فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال یازدهم، شماره ۱ «پیاپی ۳۷» بهار ۱۳۹٦، صفحه‌های ٤٤-۲۳)

تقاضای تحصیلات و برآورد سهم تحصیلات در نابرابری درآمد

علی فلاحتی[*]، شهرام فتاحی[**]، یونس گلی[+]، سمیه گلی[×]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۳۰

چکیده

این مقاله با استفاده از داده‌های سطح خرد خانوار در دوره زمانی ۱۳۸۹ - ۱۳۹۳ و مدل اقتصادسنجی لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته و تجزیه اکساکا و بلیندر و ماچادو متا به بررسی عوامل موثر بر تقاضای تحصیلات و تعیین سهم تحصیلات از نابرابری درآمد می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد افزایش سال‌های تحصیل والدین و کاهش تعداد فرزندان منجر به افزایش تقاضا برای تحصیلات می‌شود. همچنین نتایج حاصل از مدل‌های تجزیه نشان می‌دهد سهم تحصیلات در ایجاد نابرابری در دهک‌های پایین درآمد برابر با ۰/٦ و در دهک‌های بالای درآمدی برابر با ۲/۵ درصد است. به طور میانگین، سهم تحصیلات در ایجاد نابرابری در سال ۱۳۸۹ برابر با ۱/٤٦ و در سال ۱۳۹۳ برابر با ۳/۲٦ درصد است. برای افزایش کارایی تحصیلات در کشور، سیاست‌هایی از قبیل ایجاد ارتباط بین صنعت و دانشگاه، افزایش کیفیت تحصیلات و افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های دارای بیشترین پیوند پیشین و پسین توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: D11, D12, D110

واژگان کلیدی: تقاضای آموزش، لاجیت تعمیم‌یافته، تجزیه اکساکا بلیندر و ماچادو متا.

[*]دانشیار اقتصاد دانشگاه رازی، پست الکترونیکی: alifalahatii@yahoo.com

[**]دانشیار اقتصاد دانشگاه رازی، پست الکترونیکی: sh_fatahi@yahoo.com

[+]دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه رازی (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: younes.goli67@gmail.com

[×]کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه رازی، پست الکترونیکی: somayehgoli92@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه تحصیلات به عنوان عامل بهبوددهنده وضعیت اقتصادی افراد (از طریق افـزایش درآمـد فرد) و جامعه (از طریق افزایش رشد تولید ناخالص داخلی) در نظر گرفتـه مـی‌شـود. اهمیـت ارتقای تحصیلات از دو منظر می‌تواند مورد توجه قرار گیرد: نخست، از دیدگاه اقتصاد کـلان؛ سطح تحصیلات بـالاتر منجـر بـه افـزایش سـطح مهـارت و توانـایی افـراد در بالفعـل کـردن استعدادهای بالقوه می‌شود؛ بنابراین، می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی گردد؛ دوم، از لحاظ اقتصاد خرد؛ بسیاری از خانواده‌ها، سرمایه‌گذاری در سـرمایه انسـانی از طریـق ارتقـای سـطح تحصیلات را به عنوان عامل از بین بردن فقر تلقی مـی‌کننـد؛ بـه طـوری کـه هـر چـه سـطح تحصیلات افزایش یابد، به دلیل ارتقای بهره‌وری، سطح دستمزد نیز افزایش می‌یابد.

افزون بر این، در سطح خرد عامـل محـرک دیگـر در ایجـاد انگیـزه بـرای افـزایش سـطح تحصیلات، وجهه اجتماعی سطح تحصیلات است که افراد با سطح تحصیلات بالاتر در جامعه از احترام بیشتری برخوردار هستند؛ بنابراین هم در سطح خرد و هم در سطح کلان این انگیـزه وجود دارد که افراد برای افزایش سطح تحصیلات تقاضای بیشتری داشته باشند.

اما نکته مهم این است که برای کشورهای مختلف، میزان تاثیر تحصیلات بر رشد اقتصادی بسیار متغیر است. کشورهای توسعه‌یافته‌ای که به عنوان الگوی تاثیر مثبت افـزایش تحصـیلات بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرند، اغلب از کیفیت تحصیلات مناسبی برخوردار بـوده و اکثر مراکز پژوهشی و دانشگاه‌های مهم جهان را در خود جای داده‌اند. موفقیت این کشـورها در به‌کارگیری نیروی کار تحصیل‌کرده در جهت افزایش تولید ناخالص داخلـی، بـه ایـن معنـا نیست که تکرار روند فوق، برای تمام کشورها، نتیجه یکسان و مشابهی داشـته باشـد. البتـه تـا چند سال گذشته، تصور می‌شد افزایش سطح تحصیلات باعث افـزایش بهـره‌وری افـراد و در نتیجه، افزایش رفاه فردی و جامعه خواهد شد. بر پایه همین فرض، آمـوزش فراگیـر، یکـی از اهداف اصلی توسعه هزاره تعیین شد. اما پس از سـال‌هـا تجربـه، روشـن شـده اسـت میـزان یادگیری و کیفیت آموزش تاثیر مهمی بر افزایش رفـاه و تولیـد اقتصـادی دارد. کشـورهای در حال توسعه‌ای که افزایش سطح تحصیلات عالی را هدف خود قرار داده‌اند، اغلب نتوانسته‌انـد آموزش موثر و باکیفیتی در مراکز آموزشی خود برقرار کنند. پس، نمی‌توان انتظار داشت میـزان تاثیر آموزش بر دستمزد دریافتی فرد یا رشد اقتصادی بین این کشورها مشابه باشد. مشکل یـاد

شده که با مورد توجه قرار گرفتن کمیت آموزش بدون توجه بـه کیفیـت آن در کشـورهای در حال توسعه ایجاد شد، باعث شکل‌گیری معیـار جدیـدی در بحـث تـاثیر تحصـیلات شـد. در مجموع، می‌توان گفت اگر چه آموزش، رکن اصلی هر برنامه توسعه‌ای تلقی می‌شود؛ امـا بایـد کیفیت آن، علاوه بر کمیت مورد توجه قرار گیرد (موسی‌زاده، ۱۳۹۳). بر پایه چنین تفکری، در سال‌های اخیر، میزان تقاضای تحصیلات از جانب خانوارهـا و افـزایش عرضـه دانشـگاه‌هـا و موسسات عالی باعث شده که میزان فارغ‌التحصیلان دانشـگاهی در ایـران رونـدی افزایشـی را تجربه نماید.

سازمان‌دهی این مقاله به ایـن صـورت اسـت: در بخـش دوم بـه بیـان نظریـات مـرتبط و مطالعات پیشین پرداخته می‌شود و در بخش سوم، روش تحقیق، شواهد آماری و تصریح مـدل بیان می‌شود؛ بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج تخصیص یافتـه و در بخـش پایـانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات

در ادبیات نظری، تقاضای آموزش عالی از دو دیدگاه مورد توجه قرار گرفته اسـت: در دیـدگاه اول، آموزش عالی ماهیت کالای مصرفی دارد و بنابراین، رفتار افراد در خصـوص آن، هماننـد سایر کالاهای مصرفی است؛ در دیدگاه دوم، آمـوزش عـالی دارای ماهیـت کـالای سـرمایه‌ای است؛ بنابراین، افراد در ارتباط با آن رفتار سرمایه‌گذاران را پیش مـی‌گیرنـد. براسـاس دیـدگاه اول، نظریه نئوکلاسیک و براساس دیدگاه دوم، نظریه سرمایه انسانی به نقل از بیکر[1] (۱۹۷۵) و مینسر[2] (۱۹۷٤) گسترش یافته است.

