ (۲۰۰۶)، به بررسی رابطه نابرابری آموزش و نابرابری درآمد پرداخته است. او به‌طور تجربی رابطه بین نابرابری آموزشی و نابرابری درآمد را برای کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۸ (OECD) و غیر OECD با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۰۰ کشور برای دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۰ تحلیل و بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نابرابری آموزش رابطه مثبتی با نابرابری درآمد دارد. به عبارت دیگر، بدتر شدن توزیع امکانات آموزشی در میان مردم، شاخص جینی توزیع درآمد را بدتر

1. Barro

2. Checchi

3. De Gargorio and Lee

4. Sylwester

5. Glomm and Ravikumar

6. Behr

7. Kim

8. Organization of Economic Co-Operation and Development (OECD)

می‌کند. از سوی دیگر، ولز^۱ (۲۰۰۶)، با استفاده از چارچوب جهانی‌شدن به مطالعه اثرات متغیرهای آموزشی و اقتصادی بر نابرابری درآمد پرداخته است. این تحقیق نشان می‌دهد که آزادی اقتصادی بیشتر، ممکن است اثرات سطحی مثبت نام‌های ثانویه را محدود کند. این یافته‌ها حاکی است که در هنگام ایجاد سیاست‌های مربوط برای کاهش نابرابری، باید سطح آزادی اقتصادی و دیگر روابط پیچیده بین آموزش و اقتصاد مدنظر قرار گیرند.

عبدالله و همکاران^۲ (۲۰۱۱)، در تحقیقی به بررسی جامع کمی از ادبیات اقتصادسنجی از طریق تحلیل متا رگرسیون پرداختند و در آن اثرات آموزش بر نابرابری را موردتوجه قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی است که آموزش از دو راه بر توزیع درآمدها اثر می‌گذارد، به طوری که سهم درآمدی دریافت‌کنندگان بالا را کاهش می‌دهد و سهم درآمدی دریافت‌کنندگان پایین را افزایش می‌دهد، اما اثری بر سهم طبقه وسط ندارد.

فولدواری و لیوون^۳ (۲۰۱۱)، نظر متفاوتی در زمینه تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد دارند. آن‌ها با استفاده از متداول‌ترین توابع، رابطه تولید و سرمایه انسانی، آموزش و سرمایه انسانی را توصیف نموده و دریافتند که اثر نابرابری در تحصیل بر نابرابری درآمد بسیار کم و در مفهوم اقتصادی ناچیز است. این نتایج تأیید نمی‌کند که توزیع مساوی‌تر آموزش به درآمد سرانه بالاتر منجر می‌شود، حتی اگر این نتیجه به انتخاب داده‌ها حساس باشد.

نیلی و نفیسی (۱۳۸۲) به بررسی رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر توزیع تحصیلات نیروی کار در ایران بین سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵ پرداخته‌اند. آن‌ها در این تحقیق با در نظر گرفتن توزیع آموزش، به معنی میزان پراکندگی سال‌های تحصیل در بین شاغلان، به این نتیجه دست یافتند که با افزایش میزان پراکندگی سال‌های تحصیل شاغلان، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد؛ از این رو تمرکز بر ارتقای سطح تحصیلی شاغلان در سطوح ابتدایی و راهنمایی به جای آموزش عالی، منجر به افزایش رشد اقتصادی خواهد شد.

کفایی و درستکار (۱۳۸۶) به بررسی تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران پرداختند. آن‌ها رابطه بین متغیرهای آموزشی و میانگین و انحراف معیار سواد در جامعه و توزیع درآمد را طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر سطح سواد بر ضریب جینی منفی و معنی‌دار بوده است و تأثیر پراکندگی آموزش بر ضریب جینی مثبت و معنی‌دار است. بنابراین آموزش بیشتر و برابرتر، موجب بهبود در توزیع درآمد می‌گردد.

مهربانی (۱۳۸۷)، تحقیقی با عنوان تأثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها انجام داده است و نتایج حاکی از آن است که نرخ مثبت نام در مقطع دبیرستان دارای رابطه‌ای معکوس و معنادار با فقر و نابرابری

1. Wells

2. Abdullah *et al.*

3. Földvári and Leeuwen

درآمدهاست و نسبت مخارج آموزشی به GNP نیز از سطح فقر و نابرابری درآمدها به طرز معناداری کاسته است. همچنین مخارج آموزش عالی بر فقر و نابرابری درآمدها تأثیر منفی و معنادار دارد. دادگر و همکاران (۱۳۸۷)، در پژوهشی با عنوان تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ دریافتند که سیاست‌های انبساطی مالی دولت در میان مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌شود.

دلیری و همکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات ساختار آموزش بر توزیع درآمد برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۷ ضمن بررسی تأثیر میزان آموزش بر نابرابری، به بررسی تأثیر هر کدام از سطوح آموزشی و همچنین تأثیر آموزش دولتی و خصوصی و آموزش میان مردان و زنان بر مقدار توزیع درآمد پرداخته‌اند. یافته‌ها حکایت از آن دارد که سطوح مختلف آموزش سبب کاهش نابرابری شده و همچنین افزایش آموزش دولتی نسبت به خصوصی سبب کاهش بیشتر نابرابری خواهد شد.

جلائی اسفندآبادی و همکاران (۱۳۹۱)، 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. ضریب جینی در این مقاله تابعی از تولید ناخالص داخلی، تورم، بیکاری، اندازه دولت و شاخص توسعه انسانی در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش نرخ تولید ناخالص داخلی و نرخ شاخص توسعه انسانی و همچنین کاهش نرخ تورم، بیکاری و اندازه دولت در مدل، می‌توان روند بهبود توزیع درآمد را در مناطق شهری و روستایی ایران مشاهده کرد. عمادزاده (۱۳۸۰)، علمی (۱۳۸۵)، عسگری و میسمی (۱۳۸۸)، اکبریان و فام‌کار (۱۳۸۹) و لشکری (۱۳۸۹) نیز به مطالعاتی در زمینه آموزش و توزیع درآمد پرداخته‌اند.

۳. شاخص‌های سنجش جنبه‌های مختلف آموزش

شاخص‌های مختلفی برای سنجش جنبه‌های متفاوت آموزش و پرورش در تجزیه و تحلیل‌های میان کشوری استفاده شده است که متداول‌ترین آن‌ها شامل، نرخ‌های ثبت‌نام، نرخ باسوادی، هزینه‌های آموزشی، دستیابی به آموزش و پرورش، کیفیت از طریق داده منابع تحصیل، و کیفیت از طریق نمرات آزمون شناختی (ستاده) می‌باشد. با گسترش آموزش و پرورش، انحراف معیار سال‌های تحصیل در مدرسه، مورد استفاده قرار گرفت و نهایتاً شاخص جینی آموزش، به عنوان یک شاخص جدید برای سنجش نابرابری در آموزش به کاررفته است.

