

تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران

دکتر سید محمدعلی کفایی*

عزتاله درستکار**

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۱/۲۸

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۱۲/۱۷

چکیده

یکی از اهداف تشکیل نظام جمهوری اسلامی ایران گسترش عدالت بود که توزیع مناسب درآمدها در جامعه نیز یکی از مهمترین جنبه‌های آن است. توزیع درآمد در هر جامعه‌ای از ساختار اقتصادی-اجتماعی آن جامعه، به ویژه شرایط بازار کار و نرخهای تورم و بیکاری و اندازه دولت ناشی می‌شود؛ اما علاوه بر این‌ها می‌توان به متغیرهای دیگری همچون وضعیت آموزشی و سطح سواد جامعه نیز اشاره کرد چرا که پراکندگی درآمدها را در بلندمدت تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ در واقع از آموزش به عنوان راه‌حلی پایدار برای حل مشکل نابرابری درآمدی یاد می‌شود. در این مطالعه، رابطه بین متغیرهای آموزشی (میانگین و انحراف معیار سواد در جامعه) و توزیع درآمد در طی دوره ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که افزایش سطح سواد باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردد ولی تشدید پراکندگی سواد، توزیع درآمد را بدتر می‌کند، بنابراین سطح (متوسط) بالاتر سواد و اختلاف یا پراکندگی (انحراف معیار) کمتر آن (هر دو) توزیع درآمد جامعه را بهبود می‌بخشد.

طبقه‌بندی JEL: J24, I28, O15, H55, D31

واژگان کلیدی: سرمایه انسانی، آموزش رسمی، توزیع درآمد، ضریب جینی، میانگین و انحراف معیار سطح سواد، پراکندگی آموزشی

* استادیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

e-mail: m-kafaie@sbu.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد

e-mail: ezatdorostkar@yahoo.com

مقدمه

امروزه نابرابری درآمدی یکی از پدیده‌های نامطلوب زندگی اجتماعی است و تمامی جوامع بشری کاهش و نهایتاً حذف آن را در رأس اهداف خود قرار داده‌اند. سیاستگذاران اقتصادی، طی دهه ۱۹۵۰ تمرکز خود را متوجه رشد اقتصادی کردند. هدف آنها افزایش درآمد و تولید ملی بود؛ زیرا این اعتقاد وجود داشت که افزایش درآمد و تولید باعث بیشتر شدن سهم افراد جامعه خواهد شد؛ اما (همانگونه که کینز نیز معتقد بود) قبل از افزایش تولید و در نتیجه پیش از آنکه فواید حاصل از این افزایش تولید و رشد اقتصادی به اقشار فقیر جامعه برسد، ابتدا می‌بایست منابع موجود در دست عده‌ای خاص متمرکز گردد تا به سرمایه‌گذاری و تولید اختصاص یابد؛ زیرا چنین استدلال می‌شد که ثروتمندان نسبت به فقرا درصد بیشتری از درآمدهایشان را پس‌انداز می‌نمایند و انباشت پس‌اندازهاست که به نوبه خود می‌تواند سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را ممکن سازد.

توجیه دیگری که برای یک چنین توزیع نامتوازنی ارائه شد متعلق به کوزنتس بود. وی اظهار می‌داشت؛ اگر چه در جریان رشد اقتصادی، ابتدا نابرابری درآمدها میان گروه‌های درآمدی جامعه افزایش می‌یابد؛ اما پس از مدتی ثمرات ناشی از رشد اقتصادی نصیب گروه‌های فقیر و کم درآمد نیز شده و در نتیجه توزیع درآمدها در جامعه بهبود می‌یابد. این طرز تفکر موجب گردید تا به مسئله توزیع درآمد توجه کافی نشود. اما بیش از یک دهه رشد نسبتاً سریع اقتصادی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه در سالهای دهه ۱۹۶۰ نشان داد که منافع رشد اقتصادی، نصیب گروه‌های خاصی از افراد جامعه شده و شکاف درآمدی بین فقرا و ثروتمندان افزایش می‌یابد.^۱ بنابراین انتظار بهبود شرایط زندگی همه قشرهای جامعه و یا کاهش فاصله بین طبقات درآمدی محقق نگشت و این سرآغازی برای توجه اقتصاددانان به این قبیل مسائل شد.

یک سؤال اساسی که در مورد توزیع درآمد به ذهن می‌رسد این است که توزیع درآمد تحت تأثیر چه عواملی قرار دارد؟ مطمئناً ویژگی‌های هر جامعه و عوامل موجود در آن جامعه بر روی توزیع درآمد تأثیر خواهد گذاشت. امروزه نقش سرمایه انسانی- و عوامل توسعه‌دهنده آن مانند آموزش- در شکل‌دهی وضعیت توزیع درآمد به عنوان شاخصی از توسعه‌یافتگی جامعه اجتناب‌ناپذیر است و لذا در این تحقیق وجود ارتباط بین آموزش رسمی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین تلاش می‌شود تا صحت و سقم فرضیه‌های زیر ارزیابی گردد:

- ۱- افزایش در پراکندگی آموزشی (نابرابری در سواد) موجب افزایش نابرابری درآمد خواهد شد.
- ۲- افزایش آموزش منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود.

۱. مایکل تودارو، "توسعه اقتصادی در جهان سوم"، ترجمه غلامعلی فرجادی، جلد اول، ص ۲۰۸.

۱. مروری بر اهمیت آموزش از دیدگاه اقتصادی

سرمایه انسانی^۱ که امروزه از مقولات مهم اقتصادی محسوب می‌شود دارای جنبه‌های مختلفی از جمله دانش و سلامتی جسمی و روانی است. فراگیری دانش سبب ارتقای تواناییهای فردی شده، به تقویت قوه ابتکار انسان و نیز استفاده بیشتر و بهتر از سرمایه‌های فیزیکی منجر می‌شود و بستری مناسب برای توسعه جامعه فراهم می‌کند. زیرا توسعه نیازمند تغییر و تحول و آموزش زمینه‌ساز ایجاد این تحول است.

تا قبل از دهه ۱۹۵۰ نیروی کار به عنوان عامل متجانسی در نظر گرفته می‌شد که همراه با سرمایه فیزیکی منجر به تولید محصول می‌شد، به بیان دیگر تمام واحدهای نیروی کار جانشین کامل هم بودند. اما از دهه ۱۹۵۰ به بعد مهارت و تخصص افراد (که موجب افزایش بازدهی و بهره‌برداری بهتر و بیشتر از سرمایه‌های فیزیکی می‌شود) خود به عنوان عامل مؤثری در ایجاد تفاوت بین واحدهای مختلف کار شناخته شد و آموزش نیز به عنوان مؤثرترین راه سرمایه‌گذاری انسانی و تولید سرمایه انسانی مطرح گشت.

در عین حال بذل توجه به آموزش را می‌توان تا زمان آدام اسمیت ردیابی کرد. آدام اسمیت معتقد بود که آموزش افراد در حقیقت نوعی سرمایه‌گذاری بر آنهاست. با آموزش، افراد تواناتر خواهند شد و رشد قابلیت‌های آنان سبب می‌گردد که نه تنها خود به درآمد بیشتری نایل آیند بلکه جامعه نیز از سرمایه‌گذاری در آنها منتفع گردد. به عقیده اسمیت، انسانها با آموزش به سرمایه مبدل می‌شوند و جامعه می‌تواند از توان تولیدی آنها به صورت بهتری بهره‌مند گردد.^۲

استوارت میل از اهمیت آموزش بدان علت یاد می‌کند که قدرت آینده‌نگری و شرایط تهذیب فردی را تقویت می‌کند. وی تأکید فراوانی بر آموزش فرزندان کارگران دارد. از نظر او با آموزش فرزندان، از یک طرف می‌توان تحولی در کارگران بوجود آورد و از طرف دیگر بر قدرت تولید و درآمد آنها افزود و نیز شرایط پیشرفت اجتماعی این جوانان را فراهم نمود.^۳ از دیدگاه مارشال، آموزش و پرورش نوعی سرمایه‌گذاری ملی تلقی می‌گردد. وی معتقد است که آموزش و پرورش قادر است تحولات اساسی در مردم ایجاد کند و بدین خاطر اصرار دارد که هم دولت و هم والدین در تأمین هزینه‌های آموزش و پرورش مشارکت نمایند.^۴ مارشال بر این باور است که هر یک از افراد جامعه بایستی دوره‌های آموزش عمومی را طی کنند حتی اگر چنین آموزشهایی مستقیماً در کار ایشان تأثیر نداشته باشد؛ چرا که این دوره‌ها مردم را فهیم‌تر و برای انجام امور جاری آماده‌تر و قابل اطمینان‌تر می‌نماید.^۵ سیمون کوزنتس