در نظریه نئوکلاسیک تقاضا برای تحصیلات، تابعی مثبت از درآمد خانوار و تابعی منفی از قیمت تحصیلات است؛ اما نظریه سرمایه انسانی، دیـدگاهی سـرمایه‌ای بـه تحصـیلات دارد و بازدهی‌های خصوصی و اجتماعی را بررسـی مـی‌کنـد. در ایـن نظریـه، افـراد بـرای تقاضـای تحصیلات از تحلیل هزینه و فایده استفاده می‌کنند که هزینه آن شامل هزینه‌های آموزشی و نیز درآمد از دست رفته ناشی از اشتغال به تحصـیل در آمـوزش عـالی اسـت و درآمـد آن شـامل

[1] Becker
[2] Mincer

افزایش درآمد ناشی از افزایش تحصیلات است. تقاضا زمانی صورت می‌پذیرد که درآمدها بیش از هزینه‌ها باشد، که این امر به شرایط بازار کار و قدرت پیش‌بینی فرد در برآورد نیاز بازار به تحصیلات بستگی دارد. هر چه میزان تطابق نیاز بازار کار و تحصیلات افزایش یابد، ریسک سرمایه‌گذاری خصوصی در تحصیلات کاهش می‌یابد. نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری‌های اجتماعی در آموزش عالی براساس هزینه و فایده اجتماعی به دست می‌آید و با نرخ بازدهی فردی (یا خصوصی) متفاوت است. سرمایه‌گذاری اجتماعی نیز با ریسک سرمایه‌گذاری مواجه است، در این مورد نیز هر چه تطابق نیاز بازار به نیروی کار متخصص و سرمایه‌گذاری در آموزش عالی افزایش یابد، بازدهی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، نیاز بازار به نیروی کار متخصص در تعادل با میزان فارغ‌التحصیلان باشد و بیکاری دانش‌آموختگان آموزش عالی به حداقل برسد.

سه دیدگاه کلی در سطح خرد (فرد)، کلان (کشور) و بنگاه‌ها در خصوص تقاضا برای تحصیلات وجود دارد: دیدگاه کلان معتقد است افزایش تحصیلات باعث افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود؛ دیدگاه خرد معتقد است افراد به دلیل انتظار از دستمزدهای بالاتر و وجهه اجتماعی بهتر در آینده تقاضای تحصیلات دارند؛ تقاضا برای تحصیلات از نظر بنگاه‌ها معمولا غیرمستقیم و از طریق تقاضا برای نیروی انسانی متخصص صورت می‌گیرد؛ بنابراین، تقاضای افراد برای آموزش عالی با عنوان تقاضای اجتماعی و تقاضای بنگاه‌ها برای آموزش‌دیدگان آموزش عالی با عنوان تقاضای اقتصادی آموزش عالی بررسی می‌شود. بنابراین، همواره براساس سه دیدگاه یاد شده تقاضا برای تحصیلات وجود دارد. تحصیلات زمانی دارای بازدهی است که خروجی سه دیدگاه فوق در تعادل باشند و عدم تعادل هر کدام از دیدگاه‌ها باعث زیان هم در سطح خرد و هم در سطح کلان می‌شود. تعادل خروجی سه دیدگاه منجر به کاهش بیکاری دانش‌آموختگان و بالا بودن بازدهی تحصیلات می‌شود.

برای تعیین میزان سهم تحصیلات در نابرابری درآمد از نظریه تبعیض سلیقه‌ای بیکر[1] (۱۹۵۷) استفاده می‌شود. بیکر[2] بیان می‌کند بعضی از کارفرمایان دارای ترجیحات شخصی در

[1] Becker

[2] ر. ک. به: کشاورز و همکاران (۱۳۹۳). اثر آزادسازی تجاری بر تفاوت دستمزد زنان و مردان در ایران، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، (۳): ٦٥٤-٦٥٣ .

استخدام افراد هستند و تمایل دارند گروه خاصی از افراد را استخدام کنند و دستمزد بالاتری نیز بپردازند. وی تفاوت دستمزد را به دو عامل تفاوت سرمایه انسانی و تبعیض نسبت می‌دهد و هر چه ترجیحات شخصی کارفرما در تعیین دستمزد بالاتر باشد، سهم تبعیض بالاتر است و هر چه میزان ترجیحات شخصی کارفرما پایین‌تر باشد، سهم تفاوت سرمایه انسانی بالاتر است. از آنجا که این مقاله از دو بخش تشکیل شده است، ابتدا به مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای تحصیلاتی و عوامل موثر بر آن پرداخته می‌شود، سپس مطالعات مربوط به تحصیلات و نابرابری درآمد بیان می‌شود.

قارون (۱۳۸۲) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار برای سال ۱۳۸۱ و نیز مدل اقتصادسنجی لاجیت به بررسی تاثیر عوامل اقتصادی - اجتماعی خانوار بر تقاضای ورود به آموزش عالی پرداخت. نتایج نشان داد سطح تحصیلات والدین و وضعیت اقتصادی خانوار تاثیر مثبت بر احتمال تقاضای تحصیلات فرزندان دارد. در سایر کشورها، مطالعاتی مانند بلاندن و جرج[1] ۲۰۰٤ و کیان و اسمیاث[2] ۲۰۰۸ نتیجه گرفتند، سطح تحصیلی والدین اثر مثبت بر تعداد سال‌های تحصیل فرزندان دارد.

دونکو و آمیکوزنو[3] (۲۰۱۱) با مدل لاجیت دوتایی نشان دادند تحصیلات والدین اثر مثبت بر احتمال مخارج تحصیلات دارد. کوانگ[4] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های بررسی استانداردهای زندگی خانوارهای ویتنام و مدل توبیت نشان داد درآمد خانوار تاثیر معناداری بر کل مخارج خانوار برای تحصیلات دارد. کنایا[5] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای عوامل موثر بر مخارج آموزش خصوصی در مالزی با استفاده از داده‌های مخارج خانوار برای دوره ۲۰۰٤ و ۲۰۰۵ را بررسی کرد. نتایج نشان داد کل مخارج خانوار، سطح تحصیلات سرپرست خانوار، جنسیت سرپرست خانوار، تعداد بچه‌های در سن مدرسه و مالکیت خانه از عوامل موثر بر مخارج تحصیلات هستند.

برتری این مقاله نسبت به مطالعات انجام شده این است که در بعضی از مطالعات از

---

1 Blanden and Gregg
2 Qian and Smyth
3 Donkoh and Amikuzuno
4 Quang
5 Kenayathulla

لاجیت دوتایی استفاده شده است که بسیار محدود است و تغییرات ترجیحات خانوارها را در نظر نمی‌گیرد. به عنوان مثال، کسی که دارای تحصیلات لیسانس است، نسبت به کسی که دارای تحصیلات دیپلم است، عکس‌العمل متفاوتی را به تغییرات متغیرهای مستقل دارد. به عبارت دیگر، عکس‌العمل افراد در گروه‌های تحصیلی متفاوت نسبت به تغییر متغیرهای توضیحی نامتقارن است و لاجیت دوتایی چنین نامتقارنی را تنها برای دو گروه لحاظ می‌کند که دارای اشکال اساسی است و مقاله حاضر از ٤ گروه استفاده کرده که نسبت به سایر مطالعات، نامتقارنی را بهتر مورد توجه قرار می‌دهد.

مطالعاتی در زمینه رابطه تحصیلات و نابرابری درآمد انجام شده است. درستکار و کفایی (۱۳۸٦) در تحقیقی نشان دادند افزایش سطح سواد باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردد. ولی تشدید پراکندگی سواد، توزیع درآمد را بدتر می‌کند. مهربانی (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های ۹۱ کشور با سطوح متفاوت سرمایه انسانی نشان داد افزایش ثبت نام در مقطع دبیرستان و افزایش مخارج آموزشی نسبت به تولید باعث کاهش فقر و نابرابری می‌شود. خلخالی و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله خود نشان دادند سطوح مختلف آموزش سبب کاهش نابرابری شده و همچنین افزایش آموزش دولتی نسبت به خصوصی سبب کاهش بیشتر نابرابری خواهد شد.