۳-۱. نرخ‌های ثبت‌نام

در مرحله اولیه، نسبت‌های ثبت‌نام برای سطوح مختلف تحصیل در مدرسه به عنوان شاخص‌های توسعه انسانی مورد استفاده قرار گرفت (بارو، ۱۹۹۱؛ منکیو و همکاران^۱، ۱۹۹۲؛ لوین و رنلت^۲، ۱۹۹۲؛ لوین و

1. Mankiw et al.

2. Levine and Renelt

زروس^۱، ۱۹۹۳). متداولترین نسبت‌های مورد استفاده، نسبت‌های ثبت‌نام ابتدایی و متوسطه هستند. یکی از مشکلات این روش این است که نسبت ثبت‌نام فقط جریان آموزش و جمعیت و یا دسترسی به آموزش را می‌سنجد. این کار نتیجه کلی دستیابی به آموزش را نشان نمی‌دهد. سنجش نابرابری آموزش بر اساس داده‌های ثبت‌نام مشکل ساز نیز می‌باشد چرا که آنها ذخیره سرمایه انسانی را منعکس نمی‌کند (توماس و همکاران^۲، ۲۰۰۱). همچنین خطاهای ناشی از مرگ و میر، مهاجرت و تکرار پایه‌های تحصیلی تحصیلی از یک طرف موجب کاهش دقت این شاخص شده است و از سوی دیگر از آنجاکه داده‌های ثبت‌نام مربوط به ابتدای سال تحصیلی می‌باشد، سبب اریب به سمت بالا در نتایج می‌گردد.

۲-۳. هزینه‌های آموزشی

شاخص هزینه‌های آموزشی عبارت است از کل هزینه‌هایی که در طی یک سال از طرف دولت و مردم برای دستیابی به تحصیلات صرف شده است. عمده نواقص این شاخص عبارت‌اند از این که: این شاخص از نوع جریان است. از سوی دیگر، هزینه‌های آموزشی عمدتاً از سوی دولت در بخش آموزش صورت گرفته و اندازه‌گیری هزینه‌های بخش خصوصی از دقت کافی برخوردار نیست. همچنین، حجم بالایی از هزینه‌های انجام شده در هر سال، بر روی مواردی چون احداث ساختمان و وسایل بادوام صورت می‌گیرد که در دوره‌های میان‌مدت یا بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرند.

۳-۳. نرخ باسوادی

متداولترین تعریف برای نرخ باسوادی عبارت از تعداد افراد باسواد به کل جمعیت ۶ ساله و بالاتر می‌باشد^۳. یکی از ویژگی‌های نرخ باسوادی آن است که شاخصی از نوع ذخیره برای برخورداری آموزشی است. مشکل اساسی آن نیز این است که تنها گویای گام اول در مسیر برخورداری تحصیلی است و در محاسبه آن، سایر جنبه‌های برخورداری تحصیلی که در بهره‌وری نیروی کار مؤثرند همچون مهارت ریاضی، استدلال تحلیلی و منطقی و دانش‌های گوناگون فنی نادیده گرفته می‌شود (کفایی و درستکار، ۱۳۸۶).

۴-۳. متوسط سال‌های تحصیل

متوسط سال‌های تحصیل یک زیرمجموعه جمعیتی، بیان می‌کند که به‌طور متوسط شمار سال‌های تحصیل هر فرد از این جامعه معین، چند سال خواهد بود. این زیرمجموعه جمعیتی می‌تواند با توجه به موضوع مورد مطالعه نیروی کار، جمعیت ۱۵ یا ۲۵ ساله و بالاتر باشد. شاخص متوسط سال‌های تحصیل به صورت ساده از فرمول (۸) محاسبه می‌شود:

$$AYS_t = \sum Y_j \cdot h_{jt} / H_t \quad (8)$$

1. Zervos

2. Thomas et al.

که در آن، AYS_t متوسط سال‌های تحصیل شاغلان در سال t ، Y_{jt} تعداد سال‌های تحصیل لازم برای اتمام پایه j ، h_{jt} شمار نیروی کار بالای ۱۵ سال که برای آن‌ها j بالاترین سطح تحصیلی کسب شده در سال t است و H_t نیز کل جمعیت نیروی کار ۱۵ ساله و بیشتر در زمان t است. ساخاروپولوس و آریاگادا^۱ (۱۹۸۶) شاخص مناسب سطح توسعه انسانی را ذخیره دستیابی به آموزش و پرورش تعریف شده بر اساس متوسط سال‌های تحصیل در مدرسه پیشنهاد نمودند. آن‌ها تلاش‌هایی برای جمع‌آوری اطلاعات سرشماری در زمینه توزیع تحصیل در مدرسه هر کشور در کل جمعیت، انجام دادند و دستیابی به آموزش و پرورش را محاسبه کردند. بارو و لی (۱۹۹۳، ۱۹۹۷ و ۲۰۰۰) داده‌های بیشتری جمع‌آوری کردند و استفاده از دستیابی به آموزش و پرورش برای رگرسیون‌های رشد را رسمی کردند. نهرو، سوانسون، و دویی^۲ (۱۹۹۵) نیز از طریق برآورد توزیع تحصیل در مدرسه در طول زمان برای کشورهای مختلف، یک پایگاه داده میان‌کشوری برای دستیابی به آموزش و پرورش ایجاد کردند (توماس و همکاران، ۲۰۰۱).

۵-۳. کیفیت تحصیل در مدرسه

دستیابی به آموزش در میان کشورها ممکن است قابل‌مقایسه نباشد چون کیفیت تحصیل در مدرسه به‌طور گسترده‌ای متفاوت است. لاکهید و ورسپور^۳ (۱۹۹۱) هشدار داده‌اند که هنگام اندازه‌گیری سطح توسعه انسانی، کمیّت به‌تنهایی کافی نیست، کیفیت باید در نظر گرفته شود. دو روش معمول برای اندازه‌گیری کیفیت آموزش و پرورش مورد استفاده قرار گرفت، روش داده و روش ستاده، که هر کدام مشکلات و محدودیت‌های خاص خود را دارد (توماس و همکاران، ۲۰۰۱).

الف. روش داده (منابع تحصیل)

یک راه برای اندازه‌گیری کیفیت آموزش این است که بینیم کدام کشور نسبت به دیگران منابع بیشتری را به آموزش و پرورش اختصاص داده است. منابع داده‌شده به سیستم‌های آموزش و پرورش را می‌توان با نسبت دانش‌آموز به معلم، با هزینه‌های دستمزد معلمان، با هزینه‌های صرف شده برای کتاب و مطالب خواندنی اندازه‌گیری نمود. یک مشکل این است که حجم بالای منابع لزوماً کیفیت بالا را حاصل نخواهد کرد. مشکل دیگر این است که منابع مدارس مستقل از درآمد نیست.

ب. روش ستاده (نمره آزمون عملکرد شناختی)

روش ستاده به‌طور مستقیم دستاوردهای تحصیل در مدرسه را با مقایسه نمرات عملکرد شناختی، که دانش‌آموزان گروه سنی یکسان از کشورهای مختلف در آزمون‌های بین‌المللی یکسان در موضوعات یکسان از جمله ریاضیات و علوم به دست آورده‌اند، اندازه‌گیری می‌کند. آزمون‌های ارزیابی موفقیت

1. Psacharopoulos and Arriagada
2. Nehro, Swanson and Dubey
3. Lockheed and Verspoor

دانش‌آموزان در ریاضیات و علوم، هم توسط انجمن بین‌المللی ارزیابی موفقیت آموزشی^۱ (IEA) و هم توسط ارزشیابی بین‌المللی پیشرفت آموزشی^۲ (IEAP) برگزار شد. دو مشکل که مانع شد این سنجش‌ها به‌طور گسترده استفاده شود عبارت‌اند از: اول، آن‌ها تنها برای ده کشور عمدتاً صنعتی، در دسترس هستند، و دوم، آن‌ها در طول زمان قابل مقایسه نیستند (همان).

