Archive of SID

فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش‌عالی، دوره ۲۳، شماره ٤، ۱۳۹٦، صص. ۱٦۲-۱٤٥

ارزیابی نرخ بازده خصوصی تحصیلات تکمیلی در ایران با استفاده از مدلهای چندسطحی

ابوالقاسم مهدوی[۱] و زینب پیروزراهی[۲*]

چکیده

هدف از این پژوهش ارزیابی نرخ بازده خصوصی تحصیلات تکمیلی در ایران با استفاده از مدلهای چندسطحی بود و سعی شد با به‌کارگیری تابع دریافتی مینسر و روش تحلیل چندسطحی، میزان تأثیر تحصیلات تکمیلی دانشگاهی بر درآمد شاغلان با استفاده از آمارهای هزینه–درآمد خانوار در سال ۱۳۹۲ بررسی شود. در روش تحلیل چندسطحی به‌کار برده شده، گروههای عمده فعالیت به‌عنوان واحدهای سطح دوم در نظر گرفته شدند، ضمن آنکه سعی شد با اندازه‌گیری متوسط سالهای غیر شاغل بودن افراد بعد از اتمام تحصیلات و تعدیل سالهای فراغت از تحصیل، تخمین‌های مربوط به سالهای سابقه کاری به واقعیت نزدیک‌تر شود. مهم‌ترین نتایج تحقیق نشان داد که داده‌های مورد نظر ساختار سلسله مراتبی دارند. همچنین تحصیلات تکمیلی بر درآمد حاصل از شغل افراد تأثیر مثبت دارد و میزان این تأثیرگذاری برای هر سال اضافی تحصیلات تکمیلی حدود ۱۲/۳ درصد است که نرخی بیش از هزینه فرصت از دست رفته در نظر گرفته شده برای آموزش در کشورهای در حال توسعه (۱۰ درصد) و میزان تأثیر تجربه کاری بر دریافتی‌ها (۲/۶ درصد) را نشان می‌دهد. این امر فارق از سایر انگیزه‌های ورود به این دوره‌ها، توجیه‌پذیری اقتصادی - از نظر فردی– این مقاطع را نشان می‌دهد. همچنین شاغلان دارای مدارک تحصیلات تکمیلی در شهرها ۲۱/۴ درصد بیش از گروه مشابه در روستاها دریافتی دارند که این امر می‌تواند توجیه‌کننده خروج نیروی انسانی با تحصیلات بالا از روستاها باشد. در نهایت، بازده هر سال اضافی تحصیلات تکمیلی از بازده هر سال اضافی آموزش عالی بیشتر است.

کلید واژگان: تابع مینسر، بازده آموزش، تحصیلات تکمیلی، آموزش عالی، تحلیل چندسطحی.

طبقه‌بندی JEL: C31, I23, I26

---

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران: mahdavi@ut.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول: z.piroozrahi@alumni.ut.ac.ir

دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۵/۱۱ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۱۲/۲۱

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

آموزشهای رسمی دوره‌های تحصیلات تکمیلی[۳] اهمیت ویژه‌ای دارند، زیرا به تربیت پژوهشگران و ایجاد دانش و فناوری نو برای جامعه در آرزوی توسعه‌یافتگی می‌پردازند. به دنبال گسترش نظریه سرمایه انسانی در بین حاکمان و سیاستگذاران و تقاضای روزافزون برای این دوره‌ها به سبب محرکهای اقتصادی- اجتماعی، نزدیک به یک دهه است که تب ورود به دوره‌های تحصیلات تکمیلی در کشور بالا گرفته که این مسئله مورد انتقاد بسیاری از اندیشمندان بوده است. آمارهای استخراج شده از مرکز آماری یونسکو[۴] نشان می‌دهد که متوسط نرخ رشد سالانه ثبت‌نام در دوره‌های کارشناسی و کارشناسی ارشد در ایران[۵] در فاصله سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ میلادی ۸/۹ درصد [برای کشورهای درحال توسعه به‌طور متوسط ۷/۹ درصد و برای توسعه‌یافته ۱/۷ درصد] و برای دوره دکترای تخصصی[۶] ۱۲/۹ درصد [برای کشورهای درحال توسعه به‌طور متوسط ۱۱/۵ درصد و برای توسعه‌یافته ۲/۲ درصد] بوده است؛ این ارقام علاوه بر آنکه اختلاف فاحشی با ارقام متناظر برای کشورهای توسعه‌یافته دارد، حتی از متوسط نرخ رشد درکشورهای در حال توسعه نیز بالاتر بوده است. با وجود نرخهای رشد بالا، اگر نرخ بهینه پوشش تحصیلی را متوسط نرخ ناخالص ثبت‌نام[۷] در آموزش دانشگاهی در کشورهای توسعه‌یافته در نظر بگیریم[۸]، هنوز از این نظر تا رسیدن به وضعیت مطلوب فاصله داریم[۹]. به هر حال، همه بر این اعتقادند که نیاز فزاینده‌ای برای ارزیابی نظام‌مند و محتاطانه سیاستهای آموزش عالی با توجه به اولویتهای عمومی وجود دارد (Afshari, 1998).

بر طبق نظریه سرمایه انسانی- به‌عنوان بزرگ‌ترین حامی نظری سرمایه‌گذاریهای آموزشی و رایج‌ترین نظریه توسعه- افراد با انگیزه کسب درآمد بیشتر تصمیم می‌گیرند که به دوره‌های بالاتر تحصیلی وارد شوند (Emadzadeh, 2001)؛ اما از نظر منتقدان تمایل جوانان برای ورود به دانشگاه به‌خصوص دوره‌های تحصیلات تکمیلی نه به‌دلیل انگیزه‌های درآمدی، بلکه به‌دلیل منزلت اجتماعی و فرهنگی مدارک تحصیلی است. از آنجا که برای آموزش هم جنبه مصرفی و هم جنبه سرمایه‌گذاری مطرح است (Naderi, 2001b)، از نظر منتقدان گسترش آموزش عالی در حال حاضر جنبه مصرفی دوره‌های تحصیلات تکمیلی پررنگ‌تر است. اما به‌راستی آیا جنبه سرمایه‌ای این مقاطع تحصیلی صفر یا ناچیز است و افراد از خود رفتار غیرعقلایی نشان می‌دهند؟ یکی از راههای رسیدن به پاسخی جامع برای پرسشها و انتقادات مطرح‌شده

---

۳. منظور از تحصیلات تکمیلی دوره‌های کارشناسی ارشد و دکتری است.

4. UNESCO Institute For Statistics

۵. معادل کد ۶ و ۷ طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی آموزشی (ISCED)

۶. معادل کد ۸ طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی آموزشی (ISCED)

7. Gross Enrolment Rate

۸. خود این هدفگذاری نیز می‌تواند محل انتقاد و اشکال باشد.