1. Human Capital

۲. جان ویزی، اقتصاد آموزش و پرورش، ص ۵. ۳. جان ویزی، اقتصاد آموزش و پرورش، ص ۷

4. Alfred Marshall, "Principles Of Economics", P.564

۵. جان ویزی، اقتصاد آموزش و پرورش، ص ۷

معتقد است که بهداشت و سلامتی، آموزش و پرورش نوعی سرمایه انسانی است و به عنوان جزئی از سرمایه کل کشور بایستی در تحلیل‌های اقتصادی مورد توجه و محاسبه قرار گیرد.^۱ تنودر شولتز که از برجسته‌ترین اقتصاددانان معاصر و معروف به پدر "نظریه سرمایه انسانی" است، سرمایه انسانی را جزئی از مفهوم عمومی سرمایه تلقی می‌کند و آن را در کنار سرمایه مادی و مکمل آن بر می‌شمرد. وی که بر اهمیت توجه به سرمایه انسانی در تحلیل‌های اقتصادی تأکید فراوان دارد؛ معتقد است "بدون چنین نظریه‌ای، توضیح نرخ رشد اقتصادی گذشته و نیز چگونگی توزیع درآمد شخصی ناقص و نارساست. شولتز نیروی کار را به عنوان یک عامل همگن و متجانس تولید قلمداد نمی‌کند؛ بلکه معتقد است نیروی کار براساس آموزشی که دریافت می‌دارد، از کیفیت و مهارت و تخصص متفاوتی برخوردار می‌شود که او را نسبت به فرد دیگر متمایز می‌نماید. لذا نمی‌توان نیروی کار را به صورت یک عامل همگن و متجانس قلمداد نمود زیرا کیفیت نیروی کار نسبت به میزان آموزشی که در مراحل مختلف زندگی دریافت نموده، بسیار متفاوت است".^۱

دنيسون در تحليل رشد اقتصادي ايالات متحده امريكا بين سالهاي ۱۹۰۰ تا ۱۹۶۰ به اين نتيجه دست يافت كه حدود ۲۰ درصد از رشد اقتصادي سالانه ايالات متحده ناشی از توسعه آموزش و سرمايه‌گذاري در سرمايه انساني (نيروي كار) بوده است. او در نهايت چنين اظهار مي‌دارد كه ميزان تحصيلات مردم يكي از مهمترين عوامل رشد اقتصادي كشورها به شمار مي‌آيد.

با توجه به مطالب گفته شده آموزش دارای فواید مختلفی است که می‌توان آنها را به فواید فردی و اجتماعی تقسیم کرد. از جنبه فردی، توانایی حاصله از آموزش و پرورش سبب می‌شود تا فرد از درآمد بالاتری برخوردار گردد؛ اما علاوه بر آن تحصیل موجب می‌گردد تا فرد منافع روانی و مزایای اجتماعی متنوعی نیز بدست آورد. به عنوان مثال فرد تحصیل کرده از پایگاه اجتماعی بالاتری در جامعه برخوردار بوده، به احتمال کمتر دچار اعتیاد و ارتکاب جرایم می‌شود و معمولاً عمر طولانی‌تری دارد. از منظر اجتماعی ارتقای سطح آموزش جامعه موجب می‌گردد تا تولید کل اقتصاد (در نتیجه کارایی نیروی کار) افزایش یابد. همچنین هزینه‌های جنبی مانند هزینه‌های دستگاه قضایی، نیروی انتظامی و ... نیز با افزایش سطح سواد جامعه کاهش می‌یابد.

در کنار منافع آموزش و پرورش باید به هزینه‌های آن نیز توجه کرد. هزینه‌های آموزش به دو دسته هزینه‌های صریح و ضمنی تقسیم می‌گردد. هزینه‌های صریح آموزش، شامل کلیه مخارجی است که بدون انجام آن ارائه خدمات آموزشی ممکن و میسر نیست. هزینه‌های ضمنی آموزش نیز هزینه فرصت منابع به کار گرفته شده در تعلیم و تعلم است. از جمله این هزینه‌ها می‌توان به هزینه فرصت اوقات از

۱. مصطفی عمادزاده به نقل از:

Simon Kuznets, "Capital in the American Economy: Its Formation and Financing", NBER, Princeton University Press, 1961, P. 390

دست رفته معلمان، دانش‌آموزان و دانشجویان اشاره کرد. البته هدف این مقاله پاسخ‌گویی به این سؤال نیست که هزینه‌های صریح آموزش را چه کسی باید تقبل کند.

۲. معیارهای ارزیابی تأثیر آموزش بر درآمد

همانگونه که می‌توان انتظار داشت، آموزش از دو طریق توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد:

- از مجرای میانگین سطح سواد.

- از مجرای پراکندگی (توزیع) سواد.

برای محاسبه میانگین سواد از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود که در زیر به بررسی مهم‌ترین آنها پرداخته و نقاط ضعف و قوت هر یک را مورد توجه قرار می‌دهیم.

الف - نرخ ثبت‌نام (یا ضریب پوشش تحصیلات ظاهری)^۱

نرخ ثبت‌نام به دو نوع نرخ ثبت‌نام ناخالص و نرخ ثبت‌نام خالص تقسیم می‌شود. نرخ ثبت‌نام ناخالص عبارت است از تعداد دانش‌آموزان در هر پایه تحصیلی به گروه سنی خاص آن پایه:

$$\text{نرخ ثبت‌نام ناخالص} = \frac{\text{کل دانش‌آموزان در پایه تحصیلی مورد نظر}}{\text{کل جمعیت مرتبط با آن پایه}}$$

برای مثال اگر کل دانش‌آموزان دوره ابتدائی را به کل جمعیت ۶ تا ۱۰ ساله تقسیم کنیم، نرخ ثبت‌نام ناخالص ابتدائی بدست می‌آید. در مقابل نرخ ثبت‌نام خالص تنها در برگیرنده دانش‌آموزان ثبت‌نام شده مربوط به گروه سنی خاص آن پایه می‌باشد. برای مثال نرخ ثبت‌نام خالص ابتدائی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{نرخ ثبت‌نام خالص ابتدائی} = \frac{\text{کل ثبت‌نام‌شدگان خالص ابتدایی ۶ تا ۱۰ ساله}}{\text{کل جمعیت ۶ تا ۱۰ ساله}}$$

نرخ ثبت‌نام (خالص یا ناخالص) به عنوان شاخص و برای اندازه‌گیری برخورداری تحصیلی^۲ سرمایه انسانی نقایصی دارد؛ اول آنکه نرخهای ثبت‌نام، جریان‌های جاری آموزش را اندازه‌گیری می‌کنند، به عبارت دیگر تعداد ثبت‌نام‌شدگان فقط گویای تغییر در سطح تحصیلات جامعه از یک سال به سال دیگر است. حال آنکه برخورداری تحصیلی - متوسط سواد جامعه - ویژگی است که در نتیجه انباشت سرمایه‌گذاری بر روی انسان در طول یک دوره بلندمدت حاصل می‌شود؛ به عبارت دیگر برخورداری تحصیلی به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی باید ویژگی "انباره" داشته باشد و نه "روانه". دوم آنکه

خطاهای ناشی از مرگ و میر، مهاجرت و عدم دستیابی به نرخهای ثبت‌نام خالص دقت این شاخص را شدیداً پایین می‌آورد. علاوه بر این خطاها، خطاهای ناشی از تکرار پایه تحصیلی نیز سبب اریب به سمت بالا در نتایج می‌شود؛ چرا که اطلاعات مربوط به ثبت‌نام همانگونه که از اسم آن بر می‌آید متعلق به ابتدای سال تحصیلی است اما فارغ‌التحصیلان یک مقطع تحصیلی عملاً ممکن است کمتر از ثبت‌نام شدگان باشند.