۳-۶. توزیع آموزش

بعد توزیعی آموزش هم برای ملاحظات رفاهی و هم برای تولید بسیار مهم است. اگر یک دارایی، مثلاً سرمایه فیزیکی، در یک محیط رقابتی آزادانه میان مؤسسات دادوستد شود، محصول نهایی آن از طریق سازوکار بازار آزاد برابر سازی می‌شود. در نتیجه، سهم آن در تولید تحت تأثیر توزیع آن در میان مؤسسات یا افراد قرار نمی‌گیرد.

اما، اگر دارایی به‌طور کامل قابل مبادله نباشد، آنگاه محصول نهایی آن دارایی میان افراد برابر سازی نمی‌شود، و یک مشکل انباشت وجود دارد. در این مورد، تابع تولید کل، نه تنها به متوسط سطح دارایی، بلکه به توزیع آن نیز بستگی دارد. از آنجاکه آموزش و مهارت فقط تا حدی قابل مبادله است، متوسط سطح دستیابی به آموزش به تنهایی برای منعکس کردن ویژگی‌های سرمایه انسانی یک کشور کافی نیست. ما باید فراتر از میانگین‌ها بنگریم و پراکندگی مطلق و پراکندگی نسبی سرمایه‌های انسانی را بررسی نماییم (توماس و همکاران، ۲۰۰۱).

الف. انحراف استاندارد تحصیل: پراکندگی مطلق

انحراف معیارها اغلب برای اندازه‌گیری پراکندگی مطلق توزیع دارایی‌ها استفاده شده است. بردسال و لاندانو^۳ (۱۹۹۷)، حین بررسی تأثیر توزیع دارایی اولیه بر رشد و کاهش فقر، همبستگی منفی معنی‌داری بین پراکندگی آموزش - اندازه‌گیری شده توسط انحراف معیار تحصیل در مدرسه - و رشد درآمد یافتند. در مطالعه بانک توسعه بین‌آمریکایی^۴ (۱۹۹۹) بر نابرابری در آمریکای لاتین، انحراف معیار تحصیل در مدرسه برای اندازه‌گیری نابرابری آموزش استفاده شد، مشخص شد که هرچه انحراف معیار تحصیل بزرگ‌تر باشد، نابرابری درآمد - اندازه‌گیری شده توسط جینی درآمد - بیشتر است (همان).

رام^۵ (۱۹۹۰)، از انحراف استاندارد تحصیل برای ترسیم وجود یک منحنی کوزنتس آموزش استفاده کرد، و نتیجه گرفت که، متوسط سطح تحصیل در مدرسه که افزایش می‌یابد، نابرابری آموزشی نخست افزایش می‌یابد و پس از رسیدن به نقطه اوج، شروع به کاهش می‌کند. نقطه عطف در حدود هفت سال آموزش است.

1. International Association for Evaluation of Educational Achievement (IEA)

2. International Assessment of Education Progress

3. Birdsall and Londono

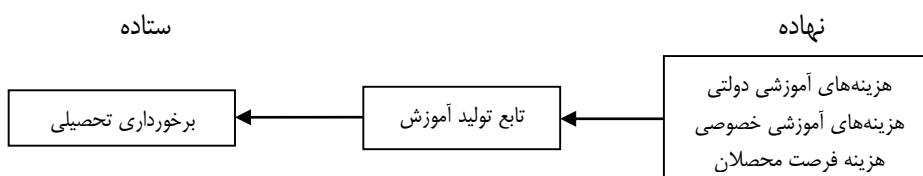
4. Inter- American Development Bank

5. Ram

ب. جینی آموزش و پرورش: اندازه‌گیری نابرابری نسبی

انحراف استاندارد تحصیل تنها به اندازه‌گیری پراکندگی توزیع تحصیل در مدرسه در شرایط مطلق می‌پردازد. برای سنجش نابرابری نسبی توزیع تحصیل در مدرسه، از شاخص جینی آموزش استفاده شده است. این شاخص شبیه به ضرایب جینی است که به‌طور گسترده‌ای برای اندازه‌گیری توزیع درآمد، ثروت، و زمین به کار می‌روند و از صفر، که نشان‌دهنده برابری کامل است، تا یک، که نشان‌دهنده نابرابری کامل است تغییر می‌کند. ضرایب جینی آموزش را با استفاده از داده‌های ثبت‌نام، تأمین منابع مالی، یا دستیابی می‌توان محاسبه نمود. ماس و کریل^۱ (۱۹۸۲) ضرایب جینی را بر اساس داده‌های ثبت‌نام برای ۱۶ کشور شرق آفریقا برآورد نمودند. اولاً، آن‌ها دریافتند که میزان نابرابری در فرصت آموزش از یک کشور به کشور دیگر فوق‌العاده متفاوت بود. ثانیاً، ضرایب جینی ثبت‌نام به‌طور منفی با متوسط نرخ ثبت‌نام در یک کشور مربوط بود. به عبارت دیگر، هرچه متوسط ثبت‌نام بالاتر باشد، نابرابری کمتر خواهد بود. تر ویل^۲ ضرایب جینی را با استفاده از داده‌های تأمین مالی آموزش و پرورش چند کشور شرق آفریقا برآورد نمود. اما، جینی‌های فوق‌الذکر بر اساس ثبت‌نام و یا تأمین مالی آموزش و پرورش محاسبه شدند، نه بر اساس توزیع دستیابی به آموزش (همان).

بنابراین با توجه به موارد ذکر شده باید به انتخاب شاخص‌هایی پرداخت که در فرآیند تولید برخورداری آموزشی نشان داده‌شده در نمودار (۱)، از نوع ستاده باشند و در واقع بیانگر نتایج سرمایه‌گذاری در آموزش باشند.



نمودار ۱: رابطه نهاده‌ها و ستاده‌های آموزشی

بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که از میان شاخص‌های مربوط به میانگین سطح سواد، شاخص -های نرخ ثبت‌نام و هزینه‌های آموزشی از نوع نهاده و نرخ باسوادی و متوسط سال‌های تحصیل شاخص -هایی از نوع ستاده‌اند. بنابراین از میان شاخص‌های ذکر شده، متوسط سال‌های تحصیل به دلیل این که از نوع ستاده است و مانند نرخ باسوادی تنها اولین مرحله از تحصیل را در نظر نمی‌گیرد، انتخاب می‌شود. ضریب جینی آموزش نیز که قادر به سنجش نابرابری نسبی توزیع تحصیل در مدرسه می‌باشد، به عنوان شاخص دیگر انتخاب می‌گردد. با توجه به این موضوع، دو شاخص بیان‌شده که توسط «نیلی و نفیسی،

1. Mass and Criel

2. Ter Weele

۱۳۸۲» برای نیروی کار بالای ۱۵ سال محاسبه شده، در دو مدل مجزا به عنوان شاخص‌های مورد نظر انتخاب شده و سپس به مقایسه نتایج حاصل از آن‌ها پرداخته شده است.