۹. براساس آمارهای یونسکو این نرخ برای کشور ایران در سال ۲۰۱۳، ۵۷/۹۴ و برای کشورهای توسعه‌یافته به‌طور متوسط ۷۴/۱۴ بوده است، با این تفسیر که در کشور ایران در این سال بیش از نیمی از افراد در گروه سنی بعد از تحصیلات متوسطه موفق به ثبت‌نام در دوره‌های آموزش دانشگاهی شده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

در این خصوص و همچنین دستیابی به سطوح بهینه آموزش عالی، محاسبه نرخ بازده خصوصی آموزش است. تحلیل و بررسی این نرخ می‌تواند در تأیید و توجیه نظریه سرمایه انسانی به‌عنوان بزرگ‌ترین حامی نظری سرمایه‌گذاری آموزشی مؤثر افتد. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر ارزیابی نرخ بازده خصوصی دوره‌های تحصیلات تکمیلی در کشور ایران بود. عمدتاً برای محاسبه نرخ بازده خصوصی آموزش و بررسی اثرهای درآمدی آن دو روش جبری و توابع درآمدی وجود دارد (Naderi, 2015). روش توابع درآمدی با وجود محدودیتها، مزایای متعددی دارد که سهولت محاسبه نرخ بازده اقتصادی از برجسته‌ترین آنهاست(Naderi, 2015). توابع درآمدی اولین بار مورد توجه مینسر[10] قرار گرفت که در نتیجه مطالعات وی تابع دریافتی[11] مینسر مطرح شد (Mincer, 1974). پژوهشگران بسیاری در سرتاسر جهان با وجود نواقص این تابع، در بررسی اثرهای درآمدی آموزش از آن استفاده کرده‌اند. یکی از ایرادات وارد شده بر این نوع توابع، در نظر نگرفتن آثار گروه‌بندی داده‌هاست؛ در بررسی نرخ بازده آموزش مشاهده می‌شود که گروه‌بندی شاغلان (واحدهای تحلیل سطح اول) در قالب نوع بنگاه، صنعت، منطقه جغرافیایی، گروه شغلی یا گروههای فعالیت (واحدهای تحلیل سطوح بالاتر) بر رابطه متغیرهای توضیحی و دریافتی افراد در سطح یک مؤثر است؛ به‌عبارتی، درآمد شاغلان در یک بنگاه یا یک واحد سطوح بالاتر با هم همبستگی دارند (Naderi, 2013). نادیده گرفتن این موضوع که به اثر سلسله مراتبی داده‌ها مشهور است و یکسان در نظر گرفتن آثار گروه‌بندی داده‌ها موجب دستیابی به تحلیل‌های نه چندان واقعی خواهد شد (Goldstein, 1999). بدین منظور در این تحقیق برای لحاظ ساختن ساختار سلسله مراتبی داده‌ها، از تابع مینسر در قالب فن تحلیل چندسطحی[12] استفاده شد. با آزمون فرضیه ساختار سلسله مراتبی داده‌های جمع‌آوری شده و گروه‌بندی آنها بر مبنای گروههای عمده فعالیت به‌عنوان واحدهای تحلیل سطح دو و بررسی تأثیر گروه‌بندی داده‌ها بر تخمین‌ها (ضرایب و واریانسهای مربوط)، استفاده از این نوع تحلیل توجیه‌پذیر خواهد بود.

در این پژوهش در کنار بازده تحصیلات تکمیلی، بازده آموزش عالی[13] به‌طور کل برای ایجاد زمینه‌ای برای مقایسه و ارزیابی بازده تحصیلات تکمیلی نیز برآورد شد. جامعه آماری این پژوهش دانش‌آموختگان آموزش عالی در مقاطع تحصیلی مختلف آموزش عالی بودند که شغل هم داشتند. داده‌های مورد نیاز برای تحقیق از داده‌های خام ویژگیهای هزینه- درآمد خانوار سال ۱۳۹۲ مرکز آمار (Household income and expenditure survey 1392, 2014) تأمین شد. از طرفی، به‌منظور تصحیح مطالعات پیشین برای نزدیکی تخمین‌های مربوط به سالهای تجربه کاری به واقعیت، سالهای فراغت از تحصیل نسبت به پدیده رایج بیکاری در کشور و خروج یا عدم حضور موقتی دانش‌آموختگان در جمعیت فعال تعدیل شد.

10. Mincer
11. Earning Function
12. Multilevel Analysis

۱۳. منظور از آموزش عالی دوره‌های کاردانی، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری است.

www.SID.ir

Archive of SID

بدین منظور، از داده‌های مربوط به آمارگیری از نیروی کار سال ۱۳۹۲ مرکز آمار (Labor force survey 1392, 2014) استفاده شد. بدین ترتیب در این تحقیق سعی شد تا ضمن تصحیح برآوردها در شرایط ضعف طرحهای آمارگیری کشور در خصوص سالهای تجربه کاری، با محاسبه بازده آموزش عالی و توجه ویژه به دوره‌های تحصیلات تکمیلی زمینه برای مقایسه بازده آموزش عالی و دوره‌های تحصیلات تکمیلی با سایر مقاطع و با متوسط بازده آموزش به‌دست آمده از مطالعات پیشین فراهم شود، ضمن آنکه با غنای بیشتر پژوهشهای مربوط به بازده آموزش، بروزرسانی با تمرکز بر تحصیلات دانشگاهی در برآوردهای بازده آموزش کشور صورت گیرد.

مبانی نظری و پیشینه

با مطرح شدن انسان به‌عنوان محور و هدف توسعه، از دهه ۶۰ میلادی مقوله آموزش بیش از پیش اهمیت یافت. با پیوندهای عمیق میان آموزش و اقتصاد، شاخه‌ای مجزا در اقتصاد با عنوان اقتصاد آموزش ایجاد شد. در اقتصاد آموزش راههای دستیابی به بیشترین محصول آموزشی و مزایای مختلف نظام آموزشی متناسب با شرایط هر کشور و به‌طورکلی، مباحث مشترک میان آموزش و اقتصاد بررسی می‌شود (Naderi, 2001b).

آموزش جدای از اثر مستقیم بر درآمد افراد از طریق ارتقای سطح تواناییها (Emadzadeh, 2001)، فواید غیر پولی و پولی غیرمستقیم بسیاری دارد. کمک به بهبود درآمدی نسلهای آینده، پیشرفت فناوری، افزایش کارایی سرمایه‌گذاریهای بهداشتی (Todaro & Smith, 2012)، افزایش آگاهی مادران و در نتیجه کاهش بیماریها، مرگ و میر کودکان و بهبود فرهنگ توسعه (Azimi, 1993) از جمله مهم‌ترین مزایای توسعه کارای نظام آموزشی است. البته، مفید بودن مخارج آموزشی نباید دولتها را از برنامه‌ریزی سرمایه انسانی و بهینه‌سازی تأمین مالی نظام آموزشی بی‌نیاز کند. از این‌رو، تحلیل هزینه–منفعت مخارج آموزشی در سطح فردی اهمیت زیادی دارد. اما آنچه برای این‌گونه ارزشیابی لازم است، شاخصی ساده و مختصر است که رابطه میان هزینه‌ها، منافع و توزیع آنها را طی زمان بیان کند. برای دستیابی به این شاخص عمدتاً دو روش وجود دارد که در ادامه بیان شده است.

۱. روش جبری محاسبه بازده آموزش: روش اول و غالب تا قبل از سال ۱۹۷۴ روش جبری تحلیل هزینه–فایده آموزش بود که در آن ارزش فعلی هزینه‌ها و منافع با یکدیگر مقایسه می‌شوند (Naderi, 2015). این روش در مطالعات تجربی زیادی برای ارزیابی نرخ بازده آموزش استفاده شده است که از جمله می‌توان به مطالعه جبل‌عاملی (Jabal Ameli, 2004) اشاره کرد. وی با استفاده از اطلاعات پرسشنامه‌های تکمیل شده ۳۰۰ نفر از کارکنان دانشگاهها و تعدادی از وزارتخانه‌ها و شرکتهای تحت پوشش، به این نتیجه رسید که نرخ بازدهی اقتصادی فردی در دوره دکتری منفی و برای دوره کارشناسی‌ارشد مثبت (۲/۵ درصد) است. نادری(Naderi, 2014) با بهره‌گیری از روش جبری و با استفاده

www.SID.ir

Archive of SID

از آمارگیری از ویژگیهای اقتصادی–اجتماعی خانوار سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران، بازده آموزش برای مقطع فوق دیپلم را ۱۴/۵ درصد و برای کارشناسی و بالاتر را ۹/۶۳ درصد برآورد کرد.

