فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره‌های ۲۳ و ۲۴، زمستان ۱۳۸۹ و بهار ۱۳۹۰، صفحات ۱- ۲۷

ارزیابی نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی برای مشاغل تخصصی و بازرگانی در ایران

ابوالقاسم نادری*

دانشیار دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۰۳/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۰۲/۱۱

چکیده

دربارهٔ نقش روزافزون سرمایهٔ انسانی در اقتصاد دانش‌بنیان و اهمیت حیاتی انگیزه در تشکیل سرمایهٔ انسانی، مطالعهٔ حاضر به ارزیابی نرخ بازده آموزش با تأکید بر مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی در بازارکار ایران می‌پردازد. با استفاده از داده‌های حاصل از آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی ـ اجتماعی سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران و روش الگوسازی چندسطحی، نتایج و یافته‌های تجربی به‌دست‌آمده نشان می‌دهند که ۱- نرخ بازده آموزش در بازار کار ایران مثبت و البته میزان آن کمتر از ۱۰ درصد است. ۲- برآوردهای حاصل از تابع پایه دریافتی مینسر و روش الگوسازی یک‌سطحی، نادرست و گمراه‌کننده هستند. ۳- نرخ بازده آموزش بین گروه‌های شغلی (به‌ویژه متخصصان) و فعالیت‌های مختلف (از قبیل فعالیت‌های بازرگانی) یکسان و برابر نیست و ۴- بخشی از این نابرابری‌ها، ناشی از تصادف یا علل مهار نشدنی و غیرقابل سنجش هستند، و بخشی دیگر به کمک متغیرهایی چون جنسیت، منطقهٔ جغرافیایی، تراکم سرمایهٔ انسانی، نوع شغل و فعالیت، قابل تبیین و توضیح است. یافته‌های تجربی در این مورد مؤید آن است که بازده آموزش برای شاغلان مناطق شهری (به‌میزان ۱/۸ درصد)، شاغلان زن (به میزان ۴/۴ درصد)، افراد شاغل در محیط‌های با تراکم بیشتر سرمایهٔ انسانی (به‌میزان ۳/۵ درصد)، شاغلان مشاغل تخصصی (به‌میزان ۱/۷ درصد) و شاغلان فعالیت‌های بازرگانی (به‌میزان ۱/۳ درصد) بیشتر از بازده آموزش سایر شاغلان است.

* پست الکترونیکی: anadery@ut.ac.ir

واژه‌های کلیدی: سرمایهٔ انسانی، تابع دریافتی مینسر، بازده آموزش، مشاغل تخصصی، فعالیت‌های بازرگانی، تحلیل چندسطحی.

طبقه‌بندی JEL: C31, I21, J24, J31.

۱. مقدمه

مسئلهٔ ارزیابی بازده آموزش طی نیم قرن گذشته، به‌طور کلی، موضوع پژوهش‌های متعددی در اقتصاد و علوم تربیتی (به‌ویژه در اقتصاد آموزش) بوده که دست‌کم دو هدف اساسی یعنی ارزیابی توان توضیح‌دهندگی نظریه‌ها (مانند نظریهٔ سرمایهٔ انسانی) و نیز کمک به سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی توسعهٔ سرمایهٔ انسانی را دنبال کرده است. پژوهش‌های مذکور (به‌خصوص آثار ساخاروپولوس[۱]) هم گسترهٔ جهانی داشته و وضعیت کشورهای خاصی را پوشش داده است. باید اذعان کرد که دایرهٔ پوشش این قبیل پژوهش‌ها (به‌ویژه طی دههٔ گذشته که دانایی‌محوری فعالیت‌ها به‌طور جدی قوت گرفته) به‌گونه‌ای است که بازده آموزش برای همه کشورها در زمان‌های مختلف را سنجش و ارزیابی کرده است. برای نمونه، برخی محققان مانند ساخاروپولوس و ویلیامز[۲] (۱۹۷۳)، پورحسینی (۱۹۷۹) و رضوی (۱۹۷۸)، در ایران ارزیابی بازده آموزش در دههٔ ۱۳۵۰ را انجام داده‌اند؛ طی دههٔ گذشته، توجه به این قبیل پژوهش‌ها در کشور بیشتر نیز شده است.[۳]

با این حال، باید تأکید کرد که پذیرش از پژوهش‌های تجربی در این‌باره در کشورهای توسعه‌یافته به‌مراتب بیشتر از کشورهای در حال توسعه (از جمله ایران) بوده است. در نتیجه چنین تلاش‌هایی، پیشرفت‌های مهمی، به‌ویژه در مبانی روش‌شناسی ارزیابی نرخ بازده آموزش به‌دست آمده که اکتشاف تابع مینسر (به‌عنوان روش آماری میان‌بُر ارزیابی نرخ بازده) از یک سو، و نحوه برآورد نابرابری‌های نرخ بازده (بین مشاغل و فعالیت‌های مختلف) با روش‌هایی چون الگوسازی چندسطحی، از سوی دیگر، حاصل شده است؛ هر چند توزیع تلاش‌ها و منابع اختصاص‌یافته برای ارزیابی نرخ بازده با تابع مینسر در مقایسه با ارزیابی نابرابری‌ها در بازده آموزش متناسب نبوده و بخش غالب تلاش‌ها بر ارزیابی‌های پایه متمرکز بوده است. این

---

[1] Psacharopoulos

[2] Psacharopoulos and Williams

[۳] برای اطلاعات بیشتر به افشاری (۱۹۹۸)، نادری (۲۰۰۱ و ۲۰۰۴)، صالحی (۲۰۰۵) و نادری و میس (Naderi and Mace, 2003) مراجعه شود.

پیشرفت‌ها دو اثر مهم داشته‌اند: نخست اینکه، ارزیابی نرخ بازده آموزش به امر متعارف تبدیل شده و دوم اینکه، دقت ارزیابی‌ها به‌طور ملموسی بهبود یافته است.

تحقیقات ناظر به ارزیابی نابرابری نرخ بازده آموزش را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: دستهٔ اول پژوهش‌هایی که تلاش کرده‌اند بخشی از پیچیدگی‌های مبتلا به دنیای واقعی (مانند گروه‌بندی‌های متعارف در چارچوب سازمان‌های تولیدی و مراکز انجام فعالیت، گروه‌های فعالیت و شغلی) را در الگوهای تحت تخمین لحاظ کنند تا به برآوردهای درست‌تری دربارهٔ نرخ بازده آموزش برسند.[۱] دسته دوم، علاوه بر ارزیابی نرخ بازده کلی، به‌دنبال ارزیابی نرخ بازده برای مناطق، مشاغل و فعالیت‌های خاص و بیشتر جهت مقاصد سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بوده‌اند. با این حال باید اذعان کرد که شمار مطالعات دستهٔ دوم، حتی در سطح جهانی بسیار محدودند و تعداد اندکی از مطالعات، بر ارزیابی نرخ بازده آموزش برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی متمرکز شده‌اند؛ در ایران تاکنون چنین پژوهشی انجام نشده است. از این‌رو، هدف و مأموریت اصلی این مطالعه، ارزیابی بازده آموزش برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی در اقتصاد ایران است. فرضیهٔ اساسی تحقیق در این مورد، این است که نرخ بازده آموزش بین مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی در اقتصاد ایران یکسان نیست.

علاوه بر این، فرضیهٔ نابرابری نرخ بازده آموزش بین مناطق روستایی و شهری و زنان در مقابل مردان به‌طور تجربی آزمون خواهد شد. همچنین درخواهیم یافت که آیا شاغلان مناطق و فعالیت‌هایی با تراکم سرمایهٔ انسانی بیشتر، از بازده آموزش بیشتری برخوردارند یا خیر؟ به این ترتیب، شواهد تجربی در رابطه با وجود آثار خارجی ناشی از تراکم سرمایهٔ انسانی ارائه خواهد شد.

روش‌شناسی این مطالعه از جنبهٔ مبانی نظری و فنی، بر تابع دریافتی مینسر[۲] و از منظر روش تحلیل، بر روش الگوسازی چندسطحی متمرکز است. البته، تابع دریافتی مینسر از دو جهت یعنی انطباق با شرایط اقتصاد ایران و همچنین در رابطه با ملاحظات الگوسازی چندسطحی، تعدیل و تعمیم یافته، بنابراین «تابع دریافتی مینسر تعمیم‌یافته» برای ارزیابی‌های تجربی استفاده می‌شود. به این ترتیب، با انجام این پژوهش، نه تنها یک قدم اساسی دربارهٔ مباحث و مسائل روش‌شناسی ارزیابی نرخ بازده آموزش برداشته می‌شود، کمکی به سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در جهت توسعهٔ منابع و سرمایه‌های انسانی کشور نیز محسوب می‌گردد.

داده‌های آماری مورد استفاده، از نتایج آمارگیری ویژگی‌های اقتصادی ـ اجتماعی خانوار سال ۱۳۸۱ که مرکز آمار ایران گردآوری کرده، اخذ شده است. این داده‌ها با توجه به نوع و

---

[۱] برای اطلاعات بیشتر به نادری (۲۰۰۱)، نادری و میس (Naderi and Mace, 2003) و کربی و ریلی (Kirby and Riley, 2008) مراجعه شود.

[2] Mincerian Earnings Function

دامنهٔ پوشش آن از لحاظ موضوعات، مناسب‌ترین داده‌های آماری برای انجام چنین تحقیقی است.

ادامهٔ مقاله بدین شرح است. در بخش دوم پیشینه و مبانی نظری ارزیابی بازده آموزش ارائه می‌شود. بخش سوم به جامعه آماری و تحلیل‌های تجربی اختصاص دارد. در بخش چهارم پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی عرضه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ ارزیابی بازده آموزش

تأکید و توجه به نیروی متخصص یا سرمایهٔ انسانی، قبل از آدام اسمیت نیز مطرح بوده و تاکنون (به‌ویژه با ظهور اقتصاد دانایی محور)، اهمیت سرمایه‌گذاری انسانی به‌طور روزافزون آشکارتر شده است. بررسی تاریخی این مسئله مؤید آن است که در سال‌های پس از جنگ جهانی دوم، عامل انسانی اهمیت خاصی یافته، به‌گونه‌ای که توسعهٔ منابع انسانی به‌عنوان رویکرد اساسی برای بازسازی خرابی‌های جنگ و همچنین برای توسعه جوامع در حال توسعه مطرح گردید. در نتیجه آن، تحولات زیادی در حوزه‌های سیاست‌گذاری و علمی به‌وقوع پیوست که تأثیر شگرفی بر تخصیص منابع کشورها به‌جا گذاشته است؛ برای تدوین و اجرای راه‌کارهای توسعهٔ منابع انسانی به‌صورت‌هایی مختلف از جمله شکل‌گیری کمیته‌های تخصصی، ایجاد نهادها و سازمان‌های اداری، طراحی و اجرای برنامه‌های توسعهٔ منابع انسانی (به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه) منابع زیادی اختصاص یافت. همچنین، با اجرای این برنامه‌ها و سیاست‌ها، تخصیص منابع به‌سمت افزایش سهم سرمایه‌گذاری‌های آموزشی و کسب مهارت‌های تخصصی چرخش پیدا کرد.