۴. تصریح مدل و معرفی داده‌ها

در مطالعات اقتصادی صورت گرفته، برای توصیف توزیع تحصیلات از دو شاخص انحراف از استاندارد تحصیلات و ضریب جینی تحصیلات استفاده شده است. متغیر انحراف از استاندارد تحصیلات، متغیر مناسبی برای توصیف توزیع تحصیلات نیست. زیرا این متغیر، فقط نشان‌دهنده مقدار مطلق پراکندگی حول میانگین بوده و هیچ حساسیتی نسبت به مقدار خود میانگین ندارد. ولی متغیر ضریب جینی، افزون بر این که نشان‌دهنده میزان پراکندگی اطلاعات حول میانگین است، نسبت به مقدار خود میانگین نیز حساس است (نیلی و نفیسی، ۱۳۸۲).

توماس و همکاران (۲۰۰۱)، برای اندازه‌گیری ضریب جینی آموزش که نشان‌دهنده توزیع آموزش است، فرمول (۹) را به کار برده‌اند:

$$\text{Edu Gini} = \left(\frac{1}{\mu}\right) \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |Y_i - Y_j| P_j \quad (9)$$

که در آن:

Edu Gini: ضریب جینی آموزش است که بر توزیع دستیابی به آموزش استوار می‌باشد.

μ : متوسط سال‌های تحصیل است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mu = \text{AYS} = \sum_{i=1}^n P_i Y_i \quad (10)$$

P_i و P_j : نسبت جمعیتی که یک سطح مشخص از تحصیلات را طی کرده‌اند.

Y_i و Y_j : سال‌های تحصیلات در سطوح آموزشی مختلف

n : تعداد گروه‌های تحصیلی در اطلاعات مورد استفاده

در این مقاله نیز، ضریب جینی آموزش برای یازده گروه تحصیلی (بی‌سواد، تحصیلات ابتدایی ناتمام، تحصیلات ابتدایی کامل، تحصیلات راهنمایی ناتمام، تحصیلات راهنمایی کامل، تحصیلات متوسطه ناتمام، تحصیلات متوسطه کامل، فوق‌دیپلم، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری) با استفاده از فرمول (۹) محاسبه شده است.

برای یافتن رابطه بین نابرابری آموزش و توزیع درآمد، معادلات (۱۱) و (۱۲) با استناد به مقاله کیم با عنوان «آموزش و نابرابری درآمد» و بهره‌گیری از روش یوهانسن - یوسیلیوس برآورد می‌شوند:

$$LIncg_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot LAys_t + \beta_2 \cdot LGs_t + \beta_3 \cdot LPerg_t + \beta_4 \cdot LSgee_t + u_t \quad (11)$$

$$LIncg_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot LEdu_g_t + \beta_2 \cdot LGs_t + \beta_3 \cdot LPerg_t + \beta_4 \cdot LSgee_t + u_t \quad (12)$$

که در این معادلات:

$LIncg$: لگاریتم ضریب جینی توزیع درآمد؛

$LAys$: لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار بالای ۱۵ سال؛

$LEdu_g$: لگاریتم ضریب جینی آموزش نیروی کار بالای ۱۵ سال است.

LGs : لگاریتم اندازه دولت که از نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی به دست آمده است.

$LPerg$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال پایه ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

$LSgee$: لگاریتم سهم هزینه‌های آموزشی دولت که به صورت نسبت هزینه‌های آموزشی دولت

به تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است.

قابل ذکر است که در این مقاله متغیر سهم هزینه‌های آموزشی دولت به جهت جلوگیری از تأثیرات

کاذب هزینه‌های آموزشی بر توزیع درآمد، به کار گرفته شده است.

۵. روش تخمین و برآورد مدل

به‌طور کلی در تحلیل چند متغیر سری زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتنی بلندمدت وجود داشته باشد؛ بدین معنا که متغیرهای تحت بررسی در بلندمدت به چند طریق مستقل از هم به یکدیگر وابسته باشند. در آن صورت روش‌هایی مثل انگل - گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش‌فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. یوهانسن و یوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتنی برداری که در تعیین بردار هم‌انباشتنی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل - گرنجر را حل کنند. این روش برای متغیرهای دارای $I(1)$ انباشته از مرتبه اول و یا $I(0)$ (انباشته از مرتبه صفر) طراحی شده است (تشکینی، ۱۳۸۴).

مانایی متغیرهای مورد مطالعه، با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد بررسی قرار گرفت که نتایج معیار شوارتز - بیزین برای متغیرهای مدل حاکی از $I(1)$ بودن تمامی متغیرها در حالت دارای عرض از مبدأ و بدون روند می‌باشد. بنابراین با توجه به این که تمامی متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، از مدل یوهانسن استفاده شده است. خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد نظر، در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل متغیرها

نام متغیر	نتایج آزمون در سطح			نتایج آزمون با یک بار تفاضل گیری			
	مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند در سطح ۹۹٪			مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند			
	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول	وضعیت مانایی متغیرها	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول	وضعیت مانایی متغیرها	فاصله اطمینان
Lincg	-۲/۴۶۲۸	-۳/۶۷۰۱	نامانا	-۶/۳۳۷۸	-۳/۶۷۹۳	مانا	٪۹۹
Ledug	-۲/۷۲۴۰	-۳/۶۷۰۱	نامانا	-۳/۷۰۵۹	-۳/۶۷۹۳	مانا	٪۹۹
Lperg	۰/۶۵۰۹	-۲/۶۲۷۴	نامانا	-۲/۷۳۳۹	-۲/۶۲۵۱	مانا	٪۹۰
Lgs	-۲/۰۳۷۱	-۳/۶۷۰۱	نامانا	-۵/۸۳۷۵	-۳/۶۷۹۳	مانا	٪۹۹
Lsgee	-۱/۱۸۵۴	-۳/۶۷۰۱	نامانا	-۷/۰۷۷۸	-۳/۶۷۹۳	مانا	٪۹۹
LAYS	-۰/۰۵۵۱	-۲/۹۶	نامانا	-۳/۷۱	-۳/۶۷۹۳	مانا	٪۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

تعداد وقفه بهینه متغیرها بر اساس ضوابط آکاییک و شوارتز - بیزین، به دست آمده است. تعداد وقفه بهینه در مدل اول بر اساس معیار آکاییک $P=2$ و بر اساس معیار شوارتز $P=1$ مورد تأیید است. با توجه به تعداد مشاهدات، از معیار شوارتز استفاده کرده و مراحل دیگر بر اساس آن با ۱ وقفه پیگیری شده است. برای تعیین تعداد وقفه بهینه در مدل دوم نیز به همین صورت عمل شده است.

جدول ۲: تعیین وقفه بهینه (مدل اول)

وقفه	معیار آکاییک	معیار شوارتز- بیزین
۰	۱۲۰/۵۵۸۵	۱۱۷/۲۲۸۰
۱	۲۲۳/۷۶۲۷	* ۲۰۳/۷۷۹۶
۲	۲۳۰/۴۱۶۶	۱۹۳/۷۸۱۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: تعیین تعداد وقفه بهینه (مدل دوم)

وقفه	معیار آکاییک	معیار شوارتز
۰	۱۶۸/۷۰۵۳	۱۶۵/۴۶۵۷
۱	۲۶۸/۰۶۷۱	* ۲۴۸/۶۳۹۶
۲	۲۶۹/۱۵۵۷	۲۳۳/۵۲۰۲
۳	۲۷۰/۹۵۷۰	۲۱۹/۱۲۳۶

* نشان دهنده بیشترین مقدار معیار شوارتز- بیزین

منبع: یافته‌های تحقیق

در روش یوهانسن برای به دست آوردن رابطه بلندمدت ابتدا با استفاده از آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و آزمون اثر (λ_{trace}) ، تعداد بردارهای همگرایی مشخص می‌شود. شایان ذکر است که بردارهای همگرایی به دست آمده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه صرفاً روابطی آماری هستند. لذا،

باید برداری انتخاب شود که توجیه و استدلال اقتصادی داشته باشد و علاوه بر آن از نظر آماری نیز ضرایب آن معنادار باشند.

نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه در مدل اول نشان می‌دهد که در الگوهای: عرض از مبدأ مقید، بدون روند زمانی (الگوی دوم) و عرض از مبدأ غیر مقید و روند زمانی مقید (الگوی چهارم) وجود یک بردار همجمعی تأیید شده است، و در الگوی عرض از مبدأ غیر مقید، بدون روند زمانی (الگوی سوم)، وجود دو بردار همجمعی مورد تأیید قرار می‌گیرد، که از این میان الگوی دوم با داشتن یک بردار همجمعی به عنوان الگوی مناسب انتخاب می‌شود؛ چرا که با تأیید فرض H_0 مبنی بر وجود یک بردار همجمعی، سایر الگوها مورد بررسی قرار نمی‌گیرد (تشکینی، ۱۳۸۴).

جدول ۴: کمیت آماره حداکثر مقدار ویژه برای تعیین الگوی بردار همجمعی و آزمون همگرایی مدل اول

نوع آزمون	فرضیه صفر H_0	فرضیه مقابل H_1	الگوی دوم	الگوی سوم	الگوی چهارم
مقادیر آماره حداکثر مقدار ویژه	$r=0$	$r=1$	۸۵/۴۱۳۶ (۳۴/۴۰۰)	۴۰/۰۹۵۷ (۳۳/۶۴۰)	۴۶/۹۱۴۷ (۳۷/۸۶)
	$r \leq 1$	$r=2$	۲۸/۱۰۵۱ (۲۸/۲۷)	۲۸/۰۸۵۵ (۲۷/۴۲)	۳۰/۳۴۵۱ (۳۱/۷۹)
	$r \leq 2$	$r=3$	۲۴/۰۵۶۱ (۲۲/۰۴)	۱۱/۷۴۲۳ (۲۱/۱۲۰۰)	۱۱/۸۳۳۷ (۲۵/۴۲)

* اعداد درون پرانتز مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند.

همچنین بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه در مدل دوم، وجود یک بردار همجمعی در سه الگوی: دوم، سوم و چهارم تأیید می‌شود، ولی فقط در الگوی عرض از مبدأ غیر مقید و روند زمانی مقید (الگوی چهارم)، ضرایب برآورد شده دارای علائمی مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد. در ادامه، عمل نرمال نمودن بردارها بر اساس متغیرها انجام می‌شود.

جدول ۵: کمیت آماره حداکثر مقدار ویژه برای تعیین الگوی بردار همجمعی و آزمون همگرایی مدل دوم

نوع آزمون	فرضیه صفر H_0	فرضیه مقابل H_1	الگوی دوم	الگوی سوم	الگوی چهارم
مقادیر آماره حداکثر مقدار ویژه	$r=0$	$r=1$	۳۹/۶۰۰۶ (۳۴/۴۰۰۰)	۳۳/۸۰۰۲ (۳۳/۶۴۰۰)	۵۵/۰۳۱۹ (۳۷/۸۶۰۰)
	$r \leq 1$	$r=2$	۲۴/۳۷۵۹ (۲۸/۲۷۰۰)	۲۳/۸۲۳۵ (۲۷/۴۲۰۰)	۲۵/۸۴۱۲ (۳۱/۷۹۰۰)
	$r \leq 2$	$r=3$	۲۲/۰۴۱۸ (۲۲/۰۴۰۰)	۱۹/۸۴۵۳ (۲۱/۱۲۰۰)	۲۰/۹۹۵۲ (۲۵/۴۲۰۰)

* اعداد درون پرانتز مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند.

جدول ۶: خلاصه نتایج بردارهای همگرایی و نرمال شده مدل اول

نام متغیر	مدل دارای عرض از مبدأ مقید، بدون روند زمانی		مدل دارای عرض از مبدأ غیر مقید، بدون روند زمانی		مدل دارای عرض از مبدأ غیر مقید و روند زمانی مقید	
	بردار همگرایی	بردار نرمال شده	بردار همگرایی	بردار نرمال شده	بردار همگرایی	بردار نرمال شده
LIncg	-۰/۱۲۹۲۵	(-۱/۰۰۰۰)	-۰/۵۱۰۸۷	(-۱/۰۰۰۰)	-۰/۴۷۴۸۶	(-۱/۰۰۰)
LAys	-۰/۱۴۹۱۰	(-۱/۱۵۳۶)	-۰/۸۳۸۷۹	(-۱/۶۴۱۹)	۰/۴۷۱۹۹	(۰/۹۹۳۹۵)
LGs	-۰/۵۰۸۷۸	(-۳/۹۳۶۵)	-۳/۴۳۶۰	(-۶/۷۳۵۸)	-۲/۸۷۱۳	(-۶/۰۴۶۶)
LSgee	-۰/۴۶۴۲۱	(-۳/۵۹۱۶)	-۲/۹۴۷۹	(-۵/۷۷۰۵)	-۱/۴۰۱۱	(-۲/۹۵۰۶)
LPerg	-۰/۹۱۴۷۹	(-۷/۰۷۷۸)	-۴/۰۲۰۷	(-۷/۸۷۰۳)	-۲/۹۱۶۰	(-۶/۱۴۰۷)
Intercept	-۴/۲۱۵۳	(-۳۲/۶۱۴۱)	-----	-----	-----	-----
Trend	-----	-----	-----	-----	۰/۰۷۵۱۸۲	(۰/۱۵۸۳۲)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۷: خلاصه نتایج بردارهای همگرایی و نرمال شده مدل دوم

نام متغیر	مدل دارای عرض از مبدأ مقید، بدون روند زمانی		مدل دارای عرض از مبدأ غیر مقید، بدون روند زمانی		مدل دارای عرض از مبدأ غیر مقید و روند زمانی مقید	
	بردار همگرایی	بردار نرمال شده	بردار همگرایی	بردار نرمال شده	بردار همگرایی	بردار نرمال شده
LIncg	۶/۴۶۴۵	(-۱/۰۰۰)	-۷/۹۸۱۶	(-۱/۰۰۰)	۷/۹۰۲۸	(-۱/۰۰۰)
LEdug	-۱/۴۴۷۰	(۰/۲۳۳۸۴)	۰/۹۲۱۰۵	(۰/۱۱۵۴۰)	-۶/۵۴۱۶	(۰/۸۲۷۷۵)
LPerg	-۰/۲۱۶۰۳	(۰/۰۳۳۴۱۱۷)	۰/۱۸۸۹۹	(۰/۰۲۳۶۷)	۱/۴۲۱۷	(-۰/۱۷۹۹)
LGs	-۰/۵۵۷۶۷	(۰/۰۸۶۲۶۷)	۱/۳۲۷۰	(۰/۱۶۶۲۵)	-۲/۶۶۵۵	(۰/۳۳۷۲)
LSgee	۰/۵۰۴۵۷	(-۰/۰۷۸۰۵)	-۰/۷۰۴۳	(-۰/۸۸۲۵۰)	۰/۴۱۵۵۸	(-۰/۰۵۲۵۸)
Intercept	۳/۸۹۴۹	(-۰/۶۰۲۵۰)	-----	-----	-----	-----
Trend	-----	-----	-----	-----	-۰/۱۹۹۷۹	(۰/۰۲۵۲۸)