۲. تابع دریافتی مینسر: روش دیگر ارزیابی بازده آموزش استفاده از تابع دریافتی مینسر است. مینسر فرض می‌کند که فقط از ناحیه درآمدهای از دست رفته در دوران تحصیل اضافی (معادل درآمدی که فرد با سطح آموزش قبلی و با ورود به بازار کار می‌توانست به‌دست آورد) بر سرمایه‌گذار هزینه تحمیل می‌شود و منافع آموزش فقط از ناحیه اضافه دریافتی از محل کار است؛ ضمن آنکه با توجه به نظریه رفتار عقلایی، افراد تا جایی اقدام به سرمایه‌گذاری آموزشی می‌کنند که ارزش حال منافع و هزینه‌های آتی سرمایه‌گذاری آموزشی برابر شود. بر این اساس، مینسر به تابع دریافتی زیر دست یافت (Mincer, 1974):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + e_i \qquad (۱)$$

که در آن Y لگاریتم دریافتی، S سالهای آموزش رسمی، X سایر مهارتهای مؤثر بر دریافتی‌ها (ناشی از تجربه کاری) است. در این مدل ضریب سالهای آموزشی میزان بازده آموزش را به‌دست می‌دهد. در سراسر جهان تا کنون در تحقیقات بی‌شماری با استفاده از این تابع نرخ بازده آموزش محاسبه شده که در ادامه به برخی از آنها اشاره شده است.

افشاری(Afshari, 1998) با نمونه‌گیری از شاغلان بخش خصوصی و دولتی در سطح شهر تهران و با امتیازبندی مقاطع تحصیلی آموزش عالی و به‌کارگیری مدل مینسر، نرخ بازدهی خصوصی دانش‌آموختگان آموزش عالی را بین ۱۰/۴۷ تا ۱۱/۷ درصد و تأثیر تجربه بر دریافتی برای هر فرد با مدرک دانشگاهی را ۳/۵ درصد برآورد کرده است.

صالحی(Salehi, 2005) با استفاده از داده‌های به‌دست آمده از آمارگیری بودجه خانوار سال ۱۳۸۰ مرکز آمار، ارتباط بین درآمدهای افراد را با متغیرهای اصلی مانند سالهای تحصیلات و تجربه کاری و متغیرهای مجازی دیگر مثل جنسیت، مکان زندگی، بخش اشتغال، پرستیژ شغلی و ... را در قالب مدل مینسر بررسی و نرخ بازده آموزش را ۱۰ درصد گزارش کرده است.

گابریل و اشمیتز(Gabriel & Schmitz, 2005) با در نظر گرفتن دریافتی‌های هفتگی به‌عنوان متغیر وابسته در الگوی یک‌سطحی تابع مینسر و با استفاده از اطلاعات آمارگیری نفوس و مسکن سالانه مارچ ۲۰۰۳ ایالات متحده که به کارگران غیر کشاورزی محدود شده است، بازده آموزش را (برای نه گروه شغلی) از ۳/۷۵ ٪ تا ۸/۴۱٪ برآورد کرده‌اند.

لشکری (Lashkari, 2012) در مطالعه‌ای بازدهی آموزشی در کشورهای ایران و چین را مقایسه کرده است. وی با توجه به داده‌های مقطعی بخش آموزشی دولتی و خصوصی و بخش غیرآموزشی دولتی و خصوصی در سال ۱۳۸۶ با استفاده از تابع مینسر، به این نتیجه دست یافت که بازدهی آموزشی در کشور ایران بیشتر از کشور چین است. رزکوسکا (Roszkowska, 2014) با تخمین پارامترهای تابع مینسر

www.SID.ir

Archive of SID

برای کشورهای اروپایی با استفاده از داده‌های مقطعی کشورهای منتخب اروپایی در سالهای ۲۰۰۲ و ۲۰۱۰ دریافت که نتایج به‌دست آمده تفاوتی بزرگ در بازده آموزش میان کشورهای اروپایی را نشان می‌دهد. وی نرخهای بازده تخمین زده شده برای آموزش را از ۱۷٪ در کشورهای اسکاندیناوی تا ۵۰٪ در کشورهای جنوب اروپا برآورد کرد.

تابع مینسر و مسئله سلسله مراتبی داده‌ها: در خصوص تابع معروف مینسر چالشهای بسیاری مطرح شد.[۱۴] یکی از این انتقادات لحاظ نشدن ساختار سلسله مراتبی داده‌هاست (Naderi & Mace, 2003). در اغلب داده‌های اقتصادی–اجتماعی، واحدهای مورد بررسی در درون گروههایی قابل دسته‌بندی هستند. در تحلیل‌های مربوط به داده‌هایی با ساختار سلسله مراتبی اعتقاد بر این است که گروه بر اعمال و گرایشهای افرادی که به آن تعلق دارند، تأثیر می‌گذارد و این امر موجب ناهمسانی و ناهمگنی واحدهای مورد بررسی می‌شود (Amirkafi, 2007). در داده‌های مورد نظر در این تحقیق، به احتمال زیاد، قرار گرفتن شاغلان در گروههای مختلف (مناطق جغرافیایی، بنگاهها، گروههای شغلی و ...) به‌دلیل آثار محیط شغلی بر کار و در نتیجه، دریافتی افراد مؤثر است. برای مثال، در میان بنگاههای مختلف، کارفرمایان و نوع مدیریتشان، ویژگیهای نیروی کار، میزان تخصصی بودن فعالیت بنگاه و سایر ویژگیهای حاکم بر بنگاه بر بهره‌وری و انباشت سرمایه انسانی نیروی کار شاغل تأثیرگذارند[۱۵] (Naderi & Mace, 2003) و به همین دلیل دریافتی افراد در هر گروه با هم همبستگی خواهد داشت. این امر موجب می‌شود که ضریب (ضرایب) تابع دریافتی برای گروهها به‌طور معنادار با یکدیگر متفاوت باشد که یکجا در نظر گرفتن داده‌ها و لحاظ نشدن این ساختار علاوه بر آنکه از نظر روش‌شناسی کم‌برآوردی انحراف استاندارد، تورش در برآورد پارامترها و در نتیجه، ناکارایی تخمین‌ها را به دنبال دارد، موجب از بین رفتن اطلاعات مفید خواهد شد (Amirkafi, 2007). مدلی که به شکل نظام‌مند این ناهمگونی داده‌ها را در نظر می‌گیرد، مدلسازی چندسطحی است (Naderi, 2013) که در آن ضریب (ضرایب) مدل مینسر در میان گروهها متغیر در نظر گرفته می‌شود. مطالعاتی که در آنها توابع درآمدی با لحاظ ساختن ساختار سلسله مراتبی داده‌ها بررسی شده‌اند، رو به افزایش است که در ادامه به تعدادی از این مطالعات اشاره شده است.

علمی و همکاران (Elmi, Kasraei & Karimi, 2006) با استفاده از ریزداده‌های آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری در سال ۱۳۸۲ و مدل مینسر در قالب تحلیل چندسطحی نشان دادند که آموزش بر درآمد حاصل از شغل شاغلان مناطق شهری کشور تأثیر مثبت و معنادار دارد و مقدار این تأثیر در سطوح تحصیلی مختلف متفاوت است. در روش تحلیل چندسطحی به کاربرده شده شاغلان در قالب استانهای کشور گروه‌بندی شده‌اند و از فن متغیر مجازی برای گروه‌بندی تحصیلی شاغلان و تفکیک مقاطع تحصیلی استفاده شده است. بر اساس این بررسی، افراد با تحصیلات کارشناسی ارشد و بالاتر ۲۳۲

۱۴. برای مطالعه سایر اشکالات مطرح شده بر تابع دریافتی مینسر به منبع Naderi, 2015 مراجعه شود.