یکی از تحولات حاصله، در زمینهٔ «مبانی نظری توسعه» بوده که در نتیجه آن، نظریات ناظر به توسعهٔ منابع انسانی به‌ویژه «نظریهٔ سرمایهٔ انسانی» شکل‌گرفته است؛ این نظریه، سرمایه‌گذاری انسانی و توسعه منابع انسانی (به‌ویژه از طریق آموزش) را به‌عنوان مولدترین نوع سرمایه‌گذاری‌ها در فرآیند توسعه می‌شناسد. به‌تبع این نگرش‌ها و توجهات، در حوزهٔ مباحث علمی پیشرفت‌های اساسی رخ داده که البته بخش اصلی توجهات و مباحث علمی، تنها به یک وجه اساسی یعنی «توسعهٔ ظرفیت‌های انسانی» و آن هم بیشتر از طریق آموزش‌های رسمی معطوف بوده است. در حالی‌که توسعهٔ منابع انسانی به‌عنوان رویکرد مهم، دارای دو بُعد اساسی یعنی توسعهٔ ظرفیت‌ها و استفاده یا بهره‌برداری مناسب از ظرفیت‌های انسانی است.

در زمینهٔ توسعهٔ ظرفیت‌ها، هم سرمایه‌گذاری آموزشی اهمیت دارد و هم ترکیب آن بر حسب انواع مهارت‌ها یا تخصص‌ها در سطوح مختلف دارای اهمیت است. به‌عبارت دیگر،

مهارت‌ها و تخصص‌ها را می‌توان در قالب هرم تخصص‌ها یا رده‌های تخصصی[۱] یک جامعه ارائه داد. سرمایه‌گذاری آموزشی زمانی تأثیرگذاری لازم را خواهد داشت که رده‌های تخصصی مختلف و مورد نیاز جامعه به‌طور متناسب و متوازن تشکیل شود. یکی از مهم‌ترین رده‌های تخصصی، دانشمندان و فناوران هستند که بیشتر در مشاغل تخصصی[۲] به فعالیت مشغول هستند. «دانشمندان» بیشتر در خط مقدم جبهه تولید دانش قرار می‌گیرند. به‌بیان دیگر، آنها هستند که مرزهای دانش را وسعت می‌بخشند و مسیر اصلی تغییرات و تحولات موردنیاز توسعه را تعیین می‌کنند. البته، دانش جدید، بعضاً قابلیت کاربرد ندارد؛ برای کاربردی‌شدن چنین دانش‌هایی، باید گروهی دیگر یعنی «فناوران» (تکنولوژیست‌ها)، یافته‌های علمی را با واقعیت‌ها منطبق نموده و در فرآیند توسعه به‌کار گیرند. «فناوران» از یک‌سو با ردهٔ دانشمندان تعامل نزدیک دارند و از سوی دیگر، باید درک درست و کاملی از فناوری‌های موجود و تحولات احتمالی آتی آن داشته باشند.

با این حال، استفاده از ظرفیت‌های انسانی نیز اثربخشی سرمایه‌گذاری آموزشی را به‌شدت متأثر می‌سازد. مقولهٔ استفاده از ظرفیت‌های انسانی به عوامل متعددی وابسته است که در این رابطه، طبق نظریه‌های علم اقتصاد، «انگیزهٔ افراد»، نقشی تعیین‌کننده دارد. انگیزه (به‌ویژه بازده مورد انتظار) نه تنها استفاده از ظرفیت‌ها، بلکه توسعه متناسب و متوازن سرمایه‌های انسانی را رقم می‌زند. این قبیل ملاحظات، در واقع بستر ظهور حوزهٔ جدیدی از دانش بشری به نام اقتصاد آموزش شده است.

با پیدایش اقتصاد آموزش، نظریهٔ سرمایهٔ انسانی به‌عنوان نظریهٔ غالب در مباحث توسعهٔ منابع انسانی مطرح شد؛ بر مبنای این نظریه، آموزش، سرمایه‌گذاری مولّد است که برای افراد بازده قابل‌توجهی به‌همراه دارد. به بیان دیگر، افراد به‌منظور تأمین منافع آتی از طریق آموزش بر روی خود سرمایه‌گذاری می‌کنند. از همین‌رو، انتظار می‌رود که افراد دارای آموزش و تحصیلات بالاتر، از درآمد و دریافتی بیشتری نیز برخوردار باشند و از طریق آن، بازده قابل توجهی نصیب‌شان شود؛ که البته شواهد و واقعیت‌های موجود به‌وضوح مؤید این مسئله مهم است. همان‌گونه که نمودار ۱ نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری آموزشی پیامدهای مثبت و

---

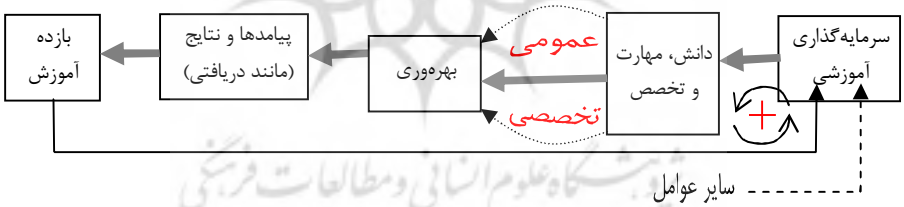
[۱] رده‌های تخصصی بیشتر در قالب شش گروه بیان می‌شوند که عبارتند از: رهبران، سیاستمداران و مدیران عالی‌رتبه؛ دانشمندان و فناوران؛ کارآفرینان؛ مدیران و متخصصان رده‌های بالای سازمان‌ها و بنگاه‌ها؛ مدیران و متخصصان رده‌های میانی سازمان‌ها و بنگاه‌ها؛ کارگران و نیروهای غیرمتخصص (Harbison, 1968: 58-62؛ عظیمی، ۱۹۹۲ و نادری، ۲۰۰۶). از نظر نظام آموزشی، هر یک از این رده‌ها، آموزش‌های مطابق استاندارد رسالت خود را نیاز دارند.

[2] Professional Occupations

متعددی (مانند دریافتی بهتر، شغل مناسب‌تر، موقعیت اجتماعی برتر و وضعیت سلامت مطلوب‌تر) برای افراد به‌همراه دارد که همین پیامدها، انگیزهٔ لازم برای تخصیص منابع (مانند منابع مالی و زمان) به آموزش را فراهم می‌نماید. بنابراین، بازده بیشتر به‌طور مسلم تمایل افراد را برای سرمایه‌گذاری بیشتر فراهم خواهد نمود. در همین‌باره، چنانچه بازده آموزش در مشاغل و حِرف خاصی که نیازمند تخصص‌های ویژه‌ای است، بالاتر باشد؛ گرایش برای تحصیل در آن زمینه‌ها نیز بیشتر خواهد بود. به این ترتیب، یک فرآیند به‌صورت یک چرخه تأثیرگذاری و اثرپذیری (مانند نمودار ۱) شکل می‌گیرد که یکدیگر را تقویت می‌کنند.

برای مطالعهٔ توان توضیح‌دهندگی نظریهٔ سرمایهٔ انسانی و همچنین به‌منظور بررسی شرایط انگیزشی ناظر بر توسعهٔ ظرفیت‌های انسانی و استفاده مناسب از آنها، مبانی تحلیلی و روش‌شناسی مناسب دارای اهمیت است زیرا به کمک آن می‌توان بازده سرمایه‌گذاری آموزشی را ارزیابی کرد. روش‌های مختلفی در این رابطه معمول بوده (شامل روش‌های نموداری، جبری یا ریاضی و آماری)[۱] که هر یک دارای ویژگی‌ها یا محدودیت‌های خاص است. از همین‌رو، انتخاب نوع روش ارزیابی بازده آموزش ـ که منجر به نتایج دقیق و معتبر شود ـ اهمیت اساسی خواهد داشت. یکی از روش‌های مرسوم، الگوی دریافتی مینسر است[۲] که به‌عنوان روش میان‌بُر مشهورشده و در سه دههٔ گذشته به‌طور گسترده‌ای در تحقیقات تجربی به‌کار گرفته شده است.

نمودار ۱. الگوی نظری تبیین رفتار سرمایه‌گذاری آموزشی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱] برای مطالعه بیشتر به نادری (۲۰۰۴ ص ۸۱-۸۷) مراجعه شود.

[۲] مینسر (اقتصاددان لهستانی‌تبار مقیم امریکا) مطالعات اولیه را در نیمهٔ دوم دههٔ ۱۹۵۰ میلادی در چارچوب رسالهٔ دکتری خود انجام داد و نتایج به‌دست آمده را در سال ۱۹۵۸ منتشر کرد (Mincer, 1958). اما الگوی نهایی وی که به‌صورت یک تابع نیمه‌لگاریتمی (دربردارنده دو جزء اساسی سرمایهٔ انسانی یعنی سرمایه‌گذاری از طریق آموزش رسمی و از طریق آموزش ضمن کار) در سال ۱۹۷۴ ارائه شده (Mincer, 1974) و با عنوان الگوی دریافتی مینسر (Mincerian Earnings Function) معروف شد. برای مطالعهٔ بیشتر به هکمن و دیگران (Heckman et al., 2003) مراجعه شود.

الگوی دریافتی مینسر یک تابع نیمه‌لگاریتمی است که رویکرد کلی آن مبتنی بر مبانی تحلیل هزینه ـ فایده است؛ یعنی جریان‌های منافع و هزینه‌های آموزش با یکدیگر مقایسه و بازدهی آموزش ارزیابی می‌شود. این ارزیابی در مناسبات علمی و شرایط ایده‌آل (دست‌کم به‌لحاظ داده‌های آماری مورد نیاز) می‌بایست به‌طور معقولی، مبانی تصمیمات سرمایه‌گذاری آموزشی افراد را مشخص و تبیین کند. تابع دریافتی مینسر، ابزار فنی لازم را برای ارزیابی بازده آموزش فراهم کرده و دارای دو جزء اساسی سرمایه‌گذاری انسانی یعنی آموزش‌های رسمی و آموزش‌های غیررسمی است.