ب- نرخ باسوادی

نرخ باسوادی عبارت است از تعداد افراد باسواد به کل جمعیت ۶ ساله و بالاتر که در آن باسوادی به صورتهای مختلف قابل تفسیر است. گاهی باسوادی را با دارا بودن گواهینامه سال اول ابتدائی و گاهی با دارا بودن توانایی حداقل خواندن و نوشتن می‌سنجند. ویژگی اصلی نرخ باسوادی این است که شاخصی از بعد سطح (ذخیره) برای سرمایه‌گذاری نیروی انسانی می‌باشد. مشکل اساسی آن نیز این است که تنها گویای گام اول در مسیر تشکیل 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؛ در واقع بکارگیری این شاخص به عنوان معیار ارزیابی سرمایه انسانی با این فرض ضمنی همراه است که آموزشهای صورت پذیرفته بعد از اولین سطح به صورت معنی‌داری منجر به بهره‌وری نمی‌گردند.

ج- تعداد متخصصان، مهندسان و تکنسین‌ها نسبت به کل جامعه

نقص عمده این شاخص در آن است که تنها بخش کوچکی از جمعیت را در نظر می‌گیرد و فرض می‌کند که آموزش تنها در سطوح بالا قادر به ایجاد بهره‌وری در نیروی کار است و سطوح پایین‌تر آموزش هیچ تأثیری بر روی بهره‌وری نیروی کار ندارند.

د- هزینه‌های آموزشی

به لحاظ نظری شاخص هزینه‌های آموزشی عبارت است از کل هزینه‌هایی که در طی یک سال توسط کل جامعه (چه دولت و چه مردم) برای دستیابی به تحصیلات صرف شده است. اشکالات اساسی این شاخص عبارتند از:

- این شاخصی از نوع روانه است و نه انباره.
- در عمل بخش عمده اطلاعات مربوط به این شاخص عبارت از هزینه‌هایی است که دولت در طی یک سال در امر آموزش صرف کرده و اندازه‌گیری هزینه‌های بخش خصوصی چندان دقیق نیست.
- درصد بالایی از هزینه‌های انجام شده در هر سال، بر روی اقلام بادوام صورت می‌گیرد که در طی یک دوره چند ساله (یا بلندمدت) مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای مثال

هزینه‌های صرف شده بر روی ساختمانها اگرچه در طی یک یا چند سال خاص صرف می‌شوند اما خدمات آنها در طول دوره بلندمدت‌تری مورد استفاده قرار می‌گیرند. به علاوه، استفاده از این شاخص به عنوان معیار سرمایه انسانی ممکن است به نتایج کاملاً غلط و کاذبی منجر شود؛ زیرا افزایش هزینه‌های واقعی دولت در امر آموزش و پرورش در حقیقت به معنی یک انبساط در مخارج دولت می‌باشد که صرف نظر از تأثیرگذاری آن بر روی سرمایه انسانی با یک ضریب تکاثری خاص بر روی مخارج و تولید کل مؤثر خواهد بود. در این صورت ممکن است قضاوت‌های نادرستی در مورد تأثیر آموزش بر روی متغیرهایی مانند توزیع درآمد حاصل آید.

ه- متوسط سالهای تحصیل^۱

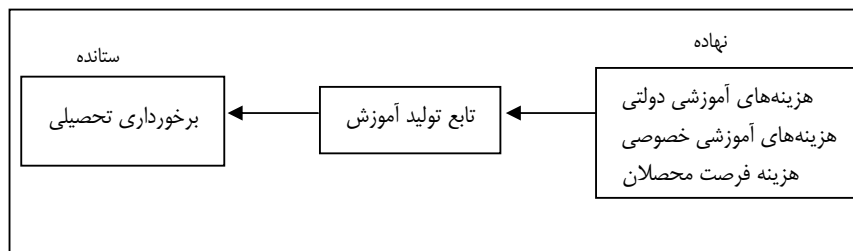
متوسط سالهای تحصیل بیان می‌کند که به طور متوسط شمار سالهای تحصیل هر فرد از یک جامعه معین، چند سال خواهد بود. به صورت ساده این شاخص از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$AYS_t = \sum Y_j \cdot \frac{h_{jt}}{H_t} \quad (1)$$

که در آن AYS_t متوسط سالهای تحصیل کل جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر، Y_j تعداد سالهای تحصیلی لازم برای کسب مدرک مقطع j (J ، بیانگر تعداد سالهای تحصیل است؛ یعنی $J = 0, 1, 2, \dots$) و بنابراین $Y_0 = 0$ برای افراد بیسواد؛ $Y_1 = 1$ برای افرادی که مقطع اول ابتدایی را با موفقیت پشت سر گذارده‌اند؛ $Y_2 = 2$ برای افرادی که مقطع دوم ابتدایی را با موفقیت پشت سر گذارده‌اند و...؛ همچنین h_{jt} تعداد افراد بالای ۱۵ سال که برای آنها سطح تحصیلی j در زمان t بالاترین سطح برخورداری تحصیلی است و H_t نیز کل جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر در زمان t می‌باشد. باید توجه داشت که برخورداری تحصیلی به عنوان نتیجه فرایند آموزش باید توسط شاخصی ارزیابی شود که از نوع ستانده باشد و نه نهاده؛ به بیان دیگر باید این شاخص بیانگر نتایج حاصل از سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش باشد نه اینکه هزینه‌های آموزش را نشان دهد. زیرا در صورت انتخاب شاخصی از نوع نهاده، سایر جنبه‌های آموزش و همچنین ساختار فنی تولید آن یعنی برخورداری تحصیلی نادیده گرفته می‌شود. برای واضح شدن مطلب فوق می‌توان به نمودار زیر رجوع کرد:

1. Average Years of Schooling

نمودار-۱. رابطه نهاده‌ها و ستانده‌های آموزشی



بدین ترتیب می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که شاخص‌های نرخهای ثبت‌نام، تعداد دانش‌آموزان و هزینه‌های آموزشی در حقیقت شاخص‌هایی از نوع نهاد و نرخ باسوادی، تعداد متخصصان و متوسط سالهای تحصیل شاخص‌هایی از نوع ستانده‌اند. متوسط سالهای تحصیل علاوه بر آنکه شاخصی از نوع ستانده می‌باشد، نسبت به شاخص‌های هم گروه خود از کفایت بیشتری برخوردار است؛ زیرا اولاً مانند نرخ باسوادی تنها اولین مرحله از تحصیل را مد نظر قرار نمی‌دهد و از سوی دیگر یک شاخص از نوع انباره است. در نهایت این نتیجه حاصل می‌شود که متوسط سالهای تحصیل می‌تواند به عنوان بهترین شاخص برای ارزیابی آموزش به عنوان مهم‌ترین جنبه سرمایه انسانی مورد استفاده قرار گیرد.^۱

۳. الگوی نظری و برآورد مدل

آموزش یکی از عوامل مؤثر بر چگونگی توزیع درآمد است لیکن رابطه بین توزیع درآمد و آموزش به لحاظ نظری کاملاً روشن نیست. در عین حال که اغلب، یک رابطه واضح مثبت بین نابرابری آموزش و نابرابری درآمدی پذیرفته می‌شود؛ لیکن اثر افزایش میانگین سطح سواد بر روی نابرابری درآمد ممکن است مثبت یا منفی باشد. تحقیقات مختلف به نتیجه یکسان و منحصر به فردی در مورد رابطه بین میانگین سطح سواد و نابرابری درآمد نرسیده‌اند. نایت و سیوت^۲ در سال ۱۹۸۳ برای اولین بار به استدلال در مورد اثرات دوگانه آموزش بر روی نابرابری درآمد پرداختند. آنها استدلال کردند که گسترش آموزش دو اثر متفاوت بر توزیع درآمد دارد؛ "اثر ترکیبی"^۳ و "اثر فشار دستمزد"^۴. اثر ترکیبی اندازه نسبی گروه تحصیل کرده را افزایش می‌دهد؛ به بیان دیگر ترکیب جمعیت را از نظر سطح سواد تحت تأثیر قرار می‌دهد. بدین صورت که اگر فرض کنیم در ابتدا تمام نیروی کار از تحصیلات یکسانی

۱. پیوست (ب) چگونگی محاسبه شاخص برخوردارانی تحصیلی و پراکندگی تحصیلی را به صورت خلاصه توضیح

می‌دهد

2. J. B. Knight and R. H. Sabot, "Educational Expansion and Kuznets' Effect", 1987

3. Composition Effect

4. Wage Compression Effect

برخوردار باشند، افزایش برخورداری تحصیلی^۱ برخی از مردم سبب می‌شود تا دستمزد این گروه در مقایسه با سایر گروهها افزایش یافته و در نتیجه سبب افزایش نابرابری درآمد شود. البته ادامه این روند در نهایت سبب کاهش نابرابری خواهد شد. از سوی دیگر بر مبنای اثر فشار دستمزد، همزمان با افزایش نسبی در عرضه نیروی کار آموزش دیده در مقایسه با نیروی کار تحصیل‌نکرده، پاداش آموزش کاهش می‌یابد و بدین ترتیب سبب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. از این رو اثر افزایش آموزش روی پراکندگی درآمد مبهم است.