۱۵. نادری و میس (Naderi & Mace, 2003) با بررسی نمونه‌ای از شاغلان مرد در بخش صنعت ایران به وجود همبستگی دریافتیهای شاغلان در هر بنگاه دست یافتند.

www.SID.ir

Archive of SID

درصد بیش از شاغلان بی‌سواد دریافتی دارند. زروکی(Zarouki, 2006) با استفاده از ریزداده‌های بودجه خانوار مرکز آمار ایران در قالب مدل مینسر و تحلیل چندسطحی، تأثیر آموزش بر درآمد شاغلان شهری را طی سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ بررسی کرد. نتایج تحقیقات وی نشان داد که حدود ۱۱/۶ درصد تفاوتها در درآمد شاغلان به‌دلیل آثار گروه‌بندی، نابرابریهای اقتصادی و تفاوت در ساختار درآمدی شاغلان مناطق شهری استانهای کشور است. در این تحقیق از الگوی دو سطحی استفاده شد که واحدهای سطح دوم را استانهای کشور تشکیل می‌دادند.

نادری(Naderi, 2013) با تکیه بر تابع دریافتی مینسر و با کمک مدلهای چندسطحی، با استفاده از داده‌های آمارگیری از ویژگیهای اقتصادی اجتماعی خانوار در سال ۱۳۸۰ برای اولین بار نرخ بازده مشاغل تخصصی و فعالیتهای بازرگانی را برآورد کرد و گروههای عمده شغلی را به‌عنوان واحدهای سطح دو در نظر گرفت. وی نرخ بازده آموزش را ۷/۸ درصد ارزیابی کرد که از ارزیابی‌های بین‌المللی کمتر است.

نادری و میس(Naderi & Mace, 2003) با استفاده از داده‌هایی از شاغلان مرد در بخش صنعت ایران، وجود ساختار سلسله مراتبی در داده‌های جمع‌آوری شده را سنجیدند و سپس، از تحلیل چندسطحی برای بررسی تأثیر آموزش بر دریافتی‌ها استفاده کردند. در این بررسی بنگاههای فردی واحدهای تحلیل سطح دوم را شامل می‌شوند. آنها در این بررسی به این نتیجه دست یافتند که تحلیل چندسطحی ابزاری قوی برای بررسی اختلافات درآمدی و تأثیرات خارجی تراکم سرمایه انسانی است و از طرفی، آموزش و تجربه بر دریافتی شاغلان مرد در بخش صنعت تأثیر چشمگیری دارد.

روش پژوهش

۱.تابع مینسر و الگوسازی چند سطحی: همان‌طور که بیان شد، مدلسازی چندسطحی برای لحاظ کردن ساختار سلسله مراتبی داده‌ها استفاده می‌شود. این نوع مدلسازی برای مثال، در قالب مدل مینسر به‌صورت زیر است (Naderi, 2013)[۱۶]:

$$\ln(y_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + e_{ij} \qquad (۲)$$

در اینجا y_{ij} دریافتی فرد i ام در گروه j ام، S سالهای آموزش رسمی و X سالهای تجربه کاری است. در این مدل ضریب یا ضرایب یک یا چند متغیر در میان گروهها متغیر در نظر گرفته می‌شود؛ یعنی برای هر گروه یک دسته ضرایب تخمین زده می‌شود که این در سطح یک است و سپس، در سطح دو علت این نابرابری ضرایب تبیین می‌شود[۱۷]:

---

۱۶. برای مطالعه بیشتر به منابع Goldstein, 1999; Naderi, 2001a, 2002, 2014, 2015; Amirkafi, 2007; Zarouki, 2006 مراجعه شود.

۱۷. در مطالعه حاضر فقط عرض از مبدأ در بین واحدهای تحلیل سطح دو متغیر در نظر گرفته شده است. یعنی:

$$\ln(y_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + e_{ij}$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$\begin{cases}\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \\ \beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}\end{cases} \quad (۳)$$

البته، در اینجا فقط حالتی در نظر گرفته شده است که فرض می‌شود تغییرات ضرایب کاملاً تصادفی است و به همین دلیل هیچ متغیر توضیحی در سطح دو آورده نشده است. با ترکیب معادلات ۲ و ۳ به مدل ترکیبی زیر دست پیدا می‌کنیم:

$$\ln(y_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + (u_{0j} + u_{1j} S_{ij} + e_{ij}) \quad (۴)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، جمله اخلال بیش از یک جز دارد که این امر ناهمسانی واریانس و در نتیجه ناکارایی تخمین‌های حداقل مربعات معمولی[۱۸] را به دنبال دارد. روشهای جایگزین زیادی برای تخمین پارامترهای تابع مذکور تبیین شده که از جمله آنها روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تکراری[۱۹] (IGLS) است؛ بدین شکل که چنانچه الگوی کلی زیر در نظر گرفته شود:

$$y = X\beta + w \quad (۵)$$

ضریب ثابت در برآورد حداقل مربعات تعمیم‌یافته عبارت‌اند از:

$$\hat{\beta} = \left(x'^{v^{-1}}x\right)^{-1} x' v^{-1} y \quad (۶)$$
$$var(\hat{\beta}) = (x' v^{-1} x)^{-1}$$

$$\hat{w}_{ij} = y_{ij} - X\hat{\beta}\hat{w} = \{\hat{w}_{ij}\}\hat{v} = E(\hat{w}\hat{w}') \quad (۷)$$

که در آن v ماتریس بلوک قطری کوواریانس است. زمانی که پسماندها دارای توزیع نرمال باشند، رابطه یادشده برآوردهای حداکثر راست‌نمایی را نیز به‌دست می‌دهد.

برای به‌دست آوردن v مجهول ابتدا با فرض $v = \sigma^2 I$ مقادیر اولیه $\hat{\beta}$ را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS در تکرار اول به‌دست می‌آوریم. در مرحله بعد با استفاده از پسماندهای خام $\hat{w}_{ij}$ مقادیر مرتبط با σ_e^2 و $\sigma_{u_0}^2$ را (در حالتی‌که فقط عرض از مبدأ در مدل مینسر متغیر است) به‌دست می‌آوریم. بدین شکل که با تشکیل ماتریس $\hat{w}\hat{w}'$ و سپس، با قرار دادن ستونها در بالای یکدیگر یک بردار ترتیب می‌دهیم که به تبع آن می‌توان $vec(v)$ را ساخت (امید ریاضی ماتریس جزئی $\hat{w}\hat{w}'$ همان v خواهد بود). در ادامه بردار v برای به‌دست آوردن برآوردهای سازگار از σ_e^2 و $\sigma_{u_0}^2$ به روی $I_{(n_j)}$ و $J_{(n_j)}$ برازش و سپس، با جایگذاری ماتریس $\hat{v}$ در رابطه ۶، $\hat{\beta}$ برآوردی جدید حاصل می‌شود.

18. Ordinary Least Squares
19. Iterative Generalized Least Squares

www.SID.ir

Archive of SID

این فرایند تا جایی بین تخمین پارامتر ثابت و تصادفی ادامه می‌یابد که همگرایی در نتایج حاصل شود؛ بدین معنا که برآورد تمام ضرایب در تکرار[20] بعدی بدون تغییر بماند.