تحلیل مطالعات انجام شده نشان می‌دهد همه آنها در بعد کلان به بررسی اثر آموزش بر نابرابری می‌پردازند؛ در حالی که این مقاله از بعد خرد و در سطح خانوار مسئله را مورد بررسی قرار می‌دهد. در واقع، مطالعات انجام شده، نابرابری را به عنوان یک پدیده نامطلوب در نظر می‌گیرد؛ در حالی که مقاله حاضر با استفاده از روش‌های نوین نشان می‌دهد قسمتی از نابرابری برای اقتصاد ضروری است که با عنوان نابرابری کارا و نابرابری ناشی از تفاوت سرمایه انسانی تعریف می‌شود.

مطالعات موجود تنها بیان می‌کنند که اثر آموزش بر نابرابری کاهشی است؛ در حالی که مقاله حاضر سهم تحصیلات را در نابرابری تعیین می‌کند و بازدهی آن را مورد بررسی قرار می‌دهد. در واقع، مسئله اصلی برای این مقاله مفید بودن تحصیلات در جامعه است و به این سوال پاسخ می‌دهد که آیا روند افزایشی فارغ‌التحصیلان در سال‌های اخیر دارای بازخورد مثبتی بر اقتصاد بوده است؟ بنابراین، هدف و روش تحلیل نیز متفاوت است؛ زیرا این مقاله از

مدل‌های تجزیه استفاده می‌کند؛ در حالی که مطالعات قبلی از رگرسیون استفاده نموده‌اند.

۳. روش تحقیق

در مدل‌های پروبیت[1] و لاجیت دوگانه، انتخاب تصمیم‌گیرندگان از بین دو گزینه صورت می‌گیرد. این در حالی است که در دنیای واقعی، اغلب انتخاب‌هایی وجود دارد که شامل بیش از دو گزینه است. دو طیف گسترده از این سری‌های انتخاب وجود دارد که شامل ترتیبی و غیرترتیبی می‌باشند. با توجه به این که سطوح تحصیلی فرزندان رتبه‌بندی شده است؛ بنابراین در این مقاله از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شده است.

الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر پنهان گسسته است که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی بر تعداد سطوح تحصیلی و همچنین نحوه تأثیر هر متغیر بر احتمال قرار گرفتن در چهار گروه سطوح تحصیلی مختلف استفاده می‌شود. این مدل به صورت زیر انتخاب می‌شود.

$$y_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

در فرمول (۱) y_i^* متغیر پیوسته سطوح تحصیلات، β بردار پارامترهایی است که بایستی برآورد شوند؛ X_i بردار $K\times 1$ از متغیرهای توضیحی است که شامل متغیرهایی چون درآمد، سن، سطح تحصیلات پدر و مادر، تعداد فرزندان و غیره است. ε_i نیز یک متغیر تصادفی و بیانگر خطاهای تصادفی است که دارای توزیع لجستیک است. اگر فرض شود y_i متغیری گسسته و قابل مشاهده است که بیانگر سطوح مختلف تحصیلات i است، ارتباط میان متغیر غیرقابل مشاهده و قابل مشاهده، از الگوی لاجیت ترتیبی به صورت رابطه (۵) پیروی می‌کند (نصرتی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۳۲).

$$\begin{aligned}
&y_i = 1 \text{ اگر } -\infty \le y_i^* \le \mu_1 \quad , i = 1,2,\dots,n \\
&y_i = 2 \text{ اگر } \mu_1 \le y_i^* \le \mu_2 \quad , i = 1,2,\dots,n \\
&y_i = 3 \text{ اگر } \mu_2 \le y_i^* \le \mu_3 \quad , i = 1,2,\dots,n \\
&y_i = j \text{ اگر } \mu_{j-1} \le y_i^* \le +\infty \quad , i = 1,2,\dots,n
\end{aligned} \qquad (۲)$$

[1] Probit

در رابطه (۲) ، μ ها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شده گسسته را تعریف می‌کنند و بایستی برآورد شوند و n اندازه نمونه مورد بررسی می‌باشد. مدل (۲) با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود. یکی از فروض اساسی رگرسیون لاجیت ترتیبی (و پروپیت ترتیبی) این است که ارتباط میان هر جفت از گروه‌ها یکسان باشد؛ بنابراین، تنها یک مجموعه از ضرایب (تنها یک مدل) وجود دارد. آزمون رگرسیون‌های موازی[1] (آزمون برنت)، منطقی بودن قضیه برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها را ارزیابی می‌کند؛ به عبارت دیگر، چنانچه فرضیه صفر آزمون برنت مبنی بر یکسان بودن ضرایب برای تمامی گروه‌ها، مورد قبول واقع شود؛ نشانگر آن است که پارامترهای وضعیت برای تمام گروه‌های پاسخ یکسان هستند. پارامترهای برآورد شده از طریق روش حداکثر راست‌نمایی برآورد می‌شوند (نصرتی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۳۳).

$$L(y|\beta,\mu_1,\dots.\mu_{j-1}) = \prod_{i=1}^{i}\prod_{j=0}^{j}[\gamma(\mu_j-\beta' X_i)-\gamma(\mu_{j-1}-\beta' X_i)]^{z_{ij}} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، Z_{ij} یک متغیر دوتایی است، زمانی که گروه مشاهده شده برای خانوار i=j باشد، مساوی یک و در غیر این صورت صفر خواهد شد. اثر نهایی یک واحد تغییر در پیش‌بینی‌کننده X_k بر احتمال طبقه j به صورت رابطه (٤) محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial P(y_i=j|X)}{\partial X_k} = [\emptyset(\mu_{j-1}-\beta' X)-\emptyset(\mu_j-\beta' X)]\beta_k = [\emptyset_j(0)-\emptyset_{j-1}(0)]\beta_k \qquad (٤)$$

در رابطه (٤)، $\emptyset(0)$ تابع توزیع نرمال استاندارد (برای مدل پروبیت ترتیبی) یا لاجستیک (برای مدل لاجیت ترتیبی) می‌باشد.

اثر نهایی متغیرهای موهومی بر متغیر وابسته نیز با استفاده از رابطه (۵) محاسبه می‌شود.

$$\Delta Prob\left[y = {}^{j}/_{X}\right] = Prob[y=j/X+\Delta X_k] - Prob[y=j/X] \qquad (۵)$$

با توجه به این که اثر نهایی به مقادیر تمامی متغیرهای توصیحی وابسته است؛ تصمیم‌گیری برای به کارگیری مقادیر متغیرها در برآورد، بسیار مهم است. معمولا اثر نهایی در مقادیر میانگین متغیرها محاسبه می‌شود. با توجه به این که مجموع احتمالات، همواره برابر با یک

[1] Parallel Regression

است، بنابراین مجموع اثرات نهایی برای هر متغیر برابر با صفر خواهد بود. گفتنی است محاسبه اثرات نهایی برای متغیرهای دوتایی به صورت مستقیم انجام نمی‌شود؛ در این مورد اثر نهایی به صورت اختلاف میان احتمالات در دو حالت ممکن محاسبه می‌شود.