همان‌گونه که اشاره شد، مبانی تحلیلی نظریهٔ سرمایهٔ انسانی بیان می‌کند که افراد رفتار عقلایی دارند و برای اتخاذ یک تصمیم، فواید و هزینه‌های آن را مقایسه می‌کنند. به‌طور منطقی، تصمیماتی که دارای منفعت خالص بیشتری باشند، اولویت بیشتری در تخصیص منابع به آنها وجود خواهد داشت. دربارهٔ تصمیم فرد برای آموزش رسمی نیز همین قاعده صادق است؛ یعنی یک فرد منفعت خالص تحصیلات رسمی را در مقایسه با گزینه‌های دیگر (مانند ورود به بازار کار یا سپرده‌گذاری) ارزیابی کرده و تخصیص منابع در هر یک از گزینه‌ها را تاجایی ادامه خواهد داد که جریان تنزیل شده منافع تصمیم‌ها یکسان باشد. ارزش فعلی خالص تصمیم یا گزینهٔ «بازار کار و تحصیل نکردن»، با این فرض که فرد مورد نظر بتواند n سال در بازار کار اشتغال داشته و به‌طور مستمر و پیوسته کسب درآمد نماید، به‌صورت زیر خواهد بود:

$$NPV_0 = Y_0 \int_0^n e^{-rt}\,dt = \frac{Y_0}{r}(1 - e^{-rn}) \qquad (۱)$$

r و Y_0 به‌ترتیب، نرخ تنزیل و متوسط دریافتی سالانه است. به همین صورت، گزینهٔ ادامه تحصیل (آموزش رسمی) با فرض اینکه تنها از ناحیهٔ درآمدهای از دست رفته بر سرمایه‌گذار هزینه تحمیل می‌شود و منافع آموزش فقط از ناحیه دریافتی باشد، دارای ارزش فعلی خالص زیر خواهد بود:

$$NPV_S = Y_S \int_S^{S+n} e^{-rt}\,dt = \frac{Y_S}{r}(e^{-rS} - e^{-r(S+n)}) \qquad (۲)$$

S و Y_S به‌ترتیب، میزان تحصیلات و متوسط دریافتی سالانه یک شخص/فرد با S سال تحصیل است. مبنای تصمیم‌گیری فرد آن است که $NPV_0 = NPV_S$ باشد. به این ترتیب خواهیم داشت:

$$Y_S = Y_0 e^{rS} \qquad (۳)$$

$$\ln(Y_S) = \ln(Y_0) + rS$$

رابطهٔ ۳، ارتباط بین سرمایه‌گذاری آموزشی و دریافتی فرد را نشان می‌دهد که در واقع همان تابع معروف مینسر برای آموزش رسمی[1] است. این رابطه، تفاوت دریافتی افراد را با اتکا به نظریهٔ سرمایهٔ انسانی تبیین می‌کند و ضریب متغیر تحصیلات، نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی را به‌دست می‌دهد.

همان‌گونه که مینسر[2] (۱۹۷۴) نیز تأکید داشته، باید توجه کرد که نخست، بسیاری از عناصر تصمیم‌گیری به‌طور کامل و دقیق قابل سنجش به ارقام پولی نیستند[3] و دوم اینکه، منافع منتسب به آموزش (به‌ویژه درآمد)، تنها ناشی از سرمایه‌گذاری آموزشی نیست، بلکه عوامل مختلفی این منافع را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند که البته برخی از این عوامل (مانند آموزش غیررسمی، یادگیری ضمن‌کار، آموزش و یادگیری در محیط خانواده و جز اینها) جزو عناصر سرمایهٔ انسانی محسوب می‌شوند. در این رابطه، مینسر الگوی خود را به‌گونه‌ای تدوین می‌کند که بتواند نیمرخ دریافتی[4] را به‌صورت یک الگوی ریاضی ـ اقتصادسنجی مشخص کند و همین نکته باعث نام‌گذاری این تابع به «تابع دریافتی» شده است. به این ترتیب، مینسر الگوی ۳ را با لحاظ کردن سرمایه‌گذاری‌های انسانی از طریق آموزش و یادگیری ضمن ـ کار توسعه داده و به‌صورت زیر ارائه کرده است:[5]

$$\ln(Y_S) = \ln(Y_0) + rS + \beta_1 X + \beta_2 X^2 \qquad (۴)$$

و یا

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + e_i$$

که در آن، y_i لگاریتم دریافتی، S_i تحصیلات رسمی، X_i سایر مهارت‌های مؤثر بر دریافتی (ناشی از تجربه کاری) و e_i جمله خطاست؛ میزان بازده با استفاده از ضریب متغیر S_i به‌دست می‌آید. این الگو مبنای روش‌شناسی بسیاری از تحلیل‌های تجربی ارزیابی بازده آموزش قرار گرفته و همچنین تلاش زیادی انجام‌شده تا به کمک آن، ایدهٔ اصلی نظریهٔ سرمایهٔ انسانی آزمون

---

[1] Schooling Earnings Function

[2] Mincer

[3] برای نمونه کسب موقعیت اجتماعی برتر، تأثیر آموزش بر سلامتی و ارتقای مشارکت سیاسی افراد جزو منابع آموزش محسوب می‌شوند که البته تقویم آنها به ارقام پولی به سختی مقدور است. با این حال، این قبیل منافع در چارچوب تحلیل‌های نظریهٔ سرمایهٔ انسانی مورد مداقه و توجه هستند.

[4] Earnings Profile

[5] برای پرهیز از اطالهٔ مباحث و با توجه به هدف مقاله، مبانی ریاضی برای بسط الگوی دریافتی مینسر به تفصیل در اینجا ارائه نشده است. متغیر تجربه (X) و مربع تجربه (X^2)، برای الگوسازی تقعر نیم‌رخ دریافتی ـ تجربه و از طریق فرآیند اثبات ریاضی در الگوی دریافتی لحاظ شده است. برای توضیحات بیشتر در این‌باره، برای مطالعهٔ بیشتر به مینسر (۱۹۷۴و ۱۹۷۹) و نادری (۲۰۰۴: ۸۵-۸۷) مراجعه شود.

شود. به‌ویژه با استفاده از توابع دریافتی، سعی شده رابطهٔ معناداری بین آموزش، یادگیری و دریافتی برقرار شود.[۱] به‌طور کلی نتایج تمامی مطالعات انجام‌شده، وجود ارتباط مثبت بین آموزش بیشتر و دریافتی بالاتر را تأیید می‌کند. چنین یافته‌هایی به‌عنوان شواهدی تلقی شده که نشان می‌دهد آموزش، سرمایه‌گذاری مناسب است که در بازار نیروی کار از طریق فواید مادی به آن پاداش تعلق می‌گیرد. در مورد بازده آموزش، بررسی‌های تطبیقی بین‌المللی ساخاروپولوس (۱۹۸۱، ۱۹۸۵و ۲۰۰۴)، از اهمیت خاصی برخوردارند. نتایج مطالعات مزبور دربارهٔ نرخ بازده (خصوصی و اجتماعی) سرمایه‌گذاری آموزشی بر حسب سطوح تحصیلی و مناطق مختلف جهان نشان می‌دهند که:

- نرخ بازده خصوصی و اجتماعی برای تمام کشورها و همچنین سطوح تحصیلی مثبت و قابل توجه (بیش از ۱۰ درصد) است. چنانچه نرخ بازده متعارف سرمایه‌گذاری غیرآموزشی ۱۰ درصد در نظر گرفته شود، ملاحظه می‌شود که سرمایه‌گذاری آموزشی با سودآوری بیشتری همراه است.
- نرخ بازده با افزایش سطح تحصیلات کاهش می‌یابد؛ آموزش‌های ابتدایی از نرخ بازده بالاتری برخوردارند.
- نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی در کشورهای در حال توسعه بیشتر از نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی در کشورهای توسعه‌یافته است.
- بازده خصوصی آموزش بیشتر از بازده اجتماعی آن است که این مسئله حاکی از آن است که بخش قابل توجهی از هزینه‌های آموزشی را دولت تأمین می‌کند.[۲]

برای ارزیابی بازده سرمایه‌گذاری آموزشی در ایران نیز مطالعات تجربی متعددی انجام گرفته که مطالعات رضوی (۱۹۷۸) و پورحسینی (۱۹۷۹) جزو نخستین‌ها هستند و شواهد تجربی را در این رابطه ارائه می‌دهند. بر مبنای یافته‌های مطالعهٔ پورحسینی، سرمایه‌گذاری آموزشی در ایران نیز با نرخ بازده مثبت و قابل ملاحظه‌ای همراه بوده، به‌گونه‌ای که نرخ بازده خصوصی برای افراد

---

[۱] برخی از مهم‌ترین مطالعات عبارتند از:

Mincer (1958, 1974), Psacharopoulos (1981, 1985), Psacharopoulos and Williams (1973), Becker (1962, 1993), Schultz (1961, 1962), Griffin et al. (1996), Cooper and Cohn (1997), Naderi and Mace (2003), Psacharopoulos and Patrinos (2004), Ingram & Neumann (2006), Belzil (2007), Kirby and Riley (2008), Leigh and Ryan (2008), and Menon (2008).

[۲] در ارزیابی‌های متعارف آثار خارجی (Externalities) ناشی از تراکم سرمایهٔ انسانی که جزو منافع اجتماعی آموزش محسوب می‌شود مورد توجه قرار نگرفته است؛ با لحاظ کردن آن آثار، احتمالاً نتیجهٔ مذکور معکوس خواهد شد. برای ارزیابی تجربی در این رابطه برای اطلاعات بیشتر به برتون (Breton, 2010) مراجعه شود.

دارای تحصیلات متوسطه و عالی به‌ترتیب ۲۱/۲ و ۱۸/۵ درصد و نرخ بازده اجتماعی برای تحصیلات ابتدایی، متوسطه و عالی به‌ترتیب ۱۵/۲، ۱۷/۶ و ۱۳/۶ درصد گزارش شده است.[۱]

طی سال‌های اخیر تلاش بیشتری برای ارزیابی بازده سرمایه‌گذاری آموزشی در ایران انجام شده که در نتایج مطالعات افشاری (۱۹۹۸)، نادری (۲۰۰۱، ۲۰۰۴)، صالحی (۲۰۰۵) و نادری و میس[۲] (۲۰۰۳) و مطالعات اخیر نیز، برای آموزش نرخ بازده مثبت ارزیابی شده است؛ اگر چه در مقایسه با مطالعات اولیه، شواهد از کاهش میزان بازده حکایت دارد. علاوه بر این، بازده تحصیلات دانشگاهی بیشتر از بازده تحصیلات متوسطه و عمومی گزارش شده است.