گفتنی است که کمّیت مهمی که در مدلهای چندسطحی از نظر تشخیص مسئله سلسله مراتبی حایز اهمیت است، شاخص همبستگی درون واحدی[21] (ICC) است. این پارامتر برای بررسی میزان همبستگی افراد در یک گروه استفاده و برای مدلسازی دوسطحی به‌صورت زیر تعریف می‌شود (Akhgari, 2012):

$$ICC = \frac{Cov\left(y_{i^1j}, y_{i^2j}\right)}{\sqrt{var(y_{i^1j})}\sqrt{var(y_{i^2j})}} = \frac{\sigma^2_{\hat{u}_0}}{\sigma^2_{\hat{e}} + \sigma^2_{\hat{u}_0}} \qquad (۸)$$

این شاخص صرفاً برای مدلهای با عرض از مبدأ تصادفی به‌کار می‌رود. پس باید قبل از هرگونه تخمینی ابتدا داده‌ها را از نظر حایز خصوصیت سلسله مراتبی بودن با این آماره بررسی کرد. این شاخص آن قسمت از واریانس الگو را که به تفاوت در ویژگی گروهها مربوط می‌شود و داده‌ها بر طبق آنها گروه‌بندی شده‌اند، اندازه‌گیری می‌کند و هر چه مقدار آن بیشتر باشد، نشان‌دهنده شباهت بیشتر واحدهای درون گروه است و لزوم استفاده از مدلهای چندسطحی را بیشتر می‌کند؛ به‌عبارتی، مقدار بیشتر این کمّیت تأثیر بیشتر ساختار سلسله مراتبی داده‌ها را بر تخمین پارامترها نشان می‌دهد (Naghsh & Moghadam, 2012).

۲. داده‌های آماری و تحلیل‌های تجربی: داده‌های مناسب برای دستیابی به هدف مطالعه حاضر باید شامل اطلاعات سالهای آموزش، تجربه کاری و سطح دریافتی افراد از محل کار باشد که البته، برای انجام دادن تحلیل‌های چندسطحی باید ویژگی ناهمگنی جامعه را نیز نشان دهد و علاوه بر اطلاعات پایه‌ای مورد نیاز مدل مینسر، دارای ویژگیها و اطلاعات خاصی مانند بنگاه و منطقه جغرافیایی محل اشتغال، نوع شغل و فعالیت باشد (Naderi, 2013). بر این اساس، مناسب‌ترین و جدیدترین داده‌های در دسترس ریزداده‌های آمارگیری از ویژگیهای هزینه–درآمد خانوار سال ۱۳۹۲ مرکز آمار است که پس از حذف داده های اضافی و ناقص، حجم نمونه به ۵۰۳ شاغل دارای تحصیلات تکمیلی دانشگاهی و ۴۴۰۰ نفر دارای تحصیلات دانشگاهی تقلیل یافت.

قبل از پرداختن به تخمین‌های مربوط به تابع دریافتی، باید به چند نکته درباره متغیرهای تابع مینسر اشاره شود. اول آنکه در تحقیق حاضر برای متغیر S سالهای مربوط به آخرین مدرک تحصیلی شاغلان در نظر گرفته می‌شود، نه کل سالهای تحصیلی. برای وارد کردن داده‌های مربوط به تحصیلات فرض شده

20. Iteration
21. Intra-Cluster Correlation

www.SID.ir

Archive of SID

است که به هر سال اضافی تحصیلات تکمیلی یک امتیاز تعلق می‌گیرد. بر این اساس، مقاطع مختلف آموزشی به‌صورت زیر رتبه‌بندی می‌شوند[۲۲] (Afshari, 1998):

- کارشناسی ارشد ۱۸
- دکترای حرفه‌ای ۱۹
- دکترای تخصصی ۲۲

دوم آنکه یکی از نواقص کاربرد آمارهای هزینه–درآمد خانوار در توابع دریافتی، در دسترس نبودن سالهای دقیق تجربه کاری است. در این نوع آمارگیری‌ها فقط سن افراد پرسیده می‌شود. در غالب بررسی‌ها حول موضوع نرخ بازده از فرمول زیر برای تخمین سالهای تجربه، X، استفاده می‌شود [۲۳]:

$$X = t - S - 6 \qquad (۹)$$

که در آن t سن و S سالهای تحصیلی فرد است. فرض ضمنی در استفاده از این فرمول برای دستیابی به سالهای تجربه کاری آن است که افراد بلافاصله بعد از پایان تحصیلات وارد بازار کار می‌شوند که البته، این فرض درباره شرایط بازار کار ایران غیر واقعی است و افراد معمولاً مدت زمانی پس از اتمام تحصیلات خود یا موقتاً جویای کار نیستند یا آنکه در یافتن شغل مناسب موفق نیستند. پس جایگزینی مقادیر تخمینی‌ای که بدین صورت به‌دست می‌آیند، موجب انحراف در مقادیر سالهای سابقه کاری خواهد شد. بدین منظور برای رسیدن به تخمین‌های دقیق‌تر ابتدا متوسط سالهایی که دانش‌آموختگان دانشگاهی در گروههای سنی مختلف به تفکیک مقاطع تحصیلی شاغل نبودند، از داده‌های مربوط به آمارگیری از نیروی کار سال ۱۳۹۲ مرکز آمار استخراج و سپس، سالهای تجربه کاری تخمین زده شده با استفاده از فرمول مذکور تعدیل شد. سوم اینکه به‌دلیل آنکه ساعتهای کاری افراد در یک بازه زمانی مشخص بین شاغلان متفاوت است، برای حذف تأثیر ساعتهای کاری بر دریافتی، متغیر وابسته دریافتی‌های ساعتی افراد در نظر گرفته شد، با این فرض که دو فرد با میزان سرمایه انسانی یکسان (آموزش رسمی و تجربه کاری) و ساعتهای کاری متفاوت دریافتی متفاوتی خواهند داشت.

حال نوبت به انتخاب واحدهای تحلیل سطح دو است؛ اگر بپذیریم بخشی از تفاوتهای دریافتی‌ها میان شاغلان به‌دلیل فعالیت اقتصادی است که تخصص آنها در خدمت آن است، می‌توان مدل چندسطحی‌ای را که گروههای عمده فعالیت اقتصادی[۲۴] به‌عنوان واحدهای سطح دو و شاغلان، واحدهای سطح یک آن

---

۲۲. متوسط سالهای مورد نیاز برای أخذ هر مدرک تحصیلی در نظر گرفته شده است. در آمارگیری هزینه–درآمد خانوار فقط مدارک تحصیلی افراد پرسیده شده است.

۲۳. می‌توان برای مردان در ایران به‌دلیل خدمت سربازی از فرمول $X = t - S - 8$ استفاده کرد.

۲۴. بر اساس تقسیم‌بندی مرکز آمار ایران، مطابق با استانداردهای جهانی (ISIC)، فعالیتهای اقتصادی به ۲۱ بخش کلی تقسیم می‌شوند. بدین ترتیب شاغلان مورد بحث در این پژوهش با توجه به نوع فعالیت اقتصادی، در ۲۱ گروه، دسته‌بندی شده‌اند. برای آگاهی بیشتر از جزئیات این طبقه‌بندی به سایت مرکز آمار ایران مراجعه شود.

www.SID.ir

Archive of SID

هستند، در نظر گرفت. تفاوت دریافتی‌ها به‌دلیل قرار گرفتن در فعالیتهای مختلف می‌تواند بدین دلیل باشد که شاید نوعی فعالیت اقتصادی خاص در یک کشور بنا به دلایل مختلف، زمینه پیشرفت و سودآوری بیشتری دارد یا آنکه با توجه به برنامه‌ریزی‌های بالادستی، مورد توجه ویژه برنامه‌های حمایتی دولت قرار دارد؛ بدین ترتیب، ممکن است بین دریافتی‌های شاغلان در هر گروه فعالیت همبستگی مشاهده شود یا حتی تحصیلات بالاتر در این فعالیتها نسبت به سایر فعالیتها پاداش بیشتری داشته باشد. برای بررسی این فرضیه ابتدا آماره همبستگی درون واحدی تجزیه و تحلیل شد که نتایج آن برای هر دو دسته داده‌ها در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- مدلهای ساده دوسطحی برمبنای گروههای عمده فعالیت اقتصادی به‌عنوان واحدهای تحلیل سطح دو

مقاطع تحصیلی	تحصیلات تکمیلی		آموزش عالی	
متغیر/ضرایب	β	t stat.	β	t stat.
قسمت ثابت:				
عرض از مبدأ	۱۰/۸۹۱۲۲۲	۱۴۳/۴۱۷	۱۰/۵۶۰۲۴۸	۱۷۹/۵۱۴
قسمت تصادفی:				
سطح ۱: σ_e^2	۰/۳۹۳۲۷		۰/۴۱۱۰۸	
سطح ۲: $\sigma_{u_0}^2$	۰/۰۶۶۹۶		۰/۰۶۴۴۰	
همبستگی درون واحدی	۰/۱۵		۰/۱۴	
-2*log(lh)	۹۸۳/۲۲۵۷۱۳		۸۵۶۳/۲۹۳۶۴۰	

همان‌گونه که مشخص شد، آماره درون واحدی غیر صفر و بیش از ۰/۰۵ به‌دست آمد و این نشان‌دهنده آن است که مجاز هستیم از الگوسازی چندسطحی با توجه به گروههای عمده فعالیت استفاده کنیم. برای مثال، در خصوص داده‌های مربوط به تحصیلات تکمیلی، این آماره بیان می‌دارد که حدود ۱۵ درصد از تفاوتهای دریافتی شاغلان با تحصیلات تکمیلی را می‌توان به فعالیتی که در آن مشغول به‌کار هستند، مرتبط دانست. علاوه بر آنکه آماره حداکثر راست‌نمایی[۲۵] و تغییرات آن (با مقایسه آماره همبستگی درون واحدی مدل ساده یک سطحی[۲۶] و مدل تخمینی در جدول ۱) نیز لزوم تقسیم شدن واریانس مدل به

۲۵. این آماره ((-2*log(Likelihood) به آماره حداکثر راست‌نمایی معروف است که در بعضی منابع آن را با -2LL یا Deviance نشان می‌دهند. در الگوسازی چندسطحی – به پیشنهاد گلدستین (Naderi, 2013) – به تغییرات آماره حداکثر راست‌نمایی نیز برای اجرای آزمونهای آماری باید توجه داشت.

۲۶. برای جلوگیری از افزایش مدلهای نمایش داده شده، تخمین‌های مربوط به این مدل آورده نشده است.

www.SID.ir

Archive of SID

اجزای بیشتر را تأیید می‌کند. با اثبات وجود ساختار سلسله مراتبی، صور مختلفی از تابع دریافتی برازش و متغیرهای مجازی با توجه به داده‌های در دسترس به مدل اضافه شد.

ویژگیهای اضافی که در آمارگیری هزینه–درآمد خانوار آورده شده است، شامل این موارد است: جنسیت، وضعیت تأهل، نوع شرکت محل فعالیت از نظر خصوصی[۲۷] یا عمومی بودن، شهری یا روستایی بودن و فعالیت در مرکز استان یا غیر آن. در تحقیقاتی که در سراسر جهان برای محاسبه بازده آموزش صورت می‌گیرد، به فراخور شرایط اقتصادی و اجتماعی هر کشور، تابع مینسر با استفاده از یک یا تعدادی از این متغیرها توسعه می‌یابد. برای مثال، در کشور ایران در بیشتر تحقیقات جنسیت، شهری یا روستایی بودن و خصوصی یا دولتی بودن محل اشتغال جزو عوامل مؤثر بر دریافتی‌ها در نظر گرفته شده که در بعضی مواقع معناداری آنها به اثبات رسیده است.

یافته‌ها

با توجه به مدل نهایی برازش شده در حالت دو سطحی برای شاغلان دارای مدارک تحصیلات تکمیلی دانشگاهی (مدل سوم از جدول ۲)، بازده هر سال اضافی تحصیلات تکمیلی از ۱۵/۲ درصد در حالت یک سطحی (مدل اول در جدول ۲) تا مقدار ۱۲/۳ درصد کاهش می‌یابد که این مسئله تأثیر ساختار سلسله مراتبی داده‌ها را بر تخمین ضرایب نشان می‌دهد. ضریب متغیر تجربه کاری برای شاغلان با تحصیلات تکمیلی ۲/۶ درصد به‌دست آمد که نشان‌دهنده تأثیر سالهای سابقه کاری بر دریافتی‌هاست. ضمن آنکه بازده هر سال اضافی آموزش عالی به‌طور کل (مدل چهارم از جدول ۲) ۸/۸ درصد به‌دست آمد که میزانی کمتر از بازده هر سال اضافی تحصیلات تکمیلی را نشان می‌دهد.

۲۷. در اینجا مشاغل آزاد یا همان غیر مزد و حقوق‌بگیر جزو بخش خصوصی در نظر گرفته شد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- تابع دریافتی مینسر: برآورد بازده آموزش برای شاغلان دارای تحصیلات تکمیلی و تحصیلات دانشگاهی

مقاطع تحصیلی	تحصیلات تکمیلی						آموزش عالی	
مدل	مدل تعمیم یافته مینسر – یک سطحی		مدل مینسر با عرض از مبدأ تصادفی		مدل تعمیم‌یافته مینسر با عرض از مبدأ تصادفی[۲۸]		مدل تعمیم‌یافته مینسر با عرض از مبدأ تصادفی	
متغیر/ضریب	β	t stat.	β	t stat.	β	t stat.	β	t stat.
قسمت ثابت:								
عرض از مبدأ	۷/۵۷	۱۶/۸	۸/۱۷۴	۱۸/۴	۷/۹۸۲	۱۷/۸	۸/۴۵۸	۷۳
آموزش	۰/۱۵۲	۶/۴	۰/۱۲۸	۵/۴	۰/۱۲۳	۵/۲	۰/۰۸۸	۱۳/۱
تجربه	۰/۰۳۱	۳/۲	۰/۰۳۴	۴	۰/۰۲۶	۲/۸	۰/۰۳۴	۸/۴
مجذور تجربه	۰/۰۰۰۰۵۴۳*	۰/۲	-۰/۰۰۰۰۴۳*	-۰/۲	۰/۰۰۰۱۴*	۰/۵	-۰/۰۰۰۴۶۴	-۳/۹
جنسیت (مرد=۱)	-۰/۴۸۱۵۹۱*	-۰/۸			۰/۰۳۶*	۰/۶	۰/۱۵۱	۶/۸
منطقه (شهری=۱)	۰/۱۸۲	۲/۲			۰/۲۱۴	۲/۶	۰/۰۷	۲/۹
وضعیت تأهل (متأهل=۱)	۰/۱۱*	۱/۵			۰/۰۸۶*	۱/۳	۰/۱۴۸	۶/۱
وضعیت شغلی (عمومی=۱)	۰/۱۰۴*	۴/۸			۰/۰۴۵*	۰/۷	۰/۳۰۳	۱۱/۵
مرکزیت (شاغل در مرکز استان=۱)	۰/۶۳۴*	۱/۲			۰/۰۹۹*	۱/۹	۰/۰۸۶	۴/۵
قسمت تصادفی:								
سطح ۱: σ_e^2	۰/۳۲۵۹		۰/۳۰۵۶		۰/۲۹۹۳		۰/۳۳۳۲	
سطح ۲: $\sigma_{u_0}^2$			۰/۰۲۹۵		۰/۰۲۹۶		۰/۰۲۶۳	
-2*log(lh)	۸۶۴/۲۳۶۴		۸۷۶/۱		۸۸۱/۱		۷۶۹۲/۶	

* این ضرایب در سطح پنج درصد معنادار نیستند.