یکی از مشکلات اصلی برای مدل‌های لاجیت ترتیبی، واکنش متقارن متغیر وابسته به تغییرات متغیرهای مستقل است؛ برای مثال، اگر ضریب متغیر مستقل مثبت باشد، تفسیر به این صورت است که هر چه متغیر مستقل افزایش یابد، میزان احتمال قرار گرفتن در سطوح بالاتر از متغیر وابسته افزایش می‌یابد؛ اما در واقعیت فردی که دارای تحصیلات عالی است، نسبت به فردی که دارای تحصیلات دیپلم است، عکس‌العمل متفاوتی به تغییرات متغیرهای مستقل دارند. به عبارت دیگر، تمایل‌ها برای دو گروه متفاوت است؛ بنابراین واکنش‌ها نامتقارن هستند، وجود چنین عکس‌العمل‌های نامتقارن با استفاده از مدل لاجیت تعمیم‌یافته تعیین‌پذیر است؛ آزمون برنت در واقع نامتقارن بودن واکنش‌ها را در سطوح مختلف متغیر وابسته آزمون می‌کند. در صورت نقض فرض رگرسیون‌های موازی، مدل لاجیت ترتیبی مدل مناسب جهت برآورد پارامترها نخواهد بود؛ بنابراین، لزوم استفاده از مدل لاجیت ترتیبی تعمیم یافته وجود دارد (ویلیامز، ۲۰۰۶: ۵۹). مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته به وسیله رابطه (٦) قابل تعیین است.

$$P(Y_j > j) = g(X\beta_j) = \frac{exp(\alpha_j + X\beta_j)}{1 + \{exp(\alpha_j + X_j\beta_j)\}} \quad ,J = 1,2,\dots.,M-1 \qquad (٦)$$

در رابطه (٦)، M تعداد گروه‌های متغیر وابسته ترتیبی است. با استفاده از رابطه (٦)، احتمال این که y هریک از مقادیر ۱،۲،۳،.....M را بگیرد برابر است با:

$$\begin{aligned} &P(Y_i = 1) = 1 - g(X_i\beta_j) \\ &P(Y_i = j) = g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_j) \quad ,j = 1,2,\dots.,M-1 \\ &P(Y_i = M) = g(X_i\beta_{M-1}) \end{aligned} \qquad (٧)$$

به طور خلاصه، سه حالت کلی برای مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته وجود دارد؛ در مدل (۸) لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته بدون محدودیت، مقادیر β میان سطوح مختلف j متفاوت است؛ در مدل (۹)، احتمالات متناسب، حالتی که در آن مقادیر β میان سطوح مختلف j یکسان است؛ و در مدل (۱۰)، حالتی که تنها بعضی از مقادیر β میان سطوح مختلف j متفاوت است (ویلیامز ۲۰۱۰: ۵).

$$P(Y_j > j) = \frac{exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \{exp(\alpha_j + X_j\beta_j)\}} \quad (۸)$$

$$P(Y_j > j) = \frac{exp(\alpha_j + X_i\beta)}{1 + \{exp(\alpha_j + X_j\beta)\}} \quad (۹)$$

$$P(Y_j > j) = \frac{exp(\alpha_j + x_{1i}\beta_1 + x_{2i}\beta_2 + x_{3i}\beta_3)}{1 + \{exp(\alpha_j + x_{1i}\beta_1 + x_{2i}\beta_2 + x_{3i}\beta_3)\}} \quad (۱۰)$$

سه مدل (۸-۱۰) نشان می‌دهد عکس‌العمل متغیر وابسته در سطوح مختلف ممکن است نسبت به تغییرات متغیر مستقل یکسان باشد و در بعضی نامتقارن باشد، به عبارتی سه مدل یاد شده تمام احتمالات ممکن را پوشش می‌دهند.

با توجه به موضوع مقاله و همچنین ساختار داده‌های در دسترس از الگوی لاجیت ترتیبی استفاده می‌شود که به صورت تجربی به صورت معادله (۱۱) قابل نمایش است.

$$\begin{aligned} y = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age2 + \beta_3 incoem + \beta_4 numchi + \beta_5 urban \\ + \beta_6 empmoth + \beta_7 empsar + \beta_8 edumoth + \beta_9 edusar \\ + \beta_{10} prof + \beta_{11} clerk + \beta_{12} craft + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (۱۱)$$

در معادله (۱۳)، y نشان‌دهنده سطوح تحصیلات، age، سن سرپرست خانوار، age2 مربع سن سرپرست خانوار، income مجموع درآمد کل خانوار، numchi تعداد فرزندان یک خانوار، empsar متغیر مجازی اشتغال سرپرست خانوار (شاغل یک و بیکار صفر)، empmoth متغیر مجازی اشتغال مادر خانوار (شاغل یک و بیکار صفر)،edusar و edumoth به ترتیب تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و مادر، urban، شهرنشینی برابر یک و روستایی برابر صفر، profs، clerks و craft به ترتیب متغیر مجازی مشاغل تخصصی، خدمات دفتری و فروش و صنعتگری است.

نابرابری درآمد ناشی از دو عامل مهم است: عامل اول، نابرابری ناشی از تفاوت سرمایه انسانی و عامل دوم، نابرابری ناشی از تبعیض یا تفاوت جبران دستمزد برای سطح یکسانی از سرمایه انسانی است؛ به عبارتی اگر تفاوت سرمایه انسانی از قبیل تحصیلات، سهم بیشتری را در ایجاد نابرابری درآمد داشته باشد؛ در این صورت، نابرابری برای رشد اقتصادی مفید است و نشان‌دهنده موثر بودن تحصیلات در کاهش فقر است؛ زیرا افراد با سطح تحصیلات متفاوت

دارای کارایی متفاوت و بنابراین، دستمزد متفاوت هستند؛ اما در صورتی سهم تبعیض بالاتر باشد، نابرابری برای اقتصاد زیان‌بار است؛ بنابراین، برای تعیین کارا بودن تحصیلات از مدل‌های تجزیه اکساکا بلیندر[1](در میانگین) و ماچادو و متا[2](در چندک‌های متفاوت) استفاده می‌شود. این مدل‌ها قادرند سهم تحصیلات را از سایر عوامل از قبیل تبعیض در تعیین نابرابری درآمد مجزا نمایند که به صورت معادله (۱۲) و (۱۳) هستند، بر طبق مدل‌های تجزیه هر چه سهم تحصیلات در ایجاد نابرابری افزایش یابد، میزان اثرگذاری تحصیلات افزایش یافته و تحصیلات به عنوان ابزاری جهت کاهش سهم نابرابری درآمد ناشی از تبعیض مطرح است.

$$\hat{R} = (\bar{x}_u - \bar{x}_l)'\hat{\beta}_u + x_l'(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_l) \quad (۱۲)$$

$$Q_\theta(w_u|x_u) - Q_\theta(w_l|x_l) = \left[Q_\theta(w_u|x_u) - Q_\theta(x_l\hat{\beta}_u)\right] + \left[Q_\theta(x_l\hat{\beta}_u) - Q_\theta(w_l|x_l)\right] \quad (۱۳)$$

$\hat{R}$ در معادله (۱۲) نشان‌دهنده تفاوت درآمد دو گروه دارای درآمد بالا (u) و گروه دارای درآمد پایین (l) است، همچنین $\hat{\beta}_u$ جبران دستمزد به ازای سطح تحصیلات مشخص برای گروه درآمد بالا است، x در هر گروه نشان‌دهنده میزان تحصیلات است؛ بنابراین، جزء اول سمت راست معادله‌های (۱۲) و (۱۳) نشان می‌دهد اگر به هر دو گروه دستمزد برابری معادل با $\hat{\beta}_u$ به ازای سطح تحصیلات مشخص داده شود؛ چه میزان از نابرابری درآمد به علت تفاوت xها یا تحصیلات است؛ اما جزء دوم نشان می‌دهد اگر میزان تحصیلات در هر دو گروه یکسان باشد، چه میزان از نابرابری درآمد به علت تفاوت جبران‌ها یا β ها است. بنابراین جزء اول، نشان‌دهنده نابرابری ایجاد شده به وسیله تحصیلات است و جزء دوم، نابرابری ناشی از سایر عوامل از جمله تبعیض می‌باشد. معادله (۱۲) نابرابری را در سطح میانگین اندازه‌گیری می‌کند، اما معادله (۱۳) نابرابری را در چندک‌های مختلف θ اندازه‌گیری می‌کند.