همان‌گونه که اشاره شد، مطالعات بسیار گسترده‌ای الگوی دریافتی مینسر را برای ارزیابی بازده آموزش به‌کار گرفته‌اند. اما دامنه و پوشش بخش غالب این قبیل مطالعات، وضعیت کلی نرخ بازده بوده است. این در حالی است که نرخ بازده آموزش بین مشاغل و حرفه‌های مختلف یکسان نیست. برای نمونه، نادری (۲۰۰۱، ۲۰۰۴) با به‌کارگیری روش الگوسازی چندسطحی نشان داد که نرخ بازده آموزش برای شاغلان در ایران با نابرابری زیادی مواجه است؛ البته در آن مطالعه، نابرابری در نرخ بازده آموزش بر حسب مشاغل و حرفه‌ها بررسی و تحلیل نشده است. همچنین، نتایج مطالعه گابریل و اشمیتز[۳] (۲۰۰۵) نابرابری نرخ بازده برای مشاغل مختلف در امریکا را نشان می‌دهد به‌گونه‌ای که مشاغل فروشندگی، مدیریتی و تخصصی دارای بالاترین نرخ بازده آموزش بوده‌اند. در همین مورد، مطالعهٔ اینگرام و نیومن[۴] (۲۰۰۶) بازده آموزش و انواع مهارت‌های خاص در مشاغل مختلف را طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۸ برای شاغلان امریکا ارزیابی می‌کند. یافته‌های مطالعه مذکور نشان می‌دهند که بازده آموزش طی دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۸ به‌طور تقریبی ثابت باقی مانده اما بازده مهارت‌های خاص در مشاغل مختلف (به دلیل رشد بیشتر تقاضا برای چنین مهارت‌هایی) افزایش یافته است.

به این ترتیب ملاحظه می‌شود که نابرابری بازده آموزش در بین مشاغل مختلف، یک مسئله اساسی است که می‌تواند برنامه‌ریزی‌های توسعهٔ منابع انسانی و همچنین استفاده مناسب از سرمایه‌های انسانی را به‌شدت متأثر سازد؛ با وجود این، تعداد اندکی از مطالعات، نابرابری در نرخ بازده آموزش در بین مشاغل و حرفه‌های تخصصی را مطالعه کرده‌اند. به‌ویژه در ایران، این مسئله تاکنون به‌طور کلی مورد غفلت قرار گرفته است. در جهت رفع بخشی از کمبودهای پژوهشی، مطالعهٔ حاضر به‌دنبال آن است که نخست نابرابری در بازده آموزش در بین مشاغل و

---

[۱] به نقل از ساخاروپولوس (Psacharopoulos, 1985).

[2] Naderi and Mace

[3] Gabriel and Schmitz

[4] Ingram and Neumann

بخش‌های مختلف را مطالعه و آزمون شود و دوم؛ دریابد که آیا نرخ بازده آموزش برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی در بازار کار ایران (در مقایسه با سایر مشاغل) بیشتر است یا خیر؟

از لحاظ روش‌شناسی، نکتهٔ کلیدی این است که چگونه می‌توان نابرابری در بازده آموزش را الگوسازی کرد. به‌طور کلی، دو روش را می‌توان در این‌باره به‌کار گرفت. روش اول به‌کارگیری متغیرهای مجازی (صفر و یک) است که برای مشاهدات مربوط به یک گروه شغلی یا گروه فعالیت، عدد یک و برای سایر مشاهدات عدد صفر را اختیار می‌کند. در این صورت، شمار متغیرهای مجازی به تعداد گروه‌های شغلی یا فعالیت منهای یک (m=N-1)، به الگوی تحت‌تخمین افزوده خواهد شد. برای مثال، چنانچه K گروه شغلی وجود داشته باشد، خواهیم داشت:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \sum_{k=1}^{m} \alpha_k Z_{ik} + e_i \qquad (۵)$$

مقادیر مختلف α نابرابری در بازده آموزش بین گروه‌های شغلی مختلف را ارائه می‌دهد. البته باید توجه داشت که به‌کارگیری متغیر مجازی، روش کارایی نیست. روش مناسب‌تر که به‌طور نظام‌مند به نابرابری ضرایب می‌پردازد، روش الگوسازی چندسطحی است. در این روش، ضرایب مورد نظر به‌صورت متغیر در نظر گرفته می‌شود. چنانچه الگوی زیر در نظر گرفته شود:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + e_{ij} \qquad (۶)$$

که در آن، ضریب متغیر آموزش به‌صورت متغیر در نظر گرفته شده است. مبنای این تغییر و نابرابری، گروه‌بندی مشاهدات است. یعنی مشاهدات به گروه‌بندی‌های مختلف (متناسب با گروه‌های عمده شغلی) تقسیم می‌شوند و می‌توان استدلال کرد که نرخ بازده آموزش برای شاغلان در مشاغل مختلف یکسان نیست. این نابرابری، به سه صورت قابل تصور است؛ یعنی نابرابری ناشی از اتفاقات کاملاً تصادفی، نابرابری ناشی از پدیده‌های کاملاً مشخص و غیرتصادفی و نابرابری ناشی از ترکیب عوامل تصادفی و غیرتصادفی. برای حالت تصادفی بودن تفاوت‌ها، خواهیم داشت:

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + u_j \qquad (۷)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، عامل U_j بیانگر تغییرات در نرخ بازده آموزش است که این تغییرات به‌طور کامل ناشی از عوامل تصادفی در نظر گرفته شده است. برای حالت غیرتصادفی خواهیم داشت:

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + \alpha_1 Z_j \qquad (۸)$$

که در آن، Z_j عامل غیرتصادفی است و تغییرات نرخ بازده را به‌طور نظام‌مند تبیین می‌کند. باید توجه داشت که در دنیای واقعی، نابرابری‌ها نه به‌طور کامل تصادفی‌اند و نه به‌طور کامل ناشی از عوامل مشخص؛ بخشی از نابرابری‌ها تصادفی و بخشی دیگر نظام‌مند و قابل تبیین هستند. انواع مشاغل از لحاظ پیچیدگی کار و سطح مهارت و تخصص مورد نیاز متنوع هستند؛ چنین ساختارهایی فرآیند کسب مهارت از طریق تجربه‌کاری را نیز متفاوت می‌کند. علاوه بر این، افراد در گروه‌های شغلی با یکدیگر و در یک فضای تعاملی به فعالیت می‌پردازند؛ نوع تعامل و تأثیر آن بر انتشار دانش و تخصص بین همکاران (یعنی آثار سرریز) در گروه‌های شغلی متفاوت یکسان نیست. این قبیل مسائل، سطح و ساختار دانش، مهارت و تخصص افراد شاغل در گروه‌های شغلی مختلف را ناهمسان می‌سازد که خودبه‌خود، بر سطح بهره‌وری و سپس بر دریافتی افراد آثار متفاوتی به‌جا می‌گذارد. بخشی از این منشأهای تفاوت، قابل سنجش و بخشی دیگر تصادفی یا غیرقابل الگوسازی هستند. از همین رو، وضعیت معقول و نزدیک به واقعیت، حالت ترکیبی است که در این صورت خواهیم داشت:

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + \alpha_1 Z_j + u_{1j} \qquad (۹)$$

با جایگذاری رابطهٔ ۹ در تابع پایه مینسر یعنی رابطهٔ ۶، تابع تعمیم‌یافته مینسر حاصل می‌شود:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{10} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + \alpha_1 Z_j S_{ij} + (e_{ij} + u_{1j} S_{ij}) \qquad (۱۰)$$

البته باید توجه داشت که علاوه بر وجود نابرابری و تفاوت در نرخ بازده، دریافتی پایه در مشاغل مختلف (عرض از مبدأ) نیز یکسان و برابر نیست؛ نابرابری در عرض از مبدأ نیز می‌تواند ناشی از تصادف یا عوامل کاملاً مشخص باشد. یعنی:

$$\beta_{0j} = \beta_{00} + \alpha_0 Z_j + u_{0j} \qquad (۱۱)$$

در این صورت، تابع دریافتی تعمیم‌یافته مینسر به‌صورت زیر خواهد بود:

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_{10} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + \alpha_0 Z_j + \alpha_1 Z_j S_{ij} + (e_{ij} + u_{0j} + u_{1j} S_{ij}) \qquad (۱۲)$$

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_{10} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + \alpha_0 Z_j + \alpha_1 Z_j S_{ij} + w_{ij}$$

جمله خطای الگو است که ترکیبی از عوامل تصادفی و متغیرهای $w_{ij} = e_{ij} + u_{0j} + u_{1j} S_{ij}$ توضیحی است و به همین دلیل، واریانس جمله خطا برای مقادیر مختلف مشاهدات یکسان نیست و لذا یکی از فروض کلاسیک روش حداقل مربعات معمولی یعنی ضرورت داشتن واریانس‌همسانی ($\sigma_i^2 = \sigma^2$) نقض می‌شود. در چنین شرایطی، روش حداقل مربعات معمولی، برآوردهایی کارا ارائه نمی‌دهد و بنابراین، احتمال اشتباه در استنباط آماری وجود دارد. علاوه بر

این، چنانچه بخشی از نابرابری‌ها به کمک متغیرهای جدیدی قابل تبیین و توضیح باشد، نادیده گرفتن نابرابری‌ها و عوامل آن، منجر به برآوردهای غیردقیق و تورش‌دار (از ناحیه حذف متغیرهای مؤثر) نیز خواهد شد. برای تبیین مسئله کم‌برآوردی واریانس‌ها و اثر آن بر آزمون فرضیه، الگوی زیر در نظرگرفته می‌شود:

$$Y = \beta © X + w \qquad (۱۳)$$

Y بردار $(n\times 1)$ متغیر وابسته، X ماتریس $(n\times k)$ متغیرهای توضیحی، β بردار ضرایب تحت‌تخمین و w بردار $(n\times 1)$ پسماندها با ویژگی $E(w)=0$ است. چنانچه ساختار سلسله مراتبی نادیده گرفته شود، برآوردکننده حداقل مربعات β به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \qquad (۱۴)$$

با جایگذاری مقدار Y در رابطهٔ ۱۴ خواهیم داشت:

$$\hat{\beta} = \beta + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{w} \quad \text{و} \quad E(\hat{\beta}) = \beta$$

تخمین درست واریانس β از طریق $\hat{\beta} - \beta = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{w}$ به‌دست می‌آید. یعنی:

$$Var(\hat{\beta}) = E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] \qquad (۱۵)$$
$$= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\sigma^2\Omega\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$$

جایی‌که: $E(\mathbf{w}\mathbf{w}') = \sigma^2\Omega$

تخمین حداقل مربعات معمولی واریانس، $Var(\hat{\beta})$، به‌صورت رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$Var(\hat{\beta}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \qquad (۱۶)$$

تنها زمانی برآوردهای واریانس β در ۱۵ و ۱۶ مشابه و همسان خواهند بود که:

$$E(\mathbf{w}\mathbf{w}') = \sigma^2\Omega = \sigma^2\mathbf{I} \qquad (۱۷)$$

وقتی که داده‌ها دارای ساختار سلسله مراتبی است شرط ۱۷ برقرار نیست و هر استنباط آماری مبتنی بر $\hat{\sigma}^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ احتمالاً منحرف‌کننده خواهد بود. به این ترتیب، لازم است نابرابری و عوامل آن در ارزیابی بازده آموزش لحاظ شود که انجام این مهم با به‌کارگیری روش الگوسازی چندسطحی به خوبی قابل انجام است.