۲۸. متغیر در نظر گرفتن بازده آموزش در بین گروههای عمده فعالیت برای دانش‌آموختگان آموزش عالی تخمین‌های توجیه‌پذیری را به‌دست می‌دهد (نتایج این نوع مدل برای جلوگیری از طولانی شدن مباحث آورده نشده است)، اما در خصوص متغیر بودن بازده آموزش بین گروههای فعالیت برای شاغلان با "تحصیلات تکمیلی" باید گفت که مدلی با متغیر بودن ضرایب عرض از مبدأ و آموزش به لحاظ آماری راضی‌کننده نیست.

www.SID.ir

Archive of SID

بحث و نتیجه‌گیری

بررسی و تحلیل تفاوتهای درآمدی شاغلان و تأثیر آموزشهای غیر اجباری، به‌ویژه تحصیلات تکمیلی، بر دریافتی‌ها که زمان و توان زیادی را هم از نیروی جوان و هم از جامعه هزینه می‌کند، هیچ‌گاه ضرورت خود را از دست نداده است. از این‌رو، بررسی توزیع درآمد در بازار کار و محاسبه بازده آموزش در کشورهای مختلف در دهه اخیر به موضوعی متعارف در اقتصاد آموزش تبدیل شده است.

در حالی که در دنیای واقعی اغلب داده‌های اقتصادی و اجتماعی با ساختار سلسله مراتبی مواجه هستند، اثبات شده است که در این شرایط لحاظ نشدن این مسئله، تخمین‌های کارا و استنباط‌های درستی را به‌دست نخواهد داد. برای مقابله با این مشکل، به‌عنوان یک روش مناسب، تحلیل‌های چندسطحی را برای اولین بار گلدستین توسعه داد که در آن علاوه بر در نظر گرفتن ساختار سلسله مراتبی داده‌ها، اطلاعات و آمار مفیدی در دسترس قرار گرفت.

مسئله اصلی مطالعه حاضر ارزیابی بازده آموزش تحصیلات تکمیلی و به‌طور کلی، آموزش عالی در قالب فن چندسطحی بود که سعی شد در آن با شکل جدیدی از گروه‌بندی شاغلان؛ یعنی دسته‌بندی بر مبنای گروههای عمده فعالیت، نگاه تازه‌ای به آثار سلسله مراتبی داده‌ها شکل بگیرد. بر این اساس، مناسب‌ترین مجموعه آماری موجود، داده‌های خام آمارگیری از هزینه–درآمد خانوار سال ۱۳۹۲ مرکز آمار است. ضمن آنکه با اندازه‌گیری متوسط سالهای غیر شاغل بودن افراد بعد از اتمام تحصیلات، در گروههای سنی مختلف، به تفکیک مقاطع تحصیلی که از داده‌های خام آمارگیری از نیروی کار سال ۱۳۹۲ مرکز آمار استخراج شد، تخمین‌های مربوط به تجربه کاری نیز تعدیل شد.

بدین ترتیب، با برازش مدلهای ساده دو سطحی (جدول ۱) و مشاهده تفاوت چشمگیر آماره همبستگی درون واحدی از صفر، صور مختلفی از تابع دریافتی مینسر با رویکرد الگوسازی چندسطحی برازش شد. نتایج و یافته‌های اصلی این تحقیق به اختصار به شرح زیر است:

- تقسیم‌بندی شاغلان در قالب گروههای عمده فعالیت نشان داد که حدود ۱۵ درصد از تفاوتهای دریافتی شاغلان با مدارک تحصیلات تکمیلی و حدود ۱۴ درصد از تفاوتهای دریافتی شاغلان با مدرک آموزش عالی به‌دلیل تفاوتهای کاری افراد از نظر "فعالیتی" است که تخصص آنها در خدمت آن است.
- با توجه به مدل تعمیم‌یافته مینسر با عرض از مبدأ تصادفی در خصوص شاغلان با تحصیلات تکمیلی، تفاوت عمده‌ای میان تخمین‌های مدل یک سطحی و دو سطحی مشاهده شد. بر این اساس، بازده هر سال اضافی آموزشهای تکمیلی حدود ۱۲/۳ درصد و تأثیر تجربه بر دریافتی‌ها حدود ۲/۶ درصد برای این گروه از شاغلان است. بدین ترتیب، بازده آموزش مثبت و بیش از تأثیر آموزشهای حین کار و اندکی بیش از هزینه فرصت از دست رفته در نظر گرفته شده برای آموزش در کشورهای در حال توسعه (۱۰ درصد) است. مطابق انتظار، تحصیلات تکمیلی بر دریافتی‌های شاغلان تأثیر مثبت دارد

www.SID.ir

Archive of SID

که این امر فارق از سایر انگیزه‌های ورود به این دوره‌ها، توجیه‌پذیری اقتصادی ورود به این مقاطع را نشان می‌دهد.

- شاغلان دارای تحصیلات تکمیلی در شهرها به‌طور متوسط به میزان تقریباً ۲۱/۴ درصد بیش از شاغلان روستایی دریافتی دارند. این برآورد که فقط مربوط به شاغلان دارای تحصیلات تکمیلی است، با برآورد نادری (Naderi, 2014) که ۱۰ تا ۱۴ درصد و مربوط به شاغلان با مدارک تحصیلی مختلف است، اختلاف بسیاری دارد. می‌توان این‌گونه استنباط کرد که شکاف دریافتی‌ها بین مناطق شهری و روستایی در مقاطع بالاتر آموزشی افزایش می‌یابد که این امر خروج نیروی انسانی با تحصیلات بالا از مناطق روستایی را توجیه می‌کند (برای شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی این رقم ۷ درصد به‌دست آمده است).
- با توجه به آنکه در خصوص شاغلان با مدارک تحصیلات تکمیلی ضرایب متغیرهای مجازی مربوط به وضعیت تأهل، وضعیت شغلی و جنسیت معنادار نبودند، این نتیجه حاصل می‌شود که بین دریافتی شاغلان زن و مرد و همچنین بین دریافتی دانش‌آموختگان تحصیلات تکمیلی که در بخش خصوصی یا عمومی فعالیت می‌کنند، تفاوت معنادار از نظر آماری وجود ندارد.
- متغیر مجذور تجربه، در مدلهای مربوط به شاغلان با تحصیلات تکمیلی، ضریب معنادار ندارد؛ یعنی بین سن و دریافتی این گروه از شاغلان رابطه U وارونه- به آن شکلی که برای شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی دیده شده است- وجود ندارد و در واقع، بازده تجربه برای آنها روند کاهشی یا افزایشی را نشان نمی‌دهد.
- بازده هر سال اضافی تحصیلات دانشگاهی مثبت و حدود ۸/۸ درصد است که علاوه بر آنکه از متوسط جهانی (۱۹ درصد در مطالعه Psacharopoulos & Patrinos, 2004) و هزینه فرصت از دست رفته کمتر است، اختلاف زیادی با برآورد نادری (Naderi, 2014) (۱۷/۹ درصد) و تفاوت نسبتاً کمتری را با نتایج مطالعات افشاری(Afshari, 1998) و نادری (Naderi, 2001a; Naderi, 2004) که به ترتیب ۱۰/۵ و ۷ درصد است، نشان می‌دهد.[۲۹] در ضمن، بازده خصوصی تحصیلات تکمیلی نسبت به بازده متوسط کل مقاطع آموزشی عالی بیشتر است.