۳-۱. تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای بررسی هدف اصلی مقاله از داده‌های هزینه- درآمد خانوار مرکز آمار استفاده می‌شود. متغیر اصلی، سطوح تحصیلی برای فرزندان خانوار بر اساس ٤ سطح تحصیلی سیکل و

[1] Oaxaca Blinder
[2] Machado-Mata

پایین‌تر، پیش‌دانشگاهی و دیپلمه، لیسانس و در نهایت، طبقه چهارم، دارای تحصیلات عـالی و بالاتر از لیسانس می‌باشند. جدول (۱) روند کلی داده‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد.

جدول ۱. روند کلی داده‌های مورد بررسی

متغیرهای مورد استفاده	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
تعداد مشاهدات	٤۷۰٦۹	٤٥٦۰٥	٤۳۷٥۳	۳۷۹۱٥	۳۳٦۷٥
سال تحصیل مادر	۳/٦۸	۳/۸۹	٤/۰۲	٤/٤۷	٥/۰۲
سال تحصیل سرپرست	٥/۰٤	٥/۲۱	٥/۳٦	٥/٤۱	٥/۸۹
درآمد کل خانوار(میلیون ریال)	٥۹/٦٤	٦۷/٦۸	۸۳/۷۳	۱۰۸/۹	۱۲۳/۱۲
تعداد فرزندان	۳/۳۳	۳/۲۳	۳/۱۲	۲/۹۷	۲/٤۱
شهری	۰/٤٦	۰/٤٦	۰/٤٦	۰/٤۷	۰/٤۸
اشتغال زنان	۰/۱٥	۰/۱٤	۰/۱٥	۰/۱٥	۰/۱٦
اشتغال سرپرست خانوار	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸٤	۰/۸۹
نسبت افراد سطوح تحصیلی متفاوت[1]					
سطح ۱	۰/٥۷۹	۰/٥٦۸	۰/٥٦۲	۰/٥۸۱	۰/٥۸۷
سطح ۲	۰/۳۷۲	۰/۳۷۳	۰/۳٦۷	۰/۳٤۷٦	۰/۳۳۱
سطح ۳	۰/۰٤۷	۰/۰٥٦	۰/۰٦٦	۰/۰٦٦	۰/۰۷٥
سطح ٤	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰٤	۰/۰۰٥٤	۰/۰۰٦۸
نسبت افراد در مشاغل مختلف[2]					
شغل‌های تخصصی و تکنسین	۰/۰۹۳	۰/۰۹۰	۰/۰۸۸	۰/۰۹	۰/۰۹٤
خدمات دفتری و فروش	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۱۰۸	۰/۱۰	۰/۱۱۳
صنعت کار	۰/۲۳۹	۰/۲۳۸	۰/۲٤٤	۰/۲٤	۰/۲٤۱
شغل‌های ساده و ساختمانی	۰/٤٥٥	۰/٤٥۹	۰/٤٥۸	۰/٤۷٤	۰/٤۸۲

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] نسبت افراد در سطوح تحصیلی متفاوت از تقسیم تعداد افراد دارای سطح تحصیلات مشخص به کل افراد به دست آمده است.

[2] نسبت افراد در مشاغل مختلف از تقسیم تعداد افراد مشغول به شغلی خاص به کل افراد به دست آمده است. برای مثال، شغل صنعت کار از تقسیم صنعت کاران به کل افراد به دست آمده است.

جدول (۱) نشان می‌دهد که سال‌های تحصیل برای سرپرست خانوار بزرگ‌تر از مادر است؛ متوسط سال‌های تحصیل سرپرست و مادر خانوار در سال ۱۳۸۹ به ترتیب برابر با ۵/۰٤ و ۳/٦۸ و در سال ۱۳۹۳ برابر با ۵/۸۹ و ۵/۰۲ است. تحلیل نسبت‌های مشاغل در جدول (۱) نشان می‌دهد تقریبا ۷۰ درصد افراد در مشاغل صنعت‌کاری و مشاغل ساده و ساختمانی فعالیت می‌کنند؛ همچنین نسبت افراد مشغول در فعالیت‌های خدماتی فروش و دفتری در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است.

نتایج حاصل از طبقه‌بندی تحصیلات در چهار گروه به این صورت است که در سال ۱۳۸۹، ۵۷ درصد افراد، دارای تحصیلات سیکل به پایین بوده و ۰/۲ درصد دارای تحصیلات عالی یعنی تحصیلات لیسانس به بالا هستند؛ این نسبت‌ها در سال ۱۳۹۳ برای افراد دارای تحصیلات زیر سیکل برابر با ۵۸ درصد و افراد دارای تحصیلات عالی برابر با ۰/٦ درصد هستند؛ داده‌های مورد استفاده نشان می‌دهند که نسبت افراد دارای تحصیلات دیپلم کاهش یافته است؛ اما نسبت افراد دارای تحصیلات عالی و لیسانس افزایش یافته است؛ بنابراین روند افزایشی خروجی دانشگاه‌ها زمانی باعث بهبود توزیع درآمد می‌شود که تحصیلات عالی دارای کیفیت بالاتر و بازدهی بالاتر در صنعت و بخش‌های اقتصادی باشند، در غیر این صورت افزایش سطح آموزش عالی تنها باعث هدررفتن منابع جامعه می‌شود.

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج

برای برآورد مدل ابتدا بایستی متفاوت بودن اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در گروه‌های مختلف تحصیلی با رتبه ۱ تا ٤ مورد آزمون قرار گیرد، نتایج حاصل از آزمون برنت در جدول (۲) نشان می‌دهد فرضیه رگرسیون موازی برای بسیاری از متغیرها به غیر از خدمات دفتری فروش و شغل‌های تخصصی پذیرفته نشده است؛ بنابراین از تحلیل مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته استفاده می‌شود.

جدول۲. آزمون برنت (متغیر وابسته: سطوح تحصیلی چهارگانه)

متغیرهای توضیحی	آزمون برنت
سن	۲۷٦/٦۷***
مربع سن	۱۳٤/۳***
اشتغال پدر	۲۵***
اشتغال مادر	۱٦/۷۳***
درآمد خانوار	٤۲/۱۱***
تحصیلات مادر	٦۲/۹۸***
تحصیلات پدر	٤٤/۲٤***
تعداد فرزندان	۱۰/۲۳***
شغل تخصصی و تکنسین	۱/٤۹
خدمات دفتری و فروش	۰/۷۵
صنعت کار	۱۱/۹۱***
شهری بودن	۲۹/۵٤***
آماره کل آزمون برنت	۲۹۷٦/۲۸***

*** معناداری ضریب در سطح ۹۹ درصد؛ ** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد؛ * معناداری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

٤-۱. مدل لاجیت تعمیم‌یافته

جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. ستون اول اثر عوامل توضیح‌دهنده را بر تقاضای تحصیلات در گروه دارای سطح تحصیلات پایین‌تر از سیکل را نشان می‌دهد، ستون دوم و سوم به ترتیب اثر عوامل مختلف بر تقاضای تحصیلات در گروه‌های سطح تحصیلات دیپلم و لیسانس را نشان می‌دهد. در واقع، ستون اول، گروه دارای تحصیلات پایین‌تر از سیکل را با گروه‌های با سطح تحصیلات بالاتر مقایسه می‌کند؛ ستون دوم، گروه دارای تحصیلات متوسطه و پایین‌تر از سیکل را با گروه‌های دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر از لیسانس مقایسه می‌کند؛ از این رو، ضرایب مثبت نشان می‌دهد که مقادیر بیشتر متغیر توضیحی احتمال قرارگیری پاسخ‌دهندگان در سطوح بالاتر تقاضا برای

تحصیلات نسبت به سطح جاری را افزایش می‌دهد؛ در حالی که ضرایب منفی نشان می‌دهند که مقادیر بالاتر متغیر توضیحی، احتمال بودن در گروه جاری یا گروه پائین‌تر را افزایش می‌دهد. میزان ضریب تعیین برای برآورد لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته برابر با ۰/۱۲۷۷ است که این مقدار برای مدل‌های احتمالاتی نسبتا مناسب است. آماره نسبت راست‌نمایی برابر ۳۸۹۱۰/۷۶ است که نشان می‌دهد مدل از نیکویی برازش برخوردار است.