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین می‌توان بر اساس مقادیر نرمال شده بردارهای مذکور، (الگوهای دوم و چهارم) نسبت به هر یک از متغیرها، معادلات (۱۳) و (۱۴) را نوشت:

$$LIncg = -32.6141 - 1.1536 LAys - 3.9365 LGs - 3.5916 LSgee - 7.0778 LPerg \quad (13)$$

$$LIncg = 0.8277 LEdug + 0.3372 LGs - 0.0525 LSgee - 0.1799 LPerg + 0.0252 Trend \quad (14)$$

معادله (۱۳)، بیان می‌کند که در بلندمدت هر چهار متغیر متوسط سال‌های تحصیل، اندازه دولت، سهم هزینه‌های آموزشی دولت و تولید ناخالص داخلی سرانه، بر ضریب جینی درآمد اثر منفی دارند. از میان متغیرهای ذکر شده، متوسط سال‌های تحصیل در عین حال که کمترین اثر را بر ضریب جینی درآمد دارد، بیانگر این است که افزایش متوسط سال‌های تحصیل موجب بهبود توزیع درآمد خواهد شد. علاوه

بر آن علامت ضریب مربوط به اندازه دولت نیز نتیجه‌ای متعارض با تئوری‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. همچنین مطالعه اله رضایی و همکاران (۱۳۹۲)، تحت عنوان «تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران» تعارض فوق را تأیید می‌نماید. نتایج حاکی از آن است که افزایش اندازه دولت موجب بدتر شدن توزیع درآمد شده است. به استناد این نتیجه، رضایی و همکاران پیشنهاد می‌کنند که «دولت باید در جهت واگذاری فعالیت‌ها و کاهش تصدی‌گری خود گام بردارد و بیشتر به وظایف حاکمیتی و نظارتی بپردازد».

معادله (۱۴) نشان‌دهنده این واقعیت است که در بلندمدت ضریب جینی آموزش نیروی کار و اندازه دولت، رابطه مستقیم با ضریب جینی درآمد داشته و افزایش این دو متغیر منجر به نامطلوب شدن توزیع درآمد شده است. سهم هزینه‌های آموزشی دولت و تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه عکس با ضریب جینی درآمد دارند؛ به این معنا که افزایش این دو متغیر به کاهش ضریب جینی درآمد و در نتیجه بهبود توزیع درآمد می‌انجامد. همچنین این معادله بیانگر این است که از میان شاخص‌های ذکرشده جهت سنجش نابرابری آموزش، ضریب جینی آموزش بیشترین تأثیر (۰/۸) را بر ضریب جینی درآمد دارد. در مدل دوم (معادله ۱۴)، افزایش اندازه دولت موجب افزایش نابرابری درآمد شده است که با مطالعه ابو نوری (۱۳۷۶) مطابقت دارد. از سوی دیگر با توجه به علامت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در دو مدل، افزایش آن موجب کاهش نابرابری درآمد شده است. این نتیجه حاکی است که با افزایش تولید اگر میزان سهم نیروی کار نسبت به سرمایه بیشتر باشد، افزایش تولید منجر به برابری درآمد خواهد شد که با مطالعه دادگر و همکاران مطابقت دارد. ولی در صورتی که افزایش تولید، سرمایه بر باشد، نابرابری بیشتر خواهد شد چرا که افراد طبقات بالاتر سهم بیشتری از تولید را به خود اختصاص خواهند داد.

نظر به اینکه مدل‌های مورد استفاده در این مقاله از نوع لگاریتمی است، لذا ضرایب متغیرها بیان‌کننده کشش نیز می‌باشند. بنابراین با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رابطه میان ضریب جینی درآمد و ضریب جینی آموزش مثبت و معنادار است به این معنی که توزیع برابر آموزش شاغلان بالای ۱۵ سال، موجب توزیع برابر درآمد خواهد شد.

همچنین، در بلندمدت اثر افزایش اندازه دولت بر ضریب جینی درآمد مثبت و معنادار و در حدود ۰/۳۳۷ درصد است؛ بنابراین بزرگ‌تر شدن اندازه دولت موجب نابرابرتر شدن توزیع درآمد خواهد شد. در بلندمدت ضریب سهم هزینه‌های آموزشی دولت بر ضریب جینی درآمد منفی و معنادار است که به معنای بهتر شدن توزیع درآمد در کشور می‌باشد.

نهایتاً، در بلندمدت تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی درآمد منفی و معنادار است. این عدد نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی سرانه، توزیع درآمد در حدود ۰/۱۸ درصد بهبود می‌یابد.

روابط کوتاه مدت نیز برای دو مدل برآورد و به صورت معادلات زیر ارائه شده است:

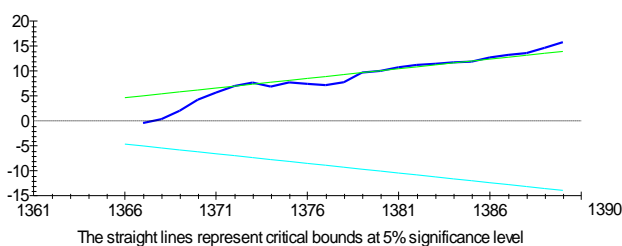
$$DLIncg = 0.016 - 0.011DLAys + 0.263 DLGs + 0.0022 DLPerG - 0.3307 DLSgee - 0.25 ECM (-1) \quad (15)$$

$$DIncg = -0.018 - 0.43DLEdug - 0.61 DLGs + 0.22 DLPerG - 0.086 DLSgee - 0.82ECM (-1) \quad (16)$$

در رابطه کوتاه مدت به دست آمده از مدل اول (۱۵)، ضریب جزء تصحیح خطا بیانگر این است که رسیدن به تعادل بعد از ۴ دوره صورت می گیرد. این در حالی است که ضریب جزء تصحیح خطا در مدل دوم (۱۶)، $Ecm(-1)$ ، $-0/82$ است. این ضریب که بیانگر سرعت بالای رسیدن به تعادل می باشد، نشان می دهد که در هر دوره ۸۲ درصد از عدم تعادل، تعدیل خواهد شد و در کمتر ۱/۵ دوره مدل به تعادل بلندمدت خواهد رسید.

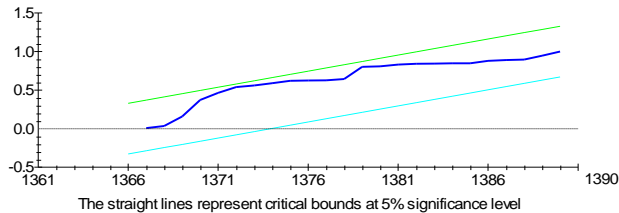
با استفاده از آزمون مجموع تجمعی پسماندها (CUSUM) و مجذور مجموع تجمعی پسماندها (CUSUMSQ) پایداری ضرایب دو مدل بررسی شده است. در نمودار (۲) که مربوط به مدل اول است، مشاهده می شود نمودار ضرایب برآوردی از فاصله اطمینان ۹۵٪ خارج شده، بنابراین در این مدل شکست ساختاری وجود دارد. اما همان طور که در نمودارهای (۴) و (۵) نشان داده شده است، نتایج این آزمون ها حاکی از پایداری ضرایب برآوردی برای مدل دوم است و به دلیل قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵٪، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد.

Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



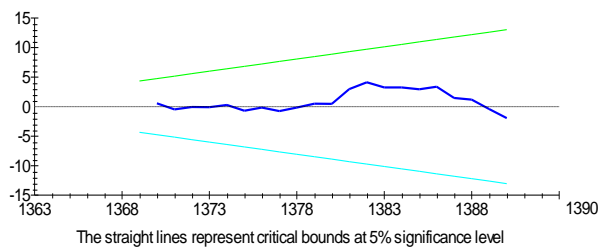
نمودار ۲: مجموع تجمعی پسماندها (CUSUM) مدل اول

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



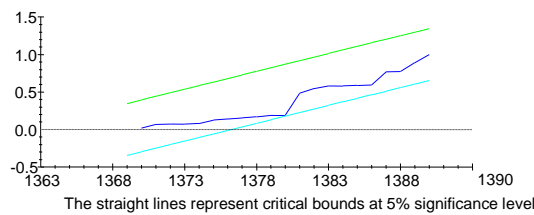
نمودار ۳: مجذور مجموع تجمعی پسماندها (CUSUMSQ) مدل اول

Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



نمودار ۴: مجموع تجمعی پسماندها (CUSUM) مدل دوم

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



نمودار ۵: مجذور مجموع تجمعی پسماندها (CUSUMSQ) مدل دوم

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

امروزه تقریباً تمامی اقتصاددانان به اهمیت نقش دولت در توزیع عادلانه درآمدها اذعان دارند، به طوری که توزیع برابرتر درآمد را از اهداف و وظایف دولت بیان می‌کنند. آموزش یکی از مؤلفه‌های مهم سرمایه

انسانی است و بنا بر تحقیقات انجام شده، تأثیر قابل توجهی بر متغیرهایی همچون اشتغال، کسب درآمد و رشد جمعیت در جوامع گوناگون داشته است. در مقاله حاضر با به کارگیری متوسط سال‌های تحصیل و ضریب جینی آموزش نیروی کار بالای ۱۵ سال به عنوان شاخص‌هایی برای سنجش نابرابری آموزش به این سؤال پاسخ داده شد که آیا نابرابری آموزش بر نابرابری درآمد تأثیر دارد؟ و اگر پاسخ مثبت است، از میان این شاخص‌ها کدام یک مؤثرتر است؟ در کنار آن نیز، تأثیر متغیرهایی چون اندازه دولت، سهم هزینه‌های آموزشی دولت و تولید ناخالص داخلی سرانه که از عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد می‌باشند، بررسی گردید. هر یک از شاخص‌های ذکر شده در دو مدل مجزا به کار برده شد و پس از برآورد دو مدل، نتایج حاصل نشان داد که:

مدل دوم که در آن از ضریب جینی آموزش به عنوان شاخص سنجش نابرابری آموزشی استفاده شده است، هم از نظر رابطه بلندمدت و مطابقت علامت ضرایب متغیرها با تئوری‌های اقتصادی و مطالعات انجام شده، و هم به لحاظ مدت زمان رسیدن به تعادل و آزمون‌های شکست ساختاری نسبت به مدل اول، از قدرت بیشتری جهت پاسخ به سؤالات مورد تحقیق و انتخاب مدل بهینه برخوردار است. بنابراین علیرغم اینکه مدل اول نشان می‌دهد که آموزش بیشتر، بهبود در توزیع درآمد را در پی دارد؛ به دلایل بیان شده، مدل دوم به عنوان مدل برتر انتخاب می‌شود.

محاسبات نشان دادند که متغیر ضریب جینی آموزش بیشترین تأثیر را بر ضریب جینی درآمد داشته است؛ به این معنا که یک درصد افزایش در ضریب جینی آموزش، $0/82775$ درصد ضریب جینی درآمد را افزایش خواهد داد. نتایج مشابهی نیز توسط پارک (۱۹۹۶)، دی گرگوریو و لی (۲۰۰۲)، کیم (۲۰۰۶)، کفایی و درستکار (۱۳۸۶)، عسگری و میسمی (۱۳۸۸)، به دست آمده است. با این وصف، فولدواری و لیوون (۲۰۱۱) اثر نابرابری در آموزش را بر نابرابری درآمد بسیار کم و ناچیز بیان می‌کنند.

ضریب متغیر سهم هزینه‌های آموزشی دولت $0/05258$ - می‌باشد و نشان‌دهنده کاهش تقریباً $0/05$ درصدی نابرابری درآمد به ازای یک درصد افزایش در سهم هزینه‌های آموزشی دولت است. علیرغم مطالعات گلوم و راویکومار (۲۰۰۳)، که اثر یارانه‌ها و مخارج دولت را در کاهش نابرابری نامشخص می‌دانند، سیلستر (۲۰۰۲) و بهر (۲۰۰۴)، بیان می‌کنند که افزایش مخارج آموزش عمومی به کاهش نابرابری درآمد کمک خواهد کرد. بنابراین هزینه‌های آموزشی کنونی دولت، در واقع سرمایه‌گذاری برای کسب عایدات بیشتر از نیروی انسانی، در آینده خواهد بود و حضور دولت و صرف هزینه در این عرصه توجیه‌پذیر می‌باشد.

ضریب متغیر اندازه دولت مثبت $0/33728$ است و بیانگر آن است که یک درصد افزایش در اندازه دولت، ضریب جینی درآمد را $0/33728$ درصد افزایش خواهد داد که به معنی نابرابرتر شدن توزیع درآمد است. این نتیجه با مطالعه ابونوری (۱۳۷۶) مطابقت دارد. رابطه متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب جینی درآمد نیز غیرمستقیم است. به عبارت دیگر یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه،

ضریب جینی درآمد را در حدود $0/18$ درصد کاهش خواهد داد. این نتیجه همسو با مطالعات انجام شده توسط چچی (۲۰۰۰)، دادگر و همکاران (۱۳۸۷) و جلالی اسفند آبادی و همکاران (۱۳۹۱) می‌باشد. در رابطه کوتاه مدت به دست آمده، ضریب جزء تصحیح خطا، $0/82-$ است. این ضریب که بیانگر سرعت بالای رسیدن به تعادل می‌باشد، نشان می‌دهد که در هر دوره 82 درصد از عدم تعادل، تعدیل خواهد شد و در کمتر از $1/5$ دوره مدل به تعادل بلندمدت خواهد رسید. نتایج تخمین و نمودارهای مجذور تجمعی و مجموع مجذور تجمعی پسماندها نیز نشان می‌دهد که در فاصله اطمینان 95 درصد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته و عدم وجود آن رد می‌شود. بنابراین، از آنجایی که از میان دو شاخص موردسنجش برای نابرابری آموزش، ضریب جینی آموزش بیشترین تأثیر را بر توزیع درآمد دارد، پیشنهاد می‌شود دولت سرمایه‌گذاری لازم برای گسترش کمی و کیفی آموزش در مناطق محروم و برای افراد کم‌درآمد را انجام دهد تا از این طریق ضمن کاهش نابرابری آموزش در بین مناطق و افراد جامعه، زمینه را برای کاهش نابرابری درآمد مهیا کند.