پیشنهادها

با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهادهای زیر برای بهبود مطالعات آینده ارائه می‌شود:

۲۹. در تمام مطالعات ذکر شده، حوزه آمارهای مورد بررسی، مدل و متغیرهای مورد استفاده متفاوت هستند، ضمن آنکه نحوه محاسبه بازده آموزش به تفکیک مقاطع تحصیلی بجز مطالعه افشاری (Afshari, 1998) در بقیه تحقیقات با استفاده از فن متغیر مجازی صورت گرفته است.

www.SID.ir

Archive of SID

۱. بر طبق مطالعه حاضر در قالب مدلسازی چندسطحی، بازده تحصیلات تکمیلی مثبت و مقداری بیش از متوسط بازده آموزش عالی است. پیشنهاد می‌شود با حجم نمونه بالاتری از شاغلان دارای تحصیلات تکمیلی که شمار زیرمجموعه‌های هر گروه چشمگیر باشد، تأثیر سلسله مراتبی داده‌ها بر نابرابری بازده تحصیلات تکمیلی در میان گروههای مختلف آزمون شود. از آنجایی که حجم نمونه آمارگیری‌های رسمی مراکز آماری مربوط به شاغلان دارای مدارک تحصیلی مشخص کوچک است، برای اجرای این آزمون استفاده از نمونه‌گیری و بررسی میدانی توسط خود محقق لازم است.

۲. در بررسی‌های تجربی انجام شده در سایر کشورها متغیرهای به ظاهر تأثیرگذار دیگری نیز به‌عنوان عامل مؤثر بر دریافتی‌ها در تابع مینسر وارد شده‌اند، از جمله کیفیت دانشگاههای محل تحصیل یا رشته‌های تحصیلی. بر کسی پوشیده نیست که مراکز آموزش عالی از نظر کیفیت آموزشی در تشکیل سرمایه انسانی نقش مؤثری دارند. بررسی جامع متغیرهای تأثیرگذار بر دریافتی‌ها می‌تواند در دستیابی به نرخهای بازده هر چه واقعی‌تر مفید باشد.

۳. تخمین رگرسیون جداگانه برای مثال، فقط برای شاغلان با تحصیلات تکمیلی با مسئله‌ای اساسی؛ یعنی خود–انتخابی مواجه است. بررسی همزمان مسئله خود–انتخابی و سلسله مراتبی داده‌ها موضوعی است که تا کنون در روش‌شناسی اقتصاد آموزش به آن توجه نشده و نیازمند توجهات بیشتر و عمیق‌تر محققان است.

۴. در کشور ایران هزینه‌های تحصیل افراد بین دانشگاههای دولتی و غیردولتی تفاوت فاحش دارد و از طرفی، تابع مینسر هزینه‌های آموزشی مستقیم را در نظر نمی‌گیرد که وارد کردن این هزینه‌ها می‌تواند موجب تعدیل بازده آموزش شود.

References

1. Afshari, Z. (1998). The effects of higher education and experience on employee's earnings in Iran using Mincerian earnings function. *Quarterly Journal of Research & Planning in Higher Education*, 6(3), 59-78 (in Persian).

2. Akhgari, O. (2012). Determine the sample size using Bayesian methods in multilevel models. (Master dissertation). Department of Applied Statistics, Tarbiat Modares University (in Persian).

3. Amirkafi, M. (2007). The significance & logic of multilevel models in social research. *Journal of Sociology*, 7(4), 38-71 (in Persian).

4. Azimi, H. (1993). *Circuits of underdevelopment in the Iranian economy*. Tehran: Nashre Nei Press (in Persian).

5. Elmi, Z., Karimi Potanlar, S., & Kasraee, K. (2006). The effect of educational attainment on individual income urban area of Iran in (2003-

www.SID.ir

Archive of SID

2004): Applying multilevel method. *Research Economic Bulletin*, 41(3), 249-272 (in Persian).

6. Emadzadeh, M. (2001). Education and income distribution. *Journal of Psychology and Educational Sciences,* 6(1), 203-227 (in Persian).

7. Gabriel, P.E., & Schmitz, S. (2005). A note on occupational variations in the returns to education in the US labor market. *International Journal of Manpower*, 26(5), 450-456.

8. Goldstein, H. (1999). *Multilevel statistical models*. London: Institute of Education. Retrieved from http://www.arnoldpublishers.com/support/goldstein.html

9. Jabal Ameli, F. (2004). Determination of the individual and social rates of return in master and doctoral levels. *Quarterly Journal of Research & Planning in Higher Education,* 9(4), 75-102 (in Persian).

10. Lashkari, M. (2012). *Comparing return of education and experience in Iran and China.* 31, 5-38 (in Persian).

11. Mincer, J. (1974*). The human capital earnings function in schooling, experience, and earnings.* 83-96, New York: Columbia University Press.

12. Naderi, A. (2015). *Advanced topics in economics of education.* Tehran: University of Tehran Press (in Persian).

13. Naderi, A. (2004). Comparative evaluation of economic return to human capital in Iran's education labor market. Proceedings of the National Conference on Engineering Reforms in Education, 3, Economics and Planning of Education, Tehran: Institute for Education (in Persian).

14. Naderi, A. (2001, a). Critical evaluation of methodological underpinnings of the empirics of human capital theory. *Plan and Budget Bulletin,* 60-61, 41-83 (in Persian).

15. Naderi, A. (2001, b). Economics of education and its position in Iran's higher education system. *Quarterly Journal of Research & Planning in Higher Education*, 7(3), 173-216 (in Persian).

16. Naderi, A., & Mace, J. (2003). Education and earnings: A multilevel analysis. *Economics of Education Rev*, 22(2), 143-156.

17. Naderi, A. (2013). Evaluation of return to education for professional and business jobs in Iran. *Quarterly Journal of New Economy & Commerce,* 5(4), 1-27 (in Persian).

www.SID.ir

Archive of SID

18. Naderi, A. (2014). Evaluation of return to education: Issues, challenges and prospects. *Research Economic Bulletin*, 49(2), 461-429 (in Persian).

19. Naderi, A. (2002, May). Multilevel modeling and their applications in economics. Proceeding of Conference on Non-linear Models, Tehran: Faculty of Economics of Alame- Tabatabaee University (in Persian).

21. Naghsh, Z., & Moghadam, A. (2012). A comparison of multilevel modeling and single-level analysis techniques and their application to TIMSS 2007 data analysis. *Journal Training Measurement*, 3(8), 133-154 (in Persian).

22. Psacharopoulos, G., & Patrinos, H.A. (2004). Returns to investment in education: A further update. *Education Economics*, 12(2), 111-134.

23. Roszkowska, S. (2014). Returns to education in Europe: Same or Not?, *European Scientific Journal*, 10(10), 250-255.

24. Salehi, M.J. (2005). Human resources output measurement in Iran. *Quarterly Journal of Research & Planning in Higher Education*, 11(1), 139-166 (in Persian).

25. Statistics Center of Iran (2014). Household income and expenditure survey 1392 (in Persian).

26. Statistics Center of Iran (2014). Labor force survey 1392 (in Persian).

27. Todaro, M.P., & Smith, S.C. (2012). *Economic development*. Translated by Mahmoudi, V., Tehran: Negah Danesh Press (in Persian).

28. Zarouki, Sh. (2006). Investigating the effect of education on worker's income using multilevel analysis during the Third Development Plan (2000-2005). (Master dissertation). Department of Theoretical Economics, Tehran University (in Persian).

www.SID.ir