جدول ۳. تخمین مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته (متغیر وابسته: سطوح تحصیلی)

متغیرهای توضیحی	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳
سن	۰/٤٥٨***	۰/٦٩٨***	۰/٧١٤***
	(۱۰٥/٤)	(٦۰/٧٨)	(١٦/٣٣)
مربع سن	-۰/۰۰۳٥۹***	-۰/۰۰٥۱۲***	-۰/۰۰٤۹٦***
	(-۹۱/۹٦)	(-٥٣/٨٦)	(-١٤/٤٤)
اشتغال پدر	-۰/۰٨۲۹***	-۰/۲۰۹***	۰/۰٨۲۲
	(-٤/٦٧٣)	(-٧/٧١٨)	(۰/٨٦٨)
اشتغال مادر	-۰/۲٦***	-۰/۲٦***	-۰/۲٦***
	(-۱٧/۲۲)	(-۱٧/۲۲)	(-۱٧/۲۲)
درآمد خانوار	۰/۰۰۰۳۳٤***	۰/۰۰۰٦۳***	۰/۰۰۰٦۱۹***
	(٦/۲٧٦)	(۱۱/٤۹)	(۳/٥۳)
تحصیلات مادر	۰/۰۱۲٨***	۰/۰۲٥٨***	۰/۰۷٦٤***
	(٦/٨۹٥)	(٧/٨۲٦)	(٦/٥٤٥)
تحصیلات پدر	۰/۰٦۲٥***	۰/۰٧٧۹***	۰/۱۰۹***
	(۳٦/۳)	(۲٦/٥)	(۱۰/٥۲)
تعداد فرزندان	-۰/۰۱***	-۰/۰۳۳۹***	-۰/۰٦۰۳**
	(-۲/٧٨٤)	(-٤/٨٤)	(-۲/۰۳٥)
تخصص و تکنسین	۰/۰٥۳۱**	۰/۰٥۳۱**	۰/۰٥۳۱**
	(۲/۳۹۹)	(۲/۳۹۹)	(۲/۳۹۹)
دفتری و فروش	۰/۲۰۳***	۰/۲۰۳***	۰/۲۰۳***
	(۱۱/۱۲)	(۱۱/۱۲)	(۱۱/۱۲)

متغیرهای توضیحی	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳
صنعت کار	۰/۲٤۷***	۰/۱٤٦***	-۰/۱۲۳
	(۱۷/۲۵)	(۵/۲۰۳)	(-۱/۰۳۱)
شهری بودن	۰/٤٤٤***	۰/۵۵۱***	۰/٦۰۳***
	(۳۷/۰٦)	(۲۲/۷۹)	(۵/۸٦۷)
عرض از مبدا	-۱٤/٤***	-۲۵/٦۳***	-۳۰/۷۸***
	(-۱۱۹/۹)	(-۷٤/۱۱)	(-۲۲/۱۳)
تعداد مشاهدات	۱۷٤۳۵٤	۱۷٤۳۵٤	۱۷٤۳۵٤

*** معناداری ضریب در سطح ۹۹ درصد؛ ** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد؛ * معناداری ضریب در سطح ۹۰ درصد است. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره Z ضرایب هستند.

شاغل بودن سرپرست خانوار تنها در دو گروه اول اثر منفی معنادار بر تقاضا برای تحصیلات فرزندان دارد؛ اما در گروه سوم، این اثر مثبت و غیرمعنادار است؛ بنابراین، نقش والدین در افزایش سطح تحصیلات فرزندان غیرقابل انکار است، این نقش برای مادر خانواده مهم‌تر از سرپرست خانوار است.

درآمد خانوار در تمام گروه‌ها تاثیر مثبت بر تقاضای تحصیلات فرزندان دارد، سطح تحصیلات مادر و سرپرست خانوار نیز تاثیر مثبت بر تقاضای تحصیلات فرزندان دارد، هر چه سطح تحصیلات والدین افزایش یابد، همواره این انگیزه وجود دارد که فرزندان نیز تقاضای بیشتری برای سطوح بالاتر از تحصیلات داشته باشند. ضرایب برآورد شده بعد خانوار نشان می‌دهد که افزایش بعد خانوار منجر به کاهش احتمال قرارگیری افراد در سطح بالایی از تحصیل می‌شود؛ یعنی این که خانوارهای با جمعیت بالا احتمالا دارای تحصیلات پایین‌تری هستند. افرادی که در شهرها زندگی می‌کنند، در هر سطح تحصیلی، احتمال قرارگیری در سطوح بالاتر از تحصیل بیش از احتمال قرارگیری در سطوح پایین‌تر از تحصیل است.

با توجه به عدم تفسیر کمی مقادیر ضرایب جدول‌های (۲ و۳)، اثرات نهایی برای گروه‌های مختلف خانوارها از نظر سطح تحصیلات فرزندان محاسبه شده است و به صورت جدول (٤) گزارش شده است. اثر نهایی متغیر مجازی اشتغال سرپرست خانوار به صورت تغییر از صفر به یک موجب افزایش احتمال سطح تحصیلات در گروه سطح ۱ به اندازه ۰/۰۲۰ می‌شود؛ اما تغییر وضعیت شغلی سرپرست خانوار در گروه دوم و سوم منجر به کاهش احتمال قرارگیری

فرزندان در تحصیلات بالاتر می‌شود؛ بنابراین، زمانی که سرپرست خانوار شاغل است، هزینه زیادی برای تحصیلات فرزندان صرف می‌کند؛ اما این افزایش هزینه در سطح ۲ و ۳ کارایی ندارد و منجر به بالا رفتن سطح تحصیلات فرزندان نمی‌شود. بیشترین اثر منفی از لحاظ قدر مطلق مربوط به سطح ۲ است؛ بنابراین با احتمال بالایی فرزندان دارای سطح تحصیلات دیپلم هستند. اثرات نهایی متغیر اشتغال مادران نیز دارای روندی مانند اشتغال سرپرست خانوار است؛ بنابراین، سرپرست شاغل و مادر شاغل سعی می‌کند فرزند خود را در مدارس پرهزینه ثبت نام نماید، بنابراین فرزندان آنها به صورت طبیعی مقطع دیپلم را دریافت می‌کنند؛ اما پس از کسب دیپلم، فرزندان والدین شاغل تمایلی برای ادامه تحصیل ندارند؛ هرگونه تغییر وضعیت سرپرست و مادر خانواده منجر به کاهش احتمال تقاضا برای تحصیلات بالاتر در گروه دارای سطح تحصیلات ۲، ۳ و ٤ می‌شود.