منابع

- ابونوری، اسماعیل (۱۳۷۶)؛ اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد، مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۱، ۱۵۰-۱۱۷.
- اکبریان، رضا و فام‌کار، مهسا (۱۳۸۹)؛ بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱، ۱۸۵-۱۶۱.
- اله رضایی، اسعد؛ حسین‌زاده، جواد؛ فرامرزی، ایوب و یزدان‌خواه، منصوره (۱۳۹۲)؛ تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۴، ۳۶-۲۱.
- پتی، ویلیام؛ اسمیت، آدام؛ مارشال، آلفرد؛ والش؛ شولتز؛ دنیسون؛ مینسر و میلر، به نقل از نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۳)؛ اقتصاد آموزش، نشر یسپرون، تهران.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)؛ اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit چاپ هشتم. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران.
- جلائی‌اسفندآبادی، سیدعبدالمجید؛ قاسمی‌نژاد، امین؛ رستمی، هنار و سلیمانی، فرخنده (۱۳۹۱)؛ بررسی و پیش‌بینی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران در افق ۱۴۰۴، فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۲، ۱۸۰-۱۵۹.
- دادگر، یداله؛ نظری، روح اله و مهربانی، فاطمه (۱۳۸۷)؛ تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران، فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۲۸، ۱۵۰-۱۲۹.
- دلیری، حسن؛ خلخالی، علی و مهرگان، منصور (۱۳۸۹)؛ بررسی اثرات ساختار آموزش بر توزیع درآمد، مجله مدل‌سازی اقتصادی، ۴، ۷۱-۵۷.
- راجرز، دانیل. سی. و راجلین، هرش. اس. (۱۳۷۰)؛ اقتصاد آموزش و پرورش: اصول و کاربردها (ترجمه سید ابوالقاسم حسینیون)، معاونت فرهنگی آستان قدس رضوی، مشهد.
- عسگری، محمدمهدی و میسمی، حسین (۱۳۸۸)؛ تحلیل مؤلفه‌های توسعه انسانی در بهبود وضعیت فقر و توزیع درآمد از دیدگاه اسلامی (مورد کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)، دو فصلنامه جستارهای اقتصادی، ۱۲، ۹۱-۱۱۹.
- علمی، زهرا (میلا)؛ کریمی پتانلر، سعید و کسرابی، کامران (۱۳۸۵)؛ اثر آموزش بر درآمد افراد شهری در ایران با استفاده از روش مدل‌های چند سطحی در سال ۱۳۸۲، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۷۴، ۲۷۲-۲۴۹.
- عمادزاده، مصطفی (۱۳۸۰)؛ آموزش و توزیع درآمدها، مجله روان‌شناسی و علوم تربیتی، ۱، ۲۲۷-۲۰۳.
- لشکری، محمد (۱۳۸۹)؛ تخمین تأثیر آموزش و تجربه بر درآمد فردی، فصلنامه دانش و توسعه، ۳۳، ۲۴۴-۲۱۴.
- کفایی، سید محمدعلی و درستکار، عزت‌اله (۱۳۸۶)؛ تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۰، ۷۶-۵۳.
- مهربانی، وحید (۱۳۸۷)؛ تأثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۸۲، ۲۲۵-۲۱۱.
- نیلی، مسعود و نفیسی، شهاب (۱۳۸۲)؛ رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر توزیع تحصیلات نیروی کار (مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۷، ۳۱-۱.
- Abdullah, A J.; Doucouliagos, H. and Manning, E. (2011); Education and Income Inequality: A Meta-Regression Analysis.
- Barro, R. J. (1991); Education Growth in a Cross Section of Countries, Quarterly Journal of Economic; 106, 407-443.

- Barro, R. J. (1999); Inequality, Growth and Investment, National Bureau of Economic Research Working Paper 7038.
- Barro, R. J. and Lee, J. W. (1993); International Comparisons of Educational Attainment, *Journal of Monetary Economics*; 32, 363-394.
- Barro, R. J. and Lee, J. W. (1997); International Measures of Schooling Years and Schooling Quality, *American Economic Review*; Papers and Proceedings, 86, 218-223.
- Barro, R. J. and Lee, J. W. (2000); International Data on Educational Attainment: Updates and Implications, CID working paper no. 42, Center for International Development at Harvard University.
- Behr, T. (2004); the Effects of State Public k-12 Education Expenditures on Income Distribution, National Education Association (NEA) Research Working Paper.
- Becker, G.S. and Chiswick, B. R. (1966); Education and the Distribution of Earnings, *American Economic Rev.* 56, 358-369.
- Birdsall, N. and Londoño, J. L. (1997); Asset Inequality Matters: An Assessment of the World Bank's Approach to Poverty Reduction, *American Economic Review* 87(2): 32-37.
- Checchi, D. (2000); Does Educational Achievement Help to Explain Income Inequality?, World Institute for Development Economics Research (WIDER), Working Paper Series 208, Helsinki, Finland.
- 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.
- Földvári, P. and Leeuwen, B. V. (2011); Should less Inequality in Education Lead to a more Equal Income Distribution?, *Journal Education Economics*, 19, 537-554.
- Glomm, G. and Ravikumar, B. (2003); Public Education and Income Inequality, *European Journal of Political Economy*, 19, 289-300.
- Kim, E. J. (2006); Education and income inequality reconsidered: cross analysis 1960~2000, *Journal of Social Policy Association*.
- Kuznets, S. (1955); Economic growth and income inequality, *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Levine, R. and Renelt, D. (1992); A sensitive analysis of cross country growth regression, *American Economic Review*; 82, 942-63.
- Levine, R. and Zervos, S. J. (1993); What we have learned about policy and growth from crosscountry regressions?, *American Economic Review*; 83. 426- 30.
- Lockheed, E. M. and Verspoor, A. M. (1991); *Improving Primary Education in Developing Countries*, New York: Oxford University Press.
- Maas, J.; Lutsenburg, Van. and Criel, C. (1982); *Distribution of Primary School Enrollments in Eastern Africa*, World Bank Staff Working Papers no.511. The World Bank, Washington DC.
- Mankiw, N. G.; Romer, D. and Weil, D. (1992); A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*; 407-37.

- Nehru, V.; Swanson, E. and Dubey, A. (1995); A new database on human capital stock: sources, methodology and results, *Journal of Development Economics*; 46: 379-401.
- Park, K. H. (1996); Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution, *Economics of Education Review*, 15: 51- 58.
- Psacharopoulos, G. and Arriagada, A. M. (1986), The Educational Attainment of the Labor Force: an International Comparison, The World Bank, October 86. Report No.: EDT38.
- Ram, R. (1990); Education Expansion and Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications, *The Review of Economic and Statistics*, 72: 266-74.
- Sylwester, K. (2002); Can Education Expenditures Reduce Income Inequality?, *Economics of Education Review*, 21: 43-52
- Thomas, V.; Wang, Y. and Fan, X. (2001); Measuring Inequality: Gini Coefficient Education for 140 Countries, 1960-2000, World Bank Policy Research Working Paper 2525.
- Wells, R. S. (2006); Education's Effect on Income Inequality: an Economic Globalization Perspective, *Globalisation, Societies, and Education*, University of Massachusetts- Amherst.