روش تخمین الگوهای چندسطحی

روش‌های تخمین متعددی برای برآورد الگوهای چندسطحی تدوین و توسعه داده شده است. یکی از این روش‌ها، روش تعمیم‌یافته حداقل مربعات تکراری (IGLS) است که گلدستین[۱] (۱۹۹۵) آن را توسعه داده است. این روش برای ساختارهای سلسله مراتبی نتایج سازگار و به‌طور مجانبی کارایی از β ارائه می‌دهد. چنانچه الگوی $Y = \beta' X + w$ در نظر گرفته شود، برآورد حداقل مربعات تعمیم‌یافته ضرایب ثابت عبارتند از:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'V^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'V^{-1}\mathbf{Y} \qquad (۱۸)$$

با ماتریس کواریانس $(\mathbf{X}'V^{-1}\mathbf{X})^{-1}$، که در آن V ماتریس بلوک قطری کورایانس است. زمانی‌که پسماندها دارای توزیع نرمال باشد، رابطهٔ ۱۸ برآوردهای حداکثر درست‌نمایی را نیز به‌دست می‌دهد.[۲]

اما برای برآورد ضرایب الگو، مسئله اینجاست که V نامعلوم است و از فرآیند تخمین تکراری برای برآورد آن استفاده می‌شود. مقادیر اولیهٔ β با استفاده از اجرای روش OLS برای تکرار اول به‌دست می‌آید؛ یعنی، برای این منظور فرض می‌شود که $V = \sigma^2\mathbf{I}$. از این مقادیر پسماندهای خام یعنی:

$$\hat{\mathbf{w}} = \{\hat{w}_{ij}\} \text{ به‌طوری‌که } \hat{w}_{ij} = y_{ij} - \mathbf{x}\hat{\beta} \qquad (۱۹)$$

شکل می‌گیرند. چنانچه ماتریس جزئی $\hat{\mathbf{w}}\hat{\mathbf{w}}'$ تشکیل شود ملاحظه خواهد شد که امید ریاضی آن همان V خواهد بود. هر $\hat{w}_{ij}^2$ برای الگوهای مشخص اجزاء واریانس[۳] یک تخمین‌زن از $\sigma_w^2 (= \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2)$ و هر $\hat{w}_{ij}\hat{w}_{ih} (j \neq h)$ یک تخمین‌زن از σ_{u0}^2 است. ماتریس $\hat{\mathbf{w}}\hat{\mathbf{w}}'$ را می‌توان به‌صورت یک بردار از طریق قرار دادن ستون‌ها در بالای یکدیگر مرتب کرد، ($\text{vec}(\hat{\mathbf{w}}\hat{\mathbf{w}}')$، که به تبع آن می‌توان vec(V) را ساخت. برای به‌دست آوردن برآوردهای سازگار در رابطه با σ_e^2 و σ_{u0}^2 ، بردار V بر روی $\mathbf{I}_{n_j}$ و $\mathbf{J}_{n_j}$ برازش می‌شود.[۴]

تخمین‌های σ_e^2 و σ_{u0}^2 برای ساختن V است، که این خود نیز در فرآیند GLS برای به‌دست آوردن برآوردهای جدید پارامترهای ثابت استفاده می‌شود. این فرآیند آنقدر به‌طور

---

[1] Goldstein
[2] Ibid.
[3] Variance-Component Models
[۴] برای مطالعهٔ بیشتر به نادری (۲۰۰۲) مراجعه شود.

متناوب بین تخمین پارامتر ثابت و تصادفی انجام می‌گیرد که همگرایی حاصل شود؛ یعنی برآوردها برای تمام پارامترها از یک چرخه تا چرخه بعدی تغییر نکند.

بنابراین، با توجه به مسائل فنی که در نتیجه کاربرد الگوسازی یک‌سطحی برای ارزیابی بازده آموزش حاصل می‌شود، در این مقاله، روش الگوسازی چندسطحی مبتنی بر حداقل مربعات تعمیم‌یافته تکراری استفاده می‌شود که قادر است نابرابری در ضرایب و نرخ بازده را ارزیابی کند. این نابرابری از طریق متغیر در نظرگرفتن ضرایب الگوی تحت‌تخمین لحاظ می‌شود.

۳. داده‌های آماری و تحلیل‌های تجربی

۳-۱. داده‌های آماری

داده‌های متعارف برای ارزیابی نرخ بازده آموزش، شامل اطلاعات در مورد آموزش، تجربهٔ کار و سطح درآمد یا دریافتی افراد است. اما برای ارزیابی جامع و کامل و محورهایی چون بازده آموزش برای مشاغل یا فعالیت‌های مختلف، بدون شک اطلاعات کامل‌تری لازم است.

دربارهٔ هدف مطالعهٔ حاضر، ارزیابی نرخ بازده برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی، در ابتدا باید مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی به‌طور عملیاتی معرفی شوند. مشاغل تخصصی یا حرفه‌ای[1] شامل همه مشاغلی است که تحت کد ۲ در طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی مشاغل[2] منظور می‌شوند و احراز یا انجام آنها نیازمند تحصیلات دانشگاهی و مهارت‌های تخصصی است؛ مانند مشاغل تخصصی مهندسی، فیزیک، ریاضی، سلامت و بهداشت، زیست‌شناسی و تدریس حسابداری. در مطالعات توسعه، چنین مشاغلی به دانشمندان، فناوران و متخصصان نسبت داده می‌شود.

فعالیت‌های بازرگانی شامل فعالیت‌های ذیل بندهای ۵۰، ۵۱ و ۵۲ طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی صنعتی[3] است و بیشتر شامل خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و فعالیت‌های مرتبط هستند. داده‌های آماری مناسب برای انجام چنین ارزیابی‌هایی (یعنی برآورد بازده آموزش برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی) باید دارای ویژگی‌ها و اطلاعات خاصی باشد؛ یعنی علاوه بر اطلاعات پایه در رابطه با تحصیلات، تجربه کار و دریافتی، لازم است نوع شغل و فعالیت افراد نیز مشخص باشد. هر چند که مرکز آمار ایران آمارگیری‌های متعددی انجام می‌دهد، همهٔ آنها حاوی اطلاعات مناسب برای انجام تحلیل‌های مورد نظر در این مطالعه نیست؛ در بین انواع

---

[1] Professionals
[2] International Standard Classification of Occupations (ISCO-88)
[3] International Standard Industrial Classification of all Economic Activities (ISIC)

آمارگیری‌های مرکز آمار ایران، تنها آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار که به‌صورت طولی-تعاقبی انجام می‌شود، حاوی چنین اطلاعاتی است. از همین رو، برای انجام تحلیل‌های تجربی این مطالعه، از نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار سال ۱۳۸۱ (با توجه به امکان دسترس به آن) استفاده می‌شود که برخی از ویژگی‌های نمونه‌های آماری در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. برخی از ویژگی‌های سرپرستان خانوار ایران در سال ۱۳۸۱

مشاهدات / متغیر	کل مشاهدات			شاغلان		
	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار
شهری:						
سن (سال)	۳۳۴۷	۴۸/۵۳	۱۴/۶۲	۲۴۵۱	۴۳/۸۶	۱۱/۶۹
سن شروع به کار (سال)	۳۳۴۷	۱۷/۶۰	۵/۰۲	۲۴۵۱	۱۷/۶۰	۵/۰۲
تحصیلات (سال)	۳۳۴۷	۶/۷۵	۵/۳۳	۲۴۵۱	۷/۷۱	۵/۱۲
تجربه کار (سال)[(۱)]	۳۳۴۷	۲۶/۲۳	۱۳/۱۳	۲۴۵۱	۲۶/۲۳	۱۳/۱۳
لگاریتم دریافتی/درآمد	۳۳۴۷	۱۶/۶۶	۰/۹۱	۲۴۵۱	۱۶/۷۵	۰/۸۲
روستایی:						
سن (سال)	۲۵۹۷	۴۷/۷۱	۱۵/۷۹	۲۱۵۴	۴۵/۳۲	۱۴/۳۷
سن شروع به کار (سال)	۲۵۹۷	۱۵/۳۹	۴/۴۳	۲۱۵۴	۱۵/۳۹	۴/۴۳
تحصیلات (سال)	۲۵۹۷	۳/۳۹	۳/۹۵	۲۱۵۴	۳/۷۸	۴/۰۳
تجربه کار (سال)	۲۵۹۷	۲۹/۹۷	۱۵/۸۳	۲۱۵۴	۲۹/۹۷	۱۵/۸۳
لگاریتم دریافتی/درآمد	۲۵۹۷	۱۶/۲۷	۰/۹۱	۲۱۵۴	۱۶/۳۲	۰/۸۸
کل:						
سن (سال)	۵۹۴۴	۴۸/۱۷	۱۵/۱۵	۴۶۰۵	۴۴/۵۴	۱۳/۰۳
سن شروع به کار (سال)	۵۹۴۴	۱۶/۵۷	۴/۸۸	۴۶۰۵	۱۶/۵۷	۴/۸۸
تحصیلات (سال)	۵۹۴۴	۵/۲۸	۵/۰۶	۴۶۰۵	۵/۸۷	۵/۰۴
تجربه کار (سال)	۵۹۴۴	۲۷/۹۸	۱۴/۵۷	۴۶۰۵	۲۷/۹۸	۱۴/۵۷
لگاریتم دریافتی/درآمد	۵۹۴۴	۱۶/۴۸	۰/۹۳	۴۶۰۵	۱۶/۵۵	۰/۸۸

توضیح: [(۱)] تجربه کاری از مابه‌التفاوت سن با سن شروع به‌کار محاسبه شده است.
مأخذ: مرکز آمار ایران، آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی ـ اجتماعی سال ۱۳۸۱.

همان‌گونه که شواهد آماری جدول ۱ نشان می‌دهد، کل افراد سرپرست خانوار در آمارگیری سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران ۵۹۴۴ نفر هستند که ۴۶۰۵ نفر آنان شاغل بوده‌اند. میانگین

لگاریتم دریافتی در سال ۱۳۸۱ برای کل نمونه ۱۶/۴۸ (با انحراف معیار ۰/۹۳) و برای شاغلان ۱۶/۵۵ (با انحراف معیار ۰/۸۸) است.