افزایش سال‌های تحصیل والدین به اندازه یک سال در گروه‌های مختلف اثرات متفاوتی دارند، به این صورت که در گروه اول موجب کاهش احتمال افزایش سطح تحصیلات فرزندان می‌شود، اما در سایر گروه‌ها افزایش سال‌های تحصیل والدین موجب افزایش احتمال تقاضا برای تحصیلات می‌شود. بنابراین، در گروه اول، افزایش یک سال به سال‌های تحصیل مادر، موجب کاهش احتمال افزایش تقاضا برای تحصیلات به اندازه ۰/۰۰۳ می‌شود؛ اما افزایش یک سال به تحصیلات سرپرست خانوار موجب کاهش احتمال افزایش تقاضا برای تحصیلات به اندازه ۰/۰۱۵ می‌شود؛ در سایر گروه‌ها افزایش سطح تحصیل سرپرست و مادر منجر به افزایش احتمال تقاضا برای تحصیلات فرزندان می‌شود، بیشترین اثر مثبت تحصیلات والدین در گروه دوم است؛ بنابراین، احتمال بیشتری وجود دارد که فرزندان دارای تحصیلات لیسانس باشند. افزایش بعد خانوار در سطح گروه اول منجر به افزایش احتمال تقاضا برای تحصیل در مقاطع بالاتر می‌شود؛ بنابراین در سطح ۱ افزایش یک نفر به بعد خانوار موجب افزایش احتمال تقاضا برای سطوح بالاتر از تحصیل به اندازه ۰/۰۰۲٤ می‌شود. اما این اثر در سطوح بالاتر از تحصیل موجب کاهش احتمال تقاضا برای سطوح بالاتر به اندازه ۰/۰۰۱٦ در سطح ۲ می‌شود. اثر افزایش تعداد فرزندان خانوار در سطوح بالاتر از تحصیل به سمت صفر نزدیک است و در سطح ٤ این اثر تقریبا صفر است؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که تقاضا برای سطوح تحصیلی بالاتر ممکن است، به عوامل اقتصادی- اجتماعی خانوار بستگی نداشته باشد، بلکه به عواملی مانند وضعیت بازار کار و یا وضعیت شغلی فرد بستگی داشته باشد.

جدول ٤. اثرات نهایی برآورد شده برای مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته

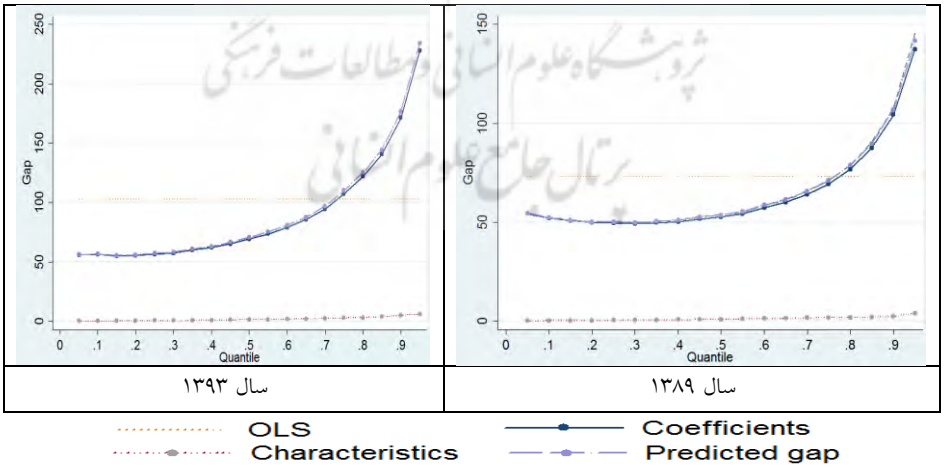
(متغیر وابسته: سطوح تحصیلی)

متغیر توضیحی	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳	سطح٤
سن	۰/۱۱۰۲***	۰/۰۹۳۸***	۰/۰۱۵۸***	۰/۰۰۰٦***
	(۱۰۷/۳٦)	(۹۳/۰۹)	(٦۹/۲۱)	(۱٤/۵۱)
مربع سن	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۰***	۰۰۰***
	(-۹۳/۳۵)	(-۸۲/۵۲)	(-٦۱/۲۹)	(۱۳/٦۹)
اشتغال پدر	۰/۰۲***	-۰/۰۱٤***	-۰/۰۰۵***	۰/۰۰۰۱
	(٤/٦۵)	(-۳/۵٦)	(-۷/۲۵)	(۰/۹)
اشتغال مادر	۰/۰٦۱***	-۰/۰۵۵***	-۰/۰۰۵***	-۰/۰۰۰۲***
	(۱۷/٦٤)	(-۱۷/۵۲)	(-۱۷/٦۳)	(-۸/۷۷)
درآمد خانوار	-۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰۱***	۰/۰۰۰۰***	۰۰۰***
	(-٦/۲۸)	(۵/٦۲)	(۱۰/۹۵)	(۳/۳۷)
تحصیلات مادر	-۰/۰۰۳***	۰/۰۰۲٤***	۰/۰۰۰۵***	۰/۰۰۱***
	(-٦/۹)	(۵/٦۷)	(۷/۱۳)	(۵/۵۵)
تحصیلات پدر	-۰/۰۱۵***	۰/۰۱۳۲***	۰/۰۰۱۸***	۰/۰۰۰۰۹***
	(-۳٦/۳)	(۳۲/۸٦)	(۲٤/۲۵)	(۷/۸٦)
تعداد فرزندان	۰/۰۰۲***	-۰/۰۰۲**	-۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰**
	(۲/۷۸)	(-۱/۹۱)	(-٤/٦۱)	(۱/۹۹)
تخصص و تکنسین	-۰/۰۱۲***	۰/۰۱۱۵***	۰/۰۰۱۲***	۰/۰۰۰۰٤**
	(-۲/٤۱)	(۲/٤۱)	(۲/٤٤)	(۲/۳۸)
دفتری و فروش	-۰/۰٤۹***	۰/۰٤٤٤***	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۰۲***
	(-۱۱)	(۱۱/۰۸)	(۱۰/۱۵)	(۷/۱٦)
صنعت کار	-۰/۰٦***	۰/۰۵٦٦***	۰/۰۰۳۷***	-۰/۰۰۰۱
	(-۱۷/۱۱)	(۱٦/۷۱)	(۵/۲۳)	(-۱/۰٦)
شهری بودن	-۰/۱۰٦***	۰/۰۹۳***	۰/۰۱۳***	۰/۰۰۰۵***
	(-۳۷/۲۳)	(۳۳/۵۷)	(۲۰/۸)	(۵/۲۳)

*** معناداری ضریب در سطح ۹۹ درصد؛ ** معناداری ضریب در سطح ۹۵ درصد؛ * معناداری ضریب در سطح ۹۰ درصد است. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره Z ضرایب هستند.

٤-٣. مدل‌های تجزیه

برای تعیین سهم تحصیلات از کل نابرابری درآمد، تنها از متغیر توضیحی سال‌های تحصیل و متغیر وابسته درآمد استفاده می‌شود. نمودار (٢) نشان می‌دهد میزان نابرابری در دهک‌های پایین درآمدی در هر دو سال ١٣٨٩ و ١٣٩٣ نسبت به دهک‌های بالای درآمدی پایین می‌باشد؛ اما میزان نابرابری در دهک‌های بالای درآمدی در سال ١٣٩٣ نسبت به سال ١٣٨٩ تفاوت فاحش دارد. نمودار (٢) مربوط به سال ١٣٨٩ نشان می‌دهد که از دهک پنجم به بعد این روند دارای نرخ فزاینده‌ای است. روند روبه صعودی در سال ١٣٩٣ از دهک سوم افزایش یافته است، سهم تحصیلات در ایجاد نابرابری در سال ١٣٨٩ و در دهک اول ٠/٥ درصد است و این سهم در دهک نهم به ٢/٣ درصد افزایش یافته است. همچنین در سال ١٣٩٣ در تمام دهک‌ها سهم تحصیلات افزایش یافته است، اما این افزایش چندان قابل تامل نیست، طوری که در سال ١٣٩٣ سهم تحصیلات در ایجاد نابرابری در دهک اول و نهم به ترتیب برابر با ٠/٦ درصد و ٢/٥ درصد است. در سال ١٣٨٩ و سال ١٣٩٣ هر چه به سمت دهک‌های بالای درآمدی نزدیک می‌شویم، میزان سهم تحصیلات در ایجاد نابرابری افزایش می‌یابد.