علاوه بر متغیر میانگین سطح سواد، متغیر آموزشی دیگری که نقشی تعیین‌کننده دارد، پراکندگی سواد (توزیع تحصیلات) است. فرض کنید همه نیروی کار موجود در یک جامعه از S سال تحصیل رسمی برخوردارند. آشکار است که پراکندگی سواد در این جامعه صفر خواهد بود. حال تصور کنید که در همین جامعه نیمی از نیروی کار هیچگونه سوادى ندارد، در حالی که نیم دیگر از سطح سوادى معادل $2S$ برخوردارند. در اینجا نیز میانگین سطح سواد برابر S خواهد بود و لیکن پراکندگی سواد اگر با انحراف معیار سواد ارزیابی شود، برابر با S می‌شود نه صفر^۲. از لحاظ مفهومی افراد با توجه به اینکه معمولاً افراد با تحصیلات بالاتر، میانگین حقوق - درآمد - بیشتری نسبت به افراد با تحصیلات کمتر دارند. پس اگر پراکندگی آموزشی (نابرابری آموزشی) افزایش یابد، به سبب افزایش اختلاف میانگین حقوق افراد تحصیل کرده با میانگین حقوق سایرین، نابرابری درآمدی نیز افزایش می‌یابد. مطلب فوق ناقض این واقعیت نیست که افزایش آموزش (افزایش میانگین سطح سواد) درآمد جامعه را افزایش می‌دهد؛ بلکه هدف، واضح‌تر ساختن تأثیر چگونگی توزیع آموزش بر روی توزیع درآمد است.

از جنبه ریاضی می‌توان ارتباط بین تحصیل و توزیع درآمد را بر مبنای نظریه سرمایه انسانی بررسی کرد. این نظریه سطح درآمد Y ، را بوسیله یک تابع درآمد-دریافتی موسوم به تابع دریافتی مینسری^۳ با سالهای تحصیل S ، مرتبط می‌سازد. ذیلاً به بررسی تابع دریافتی مینسری خواهیم پرداخت.^۴ فرض کنید:

1. Education Attainment

۲. اگر تعداد کل نیروی کار موجود در جامعه‌ای برابر N باشد که در آن $\frac{N}{4}$ دارای سواد صفر و $\frac{N}{4}$ از سطح سواد $2S$ برخوردارند، آنگاه:

$$\bar{S} = \left[\left(\frac{N}{4} \times 0 \right) + \left(\frac{N}{4} \times 2S \right) \right] / N = S, D_S = \sqrt{\left[\left(\frac{N}{4} \times (0 - S)^2 \right) + \left(\frac{N}{4} \times (2S - S)^2 \right) \right] / N} = S$$

که در آن \bar{S} و D_S به ترتیب میانگین و انحراف معیار سواد است.

3. The Mincerian Earning Function

۴. برگرفته از: Kakwani (1980) فصول دوم و سوم

- هزینه مستقیم آموزش صفر باشد و در نتیجه تنها هزینه شخصی-خصوصی تحصیل معادل با درآمد از دست رفته فرد در حین تحصیل باشد.
 - تمام افراد از توانائی‌های یکسانی برخوردارند.
 - در طی دوره تحصیل هیچ گونه درآمدی کسب نمی‌شود.
- در این صورت اگر فرض شود درآمد دائمی سالانه فردی با صفر سال تحصیل برابر y باشد، آنگاه درآمد دائمی سالانه فردی با یک سال تحصیل- به فرض ثابت ماندن نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در آموزش در طی سالهای مختلف- برابر است با:

$$y_1 = y + ry = y(1+r) \quad (2)$$

که در آن r نرخ بازده سرمایه‌گذاری در آموزش است و به همین ترتیب درآمد دائمی سالانه فردی با s سال تحصیل برابر است با:

$$y_s = y_{s-1} + ry_{s-1} = y(1+r) \dots (1+r) = y(1+r)^s \quad (3)$$

اگر نرخ بازدهی آموزش به ازای سالهای مختلف تحصیل ثابت نباشد، آنگاه درآمد هر سال تحصیل بیشتر هر چند ثابت است ولی دیگر به صورت فوق قابل محاسبه نیست، بلکه عبارت خواهد بود از:

$$y_s = y \cdot \prod_{j=1}^s (1+r_j) \quad (4)$$

که در آن r_j نرخ بازدهی آموزشی مربوط به j امین سال تحصیل فرد است. حال اگر C_j بیان‌کننده هزینه‌های مستقیم و ضمنی سرمایه‌گذاری در j امین سال تحصیل باشد؛ آنگاه سهم سرمایه‌گذاری در تحصیل هر فرد از درآمد وی عبارتست از:

$$k_j = C_j / y_{j-1} \quad (5)$$

که در آن k_j عبارت است از سهمی از درآمد فرد که در طول سال j در تحصیلات سرمایه‌گذاری شده است (با فرض اینکه فرد در حین تحصیل مشغول کار نیز هست). y_{j-1} نیز عبارت است از درآمدی که فرد بعد از $j-1$ سال تحصیل دریافت می‌کند. قبلاً فرض بر این بود که تنها هزینه آموزش، درآمد از دست رفته در طول سال با $j-1$ سال تحصیل (هزینه فرصت تحصیل) است. بدین ترتیب از فرمول (۵) این نتیجه حاصل می‌شود که:

$$C_j = y_{j-1} \Rightarrow k_j = 1 \quad (6)$$

اما تحت شرایط فعلی که فرض می‌شود فرد در طی دوره تحصیل درآمد کسب می‌کند k_j احتمالاً مخالف با یک است. اگر هزینه‌های سرمایه‌گذاری بیشتر از درآمدهای بالقوه فرد در طول سال تحصیلی باشد؛ آنگاه k_j بزرگتر از یک و اگر درآمدهای بالقوه از هزینه‌های کل فزونی یابد، k_j کمتر از یک می‌شود. به طور مثال اگر هزینه‌های آموزشی دانشجویی در طول سال t معادل یک میلیون ریال بوده و

وی در همین سال دو میلیون ریال درآمد کسب کند، آنگاه k_j برابر با $0/5$ است. به بیان دیگر نیمی از درآمدهای این فرد صرف مخارج تحصیلی او شده است. به زبان ریاضی اگر در سال ۱ مقدار $C_1 = k_1 y_1$ صرف هزینه‌های آموزشی شود، با توجه به نرخ بازدهی سال اول تحصیل، r_1 ، درآمد فردی با یک سال تحصیل برابر خواهد بود با:

$$y_1 = y_1 + r_1(k_1 y_1) = y_1(1 + r_1 k_1) \quad (7)$$

و اگر وی s سال تحصیل کرده باشد، درآمد وی در سالهای مختلف ثابت و برابر است با:

$$y_s = y_1 \prod_{j=1}^s (1 + r_j^*) \quad (8)$$

که در آن $r_j^* = r_j k_j$ است.