میانگین سن کل سرپرستان خانوار ۴۸/۱۷ سال (با انحراف معیار ۱۵/۱۵) و برای شاغلان ۴۴/۵۴ سال (با انحراف معیار ۱۳) است؛ تفاوت به بازنشستگان که سن بالاتری دارند مربوط می‌شود. میانگین سنی در جامعه شهری قدری از جامعه روستایی بیشتر (۴۸/۵ در مقابل ۴۷/۷) اما برای شاغلان، میانگین سنی سرپرستان خانوار روستایی اندکی بیشتر (۴۵/۳ در مقابل ۴۳/۹ سال) است. با این حال، برای ساکنین شهری و روستایی میانگین سنی همه سرپرستان در نمونه آماری از میانگین سنی شاغلان بیشتر است که نقش بازنشستگان در اینجا نیز آشکار است.

میانگین تحصیلات سرپرستان خانوار در کل نمونه، حدود ۵/۸ سال در ۱۳۸۱ بوده که البته تحصیلات سرپرستان ساکن در نقاط شهری، به‌طور ملموسی بیشتر است. میانگین تحصیلات شاغلان (برای کل مشاهدات و همچنین برای مناطق شهری و روستایی به‌تفکیک)، قدری از میانگین تحصیلات تمامی افراد نمونه بیشتر است.

متوسط تجربه کاری شاغلان در جامعهٔ مورد مطالعه، حدود ۲۸ سال (با انحراف معیار ۱۴/۶) بوده که این رقم در مناطق شهری ۲۶/۲۳ (با انحراف معیار ۱۳/۱۳) و در مناطق روستایی، ۳۰ سال (با انحراف معیار ۱۵/۸۳) است. به این ترتیب، میانگین و انحراف معیار تجربه کاری شاغلان مناطق روستایی، در سطح بالاتری قرار دارد. یکی از دلایل اصلی آن، پایین بودن سن شروع به کار ساکنان مناطق روستایی است که ارقام مربوط به سن شروع به‌کار در مناطق روستایی این نکته را تأیید می‌کند. روستاییان اصولاً دیرتر بازنشسته می‌شوند؛ چه‌بسا بازنشستگی آنها، به‌دلیل نبود نظام تأمین اجتماعی و بیمه با از کارافتادگی آنان همراه است.

۳-۲. تحلیل‌های تجربی: تابع دریافتی مینسر تعمیم‌یافته

برآوردهای بازده آموزش برای بازار کار ایران در جدول ۲ ارائه شده است. الگوی ۱، یک الگوی ساده (الگوی پایه مینسر) است. بر مبنای نتایج این الگو، نرخ بازده آموزش در بازار کار ایران، حدود ۷/۲ درصد است. همان‌گونه که پیشتر اشاره شد، به‌لحاظ احاطه ساختار سلسله‌مراتبی بر فعالیت‌های اقتصادی ـ اجتماعی، برآوردهای مبتنی بر الگوی یک‌سطحی، نمی‌تواند نتایج قابل اعتمادی فراهم نماید. در مورد این مسئله اساسی، صور مختلفی از تابع دریافتی مینسر با رویکرد الگوسازی چندسطحی برازش شده و نتایج آن در قالب الگوهای ۲ تا ۵ ارائه شده است.

جدول ۲. تابع دریافتی مینسر: برآوردهای بازده آموزش در بازار کار ایران

الگو / متغیر	۱ (OLS)		۲ (MLM)[1]		۳ (MLM)		۴ (MLM)		۵ (MLM)	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	۱۵/۲۳	۲۹۳	۱۵/۴۵	۱۷۳	۱۶/۱۸	۱۴۱	۱۶/۱۷	۱۴۱	۱۴/۵۷	۶۷/۶
آموزش (سال)	۰/۰۷۲	۲۷	۰/۰۵۵	۱۰/۶	۰/۰۴۷	۹/۸	۰/۰۴۵	۹/۷	۰/۰۷۸	۵/۳
تجربه‌کاری (سال)	۰/۰۵۸	۱۸/۸	۰/۰۵۴	۱۷/۸	۰/۰۵۱	۱۷/۱	۰/۰۵۱	۱۷/۲	۰/۰۵۱	۱۶/۹
مربع تجربه‌کاری	-۰/۰۰۱	-۱۵/۷	-۰/۰۰۱	-۱۵/۲	-۰/۰۰۱	-۱۵/۰	-۰/۰۰۱	-۱۵/۱	-۰/۰۰۱	-۱۴/۸
جنسیت (مرد=۱)					-۰/۷۰۷	-۱۰/۰	-۰/۷۰۸	-۱۰/۰		
منطقه (شهری=۱)					۰/۱۵۴	۵/۵	۰/۱۵۶	۵/۶		
شغل (مشاغل‌تخصصی=۱)							۰/۵۸۲	۳/۶		
فعالیت (بازرگانی=۱)							-۰/۰۲۸	-۰/۶		
متوسط تحصیل متخصصان									۰/۰۴۶	۵/۵
متوسط تجربه متخصصان									۰/۰۲۴	۳/۵
جنسیت x آموزش									-۰/۰۴۴	-۳/۲
منطقه x آموزش									۰/۰۱۸	۴/۸
مشاغل‌تخصصی x آموزش									۰/۰۱۷	۲/۳
فعالیت‌بازرگانی x آموزش									۰/۰۱۳	۴/۳
قسمت تصادفی:[2]										
سطح ۱: σ^2_{e0}		۰/۶۳۲۳	۰/۵۹۵		۰/۵۷۹۳		۰/۵۷۸۹		۰/۵۹۱۹	
سطح ۲: σ^2_{u0}			۰/۰۹۸۶		۰/۰۷۸۲		۰/۰۷۶۳		۰/۰۷۱۱	
σ_{us0}			-۰/۰۰۳۸		-۰/۰۰۲۵		-۰/۰۰۲۹		-۰/۰۰۳۳	
σ^2_{us}			۰/۰۰۰۳		۰/۰۰۰۲		۰/۰۰۰۲		۰/۰۰۰۱	
-2*log(lh)		۱۰۹۲۷	۱۰۷۲۲		۱۰۵۹۶		۱۰۵۸۴		۱۰۶۶۰	

توضیح: تعداد مشاهدات ۴۵۵۲ است. متغیر وابسته، لگاریتم دریافتی برای شاغلان سرپرست خانوار در سال ۱۳۸۱ است و گروه‌بندی مشاهدات برای الگوسازی چندسطحی، بر مبنای گروه‌های عمده شغلی انجام شده است.

[1] الگوی ۱ یک الگوی یک‌سطحی و با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شده و الگوهای ۲ تا ۵ الگوهای دوسطحی هستند که با روش حدقل مربعات تعمیم‌یافته تخمین زده شده‌اند.

[2] قسمت تصادفی الگوها، شامل واریانس جملات خطای سطوح اول و دوم و کواریانس بین جمله خطای عرض از مبدأ و ضریب متغیر آموزش است. جمله خطا ناشی از تغییرات عرض از مبدأ برای هر دو سطح اول و دوم، و جمله خطا ناشی از تغییرات ضریب آموزش، فقط برای سطح دوم (گروه‌های شغلی) در نظر گرفته شده است.

مأخذ: محاسبات محقق.

در الگوی ۲ وجود ساختار سلسله مراتبی و گروه‌بندی و تأثیر آن بر نرخ بازده آموزش مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون‌های انجام‌شده[۱] مؤید آن است که نخست، متوسط دریافتی (یعنی عرض از مبدأ) بین شاغلان گروه‌های شغلی مختلف، متفاوت و ناهمسان است؛ و دوم، نرخ بازده آموزش برای شاغلان گروه‌های شغلی مزبور نیز متفاوت است. چنانچه نابرابری و ناهمسانی متوسط دریافتی و همچنین نرخ بازده آموزش (ضریب تحصیلات) به‌صورت تصادفی و دارای توزیع نرمال در نظر گرفته شود، می‌توان انتظار داشت که ۹۵ درصد مشاهدات مربوط به نرخ بازده و عرض از مبدأ در فاصله ۳/۲± ۵/۵ و ۰/۶۲۸± ۱۵/۴۵ قرار گیرند.

نمودار ۲ نابرابری نرخ بازده بین شاغلان گروه‌های عمده شغلی را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که میزان نابرابری مربوط به نرخ بازده در مشاغل مختلف چشمگیر است. در بین انواع گروه‌های شغلی، افراد شاغل در مشاغل تخصصی (متخصصان علوم فیزیک، ریاضی، علوم زیستی و پزشکی، آموزش و علوم تربیتی و سایر متخصصان) و همچنین شاغلان در مشاغل مربوط به ابزار دقیق، قالی‌بافان و متصدیان عمل‌آوری مواد، بالاترین نرخ بازده آموزش را دارند.

نابرابری در بازده آموزش بین مشاغل مختلف می‌تواند ناشی از تصادف باشد یا دلایل مشخصی که تمام یا بخشی از نابرابری مذکور را توضیح دهد و تبیین کند. تصادفی بودن مطلق نابرابری‌ها یا دلایل کامل و مشخص داشتن، در واقع شرایط حدّی هستند؛ در واقع، بخشی از نابرابری‌ها تصادفی هستند و برای بخشی دیگر، می‌توان دلایل مشخصی را شناسایی و وارد الگو نمود. در الگوهای دریافتی ۳ تا ۵ تلاش شده است که دلایل نابرابری در متوسط دریافتی یا نرخ بازده آموزش تبیین و ارزیابی شود. در الگوی ۳، متغیرهای جنسیت و منطقهٔ سکونت با روش متغیر مجازی وارد الگو شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهند، متوسط دریافتی مردان کمتر از متوسط دریافتی زنان است! همچنین شاغلان مناطق شهری متوسط دریافتی بیشتری نسبت به شاغلان مناطق روستایی دارند.

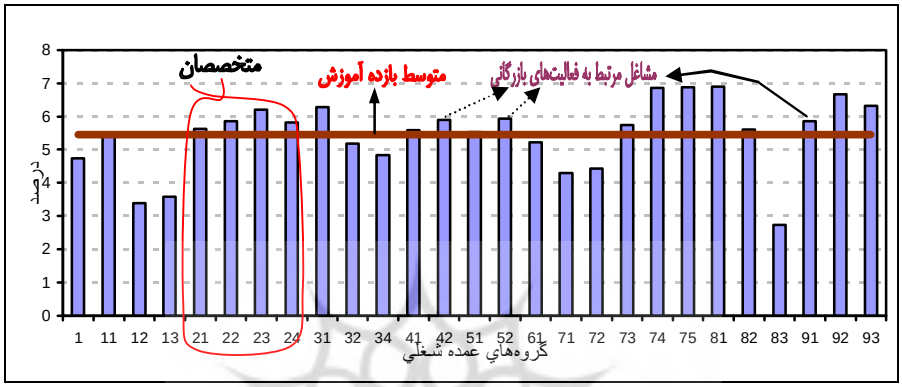
در الگوی ۴، متغیرهای دیگری مانند نوع شغل (داشتن مشاغل تخصصی) و فعالیت (در امور تجارت و بازرگانی) وارد تحلیل شده‌اند؛ برآوردهای تجربی نشان می‌دهند که شاغلان مشاغل تخصصی به‌طور متوسط دریافتی بیشتری نسبت به سایر گروه‌های شغلی دارند اما متوسط

---

[۱] برای آزمون وضعیت و ساختار سلسله‌مراتبی داده‌ها و ضرورت کاربرد روش الگوسازی چندسطحی، از آماره همبستگی درون واحدی (Intra Unit Correlation) و برای انجام آزمون‌های آماری الگوهای چندسطحی، از آماره (Likelihood)log*2- و تغییرات آن استفاده می‌شود؛ برای پرهیز از اطالهٔ مباحث، توضیحات تفصیلی در اینجا ارائه نشده است (برای مطالعهٔ بیشتر به نادری، ۱۳۸۱مراجعه شود). با توجه به ساختار جمله خطای الگوهای چندسطحی، امکان محاسبه آماره ضریب تعیین (R^2) به‌صورت متعارف برای الگوی تحت برازش وجود ندارد مگر آنکه میزان ضریب تعیین برای تک‌تک مشاهدات مربوط به تمامی متغیرهای موجود در جمله خطا محاسبه شود.