سال ١٣٨٩ | سال ١٣٩٣

نمودار ٢. تجزیه درآمد ماچادو و متا

Coefficien، میزان نابرابری ناشی از سایر عوامل، Characteristic نابرابری ناشی از تحصیلات، Predicted Gap شکاف درآمد پیش‌بینی شده است.

تجزیه اکساکا بلیندر نیز نشان می‌دهد که نابرابری رو به افزایش بوده است؛ به طوری که شکاف درآمد در سال ۱۳۸۹ برابر با ۷۴ و در سال ۱۳۹۳ برابر با ۱۲۶ می‌باشد، اما جدول (۵) نشان می‌دهد که تاثیر میزان نابرابری در تحصیلات بر نابرابری درآمد در سال ۱۳۸۹ برابر با ۱/۰۹ است؛ این در حالی است که این اثر در سال ۱۳۹۳ برابر با ۴/۱۳ است، بنابراین به طور جبری میزان اثر افزایش یافته است؛ اما به طور نسبی، سهم تحصیلات در نابرابری در سال ۱۳۸۹ برابر با ۱/۵ درصد بوده است و در سال ۱۳۹۳ این سهم برابر با ۳/۳ درصد است که نشان‌دهنده کارا بودن تفاوت‌های درآمدها بوده است ولی سهم کارا بودن ناچیز است. در تمام سال‌های مورد مطالعه میزان سطح تحصیلات گروه با درآمد بالا بزرگ‌تر از سطح تحصیلات گروه با درآمد پایین است؛ بنابراین، طبیعی است که اثر تحصیلات بر نابرابری مثبت باشد.

جدول ۵. تجزیه اکساکا بلیندر

سال	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
درآمد پایین	۳۱/۸	۳۲/۷	۳۳/۶	۳۵/۱	۳۹/۱
	(۲۵۸)	(۲۷۵/۹)	(۲۳۲/۲)	(۲۱۵/۵)	(۱۹۶/۳)
درآمد بالا	۱۰۵/۹	۱۱۰	۱۲۱/۲	۱۳۹/۹	۱۶۶/۵
	(۱۶۱)	(۲۰۰/۳)	(۱۳۲/۸)	(۱۶۳/۸)	(۲۳۱/۴)
تفاوت درآمد	-۷۴/۱	-۷۷/۲	-۸۷/۴	-۱۰۴/۸	-۱۲۶/۳
	(-۱۱۰/۶)	(-۱۳۷/۵)	(-۹۴/۷)	(-۱۲۰/۵)	(-۹۳/۱)
توضیح داده شده	-۱/۰۸	-۱/۲۷	-۱/۷۹	-۲/۱۸	-۴/۱۳
	(-۵/۷۸)	(-۹/۲۷)	(-۸/۵۴)	(-۱۰/۸)	(-۱۱/۶)
توضیح داده نشده	-۷۲/۹	-۷۵/۹	-۸۵/۷	-۱۰۲/۶	-۱۲۲/۱
	(-۱۰۵/۱)	(-۱۳۱/۹)	(-۹۰/۷)	(-۱۱۵/۶)	(-۱۳۵/۳)

تمام محاسبات در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند.

گروه درآمد پایین، شامل افراد واقع در ۵ دهک پایین درآمدی، گروه درآمد بالا شامل افراد واقع در ۵ دهک بالای درآمدی، جزء توضیح داده شده، مقداری از نابرابری که توسط

تحصیلات توضیح داده می‌شود، جزء توضیح داده نشده، میزانی از نابرابری درآمد که توسط تحصیلات توضیح داده نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مقاله این بود که چه عواملی در سطح خرد، منجر به افزایش تقاضای تحصیلات از جانب افراد می‌شود و آیا تحصیلات در ایران سهم قابل قبولی در کاهش نابرابری درآمدها دارد؟ برای پاسخ به سوالات از داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار برای بازه زمانی ۱۳۸۹ – ۱۳۹۳ استفاده شد. نتایج مقاله نشان داد افزایش سطح تحصیلات والدین و کاهش بعد خانوارها و تمایل والدین به داشتن فرزندان با کیفیت باعث افزایش تقاضا برای تحصیلات شده است، اما سهم اندکی در کاهش نابرابری درآمد دارد. یکی از دلایل عمده برای کاهش سهم تحصیلات در نابرابری درآمدها افزایش موسسات فاقد استاندارد آموزشی، عدم تناسب بین شغل و تحصیلات، عدم نزدیکی سرمایه انسانی با سرمایه فیزیکی و عدم ارتباط بین دانشگاه و صنعت است. با توجه به ضعیف بودن بخش‌های داخلی در جذب نیروی کار، آینده اقتصاد ایران با وجود افزایش فارغ‌التحصیلان ممکن است دچار بحران شود؛ بنابراین یکی از راه‌حل‌های موثر برای جلوگیری از بحران، افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش‌های دارای بیشترین پیوندهای پیشین و پسین در اقتصاد است.

منابع

- خلخالی، علی، مهرگان، منصور، دلیری،حسن (۱۳۸۹). بررسی اثر ساختار آموزش بر توزیع درآمد. فصلنامه *مدلسازی اقتصادی*، ٤(۱۵): ۵۷–۷۱.
- دستکار، عزت‌الله، کفایی، محمدعلی (۱۳۸٦). تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹ (۳۰): ۵۳–۷٦.
- قارون، معصومه (۱۳۸۲)، تاثیر وضعیت اقتصادی – اجتماعی خانوار بر تقاضا برای آموزش عالی، *فصلنامه پژوهش و برنامه ریزی در آموزش عالی*، ۹ (٤): ۷٤–٤۳.

- کشاورز حداد، غلامرضا، گلی، یونس، عابدین مقانکی، محمدرضا (۱۳۹۳). اثر آزادسازی تجاری بر تفاوت دستمزد زنان و مردان در ایران، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ٤٩(۳): ٦٧٦-٦٤٦.
- مهربانی، وحید(۱۳۸۷). تاثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ٤۳ (۸۲): ۲۲۵-۲۱۱.
- موسی‌زاده ایما (۱۳۹۳). رابطه آموزش عالی و رشد اقتصادی در دیگر کشورهای جهان، *هفته نامه تجارت فردا*، فصل سوم: اقتصاد ایران، (۹۷).
- نصرتی، شهزاد، حیاتی، باب‌اله، پیش‌بهار، اسماعیل، رضایی، محمد رسول (۱۳۹۲). تحلیل عوامل موثر بر رفتار مصرفی گوشت ماهی در بین خانوارهای شهرستان تبریز، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۷(۳): ۲٤۱-۲۳۰.

- Becker, G.S. (1975). Human capital: A theoretical and empirical analyses with special reference to education, *New York: National Bureau of Economic Research*.
- Blanden J, Gregg P. (2004). Family income and educational attainment: A review of approaches and evidence for Britain. *Oxford Univ Press Oxford Review of Economic Policy*, 20 (2): 245-263.
- Donkoh, S.A., Amikuzuno, J. A. (2011). The determinants of household education expenditure in Ghana, *Educational Research and Reviews* .6(8): 570-579.
- Kenayathulla, H. B. (2013). Household expenditures on private tutoring: emerging evidence from Malaysia. *Asia Pacific Education Review*. 14(7): 629–644.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience and Earnings, New York: Columbia University Press.
- Qian J, smyth (2008). Private and public financing of education and regional disparities in education inputs in contemporary china, china Economic Journal, 1(3): 287-301.
- Quheng, J. X. (2014). Multivariate Tobit System Estimation Of Education Expenditure In Urban China. *The Singapore Economic Review*, 59(1):1-14.
- Williams R. (2010). Generalized Ordered Logit Models, Midwest Sociological Meeting, Chicago.1-6.
- Williams, R (2006). Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Model for Ordinal Dependent Variables. *The Stata Journal*, 6(1): 58-82.