سایر عوامل مؤثر بر درآمد را نیز می‌توان به صورت v^* در الگو وارد کرد. از این رو خواهیم داشت:

$$y_s = y_1 \prod_{j=1}^s (1 + r_j^*) \times v_j^* \quad (9)$$

با لگاریتم‌گیری از معادله (۹) داریم:

$$\log y_s = \log y_1 + \sum_{j=1}^s \log(1 + r_j^*) + v \quad (10)$$

با توجه به اینکه r_j^* عدد کوچکی است - بسیار کوچک‌تر از یک - و با استفاده از این تقریب ریاضی

که اگر $0 < r^* < 1$ نتیجه می‌گیریم که: $\log(1 + r^*) = r^*$ و لذا:

$$\log y_s = \log y_1 + \sum_{j=1}^s r_j^* + v \quad (11)$$

برای ساده‌کردن رابطه (۱۱) می‌توان نرخ متوسط بازده ثابتی را برای تمام افراد و تمام سالهای تحصیل در نظر گرفت در این صورت تفاوت r_j^* با این نرخ متوسط و نیز تغییر درآمد افراد بیسواد به جمله اختلال منتقل می‌شود. بدین ترتیب معادله (۱۱) به تساوی زیر تبدیل می‌گردد:

$$\log y_s = \log y_1 + \bar{r}s + v \quad (12)$$

که در آن \bar{r} متوسط نرخ بازده سرمایه‌گذاری در s سال تحصیل می‌باشد. با واریانس‌گیری از دو طرف معادله (۱۲) و حذف واریانس و کوواریانس مرتبط با جمله اختلال، نابرابری درآمدی مرتبط با آموزش به عنوان یک تابع از سطح آموزش و نرخ بازده قابل تفسیر است که عبارت خواهد بود از:

$$\text{var}(\log y_s) = \text{var}(rs) \quad (13)$$

چگونگی گسترش سمت راست معادله (۱۳) بستگی دارد به اینکه آیا دو متغیر r و s مستقل هستند یا خیر. اگر r و s متغیرهای مستقل تصادفی فرض شوند آنگاه:

$$\text{var}(\log y_s) = \bar{r} \text{var}(s) + \bar{s} \text{var}(r) + \text{var}(r) \cdot \text{var}(s) \quad (14)$$

اما اگر r و s وابسته باشند، آنگاه:

$$\text{var}(\log y_s) = \bar{r} \text{var}(s) + \bar{s} \text{var}(r) + \bar{r}\bar{s} \cdot \text{cov}(r, s) \quad (15)$$

حال سؤال اساسی که در اینجا می‌خواهیم بدان بپردازیم این است که پراکندگی درآمد با تغییر در سطح سواد و توزیع آموزش چگونه تغییر می‌کند؟ اگر فرض استقلال r و s پذیرفته شود، خواهیم داشت:

$$\partial \text{var}(\log y_s) / \partial s = \bar{r} \text{var}(r) \quad (16)$$

و

$$\partial \text{var}(\log y_s) / \partial \text{var}(s) = \bar{r} + \text{var}(r) \quad (17)$$

آشکار است که هر دو مشتق فوق مثبت هستند. از این رو این نتیجه حاصل می‌شود که با افزایش سطح سواد و افزایش در پراکندگی آموزشی، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. اما باید اذعان داشت که نرخهای بازده تحصیلی احتمالاً با سالهای تحصیل تغییر می‌کند. به بیان دیگر افزایش در برخورداری تحصیلی در سطوح پایین‌تر تحصیل، بازدهی بیشتری نسبت به حالتی دارد که پایه تحصیلی بالاست. بنابراین با افزایش متوسط تحصیل، احتمالاً نرخ بازدهی ناشی از آن کاهش می‌یابد و این به معنی همبستگی منفی بین r و s است. وابستگی متقابل بین r و s در معادله (۱۵) به عنوان مبنای محاسبه تغییرات توزیع درآمد در نتیجه تغییر در متوسط سالهای تحصیل و پراکندگی تحصیلی مدنظر قرار می‌گیرد. حال فرض کنید رابطه بین سطح سواد و نرخ بازده ناشی از آن منفی است؛ آنگاه جمله آخر در معادله (۱۵) منفی خواهد شد. از معادله (۱۵) نسبت به s و $\text{var}(s)$ دیفرانسیل می‌گیریم:

$$\partial \text{var}(\log y_s) / \partial s = \bar{r} \text{var}(s) \frac{d\bar{r}}{ds} + \bar{s} \text{var}(r) + \bar{r}\bar{s} \cdot \text{cov}(r, s) \frac{d\bar{r}}{ds} + \bar{r} \cdot \text{cov}(r, s) \quad (18)$$

و

۱. در صورتی که یک عامل تولید بتواند آزادانه بین بنگاههای تولیدی جابجا شود تولید نهایی آن در بنگاههای مختلف برابر بوده و از این رو چگونگی پراکندگی آن بر روی توزیع درآمد اثری نمی‌گذارد. در استخراج فرمول (۱۳) از (۱۲)، این نکته مورد توجه قرار گرفته است و در نتیجه $\text{var}(v)$ در آن وارد نشده است. برای مطالعه بیشتر ر.ک مسعود نیلی، و شهاب نفیسی (۱۳۸۲) و نیز Lopez, Roman; Thomas Vinod and Wang Yan, (1998)

$$\frac{\partial \text{var}(\log y_s)}{\partial \text{var}(s)} = \bar{r} \quad (19)$$

در معادله (۱۸) جمله اول و آخر منفی و جمله‌های دوم و سوم مثبت هستند.^۱ تحت این شرایط علامت معادله (۱۸) نامشخص است:

$$\frac{\partial \text{var}(\log y_s)}{\partial \bar{s}} > < 0$$

اما معادله (۱۹) مشخصاً مثبت است:

$$\frac{\partial \text{var}(\log y_s)}{\partial \text{var}(s)} > 0$$

لذا؛ این نتیجه حاصل می‌شود که واریانس لگاریتم درآمد به عنوان شاخصی از توزیع درآمد با پراکندگی تحصیلی رابطه‌ای واضح و مثبت اما با سطح سواد رابطه‌ای مبهم دارد. از این رو در این تحقیق به تبعیت از مطالعات مشابه^۲ برای بررسی اثر آموزش بر توزیع درآمد، از دو مدل به شرح زیر استفاده خواهد شد:

$$Gini_i = \alpha + \beta_1 \text{inf}_i + \beta_2 \text{unimp}_i + \beta_3 \text{Gsize}_i + \beta_4 \text{ledu}_i + \beta_5 \text{lsds}_i + \beta_6 \text{war}_i + \varepsilon_i \quad (20)$$

$$S_{ii} = \alpha_i + \beta_i Z_i + \gamma_i \cdot \text{ledu}_i + \lambda_i \cdot \text{lsds}_i \quad (21)$$

که در آنها:

Gini: ضریب جینی (توسط مرکز آمار ایران به روش ناپارامتری محاسبه و در نشریه تفصیلی آمارگیری از هزینه‌ها و درآمدهای خانوارهای شهری و روستایی چاپ شده است)؛
inf: نرخ تورم (بر اساس آمار منتشره توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد)؛
unimp: نرخ بیکاری (بر اساس آمار منتشره توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای سالهای ۱۳۴۷-۱۳۷۶ و آمار منتشره سازمان برنامه و بودجه برای سالهای ۱۳۷۷-۱۳۸۰ می‌باشد)؛
Gsize: شاخصی از اندازه دولت (که عبارت است از نسبت بودجه دولت به کل تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶)؛

ledu: لگاریتم طبیعی متوسط سالهای تحصیل^۳؛
lsds: لگاریتم طبیعی پراکندگی آموزش؛

war: متغیر مجازی که مقدار آن برای سالهای ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ برابر ۱ و برای سالهای دیگر معادل صفر است.

۱. به این نکته توجه کنید که: $\text{COV}(r, s) < 0$ ، $\frac{\partial \bar{r}}{\partial s} < 0$

۲. نگاه کنید به: David Lam (1992) و Psacharopoulos (1977)

۳. برای آگاهی بیشتر رجوع کنید به پیوست (ب)

S_i : سهم گروههای مختلف درآمدی از کل درآمد؛

Z_t : بردار سایر متغیرهای مورد استفاده در مدلها می‌باشد.

نتیجه حاصل از برآورد معادله (۲۰) عبارت است از^۱:

$$Gini_t = -0.11 + 0.005inf_t + 0.002unimp_t - 0.13Gsize_t - 0.23ledu_t + 0.61sds_t - 0.04war_t \quad (22)$$

(-0.87) (1.34) (0.84) (-1.49) (-5.38) (4.1) (-4.08)

$$R^2 = 0.8 \quad D.W. = 2.19 \quad F = 18.84$$

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t برای هر یک از ضرایب برآوردشده می‌باشد.^۲ همچنین نتایج آزمون ریشه واحد پسماند حاصل از آزمون همجمعی انگل-گرنجر به قرار جدول زیر است:

جدول-۱. آزمون ریشه واحد پسماند حاصل از آزمون همجمعی انگل-گرنجر

متغیر (جمله پسماند)	آماره ADF در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند	آماره ADF در حالت با عرض از مبدأ و روند	مقدار بحرانی آماره مک کینون در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند	مقدار بحرانی آماره مک کینون در حالت با عرض از مبدأ و روند
Resid	-۳/۸۹	-۳/۸۱	-۲/۹۵	-۳/۵۵

بنا به جدول فوق آزمون پایایی پسماند معادله (۲۲) نشان می‌دهد که پسماند این معادله پایا بوده و از این رو مطابق روش انگل-گرنجر می‌توان گفت میان متغیرهای مدل فوق نیز رابطه همجمعی وجود دارد و رگرسیون فوق کاذب نمی‌باشد.

همانگونه که از مدل (۲۲) نتیجه می‌شود متغیرهای نرخ تورم، بیکاری و اندازه دولت از معنی‌داری مناسبی برخوردار نیستند؛ اما متغیرهای آموزشی و همچنین متغیر مجازی جنگ، مقدار قابل قبولی (۸۰ درصد) از تغییرات ضریب جینی را توضیح می‌دهند. برای تفسیر اثر میانگین سطح سواد جامعه بر روی ضریب جینی به صورت زیر عمل می‌کنیم:

۱. پایایی متغیرهای مورد استفاده نیز بررسی شده است. و این نتیجه حاصل گردیده که اغلب متغیرها $I(1)$

هستند. برای مطالعه نتایج حاصل از آزمون پایایی، رجوع کنید به: درستکار، عزت‌اله؛ فصل ۴.

۲. خروجی Eviews مربوط به برآورد این معادله به همراه آزمونهای مختلف آن در پیوست (الف) قابل مطالعه است.

$$d(Gini)/d(\ln Edu) = -0/23$$

$$\Rightarrow \frac{d(Gini)}{d(Edu)} \cdot \frac{d(Edu)}{d(\ln Edu)} = -0/23 \quad \text{با توجه به اینکه: } d(\ln x)/dx = 1/x$$

$$\Rightarrow \frac{d(Gini)}{d(Edu)} \cdot Edu = -0/23 \quad \Rightarrow \quad \frac{d(Gini)}{d(Edu)} = \frac{-0/23}{Edu}$$

نظر به اینکه در سال پایانی (۱۳۸۰) متوسط سواد نیروی کار برابر با (۵/۵۸) سال است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{d(Gini)}{d(Edu)} = \frac{-0/23}{5/58} = -0/41$$

یعنی اگر سطح سواد به میزان یک سال افزایش یافته و به ۶/۶۸ سال برسد، ضریب جینی -۰/۴۱ واحد کاهش خواهد یافت. به طریق مشابه برای تفسیر ضریب $lsds$ به صورت زیر عمل می‌کنیم:

$$\Rightarrow \frac{d(Gini)}{d(sds)} \cdot \frac{d(sds)}{d(\ln sds)} = 0/61 \quad d(Gini)/d(\ln sds) = 0/61$$

$$\Rightarrow \frac{d(Gini)}{d(sds)} \cdot sds = 0/61 \quad \Rightarrow \quad \frac{d(Gini)}{d(sds)} = \frac{0/61}{sds}$$

مجدداً با توجه به اینکه در سال پایانی (۱۳۸۰) انحراف معیار سواد جامعه برابر با (۴/۵۷) سال است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که:

$$\frac{d(Gini)}{d(sds)} = \frac{0/61}{4/57} = 0/13$$

یعنی اگر این پراکندگی به میزان یک سال کاهش یافته و به ۳/۵۷ سال برسد، آنگاه ضریب جینی در نتیجه آن ۰/۱۳ واحد کاهش خواهد یافت.

قبل از اینکه به تحلیل نتایج حاصله از برازش معادله (۲۲) بپردازیم، به منظور دستیابی به ابزار و شواهد بیشتر جهت تفسیر نتایج، به بررسی تأثیر متغیرهای مختلف بر سهم گروه‌های درآمدی (هزینه‌ای) می‌پردازیم. بدین منظور سهم ۴۰ درصد پایین، سهم ۴۰ درصد میانی و سهم ۲۰ درصد ثروتمند جامعه از درآمدها (هزینه‌ها) به عنوان متغیرهای وابسته به کار می‌رود. معادلات فوق‌الذکر با استفاده از روش رگرسیونهای به ظاهر نامرتب برازش شده‌اند. جدول زیر نتایج حاصل از برآورد این سیستم را نشان می‌دهد.^۱

۱. خروجی Eviews مربوط به این سیستم در پیوست (الف) قابل مطالعه است

جدول ۲- چگونگی تأثیرگذاری متغیرها بر سهم درآمدی گروه های مختلف

چگونگی تأثیرگذاری بر سهم درآمدی گروه... متغیر			
۴۰ درصد پایینی	۴۰ درصد میانی	۲۰ درصد بالایی	
تأثیر معنی داری ندارد.	تأثیر معنی داری ندارد.	تأثیر معنی داری ندارد.	اندازه دولت
تأثیر معنی داری ندارد.	تأثیر معنی داری ندارد.	تأثیر معنی داری ندارد.	نرخ تورم
تأثیر معنی داری ندارد.	تأثیر معنی داری ندارد.	تأثیر معنی داری ندارد.	نرخ بیکاری
۱/۱۳ درصد	۳/۱۷ درصد	۴/۳- درصد	جنگ
۴/۴۹- درصد	۷/۴- درصد	۱۱/۸۵ درصد	پراکندگی تحصیلی
۱/۳۸ درصد	۲/۴۱ درصد	۳/۸- درصد	میانگین سواد

همانگونه که از این جدول مشخص است نرخ تورم، نرخ بیکاری و اندازه دولت هیچ تأثیری بر سهم اقشار مختلف از درآمدها (هزینه‌ها) ندارند. همچنین افزایش سطح سواد جامعه باعث بهبود نسبی در سهم اقشار پایین و میانی از درآمدها (هزینه‌ها) شده است که دقیقاً با نتایج حاصل از برازش معادله (۲۲) منطبق است. در واقع اگر سطح سواد جامعه به میزان یک سال از سطح کنونی افزایش یابد سهم ثروتمندترین اقشار جامعه از هزینه‌ها ۳/۸ درصد کاهش خواهد یافت. به همین ترتیب در نتیجه افزایش یک سال به سطح سواد فعلی جامعه، ۴۰ درصد پایینی و میانی از هزینه‌ها به ترتیب ۱/۳۸ و ۲/۴۱ درصد افزایش خواهد یافت. در مورد پراکندگی سواد، در صورتی که یک سال کاهش یابد، سهم ۲۰ درصد پردرآمدترین اقشار و ۴۰ درصد میانی و ۴۰ درصد فقیر به ترتیب ۱۱/۸۵، ۷/۴- و ۴/۴۹- درصد تغییر می‌کند. همچنین در دوران جنگ سهم ثروتمندان از هزینه‌ها به میزان ۴/۳ درصد کاهش و سهم اقشار متوسط و فقیر ۳/۱۷ و ۱/۱۳ درصد افزایش داشته است. بنابراین سیاستهای حمایتی دولت در دوران جنگ بیشتر به نفع اقشار میانی تمام شده است تا اقشار فقیر.

نظر به برازش معادله (۲۲) و سیستم (۲۱)، در مجموع می‌توان به اهمیت آموزش در بهبود وضعیت توزیع درآمد پی برد. به بیان واضح‌تر، هم سطح آموزش و هم چگونگی پراکندگی آن نقش مهمی در تعیین وضعیت نابرابری درآمدها دارد.

۱. به مانند محاسبات مربوط به مدل (۲۲) داریم:

$$\frac{d(S_{+2.0\%})}{d(\ln Edu)} = -21/24 \Rightarrow \frac{d(S_{+2.0\%})}{d(Edu)} \cdot \frac{d(Edu)}{d(\ln Edu)} = -21/24 \Rightarrow \frac{d(S_{+2.0\%})}{d(Edu)} = -3/8$$

۴. خلاصه و نتیجه‌گیری

به طور خلاصه مهمترین نتایج حاصل از این تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

- تأثیر سطح سواد بر روی ضریب جینی منفی و معنی‌دار بوده است. از این رو آموزش بیشتر سبب بهبود توزیع درآمد شده است. اندازه ضریب این متغیر برابر $0/041$ - است و بیانگر این است که یک سال افزایش در میانگین سواد جامعه ضریب جینی را به میزان $0/041$ واحد کاهش خواهد داد. همچنین آموزش بیشتر موجب انتقال $3/8$ درصد سهم 20 درصد ثروتمندان جامعه به 80 درصد دیگر گردیده است که از این انتقال، سهم 40 درصد پایینی $1/38$ درصد و سهم 40 درصد میانی $2/41$ درصد می‌باشد.
- تأثیر پراکندگی آموزش (انحراف معیار سواد) بر روی ضریب جینی مثبت و معنی‌دار است. لذا هر چه آموزش به صورت نابرابرتر افزایش یابد، افزایش در نابرابری آن سبب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. اندازه ضریب این متغیر برابر $0/13$ است و بیانگر این است که یک سال افزایش در پراکندگی سواد جامعه، ضریب جینی را به میزان $0/13$ واحد افزایش خواهد داد. علاوه بر این افزایش پراکندگی تحصیلی طی دوره مورد بررسی سبب انتقال $11/85$ درصد سهم درآمدهای 80 درصد فقیرتر جامعه به 20 درصد بالایی شده که کاهش در سهم 40 درصد پایینی از این طریق $4/49$ درصد و کاهش در سهم 40 درصد میانی نیز $7/4$ درصد بوده است.
- متغیرهای تورم، بیکاری و اندازه دولت تأثیر معنی‌داری بر روی ضریب جینی ندارند. چنین نتیجه‌ای تعجب‌برانگیز است به همین خاطر تحقیقاتی که رابطه بین توزیع درآمد و این متغیرها را مورد توجه قرار داده بودند بازنگری شدند و با کمال تعجب نتایج این تحقیق مورد تأیید قرار گرفت. توجیه چنین رابطه عجیبی رسالت این تحقیق نیست با این حال به طور خلاصه گسترده‌بودن اقتصاد زیرزمینی و غیررسمی در اقتصاد ایران می‌تواند دلیل اصلی بروز این رابطه باشد. در عین حال مبانی نظری توزیع درآمد بر اهمیت متغیرهایی مانند تورم، بیکاری و اندازه دولت تأکید می‌کنند. در حقیقت می‌توان ادعا کرد که هر چند این متغیرها از نظر تئوری بر روی توزیع درآمد مؤثر هستند اما در مورد ایران و با توجه به اطلاعات موجود از اهمیت چندانی برخوردار نمی‌باشند.
- در دوران جنگ تحمیلی ضریب جینی نسبت به بقیه سالها کاهش داشته است. اندازه این کاهش معادل $0/041$ واحد می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که در دوران جنگ دولت سعی کرده است تا عامه مردم را از اثرات اقتصادی سوء جنگ دور نگه دارد که در این مسیر موفق بوده است. در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که آموزش بیشتر و برابرتر موجب بهبود در وضعیت توزیع درآمد می‌گردد و بر این اساس می‌توان به دولت پیشنهاد کرد که سیاستهای خود را در امر آموزش به گونه‌ای

شکل دهد تا باعث تشویق آموزش عمومی (در مقایسه با آموزش عالی) شود. از این طریق علاوه بر افزایش سطح سواد جامعه، پراکندگی آموزشی نیز کاهش می‌یابد. بدین منظور دولت باید تسهیلات بیشتری را برای تحصیل در این مقاطع فراهم کند.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

- تودارو، مایکل (۱۳۶۵)، توسعه اقتصادی در جهان سوم، ترجمه غلامعلی فرجادی، سازمان برنامه و بودجه.
- درستکار، عزت‌اله (۱۳۸۳)، بررسی تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.
- عمادزاده، مصطفی (۱۳۸۲)، اقتصاد آموزش و پرورش، انتشارات جهاد دانشگاهی واحد اصفهان.
- مرکز آمار ایران (سالهای مختلف)، نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری، مرکز آمار ایران.
- مرکز آمار ایران (سالهای مختلف)، نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای روستایی، مرکز آمار ایران.
- معاونت امور اقتصادی (۱۳۷۶)، آمارهای اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- نیلی، مسعود و شهاب نفیسی (۱۳۸۲)، رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر توزیع تحصیلات نیروی کار (مورد ایران سالهای ۱۳۷۹-۱۳۴۵)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۷.
- ویزی، جان (۱۳۵۱)، اقتصاد آموزش و پرورش، ترجمه محمد برهان‌منش، انتشارات دانشگاه تهران.
- یوسفی، مجتبی (۱۳۸۲)، تأثیر آموزش رسمی بر رشد اقتصادی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.
- Barro, Robert J. and Jong Wha Lee, (1993) "International Data on Educational Attainment", *NBER, Working Paper*.
- Barro, Robert J. and Jong Wha Lee, (2000) "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", *NBER, Working Paper*.
- Kakwani, Nanak C, (1980) "Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications", Oxford University Press.
- Knight, J.B. And R.H. Sabot, (1987) "Educational Expansion, Government Policy and Wage Compression", *Journal of Development Economics*, 26, 201-221.
- Lam, David. and Deborah, Levison (1991) "Declining Inequality in Schooling in Brazil and its Effects on Inequality in Earnings", *Journal of Development Economics*. Vol. 37, 199-225.
- Lee, W. and Gregorio, J, (1999) "Education and Income Distribution: New Evidence from Cross-Country Data", *Development Discussion Paper* NO.714, Harvard Institute for International Development.

- Logoini, Cesar Bouillon, (2001) "Can Education Explain Changes in Income Inequality in Mexico", *Working paper*, April.
- Lopez, Roman; Thomas Vinod and Wang Yan, (1998) "Addressing the Education Puzzle", the Distribution of Education and Economic Reforms", *World Bank*.
- Marshall, Alfred, (1961) "Principles of Economics", 10th ed., The Macmillan Company.
- Psacharopoulos, G., (1977) "Unequal Access To Education and Income Distribution: An International Comparison", *Journal of Development Economics*, 125, 383-392.
- Ram, R., (1990) "Educational Expansion And Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications", *Review of Economics and Statistics*, 72(2), 266-273.
- Ram, R., (1990) "Can Educational Expansion Reduce Income Inequality in Less-Developed Countries?", *Economics of Education Review*, Vol. 8, No. 2, 185-195.
- Shultz, Th. W., (1971) "Investment in Human capital", The Free Press, New York.

پیوست الف - خروجی EViews مربوط به مدلها : مدل OLS

Dependent Variable: GINI
 Method: Least Squares
 Sample: 1347 1380
 Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.113357	0.130363	-0.869546	0.3922
GSIZE	-0.001292	0.086303	-1.497160	0.1460
INF	0.000489	0.000365	1.341491	0.1909
UNIMP	0.001787	0.002104	0.849087	0.4033
LEDU	-0.230865	0.042867	-5.385605	0.0000
LSDS	0.614786	0.149715	4.106370	0.0003
WAR	-0.041592	0.010187	-4.082610	0.0004
R-squared	0.807224	Mean dependent var		0.456999
Adjusted R-squared	0.764385	S.D. dependent var		0.031385
S.E. of regression	0.015234	Akaike info criterion		-5.349296
Sum squared resid	0.006266	Schwarz criterion		-5.035046
Log likelihood	97.93804	F-statistic		18.84315
Durbin-Watson stat	2.196561	Prob(F-statistic)		0.000000

آزمون وایت (بررسی ناهمسانی واریانس) :

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.493002	Probability	0.203679
Obs*R-squared	14.53250	Probability	0.204915

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Sample: 1347 1380
 Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007094	0.022614	-0.313700	0.7567
GSIZE	-0.007563	0.009023	-0.838109	0.4110
GSIZE^2	0.014471	0.015301	0.945805	0.3545
INF	2.22E-05	2.09E-05	1.062774	0.2994
INF^2	-3.13E-07	3.86E-07	-0.808846	0.4273
UNIMP	-0.000379	0.000162	-2.341503	0.0287
UNIMP^2	1.79E-05	8.02E-06	2.230548	0.0362
LEDU	-0.000415	0.004180	-0.099356	0.9218
LEDU^2	0.000145	0.001622	0.089353	0.9296
LSDS	0.015139	0.035535	0.426021	0.6742
LSDS^2	-0.005682	0.012800	-0.443897	0.6615
WAR	-7.19E-06	0.000250	-0.028767	0.9773
R-squared	0.427427	Mean dependent var		0.000184
Adjusted R-squared	0.141140	S.D. dependent var		0.000295
S.E. of regression	0.000274	Akaike info criterion		-13.29893
Sum squared resid	1.65E-06	Schwarz criterion		-12.76022
Log likelihood	238.0818	F-statistic		1.493002
Durbin-Watson stat	2.446468	Prob(F-statistic)		0.203679

آزمون صحت تصریح مدل:

Ramsey RESET Test:

F-statistic	1.265759	Probability	0.270843
Log likelihood ratio	1.616194	Probability	0.203623

Test Equation: Dependent Variable: GINI

Sample: 1347 1380

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.791481	1.698062	1.055015	0.3011
GSIZE	0.564828	0.622839	0.906861	0.3728
INF	-0.002169	0.002390	-0.907414	0.3725
UNIMP	-0.007476	0.008495	-0.880018	0.3869
LEDU	1.006829	1.100941	0.914517	0.3688
LSDS	-2.713181	2.961786	-0.916063	0.3681
WAR	0.187864	0.204201	0.919993	0.3660
FITTED^2	5.682762	5.051077	1.125059	0.2708
R-squared	0.816173	Mean dependent var		0.456999
Adjusted R-squared	0.766681	S.D. dependent var		0.031385
S.E. of regression	0.015160	Akaike info criterion		-5.338008
Sum squared resid	0.005975	Schwarz criterion		-4.978864
Log likelihood	98.74614	F-statistic		16.49107
Durbin-Watson stat	2.335807	Prob (F-statistic)		0.000000

سیستم به ظاهر نامرتب:

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1347 1380

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.573405	12.04881	0.047590	0.9622
C(2)	0.043689	0.033447	1.306227	0.1980
C(3)	0.172310	0.192476	0.895231	0.3753
C(4)	-0.078479	8.120943	-0.966385	0.3389
C(5)	-21.24477	3.954759	-5.371949	0.0000
C(6)	54.19877	13.69036	3.958900	0.0003
C(7)	-4.268803	1.011292	-4.221140	0.0001
C(8)	33.62321	4.990971	6.736807	0.0000
C(9)	-0.018285	0.013855	-1.319768	0.1934
C(10)	-0.126245	0.079729	-1.583420	0.1202
C(11)	0.035151	3.363933	1.044958	0.3015
C(12)	7.743199	1.638178	4.726715	0.0000
C(13)	-20.52212	5.670951	-3.618814	0.0007
C(14)	1.131323	0.418907	2.700655	0.0097

Determinant residual covariance	0.200285		
Equation: $S+20\%=C(1)+C(2)*INF+C(3)*UNIMP+C(4)*GSIZE+C(5)*LEDU+C(6)*LSD\$(7) *WAR$			
R-squared	0.808298	Mean dependent var	50.41067
Adjusted R-squared	0.758288	S.D. dependent var	3.155403
S.E. of regression	1.551328	Sum squared resid	55.35222
Durbin-Watson stat	1.856634		
Equation: $S.40\%=C(8)+C(9)*INF+C(10)*UNIMP+C(11)*GSIZE+C(12)*LEDU+C(13)*LSD\$(14)*WAR$			
R-squared	0.695986	Mean dependent var	13.77800
Adjusted R-squared	0.616678	S.D. dependent var	1.037917
S.E. of regression	0.642606	Sum squared resid	9.497665
Durbin-Watson stat	2.075523		

پیوست ب- شاخص برخورداری تحصیلی و پراکندگی تحصیلی

عمده‌ترین کار تجربی در مورد محاسبه میانگین سطح سواد توسط بارو و لی در سال ۱۹۹۳^۱ صورت پذیرفت که تا سال ۲۰۰۰ طی چند مرحله به روز شده است. بارو و لی از داده‌های سرشماری به عنوان محکی از موجودی یا سطح اولیه برخورداری تحصیلی استفاده کرده و نرخ ثبت‌نام مدارس را برای تخمین تغییرات در آن بکار گرفتند و بدین ترتیب در سال ۱۹۹۳ برای ۱۲۹ کشور به محاسبه متوسط سالهای تحصیل برای دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ پرداختند. آنها در سال ۲۰۰۰ آمار خود را به روز کردند.

در محاسبه شاخص متوسط برخورداری تحصیلی برای ایران، از کار بارو و لی الگوبرداری شد ولی برای تطبیق با ویژگی‌های ایران تغییراتی در آن داده شد. مهمترین وجه تمایز این دو کار در این است که کار بارو در مقطع خاصی صورت پذیرفته است در حالی که شاخص مورد نظر برای ایران در طول زمان محاسبه شده است.

در تحقیق حاضر همچون مطالعات مشابه^۲ پراکندگی آموزشی نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ این شاخص عبارت است از انحراف معیار آموزش که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

1. Robert J. Barro, and J. W. Lee, (1993), "International Comparisons of Educational Attainment"

۲. برای مطالعه سایر کارهای انجام شده رجوع کنید به: مجتبی یوسفی (۱۳۸۲) صص ۳۹ تا ۶۵.

۳. رجوع کنید به: (1990) Ram و (2001) Longoini

$$\sigma \equiv SDS = \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i (y_i - \mu)^2} \quad \text{و} \quad \mu \equiv AYS = \sum_{i=1}^n p_i y_i$$

که در آن $\sigma \equiv SDS$ انحراف معیار آموزش، p_i سهمی از جمعیت با تحصیلات i ، y_i تعداد سالهای مورد نیاز برای کسب i سال تحصیل، $\mu \equiv AYS$ متوسط سالهای تحصیل و n جمعیت مورد بررسی است. جدول (۳) اطلاعات مربوط به متوسط سالهای تحصیل و انحراف معیار تحصیلات نیروی کار را ارائه می‌دهد:

جدول-۳. متوسط سالهای تحصیل و انحراف معیار تحصیلات نیروی کار

سال	متوسط سالهای تحصیل نیروی کار	انحراف معیار	سال	متوسط سالهای تحصیل نیروی کار	انحراف معیار
۱۳۴۷	۱/۱۴۸	۲/۷۷۳	۱۳۶۴	۳/۳۴۰	۴/۱۹۱
۱۳۴۸	۱/۱۸۸	۲/۸۳۳	۱۳۶۵	۳/۴۴۵	۴/۱۷۴
۱۳۴۹	۱/۲۷۸	۲/۹۳۷	۱۳۶۶	۳/۵۶۵	۴/۱۵۱
۱۳۵۰	۱/۳۰۲	۲/۹۶۹	۱۳۶۷	۳/۶۵۲	۴/۱۲۹
۱۳۵۱	۱/۴۱۶	۳/۰۷۹	۱۳۶۸	۳/۸۱۶	۴/۱۱۵
۱۳۵۲	۱/۴۳۴	۳/۱۰۵	۱۳۶۹	۳/۹۱۳	۴/۰۸۴
۱۳۵۳	۱/۵۶۵	۳/۲۵۶	۱۳۷۰	۴/۱۰۶	۴/۱۰۹
۱۳۵۴	۱/۶۶۳	۳/۳۸۷	۱۳۷۱	۴/۲۶۵	۴/۱۲۴
۱۳۵۵	۱/۸۴۰	۳/۵۵۳	۱۳۷۲	۴/۳۴۳	۴/۱۷۲
۱۳۵۶	۲/۰۳۹	۳/۷۶۱	۱۳۷۳	۴/۵۶۶	۴/۲۱۴
۱۳۵۷	۲/۲۳۱	۳/۸۸۲	۱۳۷۴	۴/۵۶۹	۴/۲۳۲
۱۳۵۸	۲/۳۳۳	۳/۹۵۰	۱۳۷۵	۴/۵۲۸	۴/۲۱۱
۱۳۵۹	۲/۵۳۹	۴/۰۶۶	۱۳۷۶	۴/۵۷۷	۴/۲۲۴
۱۳۶۰	۲/۷۰۲	۴/۱۴۲	۱۳۷۷	۴/۶۳۸	۴/۲۶۱
۱۳۶۱	۳/۰۴۳	۴/۱۸۹	۱۳۷۸	۴/۷۴۲	۴/۲۹۲
۱۳۶۲	۳/۱۱۶	۴/۲۱۱	۱۳۷۹	۵/۱۲۶	۴/۴۴۲
۱۳۶۳	۳/۱۸۳	۴/۲۰۹	۱۳۸۰	۵/۵۸۰	۴/۵۷۲