دریافتی فعالیت‌های بازرگانی از لحاظ آماری متفاوت از متوسط دریافتی سایر فعالیت‌ها نبوده است.

نمودار ۲. نابرابری نرخ بازده آموزش برای افراد شاغل در گروه‌های شغلی بازار کار ایران در سال ۱۳۸۱



مأخذ: برآوردهای محقق بر مبنای الگوی ۲ جدول ۲.

الگوی ۵ میانگین بازده آموزش در بازارکار ایران و نابرابری آن را در بین مشاغل و فعالیت‌های مختلف ارزیابی می‌کند. بر اساس نتایج این الگو، میانگین بازده یک‌سال آموزش در بازار کار ایران حدود ۷/۸ درصد است. البته، نرخ بازده آموزش در مشاغل و فعالیت‌های مختلف، یکسان نیست؛ نرخ بازده در مشاغل تخصصی، حدود ۱/۷ درصد بیشتر از آن در سایر مشاغل است؛ بدین ترتیب، بازده آموزش برای مشاغل تخصصی بازار کار ایران، حدود ۹/۵ درصد ارزیابی می‌شود.

بازده آموزش برای شاغلان فعالیت‌های بازرگانی (عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) نیز به‌طور متوسط ۱/۳ درصد بیشتر از بازده آموزش برای شاغلان سایر فعالیت‌ها بوده است. به‌عبارت دیگر، میانگین نرخ بازده آموزش برای شاغلان امور بازرگانی حدود ۹/۱ درصد ارزیابی می‌شود که در مقایسه با میانگین کل، در سطح بالاتری قرار دارد. به همین دلیل، انتظار می‌رود که فعالیت بازرگانی و مشاغل تخصصی زمینهٔ مساعدتری برای جذب افراد تحصیل‌کرده فراهم کند.

علاوه بر شغل و فعالیت، نرخ بازده آموزش برای زنان و مردان و نیز شاغلان مناطق جغرافیایی، متفاوت است؛ نرخ بازده آموزش مردان حدود ۴/۴ درصد کمتر از نرخ بازده آموزش زنان است. این قبیل شواهد، واقعیت‌های مربوط به تمایل بیشتر زنان به ادامه تحصیل در اقتصاد

ایران را (به‌ویژه در سطح تحصیلات دانشگاهی) تبیین می‌کند.[۱] نرخ بازده آموزش برای افراد ساکن در مناطق شهری حدود ۱/۸ درصد بیشتر از شاغلان روستایی است؛ پیچیده‌تر بودن فرآیند تولید در مشاغل شهری، همراه با تمرکز فعالیت‌های تخصصی در شهرها، از جمله دلایل مرتبط و منطقی، ذکر شدنی هستند.

همچنین علل بالاتر بودن میانگین دریافتی مشاغل تخصصی با در نظر گرفتن ایدهٔ نوین «تراکم سرمایهٔ انسانی»[۲] و آثار انتشاری[۳] ناشی از آن، تحلیل و ارزیابی شده است. برای این منظور، متوسط تحصیلات و متوسط تجربهٔ کاری شاغلان مشاغل تخصصی به‌عنوان دو متغیر اساسی، محاسبه و در الگوی ۵ وارد گردیده است. همان‌گونه که نتایج تجربی ضرایب دو متغیر نشان می‌دهند، میزان ضرایب برآورده شده مثبت و از لحاظ آماری معنا دارند و نشان می‌دهند که تراکم سرمایهٔ انسانی در مشاغل تخصصی، یکی از دلایل اصلی بیشتر بودن دریافتی آنان است. به‌بیان دیگر، شاغلان در مشاغل تخصصی که در محیطی با تراکم نسبی سرمایهٔ انسانی بیشتر فعالیت می‌کنند منافع خالص بیشتری به‌دست می‌آورند؛ بر مبنای تحلیل‌های تجربی، دریافتی افراد به ازای افزایش یک‌سال در تراکم سرمایهٔ انسانی از ناحیهٔ تحصیلات رسمی به‌طور متوسط معادل ۴/۶ درصد و به ازای یک‌سال تراکم بیشتر از ناحیه تجربه کاری، معادل ۲/۴ درصد افزایش می‌یابد.

به این ترتیب، متوسط دریافتی و نیز نرخ بازده آموزش بین گروه‌های مختلف شغلی یکسان نیست؛ می‌توان بخشی از تفاوت و ناهمسانی متوسط دریافتی و نرخ بازده آموزش را به‌طور سیستماتیک (نظام‌مند) به کمک متغیرهایی چون تراکم نسبی سرمایهٔ انسانی (Z_{1j} و Z_{2j})، جنسیت (Z_{3j})، منطقهٔ جغرافیایی (Z_{4j})، نوع شغل (Z_{5j}) و نوع فعالیت (Z_{6j}) تبیین کرد و توضیح داد. بر این اساس تغییرات ضریب عرض از مبدأ و ضریب متغیر آموزش به‌صورت زیر قابل الگوسازی است:

$$\hat{\beta}_{0j} = 14.57 + 0.046\, Z_{1j} + 0.024\, Z_{2j} \qquad (۲۰)$$

---

[۱] از سال تحصیلی ۱۳۸۰-۱۳۸۱ درصد دانشجویان زن از درصد دانشجویان مرد (شاغل به تحصیل در تمامی دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی) پیشی گرفته است (وبگاه مرکز آمار ایران؛ آمار آموزش: amar.sci.org.ir؛ دسترس در: فروردین ۱۳۹۰). همچنین آمار شرکت‌کنندگان و پذیرفته‌شدگان آزمون سراسری دانشگاه‌ها نشان می‌دهد که طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۰ بیش از ۶۰ درصد داوطلبان و پذیرفته‌شدگان به دختران اختصاص داشته است (وبگاه خبری سازمان سنجش آموزش کشور و مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی:www.irphe.ir/fa/statistics/Stat_index.aspx . دسترس در: فروردین ۱۳۹۰)!

[2] Human Capital Density

[3] Spillover

$$\hat{\beta}_{1j} = 0.078 - 0.044\, Z3\, j + 0.018\, Z_{4j} + 0.017\, Z_{5j} + 0.013\, Z_{6j} \quad (۲۱)$$

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هر چند توجه به نقش عامل انسانی در رشد و توسعهٔ جوامع به چند قرن قبل باز می‌گردد، اما سابقهٔ جدّی ارزیابی بازده آموزش حدود نیم قرن است؛ از آن زمان تاکنون، ارزیابی بازده آموزش در جهت تأمین دو هدف اساسی یعنی بررسی توان توضیح‌دهندگی نظریه‌های علمی و نیز مقاصد سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی (به‌ویژه برای توسعهٔ منابع انسانی)، موضوع تحقیقات گسترده‌ای در سطح جهانی بوده و انجام چنین ارزیابی‌هایی در بسیاری از کشورها به مقولهٔ متعارف تبدیل شده است. نتیجهٔ اساسی چنان تحقیقاتی، آشکار ساختن این نکته بوده که آموزش، سرمایه‌گذاری پُربازده (به‌ویژه برای کشورهای توسعه‌نیافته) است. همچنین، طی دههٔ گذشته، نوع پژوهش‌های تجربی، از ارزیابی کلی بازده آموزش فراتر رفته و به ارزیابی (نابرابری) بازده آموزش در مشاغل و فعالیت‌های مختلف نیز توجه شده است. در این‌باره، مسئله اصلی مقالهٔ حاضر، ارزیابی بازده آموزش برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی در ایران است. ارزیابی بازده آموزش برای مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی نه تنها در اقتصاد ایران کاملاً جدید است. از لحاظ نوع روش، یعنی الگوسازی چندسطحی که به‌طور نظام‌مند و کارامد، نابرابری‌های نرخ بازده آموزش را مورد کاوش و تحقیق قرار می‌دهد، یک کار نوین و منحصر به‌فرد به‌شمار می‌آید.

داده‌های آماری مورد استفاده از نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی ـ اجتماعی خانوار سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران استخراج شده است که ضمن برخورداری از اطلاعات پایه برای ارزیابی نرخ بازده آموزش، اطلاعات مناسب درخصوص نوع شغل و نوع فعالیت شاغلان سرپرست خانوار را نیز ارائه می‌دهد. از همین‌رو، داده‌های مذکور جزو مناسب‌ترین داده‌های آماری موجود کشور است که امکان ارزیابی نابرابری در نرخ بازده بین مشاغل و فعالیت‌های مختلف را فراهم می‌کند.

روش تحلیل به‌کار گرفته شده، روش الگوسازی چندسطحی است که از طریق آن، گروه‌بندی‌های دنیای واقعی یعنی گروه‌های شغلی و فعالیت‌های مختلف در الگوسازی لحاظ می‌شود و امکان حصول به نتایج درست را از لحاظ مبانی علم آمار فراهم می‌آورد. علاوه بر این، روش الگوسازی چندسطحی در مطالعهٔ حاضر، تحلیل و ارزیابی نابرابری نرخ بازده آموزش را به‌طور نظام‌مند میسر کرده و مناسب‌ترین ارزیابی‌ها برای نرخ بازده آموزش در مشاغل و فعالیت‌های مختلف را به‌دست داده است؛ نتایج و یافته‌های تجربی کلیدی این تحقیق به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

- نرخ بازده آموزش برای جامعه آماری مورد مطالعه حدود ۷/۸ درصد ارزیابی شده که از لحاظ ماهیت با مطالعات بین‌المللی و همچنین مطالعات قبلی کشور سازگار است و از لحاظ میزان بازده، قدری از ارزیابی‌های بین‌المللی که بالای ۱۰ درصد گزارش شده، کمتر است.
- نرخ بازده بین مشاغل و فعالیت‌های مختلف یکسان نیست بلکه نابرابری زیادی وجود دارد. نتایج به‌دست آمده ضمن تأیید فرضیهٔ اصلی تحقیق، با نتایج پژوهش‌هایی چون گابریف و اشمیتز (۲۰۰۴)، اینگرام و نیومن (۲۰۰۶) و کربی و ریلی[1] (۲۰۰۸) همسو است؛ بخشی از نابرابری‌ها ناشی از تصادف یا عوامل غیرقابل سنجش و بخشی دیگر به‌وسیلهٔ متغیرهایی مانند جنسیت، منطقهٔ جغرافیایی، نوع شغل، بخش اقتصادی و درجه تراکم سرمایهٔ انسانی در گروه‌های شغلی قابل تبیین است.
- نرخ بازده آموزش برای زنان حدود ۴/۴ درصد بیشتر از نرخ بازده برای مردان ارزیابی شده است که از این لحاظ با شواهد بین‌المللی گزارش شده از ساخاروپولوس و پاترینوس[2] (۲۰۰۴) همسو است. همچنین، این شواهد می‌تواند رفتار فعلی متقاضیان تحصیل (به‌ویژه در تحصیلات دانشگاهی که به‌غالب شدن سهم زنان منجر شده) را تبیین کند. با این حال، این نابرابری‌ها در آینده انباشت سرمایهٔ انسانی مردان را با مشکل جدی مواجه خواهد ساخت؛ این مسئله با توجه به نقش کلیدی مردان در تأمین معیشت خانواده و همچنین این واقعیت که بخش غالب شاغلان در اقتصاد کشور را مردان تشکیل می‌دهند، یک زنگ خطر جدی محسوب می‌شود.
- نرخ بازده آموزش برای شاغلان شهری حدود ۱/۸ درصد بیشتر از نرخ بازده شاغلان روستایی است. این وضعیت با توجه به بالاتر بودن سطح بهره‌وری شاغلان شهری (به‌دلایلی چون فناوری پیشرفته‌تر، تراکم سرمایهٔ انسانی بیشتر، تخصص‌گرایی) با شواهد واقعی اقتصاد شهری تناسب دارد.[3] همین مسئله، انگیزهٔ لازم برای مهاجرت مغزها و جذب نیروی انسانی روستایی دارای سرمایهٔ انسانی بالا به مناطق شهری را فراهم کرده است.
- بازده آموزش برای مشاغل تخصصی حدود ۱/۷ درصد و فعالیت‌های بازرگانی حدود ۱/۳ درصد بیشتر از سایر مشاغل و فعالیت‌ها ارزیابی شده است. این یافته‌ها ضمن اینکه با نتایج گابریف و اشمیتز (۲۰۰۵) منطبق است، تمایل بالای افراد برای احراز مشاغل تخصصی و پرداختن به فعالیت بازرگانی را تبیین می‌کند.

---

[1] Kirby and Riley
[2] Psacharopoulos and Patrinos
[3] Rauch (1993)

- متوسط دریافتی شاغلان در مشاغل دارای تراکم نسبی سرمایهٔ انسانی بالاتر (بر حسب میانگین تحصیلات و تجربه کاری) بیشتر است؛ این شواهد با یافته‌های مطالعات زیادی از جمله راچ[1] (۱۹۹۳)، نادری و میس (۲۰۰۳)،کربی و ریلی (۲۰۰۸) که آثار سرریز ناشی از تراکم سرمایهٔ انسانی را مطالعه کرده‌اند، همسو است. به این ترتیب، ضمن اینکه الگوسازی چندسطحی روش مناسبی برای مطالعه آثار خارجی ناشی از تراکم سرمایهٔ انسانی است، نتایج آن نشان می‌دهد که وجود چنین آثاری، جزو واقعیت‌های انکارناپذیر سرمایه‌گذاری انسانی است.

با توجه به چنین نتایج تجربی نخست، سطح بازده آموزش در ایران (به‌ویژه برای مردان) بالا و چشمگیر نیست؛ باید از طریق رونق دادن فعالیت‌های تخصص‌بر، تقاضا برای افراد تحصیل‌کرده را افزایش داد که زمینهٔ مهاجرت آنان به دیگر کشورها از بین برود. پایین بودن نرخ بازده، می‌تواند ناشی از کیفیت نامطلوب آموزش و عدم انطباق آموزش‌ها با نیازهای واقعی جامعه در زمینه دانش، مهارت و تخصص باشد که این مسئله توجه شایسته‌ای را می‌طلبد. دوم؛ نابرابری در نرخ بازده قابل توجه است و این امر پدیده مطلوبی نیست؛ با تشدید پدیدهٔ رقابت و اطلاع‌رسانی مناسب، نابرابری‌های مذکور را می‌توان به حداقل ممکن رساند. سوم؛ وجود مزایای خارجی و آثار سرریز تراکم سرمایهٔ انسانی جزو واقعیت‌های انکارناپذیر مرتبط به فعالیت‌های سرمایه‌های انسانی است. تلاش برای مهیاترشدن فضای فعالیت در این‌باره، می‌تواند اثربخشی سرمایه‌گذاری انسانی را به‌طور ملموسی ارتقا بخشد.

پژوهش حاضر با توجه به هدف آن، فقط به ارزیابی نرخ بازده آموزش و نابرابری آن در مشاغل تخصصی و فعالیت‌های بازرگانی سال ۱۳۸۱ (با توجه به محدودیت داده‌های آماری) پرداخته است؛ انجام پژوهش‌هایی برای مقاطع زمانی دیگر (به‌ویژه برای یک دوره زمانی ۵ یا ۱۰ ساله) و نیز برای مناطق یا استان‌های مختلف (به تفکیک زنان و مردان) می‌تواند نتایج و یافته‌های ارزشمندی فراهم کند که به‌عنوان محورهای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود. علاوه بر این، داده‌های آماری نقش تعیین‌کننده‌ای در انجام موفقیت‌آمیز تحقیقات تجربی دارد و از این لحاظ، کمبودهای جدی در نظام آماری کشور وجود دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در زمینهٔ گردآوری داده‌های آماری مناسب برای تحلیل مسائل منابع انسانی کشور، به‌ویژه ارزیابی نرخ بازده آموزش، تلاش‌های بیشتری صورت پذیرد.

---

[1] Rauch

مآخذ

Afshari, Z. (1998). Effects of higher education and experience on employees' earnings in Iran using mincer model. *Journal of Research and Planning in Hig. Edu*, 19 (Autumn), (in Persian).

Azimi, H. (1992). The cycles of underdevelopment in Iran's Economy. *Tehran, Naye Press* (in Persian).

Becker, G. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis, *Journal of Pol. Economy*, (Suppl., October), 346-54.

Becker, G. S. (1993). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with reference to education*. Chicago, NBER.

Belzil, C. (2007). The return to schooling in structural dynamic models: A survey. *European Economic Review,* 51, 1059–1105.

Breton, T. R. (2010). Schooling and national income: How large are the externalities? *Education Economics,* 18(1), 67-92.

Cooper, S. T., & Cohn, E. (1997). Internal rates of return to college education in the U.S. by sex and race. *Journal of Education Finance,* 23(1), 101-133.

Gabriel, P. E., & Schmitz, S. (2004). A note on occupational variations in the returns to education in the US labor market. *International Journal of Manpower.* 26(5), 450-456.

Goldstein, H. (1995). *Multilevel statistical models*. London, Edward Arnold.

Griffin, P., & Ganderton, P. T. (1996). Evidence on omitted variable bias in earnings equations. *Economics of Education Review,* 15(2), 139-148.

Harbison, F. (1968). A systems analysis approach to human resources development planning. *Manpower Aspects of Educational Planning,* UNESCO, IIEP.

Heckman, J. J. (2003). Fifty years of mincer earnings regressions. *NBER, Working Paper* (9732, May).

Ingram, B. F., & Neumann, G. R. (2006). The returns to skill. *Labor Economics*, 13, 35–59.

Kirby, S., & Riley, R. (2008). The external returns to education: UK evidence using repeated cross-sections. *Labor Economics*, 15, 619–630.

Leigh, A., & Ryan, C. (2008). Estimating returns to education using different natural experiment techniques. *Economics of Education Review*, 27 (2, April), 149-160.

Menon, M. E. (2008). Perceived rates of return to higher education: Further evidence from Cyprus. *Economics of Education Review*, 27 (1, February), 39-47.

Mincer, J. (1979). Human capital and earnings. *Economic Dimensions of Education. D. M. Windham.* National Academy of Education, 1-31.

Mincer, J. (1974). Schooling, experience, and earnings. New York, Columbia Un. Press.

Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal Pol. Economy*, 66 (4, August), 281-302.

Naderi, A., & Mace, J. (2003). Education and earnings: A multilevel analysis. *Economics of Education Rev*. 22 (2), 143-56.

Naderi, A. (2001). A critical evaluation of empirical examinations of human capital theory. *Journal of Plan & Budget*. 60-61 (Spring), 41-84. (in Persian)

Naderi, A. (2002). Multilevel modeling and its applications in economics. *Proceedings of the Non-linear Econometric Methods Seminar*, Alame-Tabatabaee University, Tehran (18 May, 2002) (in Persian).

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).

Naderi, A. (2004). *Economics of education*. Tehran, Yastoroon Press (in Persian).

Naderi, A. (2006). *Paradox of insufficient human capital and graduate unemployment in Iranian labor market*. Tehran, Institute of Labor and Social Security (in Persian).

Pourhosseini, M. (1979). The social and private rates of return to investment in education in Iran. *NEP Research Paper*, 89. Birmingham, University of Birmingham.

Psacharopoulos, G., & Williams, G. (1973). Public sector earning and educational planning. *Int'l Labour Review*, (July), 43-57.

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

Psacharopoulos, G. (1981). Returns to education: An updated international comparison. *In: The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education. M. Blaug. Hants, Edward Elgar*, 321-41.

Psacharopoulos, G. (1985). Returns to education: A further international update and implications. *Journal of Human Resources*, 20 (4), 583-604.

Rauch, E. (1993). Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from the cities. *Journal of Urban Economics*, 34, 380-400.

Razavi, H. (1978). Economic return to educational investment by levels of education. Tehran: Plan and Budget Organization (in Persian).

Salehi, J. (2005). An evaluation of return to human capital in Iran. *J. of Research and Planning in Higher Education*, 35-36 (Spring & Summer), 139-166 (in Persian).

Schultz, T. W. (1962). Reflections on investment in man. *Journal of Pol. Economy*, 70(5, October), 1-8.

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital, Amer. *The American Economic Review*, 51(1),1-17.

Statistics Center of Iran (2002). *The 1381 survey of socio-economic characteristics of households*. Tehran, Statistics Center of Iran (in Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی