

## ارزیابی نرخ بازده آموزش: مسایل، چالش‌ها و چشم‌اندازها

ابوالقاسم نادری<sup>۱</sup>

دانشیار، دانشکده علوم تربیتی، دانشگاه تهران anadery@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۳/۱۳

### چکیده

هدف اصلی این مقاله، ارزشیابی آثار مهمترین مسائل و چالش‌های روش‌شناسی ارزیابی نرخ بازده آموزش برای دستیابی به برآوردهای معتبر و دقیق است. برای انجام این مهم، در ابتدا پیشینه بسیار وسیع ارزیابی نرخ بازده آموزش، به طور انتقادی مرور شده و سپس، با استفاده از داده‌های آماری استخراج‌شده از نتایج آماری گیری از ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی ۱۳۸۱ مرکز آمار، اهمیت مسائلی مانند روش برآورد نرخ بازده (یعنی روش جبری در مقایسه با روش آماری)، هزینه فرصت برای افراد در سنین تحصیلات اجباری، مسائل انتخاب و درونزایی، و مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله‌مراتبی مورد بررسی قرار گرفته و آثار آن بر برآوردهای نرخ بازده آموزش به طور تجربی ارزیابی شد. نتایج کلیدی تحقیق عبارتند از: (۱) نرخ بازده برای شاغلان سرپرست خانوار مثبت اما میزان آن کمتر از میانگین سایر کشورها ارزیابی شده است، (۲) نرخ بازده برای زنان بیشتر از مردان و برای شاغلان شهری بیشتر از شاغلان روستایی می‌باشد، (۳) نرخ بازده آموزش عالی بیشتر از بازده آموزش و پرورش (عمومی) است و (۴) برآوردهای نرخ بازده نسبت به مسائل روش‌شناسی یعنی روش برآورد، هزینه فرصت، و مسائل انتخاب، درونزایی و گروه‌بندی یا ساختار سلسله‌مراتبی مشاهدات حساس هستند به گونه‌ای که نادیده گرفتن آنها منجر به کم‌برآوردی نرخ بازده آموزش می‌شود و می‌تواند مشکلات جدی در رابطه با تخصیص بهینه منابع به آموزش و مآلاً "برای مسیر توسعه جوامع ایجاد کند. در پایان، محورهای کلیدی مانند چگونگی لحاظ کردن مسائل مذکور به‌طور همزمان، به‌عنوان چشم‌انداز تحقیقات آتی ارزیابی نرخ بازده آموزش پیشنهاد شده است.

**طبقه‌بندی JEL:** C21, C24, I21, J24, J31.

**کلیدواژه:** ساختار سلسله‌مراتبی داده‌ها، مسائل انتخاب و درونزایی، نرخ بازده آموزش، هزینه فرصت.

۱. تهران، بزرگراه جلال آل‌احمد، پل گیشا، دانشکده علوم تربیتی، دانشگاه تهران، کد پستی ۱۴۱۵۵-۶۴۵۶، تلفن: ۰۲۱۶۱۱۷۴۴۸

## ۱. مقدمه

توجه به آموزش از منظر سرمایه‌گذاری، دارای سابقه‌ای بیش از نیم قرن است.<sup>۱</sup> در این خصوص، تلاش‌های بسیاری برای اثبات سرمایه‌گذاری بودن آموزش از طریق ارزیابی نرخ بازده آن انجام شده و مسائل مختلفی در پیشینه تحقیق مورد توجه و دقت نظر قرار گرفته است که مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از:

روش ارزیابی نرخ بازده (روش جبری در مقایسه با روش آماری)؛

مسائل انتخاب و درون‌زایی؛

گروه‌بندی‌ها و ساختار سلسله مراتبی حاکم بر فعالیت‌ها و مؤثر در رفتار افراد؛

تأثیر سایر عوامل مؤثر در دریافتی؛

تقویم منافع غیراقتصادی آموزش به ارقام پولی.

هدف اصلی همه تلاش‌ها در چارچوب محورهای مذکور، بهبود دقت و اعتبار برآوردهای نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی بوده است؛ در نتیجه چنین مسائلی، برآوردهای نرخ بازده آموزش در تحقیقات مختلف، متفاوت بوده که اغلب برای مقاصد سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی، ابهام و ناسازگاری ایجاد کرده است، به گونه‌ای که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان برای تخصیص منابع در فعالیت‌های آموزشی دچار مشکلات اساسی شده‌اند. از همین رو، این سؤال کلیدی پیش‌روی آن‌ها قرار داشته و دارد که «میزان واقعی نرخ بازده آموزش چقدر است؟» در چنین شرایطی است که انجام تحلیل هزینه-منفعت کامل و درست اهمیت می‌یابد.

در ایران<sup>۲</sup> و سایر کشورها<sup>۳</sup> پژوهش‌های بسیاری برای ارزیابی نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی انجام شده است. طبق اطلاعات نویسنده، تاکنون پژوهش‌های کاملی که مسائل

۱. ر.ک. به: شولتز (Schultz, 1961, 1962)، بکر (Becker, 1962, 1993)، نفیسی (۱۳۸۰) و نادری (۱۳۸۳).

۲. ر.ک. به: ساخاروپولوس و ویلیامز (Psacharopoulos & Williams, 1973)، پورحسین (۱۹۷۹)، رضوی (۱۳۵۷)، افشاری (۱۳۷۷)، نادری (۱۳۸۰، ۱۳۸۳، ۱۳۸۷a، ۱۳۸۷b)؛ جبل‌عاملی (۱۳۸۲)، صالحی (۱۳۸۴)، سبحانی و چنگی‌آشتیانی (۱۳۸۶) و نادری و میس (Naderi & Mace, 2003).

۳. ر.ک. به: مینسر (Mincer, 1974)، گرلیچز (Griliches, 1977)، ساخاروپولوس و لیارد (Psacharopoulos and Layard, 1979)، ساخاروپولوس (Psacharopoulos, 1985, 1994)، کارنوی (Carnoy, 1997)، کان و ادیسون (Cohn and Addison, 1998)، اشنفلتر و دیگران (Ashenfelter, et al., 1999)، ساخاروپولوس و پاترینوس (Psacharopoulos & Patrinos, 2004)، امرمولر و دیگران (Ammermueller, et al., 2009) و (Colclough, et al., 2009).

مختلف مربوط به ارزیابی نرخ بازده آموزش را ملحوظ کرده باشد انجام نشده است.<sup>۱</sup> از این رو، در مقاله حاضر، مهم‌ترین مسائل و چالش‌های مبتلابه هر یک از محورهای مذکور در خصوص نرخ بازده آموزش، با استفاده از داده‌های آماری استخراج شده از نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی خانوار ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران بررسی و ارزیابی سپس، راه‌حل‌های مناسب برای هر یک از مسائل مذکور پیشنهاد می‌شود. برای انجام این مهم، علاوه بر استفاده از پژوهش‌های تجربی دیگران، تحلیل‌های تجربی جدید برای ایران نیز ارائه می‌شود. به این ترتیب، نوع مطالب مقاله دو قسم است: نوع نخست، شامل مرور مسائل اساسی مبتلا به پیشینه یا ارزیابی‌های تجربی نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی است. نوع دوم، ارزیابی‌های تجربی ویژه همین مقاله است، تا جایی که داده‌های آماری در دسترس برای ایران امکانی فراهم می‌کند تا چنین تحلیل‌هایی انجام و یافته‌های تجربی تبیین و تفسیر شوند.

ساختار کلی این مقاله شامل ۴ قسمت است. در قسمت ۱، تحلیل‌های نظری برای ارزیابی نرخ بازده آموزش به طور اجمالی ارائه و برآوردهای نرخ بازده به سبک متعارف تحلیل و تفسیر می‌شوند. در قسمت‌های ۲ و ۳ مهم‌ترین چالش‌های روش‌شناسی ارزیابی نرخ بازده، یعنی مسئله انتخاب و درون‌زایی، همچنین مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله‌مراتبی تشریح و آثار آن به طور نظری و تجربی ارزیابی می‌شوند. در قسمت پایانی مقاله، مباحث اساسی جمع‌بندی و پیشنهادهای مقتضی ارائه می‌شوند.

۱. البته پژوهش‌های بسیاری برخی از مسائل مبتلا به ارزیابی نرخ بازده را بررسی و ارزشیابی کرده‌اند: برای نمونه، گرونا (Gronau, 1974)، هازمن و وایز (Hausman & Wise, 1977) و هکمن (Heckman, 1979) مسئله انتخاب و درون‌زایی؛ گرلیچز (Griliches, 1977) مسئله حذف متغیر مرتبط؛ بردسال و برمن (Birdsall & Behrman, 1984) مسئله جغرافیا؛ واگنر و لرنز (Wagner & Lorenz, 1988) ساختار تابع دریافتی؛ گریفین و گاندرتون (Griffin & Ganderton, 1996) تورش ناشی از حذف متغیر مرتبط؛ اشنفلتر و دیگران (Ashenfelter, et al., 1999) بحث تورش انتشار؛ کارد (Card, 2001) مسائل اقتصادسنجی مربوط به رابطه علیت بین آموزش و دریافتی؛ هرمون و دیگران (Harmon, et al., 2000) ارزشیابی از برخی مسائل مبتلا به ارزیابی نرخ بازده؛ نادری (۱۳۸۰) و نادری و میس (Naderi & Mace, 2003) تأثیر گروه‌بندی و ساختار سلسله‌مراتبی؛ هکمن و دیگران (Heckman, et al., 2005) مسائل اقتصادسنجی تابع دریافتی مینسر؛ بلزیل (Belzil, 2007) پویایی ساختاری تابع دریافتی؛ نادری (۱۳۸۷a, ۱۳۸۷b) مسئله انتخاب و درون‌زایی برای ایران؛ لیگ و ریان (Leigh & Ryan, 2008) تأثیر فنون مختلف آزمایش‌های طبیعی (Natural Experiments)، و امرمولر و دیگران (Ammermueller, et al., 2009) تأثیر بیکاری در ارزیابی نرخ بازده آموزش را واکاوی کرده‌اند.

## ۲. روش ارزیابی نرخ بازده آموزش و پرورش

بیش از نیم قرن است که از آموزش به‌منزله سرمایه‌گذاری پربازده یاد می‌شود؛ برای واکاوی این مقوله، باید نرخ بازده محاسبه و ارزیابی شود. در ادبیات اقتصاد آموزش، دو روش بسیار متعارف یعنی جبری و آماری، برای ارزیابی نرخ بازده آموزش استفاده شده است. در روش جبری از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\sum_{s=t+1}^S B_s / (1+r)^s = \sum_{t=0}^T C_t / (1+r)^t \quad (1)$$

که در آن، منافع (B) و هزینه‌های (C) سرمایه‌گذاری آموزشی طی دوره‌های سرمایه‌گذاری (یعنی t) و بهره‌برداری (یعنی s) با یکدیگر مقایسه می‌شوند. بر مبنای این روش، نرخ که ارزش فعلی هزینه‌ها و منفعت‌ها را یکسان می‌کند (یعنی r)، به‌منزله نرخ بازده آموزش شناخته می‌شود.<sup>۱</sup>

روش جبری ضمن داشتن نقاط قوت (مانند سهولت محاسبات و لحاظ کردن مخارج آموزش)، محدودیت‌هایی نیز دارد. برای مثال، منافع آموزش که عمدتاً در قالب دریافتی شاغلان دیده می‌شود، متأثر از عوامل دیگری غیر از آموزش (مانند نوع شغل، محل کار، میزان تلاش و توانمندی‌های ذاتی) است و تفکیک تأثیر این عوامل، بدون استفاده از روش‌های آماری، بسیار مشکل و پُرمسئله است. به این ترتیب، باید اذعان کرد که برآوردهای نرخ بازده آموزش حاصل از روش جبری با مشکل کم‌دقتی مواجه‌اند.

روش آماری ارزیابی نرخ بازده آموزش از زمانی که مینسر<sup>۲</sup> تابع دریافتی معروف خود را معرفی کرد، به صورت روشی مسلط به کار گرفته شد. تابع دریافتی مینسر مبتنی بر

۱. این روش، به «نرخ بازده داخلی» (Internal Rate of Return) نیز معروف است و در مطالعات تجربی زیادی، برای ارزیابی نرخ بازده آموزش از آن استفاده شده است. در این میان، می‌توان به پورحسین (۱۹۷۹) و رضوی (۱۳۵۷) اشاره کرد که بازده آموزش در ایران را با این روش ارزیابی کرده‌اند. شایان توجه است که این روش در سال‌های قبل از ۱۹۷۴ (یعنی زمانی که مینسر تابع دریافتی خود را معرفی کرد) به‌منزله روش غالب مطرح بود.  
 ۲. مینسر (Jacob Mincer)، اقتصاددان لهستانی‌تبار مقیم آمریکا) مطالعات اولیه را در نیمه دوم دهه ۱۹۵۰ میلادی در چارچوب رساله دکتری خود انجام داد و نتایج را در سال ۱۹۵۸ منتشر کرد (Mincer, 1958). الگوی نهایی وی به صورت تابع نیمه‌لگاریتمی (در بردارنده دو جزء اساسی سرمایه‌انسانی یعنی سرمایه‌گذاری از طریق آموزش رسمی و آموزش و یادگیری ضمن کار) در سال ۱۹۷۴ ارائه (Mincer, 1974) و با عنوان الگوی دریافتی مینسر (Mincerian Earnings Function) معروف شد. برای توضیحات بیشتر، ر.ک. به: روزن (Rosen, 1992) و هکمن و دیگران (Heckman, et al., 2003, 2008).

نظریه سرمایه انسانی است که بیان می‌کند «افراد» رفتار عقلایی دارند و برای اتخاذ تصمیم مهم مانند تخصیص منابع به آموزش، فواید و هزینه‌های آن را مقایسه می‌کنند. به طور منطقی، تصمیماتی که منفعت خالص بیشتری داشته باشند، اولویت بیشتری در تخصیص منابع خواهند داشت. بنابراین، فرد، منفعت خالص تحصیلات رسمی را در مقایسه با گزینه‌های دیگر (مانند ورود به بازار کار یا سپرده‌گذاری)، ارزیابی می‌کند و تخصیص منابع در هر یک از گزینه‌ها را تا جایی ادامه خواهد داد که جریان تنزیل شده<sup>۱</sup> منافع خالص تصمیم‌ها برابر و یکسان شود. در تابع دریافتی مینسر، ارزش فعلی خالص<sup>۱</sup> تصمیم یا گزینه «بازار کار و تحصیل نکردن» با ارزش فعلی خالص تحصیلات مقایسه می‌شود. در خصوص کار و اشتغال، با فرض اینکه فرد مورد نظر بتواند n سال در بازار کار اشتغال داشته باشد و به طور پیوسته کسب درآمد کند، ارزش فعلی خالص درآمدها به صورت زیر خواهد بود:

$$NPV = Y \cdot \int_0^n e^{-rt} dt = \frac{Y}{r} (1 - e^{-rn}) \quad (2)$$

و در خصوص گزینه ادامه تحصیل (آموزش رسمی)، با فرض اینکه فقط از ناحیه درآمدهای ازدست‌رفته بر سرمایه‌گذار هزینه تحمیل می‌شود و منافع آموزش فقط از ناحیه دریافتی باشد، ارزش فعلی خالص به صورت زیر ارزیابی می‌شود:

$$NPV_S = Y_S \int_S^{S+n} e^{-rt} dt = \frac{Y_S}{r} (e^{-rS} - e^{-r(S+n)}) \quad (3)$$

که در آن،  $NPV$ ،  $r$ ،  $Y$ ،  $S$  و  $Y_S$  به ترتیب، ارزش فعلی حال منافع، نرخ تنزیل، متوسط دریافتی سالانه بدون تحصیلات، میزان تحصیلات و متوسط دریافتی سالانه شخص/فرد با  $S$  سال تحصیل است. بر اساس نظریه رفتار عقلایی، نقطه بهینه تصمیم‌گیری فرد جایی است که  $NPV = NPV_S$  باشد. به این ترتیب خواهیم داشت:

$$\ln(Y_S) = \ln(Y) + rS \quad \text{یا} \quad Y_S = Y \cdot e^{rS} \quad (4)$$

رابطه ۴، ارتباط بین سرمایه‌گذاری آموزشی و دریافتی فرد را نشان می‌دهد. این رابطه در واقع همان تابع معروف مینسر برای آموزش رسمی<sup>۱</sup> است که تفاوت دریافتی افراد را با اتکا به نظریه سرمایه‌انسانی تبیین و تحلیل می‌کند و ضریب متغیر تحصیلات، نرخ بازده داخلی سرمایه‌گذاری آموزشی را به دست می‌دهد.

همان‌گونه که مینسر (۱۹۷۴) نیز تأکید کرده است، بسیاری از عناصر تصمیم‌گیری (از جمله منافع غیراقتصادی آموزش) را نمی‌توان به طور کامل و دقیق با ارقام پولی سنجش کرد! علاوه بر این، منافع منتسب به آموزش (به‌ویژه درآمد)، فقط ناشی از سرمایه‌گذاری آموزشی نیست، بلکه عوامل مختلفی این منافع را تحت تأثیر قرار می‌دهند که البته برخی از این عوامل (مانند آموزش غیررسمی، یادگیری ضمن کار، آموزش و یادگیری در محیط خانواده و جز این‌ها) جزو عناصر سرمایه‌انسانی محسوب می‌شوند. در این خصوص، مینسر الگوی خود را به گونه‌ای تدوین می‌کند که بتواند نیم‌رخ دریافتی<sup>۲</sup> را به صورت الگوی ریاضی - اقتصادسنجی مشخص کند و همین نکته سبب نام‌گذاری این تابع به «تابع دریافتی مینسر» شده است. به این ترتیب، مینسر الگوی ۴ را با لحاظ کردن سرمایه‌گذاری‌های انسانی از طریق آموزش و یادگیری ضمن کار توسعه داده و به صورت زیر ارائه کرده است:

$$\ln(Y_S) = \ln(Y.) + rS + \beta_1 X + \beta_2 X^2 \quad (5)$$

یا:

$$y_i = \beta. + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + e_i \quad (6)$$

که در آن،  $y_i$  لگاریتم دریافتی،  $S_i$  تحصیلات رسمی،  $X_i$  سایر انواع مهارت مؤثر در دریافتی (ناشی از تجربه کاری) و  $e_i$  جمله خطا برای فرد  $i$  است؛ میزان بازده آموزش با استفاده از ضریب متغیر  $S_i$  به دست می‌آید.<sup>۳</sup>

1. Schooling Earnings Function

2. Earnings Profile

۳. با توجه به تعریف نیم‌رخ دریافتی سن، مقدار ضریب  $X^2$  باید منفی باشد. برای پرهیز از طولانی‌شدن مباحث و به لحاظ اینکه هدف اصلی این نوشته، مطرح کردن مسائل اساسی ارزیابی نرخ بازده است، مبانی ریاضی برای بسط الگوی دریافتی مینسر به تفصیل در اینجا ارائه نشده است. برای توضیحات بیشتر در این رابطه، ر.ک. به: مینسر (Mincer, 1974, 1979) و نادری (۱۳۸۳: ۸۵-۸۷).

پژوهشگران بی‌شماری<sup>۱</sup> با استفاده از تابع دریافتی مینسر (تابع ۶) به ارزیابی نرخ بازده آموزش پرداخته‌اند. نتیجه کلی ارزیابی‌ها، بازده مثبت و درخور توجه آموزش را تأیید می‌کند. بررسی‌های تطبیقی بین‌المللی ساخاروپولوس<sup>۲</sup> (۱۹۸۱ و ۱۹۸۵) و ساخاروپولوس و پاترینوس<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) در این خصوص، اهمیت خاصی دارند. نتایج مطالعات مذکور پیرامون نرخ بازده (خصوصی و اجتماعی) سرمایه‌گذاری آموزشی بر حسب سطوح تحصیلی و مناطق مختلف جهان نشان می‌دهد که:

۱. نرخ بازده آموزش بیش از نرخ بازده متعارف سرمایه‌گذاری‌های غیرآموزشی (یعنی ۱۰ درصد) ارزیابی شده که حاکی از سودآوری بیشتر سرمایه‌گذاری آموزشی (به ویژه برای کشورهای در حال توسعه) است.
  ۲. نرخ بازده با افزایش سطح تحصیلات کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، آموزش‌های ابتدایی از نرخ بازده بالاتری برخوردارند.
  ۳. نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی در کشورهای در حال توسعه بیشتر از نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی در کشورهای توسعه‌یافته است.
  ۴. 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.<sup>۴</sup>
- با این حال، باید توجه داشت که روش متعارف برای ارزیابی نرخ بازده در اغلب پژوهش‌های استنادشده در تحقیقات فراتحلیل ساخاروپولوس، تحلیل‌های رگرسیونی مبتنی بر حداقل مربعات معمولی است. در این روش‌ها بسیاری از مسائل روش‌شناسی مورد بحث در مطالعه حاضر یعنی روش برآورد نرخ بازده (روش جبری در مقایسه با روش آماری)، هزینه فرصت برای افراد در سنین تحصیلات اجباری، مسئله انتخاب و درون‌زایی و مسئله گروه‌بندی یا ساختار سلسله مراتبی برطرف نشده است؛ در ادامه

۱. ر.ک. به: منابع ارجاع‌شده در زیرنویس ۳ برای ایران و در زیرنویس ۴ و ۵ برای سایر کشورها.

2. Psacharopoulos

3. Psacharopoulos & Patrinos

۴. در محاسبات متعارف ارزیابی نرخ بازده، به آثار خارجی (Externalities) ناشی از تراکم سرمایه انسانی (مانند تأثیر آموزش تحصیل‌کرده‌ها در افزایش بهره‌وری سازمان و اثر آن در افزایش دستمزد همه کارکنان، وجود پزشکان در بیمارستان و امکان ایجاد درآمد برای پرستاران و سایر خدمه بیمارستان و کاهش هزینه‌های جرم و جنایت در جامعه با رشد فرهنگ اجتماعی) که جزو منافع اجتماعی آموزش محسوب می‌شوند، توجه نشده است که با لحاظ کردن آثار خارجی، نتیجه ارزیابی تغییر خواهد کرد.

مطالب، تأثیر چنین مسائلی در برآوردهای نرخ بازده ارزشیابی می‌شود. برای این منظور، در ابتدا باید نرخ بازده آموزش در ایران در قالب تحلیل‌های متعارف، ارزیابی شود؛ یکی از روش‌های معمول برای ارزیابی نرخ بازده آموزش، استفاده از فرمول متعارف تحلیل هزینه-فایده (روش جبری) است که در گذشته از سوی سایر پژوهشگران ایرانی استفاده شده است. برای مثال، پورحسین (۱۹۷۹) نرخ بازده آموزش برای سطوح ابتدایی، متوسطه و عالی را به ترتیب  $۱۵/۲$ ،  $۱۷/۶$  و  $۱۳/۶$  درصد تخمین زده است.<sup>۱</sup> در اینجا این سؤال کلیدی مطرح می‌شود که آیا در سال‌های اخیر میزان و ساختار نرخ بازده متناسب با برآوردهای پورحسین است؟

برای اولین قدم از تحلیل‌های تجربی این تحقیق، نرخ بازده با روش جبری و به سبک متعارف، برآورد می‌شود. یافته‌ها مؤید آن است که تحصیلات ابتدایی، راهنمایی و متوسطه به ترتیب  $۱/۳$ ،  $۲۴/۵$  و  $۱$  درصد و تحصیلات فوق‌دیپلم و کارشناسی به ترتیب  $۱۴/۵$  و  $۹/۶$  درصد بازدهی دارند.<sup>۲</sup> به این ترتیب، در سال ۱۳۸۱ بیشترین میزان بازدهی به تحصیلات راهنمایی تعلق داشته و تحصیلات فوق‌دیپلم در رده دوم بوده است؛ بنابراین، میزان بازده آموزش در مقایسه با برآوردهای پورحسین متفاوت است. ارقام و برآوردهای روش جبری خالی از اشکال نیست. در روش جبری، منافع آموزش اغلب معادل میانگین دریافتی شاغلان در نظر گرفته می‌شود که دو ایراد اساسی بر این رویه وارد است؛ نخست اینکه عوامل مختلفی (مانند نوع شغل، محل کار، جنسیت، میزان تلاش و ...) دریافتی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و همه دریافتی صرفاً ناشی از آموزش نیست. ایراد دوم به سایر آثار آموزش (مانند تأثیر آموزش در سلامت و بهداشت، موقعیت اجتماعی، توسعه علمی و سیاسی که اغلب غیراقتصادی‌اند) مربوط می‌شود و

۱. به نقل از ساخاروپولوس (Psacharopoulos, 1981).

۲. نرخ بازده آموزش با استفاده از داده‌های آماری مرکز آمار (نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی) و با به کارگیری فرمول ۱ محاسبه و ارزیابی شده است. در این خصوص، باید اشاره کرد که دسترسی به داده‌های آماری معتبر و غنی در کشورهایی چون ایران همواره یکی از محدودیت‌های تحقیقات تجربی بوده است. با این حال، نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار مرکز آمار، در شرایط فعلی مناسب‌ترین داده‌ها را برای بررسی و ارزیابی مسائل مبتلا به ارزیابی نرخ بازده آموزش کشور فراهم می‌کند. از همین رو، در این تحقیق از نتایج آمارگیری مذکور استفاده شده است. البته تنها دسترسی به داده‌های سال ۱۳۸۱ برای محقق مقدور بوده است هر چند با توجه به اهداف این تحقیق که اغلب روش‌شناسی است، روزآمدنبودن داده‌ها به نتایج و دستاوردهای علمی لطمه‌ای نمی‌زند.



این آثار در ارزیابی‌های نرخ بازده نادیده گرفته می‌شوند؛ یعنی فقط بخشی از آثار آموزش در قالب دریافتی ظاهر می‌شوند! لذا ارقام دریافتی نمی‌توانند برآورد قابل قبولی از منافع آموزش ارائه دهند. با این حال، روش جبری دارای مزیت اساسی است و آن اینکه برای در نظر گرفتن برخی واقعیت‌های مربوط به آموزش انعطاف بیشتری دارد. برای مثال، امروزه افراد در سنین مدرسه معمولاً شاغل نیستند و لذا حضور آن‌ها در کلاس درس با هزینه فرصت از ناحیه درآمدهای ازدست‌رفته همراه نخواهد بود. این مسئله به ویژه برای سطوح تحصیلی که به موجب قانون، بهره‌مندی از آموزش برای افراد اجباری است، وجود دارد. با روش جبری به راحتی می‌توان تعدیل‌های کافی را در این خصوص انجام داد و نتیجه مورد انتظار آن، افزایش نرخ بازده برای تحصیلات پایه و عمومی خواهد بود. پس از انجام چنین تعدیل‌هایی، نرخ بازده آموزش برای سرپرستان خانوار در سال ۱۳۸۱ محاسبه شده است و یافته‌ها به خوبی این نکته را تأیید می‌کنند. یعنی با حذف هزینه فرصت ازدست‌رفته برای دارندگان تحصیلات ابتدایی، راهنمایی و متوسطه، نرخ بازده برای این سطوح به ترتیب به حدود ۳ درصد، بی‌نهایت (هزاران درصد!) و ۲/۹ درصد افزایش می‌یابد (جدول ۱).

جدول ۱. نرخ بازده آموزش برای سرپرستان خانوار کشور در سال ۱۳۸۱ با روش جبری (درصد)

سطح تحصیلات	با هزینه فرصت	بدون هزینه فرصت	درصد تفاوت
ابتدایی	۱/۲۹	۳/۰۴	۱۳۶
راهنمایی	۲۴/۵	هزاران!	هزاران!
متوسطه	۱/۰۴	۲/۹۲	۱۸۲
فوق دیپلم	۱۴/۵	۱۴/۵	-
لیسانس (و بالاتر)	۹/۶۳	۹/۶۳	-

مأخذ: برآوردهای محقق با استفاده از نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی خانوار سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران.

روش دوم برای ارزیابی نرخ بازده آموزش، آماری است که مبتنی بر تابع دریافتی مینسر (الگوی ۶) است. با استفاده از این روش، نرخ بازده آموزش برای جامعه ایران تخمین زده و یافته‌ها در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، نرخ بازده آموزش بر اساس الگوی ۱ جدول مذکور حدود ۶/۹ درصد است که نسبت به میانگین ارقام بین‌المللی در سطح پایین‌تری قرار دارد. البته نرخ بازده آموزش برای

سرپرستان خانوار با توجه به وضعیت اشتغال، قدری متفاوت است؛ یعنی نرخ بازده آموزش برای سرپرستان شاغل، بر اساس برآوردهای الگوی ۲ حدود ۷/۱ ارزیابی می‌شود. به این ترتیب، آموزش برای سایرین (یعنی افراد بیکار، صاحبان درآمد بدون کار و ...) بازده کمتری همراه دارد که البته چنین وضعیتی دور از انتظار نیست.

جدول ۲. نرخ بازده آموزش سرپرستان خانوار کشور در سال ۱۳۸۱ با روش تابع دریافتی مینسر

الگو:	۱	۲	۳	۴	نرخ بازده (%)
متغیر	ضریب آماره t	ضریب آماره t	ضریب آماره t	ضریب آماره t	الگوی ۱ الگوی ۲ یا ۳ یا ۴
آموزش (سال)	۰/۰۶۸۷	۲۵/۱	۰/۰۷۱۴	۲۶/۹	۶/۹ ۷/۱
تحصیلات ابتدایی ناتمام			۰/۱۹۲۵	۵/۰	۷/۷ ۱۰/۳
پایان تحصیلات ابتدایی			۰/۳۳۸۰	۸/۳	۵/۸ ۶/۲
تحصیلات راهنمایی ناتمام			۰/۳۶۷۹	۶/۶	۸/۲ ۲/۰
پایان تحصیلات راهنمایی			۰/۴۸۱۷	۹/۴	۱۱/۵ ۷/۶
تحصیلات متوسطه ناتمام			۰/۵۲۵۵	۷/۵	۸/۹ ۲/۲
پایان تحصیلات متوسطه			۰/۷۶۲۹	۱۷/۱	۱۸/۸ ۱۱/۹
تحصیلات فوق دیپلم			۰/۹۰۱۳	۱۲/۴	۱۳/۷ ۶/۹
تحصیلات لیسانس و بالاتر			۱/۲۶۵۶	۲۱/۶	۲۳/۳ ۱۸/۲
تجربه (سال)	۰/۰۴۹۸	۱۷	۰/۰۵۸۰	۱۸/۹	۱۸/۲
مربع تجربه	-۰/۰۰۰۶	-۱۵/۳	-۰/۰۰۰۷	-۱۵/۹	-۱۴/۸ -۰/۰۰۰۶ -۱۵/۲
عرض از مبدأ	۱۵/۳۲	۲۸۹	۱۵/۲	۲۹۴	۱۵/۲۳ ۲۶۶
تعداد مشاهدات	۵۱۸۲	۴۶۰۱	۵۱۸۲	۴۶۰۱	
ضریب تعیین $\bar{R}^2$	۰/۱۴۸	۰/۱۸۱	۰/۱۵۱	۰/۱۸۴	
آماره F	۳۰۰	۳۳۹	۹۳	۱۰۵	

توضیح: داده‌های آماری کل کشور به سال ۱۳۸۱ مربوط می‌شود که از نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی خانوار مرکز آمار ایران استفاده شده است. متغیر وابسته لگاریتم دریافتی سالانه است. الگوهای ۱ و ۳ برای کل مشاهدات (یعنی تمام سرپرستان خانوار) و الگوهای ۲ و ۴ برای سرپرستان شاغل با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده است. در الگوهای ۳ و ۴ متغیرهای مربوط به سطوح تحصیلی به صورت متغیر مجازی (۰ و ۱) وارد شده‌اند و نرخ بازده آموزش از رابطه  $r = (b_{s2} - b_{s1}) / (T_{s2} - T_{s1})$  به دست آمده که در آن  $b_s$  ضریب متغیر مقطع تحصیلی و  $T_s$  دوره زمانی به سال است. مأخذ: برآوردهای محقق.

نرخ بازده مذکور، نرخ کلی برای تمام سطوح تحصیلی می‌باشد؛ در واقعیت، نرخ بازده آموزش برای سطوح مختلف تحصیلی، متفاوت است. برای بررسی این نکته مهم، می‌توان از فن متغیر مجازی کمک گرفت؛ برآوردهای نرخ بازده برای سطوح مختلف تحصیلی در الگوی ۲ ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، نرخ بازده آموزش در سطوح مختلف یکسان نیست؛ بر مبنای نتایج الگوی ۳، نرخ بازده آموزش برای دارندگان تحصیلات ابتدایی حدود ۵/۸ درصد و برای پایان تحصیلات راهنمایی، متوسطه، فوق‌دیپلم و لیسانس به ترتیب ۷/۶، ۱۱/۹، ۶/۹ و ۱۸/۲ برآورد شده است. به این ترتیب، نرخ بازده آموزش برای شاغلان دارای سطوح تحصیلی بالاتر، مانند آموزش عالی در مقایسه با آموزش‌های عمومی و پایه، بیشتر است که با الگوواره یافته‌های افشاری (۱۳۷۷)، نادری (۱۳۸۰، ۱۳۸۳) و صالحی‌اصفهانی (۲۰۰۹) سازگاری دارد. در این میان، وضعیت بازده تحصیلات متوسطه در مقایسه با فوق‌دیپلم به طور ملموسی (۱۱/۹ در مقابل ۶/۹ درصد) بیشتر است (برآوردهای الگوی ۴ نیز نکات مذکور را تأیید می‌کنند)<sup>۱</sup>.

نکته جالب توجه دیگر، به تفاوت بین میزان نرخ بازده تحصیلات ناتمام با تحصیلات تکمیل‌شده مربوط است؛ به جز برای آموزش ابتدایی، برای سایر سطوح آموزشی، نرخ بازده آموزش‌های ناتمام، کمتر از نرخ بازده تحصیلات خاتمه‌یافته است که البته این مسئله دور از انتظار نیست، زیرا میزان مهارت و تخصص افرادی که نتوانسته‌اند تحصیلات خود را به اتمام برسانند، بدون شک کمتر از افرادی است که دوره تحصیلی خود را به پایان رسانده‌اند.

پژوهشگران بسیاری با استفاده از چنین تحلیل‌هایی، نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی را ارزیابی کرده‌اند، اما باید توجه داشت که این قبیل تحلیل‌ها، با مشکلات روش‌شناسی اساسی مانند مسائل انتخاب و درون‌زایی و ساختار سلسله‌مراتبی داده‌های آماری مواجه‌اند که دقت و کارایی برآوردهای نرخ بازده را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در قسمت‌های بعد، ابعاد مسائل مذکور از لحاظ نظری و روش‌شناسی تشریح، سپس تأثیر آن‌ها در برآوردهای تجربی نرخ بازده آموزش در ایران بررسی و ارزیابی می‌شود.

۱. تابع دریافتی مینسر به صورت تعمیم‌یافته (شامل متغیرهایی دیگری چون جنسیت، ساعات کار، مکان) برآزش شده و الگوواره یافته‌ها کاملاً منطبق با تابع پایه مینسر است؛ برای پرهیز از اطاله مطالب، نتایج الگوهای مذکور در اینجا گزارش نشده است.

### ۳. مسائل انتخاب و درون‌زایی

بشر در زندگی اجتماعی - اقتصادی خود همواره با انتخاب مواجه است. در نتیجه همین انتخاب‌ها، گروه‌بندی‌ها و قشربندی‌های مختلفی در جوامع شکل می‌گیرد. دارندگان تحصیلات عالی، شاغلان، معلمان، دانشجویان، کارگران عضو اتحادیه کارگری، و ... نمونه‌های بارزی از گروه‌ها و زیرجامعه‌های جامعه هستند که در نتیجه «انتخاب» شکل گرفته‌اند. دارندگان تحصیلات عالی، تصمیم گرفته‌اند که در دانشگاه، ادامه تحصیل دهند؛ افراد شاغل، انتخاب کرده‌اند که وارد بازار کار شوند و به حرفه مورد علاقه‌شان بپردازند؛ عده‌ای از کارگران عضویت در اتحادیه کارگری را انتخاب کرده‌اند؛ و ... به این ترتیب، عناصر جامعه، شاخه - شاخه شده‌اند و هر شاخه، یک زیرجامعه را تشکیل می‌دهد که محققان عموماً با این زیرجامعه‌ها سروکار دارند. نکته مهم و اساسی این است که وقتی داده‌های آماری برای انجام تحقیق گردآوری می‌شوند، معمولاً شامل نمونه تصادفی از زیرجامعه (نه از کل جامعه) می‌شوند (نمونه‌ها فقط یک یا چند زیرجامعه را شامل می‌شوند). از همین رو، قابلیت تعمیم نتایج به کل جامعه در معرض اشکال جدی است.

در متون علمی، اشکال مورد بحث تحت دو حالت یعنی داده‌های سانسور شده یا داده‌های بُریده، تقسیم‌بندی شده‌اند. منشأ اصلی سانسورشدگی یا بُریدگی، انتخاب اعضا یا عناصر (زیر)جامعه یا آمارگیران است که باید در الگوی تحت برآزش لحاظ شوند. در این قسمت، منشأ انتخاب از ناحیه اعضای زیرجامعه مورد توجه است که در اصطلاح به صورت متغیر درون‌زا (نه برون‌زا) به آن توجه می‌شود.

چنانچه تابع تحت برآزش به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$y_i = \beta'x_i + u_i \quad (7)$$

که در آن  $y_i$  (لگاریتم) دریافتی،  $X_i$  شامل ویژگی‌های شاغلان (از جمله تحصیلات) و  $u_i$  جمله خطاست. در چارچوب مباحث مسئله انتخاب، در اینجا دو بحث جدی را می‌توان مطرح و تحلیل کرد: ۱. تصمیم برای ورود به بازار کار و ۲. تصمیم در خصوص نوع و میزان تحصیلات. تصمیم برای ورود به بازار کار، انتخابی مهم است که تحت تأثیر عوامل متعددی (مانند سطح حقوق و دستمزد، نوع شغل و محیط کار) قرار دارد. برای الگوسازی مشارکت در بازار کار، اصولاً از متغیر دو گزینه‌ای (صفر و یک که «صفر» برای

واردنشدن به بازار کار و «یک» برای مشارکت در بازار کار) استفاده می‌شود. بر این اساس، تابع مشارکت در بازار کار (یعنی  $z$ ) را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$z_i^* = \gamma'w_i + e_i \quad (۸)$$

که در آن بردار عوامل مؤثر در مشارکت در بازار کار و  $e \sim N(0, \sigma_e^2)$  است. می‌توان  $z_i^*$  را به صورت متغیر ناپیدا (مکنون) در نظر گرفت که برای مقادیر مثبت آن،  $z=1$  و برای سایر مقادیر  $z=0$  است. با این مبانی تحلیلی، می‌توان احتمال مشارکت در بازار کار و سهم عوامل آن را تحلیل و ارزیابی کرد.

نکته مهم و اساسی در خصوص تحلیل درآمد یا دریافتی این است که دریافتی فرد زمانی قابل مشاهده است که وی مشارکت در بازار کار را انتخاب کرده باشد. به این ترتیب، متغیر وابسته وقتی مجسم می‌شود و شکل می‌گیرد که مشارکت افراد در بازار کار نیز رخ داده باشد. همین مسئله، سبب بریدگی مشاهدات می‌شود؛ زیرا وضعیت دریافتی آن دسته از افرادی تحلیل می‌شود که قبلاً وارد بازار کار شده‌اند؛ سایر افراد (آنهایی که در بازار کار مشارکت ندارند)، آمارگیری و تحلیل نمی‌شوند؛ به تعبیر دقیق‌تر، داده‌های آماری در خصوص ویژگی‌های کار آن‌ها در دسترس نیستند. برای لحاظ کردن نقش یا تأثیر بریدگی در داده‌های آماری (مطابق با رویه گرین، ۱۹۹۳: ۷۰۹، در خصوص مسئله بریدگی)، تابع دریافتی به صورت شرطی و امید ریاضی آن به قرار زیر است:

$$\begin{aligned} E[y_i | y_i \text{ is observed}] &= E[y_i | z_i^* > 0] \\ &= \beta'x_i + E[u_i | z_i^* > 0] \\ &= \beta'x_i + E[u_i | e_i > -\gamma'z_i] \\ &= \beta'x_i + \rho\sigma_u\lambda_i(\alpha_e) \end{aligned} \quad (۹)$$

جایی که  $\alpha_e = -\gamma'w/\sigma_e$  و  $\lambda_i = \phi(\alpha_e)/\Phi(\alpha_e)$  باشد  $\rho$  نماد همبستگی بین  $e$  و  $u$  و  $\sigma_u$  بیانگر انحراف معیار  $u$  است؛ تابع دریافتی شرطی به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} y_i | y_i \text{ is observed} &= y_i | z_i^* > 0 = \beta'x_i + \rho\sigma_u\lambda_i(\alpha_e) + v_i \\ &= \beta'x_i + \beta_\lambda\lambda_i(\alpha_e) + v_i \end{aligned} \quad (۱۰)$$

به این ترتیب، تابع دریافتی شرطی بالا را می‌توان به کمک روش حداقل مربعات معمولی تخمین زد و به تخمین‌های سازگار دست یافت. نادیده‌گرفتن مسئله خودانتخابی، از منظر مبانی آمار و اقتصادسنجی آثاری مانند آثار متغیر مرتبط حذف شده دارد که در واقع  $\lambda_i$  در این رابطه ایفای نقش می‌کند. تأثیر حاشیه‌ای متغیر(های) مستقل شامل دو جزء یکی تأثیر مستقیم و دیگری تأثیر از ناحیه احتمال مشارکت در بازار کار ( $\lambda_i$ ) خواهد بود. به این ترتیب، تأثیر کل عبارت است از:

$$\frac{\partial E[y_i | z_i^* > \cdot]}{\partial x_{ik}} = \beta_k - \lambda_k (\rho \sigma_u / \sigma_e) \delta_i(\alpha_e) \quad (11)$$

جایی که  $\delta_i(\alpha_e) = \lambda_i^2 + \alpha_i \lambda_i$

تصمیم‌گیری در خصوص نوع و سطح تحصیلات نوع دیگری از خود-انتخابی است؛ یعنی متغیر آموزش یک متغیر تصمیم است و افراد به طور آگاهانه نوع و سطح تحصیلات خود را انتخاب می‌کنند. عوامل مختلفی انتخاب نوع و سطح تحصیلات را تحت تأثیر قرار می‌دهند که سواد و تحصیلات والدین، توانمندی‌های ذاتی، شرایط محیطی-اجتماعی، بازده مورد انتظار و ... از جمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذارند. با توجه به این قبیل عوامل، افراد میزان و نوع آموزش مورد علاقه خود را (یعنی  $S^*$ ) مشخص، سپس آن تصمیم را عملی می‌کنند؛ آنگاه است که فرد می‌تواند با سطح تحصیلات بالاتر وارد بازار کار شود و درآمد کسب کند. به این ترتیب، زمانی متغیر وابسته (دریافتی متناسب با تحصیلات جدید) قابل مشاهده خواهد بود که انتخاب برای تحصیل نیز محقق شده باشد (یعنی  $S^* > 0$ ).<sup>۱</sup> برای تبیین ریاضی این نوع خود-انتخابی، فرض می‌شود که متغیر آموزش ( $S$ ) بر اساس رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$s_i^* = \eta' z_i + e_i \quad (12)$$

$y_i$  is observed if  $s_i^* > 0$ .

۱. تابع تصمیم آموزشی در متون علمی به صور مختلفی از جمله احتمال کسب یک مدرک تحصیلی (به شکل صفر و یک) و میزان تحصیلات مورد علاقه (قابل سنجش با سال تحصیل) به کار گرفته شده است. در این مطالعه، میزان تحصیلات مورد علاقه ( $S^*$ ) به منزله ملاک مناسب‌تری تلقی شده است؛ این مسئله زمانی به منزله متغیر تصمیم تبلور می‌یابد که میزان تحصیل ورای تحصیلات اجباری (قانونی) در نظر گرفته شود، زیرا عموماً تحصیلات اجباری در بستر انتخاب (مبتنی بر هزینه-فایده) افراد قرار ندارد.

با جایگذاری رابطه ۱۲ (تحصیلات) در تابع دریافتی، این فرض اساسی را می‌توان در نظر گرفت که جملات اخلاص دریافتی و تصمیم آموزشی دارای توزیع نرمال مشترک‌کاند به طوری که:

$$(u, e) \sim bN(\cdot, \cdot, \sigma_u^2, \sigma_e^2, \rho)$$

و در نتیجه، تابع دریافتی به تابع دریافتی شرطی تبدیل می‌شود و میانگین آن به صورت زیر خواهد بود:

$$E[y_i | s_i^* > \cdot] = \beta'x_i + E[u_i | \eta'z_i + e_i > \cdot] = \beta'x_i + E[u_i | e_i > -\eta'z_i] \quad (13)$$

$$= \beta'x_i + \rho\sigma_u\lambda_i(\alpha_e)$$

جایی که  $\alpha_e = -\eta'z_i/\sigma_e$  ،  $\lambda_i = \Phi(\eta'z_i/\sigma_e) / \Phi(\eta'z_i/\sigma_e)$  تحت تخمین به صورت زیر خواهد بود:

$$y_i | s_i^* > \cdot = \beta'x_i + \rho\sigma_u\lambda_i(\alpha_e) + v_i \quad (14)$$

فرایند تحلیلی مذکور وجه خود-انتخابی را برطرف می‌کند؛ اما مسئله همزمانی (بین تأثیرپذیری آموزش و دریافتی از توانمندی‌های ذاتی) یا درون‌زایی (برخی از متغیرهای توضیحی نظیر آموزش به‌منزله متغیر تصمیم) کماکان باقی می‌ماند که نیازمند تحلیل و بررسی بیشتری است. مسئله درون‌زایی سبب نقض برخی از فروض کلاسیک تحلیل‌های آماری، نظیر نبود رابطه بین متغیرهای توضیحی و جمله خطای الگو (یعنی  $Cov(u, x) = 0$ ) می‌شود؛ این مسئله در خصوص آموزش شدیدتر است! زیرا برای ارزیابی بازده آموزش، در عمل وضعیت افراد تحصیل‌کرده با افراد تحصیل‌نکرده (یا با تحصیلات کمتر) مقایسه می‌شود. این مقایسه فقط در صورتی بی‌اشکال است که ویژگی‌های (ناپیدای) این دو گروه یکسان باشند. در واقعیت، اصولاً چنین شرایطی وجود ندارد؛ مهم‌تر اینکه برخی از ویژگی‌های ناپیدا (مانند توانمندی‌های ذاتی افراد) متغیر وابسته و تصمیم (یعنی آموزش) را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در چنین وضعیتی، می‌توان ادعا کرد که افراد دارای تحصیلات بیشتر، حتی در صورت برخورداری از تحصیلات کمتر، می‌توانستند دارای دریافتی بالاتری باشند؛ زیرا این افراد به طور ذاتی تواناترند. برعکس، افراد دارای تحصیلات کمتر، حتی با داشتن تحصیلات بالاتر، به علت توانایی ذاتی کمتر، دارای دریافتی کمتری (در مقایسه با سایر دارندگان تحصیلات بالا) بودند. در هر حال، از قلم‌انداختن متغیرهایی مانند

توانمندی‌های ذاتی قابل سنجش (برای مثال، با بهره هوشی - IQ) سبب نقض فرض «استقلال جمله اخلاص و متغیر آموزش» می‌شود.

در متون علمی مرتبط<sup>۱</sup>، برای در نظر گرفتن مسئله همزمانی یا رفع مشکل درون‌زایی متغیر توضیحی، استفاده از فن متغیر ابزاری<sup>۲</sup> به‌منزله راه‌حل اساسی پیشنهاد است و در پژوهش‌های زیادی به کار گرفته شده است. برای ارزیابی بازده آموزش با فن متغیر ابزاری باید دو تابع دریافتی و تصمیم آموزش یا ادامه تحصیل، در نظر گرفته شود. متغیرهای تابع دریافتی شامل آموزش، پیشینه خانوادگی، تجربه کاری و محل و نوع کار و متغیرهای تابع تصمیم آموزش شامل متغیرهایی چون پیشینه خانوادگی، انگیزه‌های اقتصادی و توانمندی‌های ذاتی‌اند. اما برای سادگی، فرض می‌شود تابع دریافتی اصلی دارای یک متغیر (یعنی آموزش) و تابع آموزش نیز دارای یک متغیر (مانند تحصیلات والدین یا همسر) در سمت راست است:

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_S S_i + u_i \\ S_i &= \gamma_Z Z_i + e_i \end{aligned} \quad (15)$$

به طوری که:  $Cov(S, u) \neq 0$ ;  $Cov(Z, u) = 0$ ;  $Cov(Z, S) \neq 0$

گفتنی است که هدف اصلی، برآورد  $\beta_S$  است که با توجه به مسئله درون‌زایی ناشی از  $Cov(S, u) \neq 0$ ، به طور مستقیم با روش حداقل مربعات معمولی از برآزش  $y$  روی  $S$  قابل حصول نیست و در عمل، صورت خلاصه‌شده تابع دریافتی باید برآورد شود. یعنی:

$$y_i = \beta_S S_i + u_i = \beta_S (\gamma_Z Z_i + e_i) + u_i = \theta_Z Z_i + v_i \quad (16)$$

و نتایج برای ارزیابی  $\beta_S$  استفاده شود که به تخمین‌زن متغیر ابزاری معروف است:

$$\beta_S^{IV} = \frac{\theta_Z}{\gamma_Z} = \frac{Cov(y, Z)}{Cov(Z, Z)} \bigg/ \frac{Cov(S, Z)}{Cov(Z, Z)} = \frac{Cov(y, Z)}{Cov(S, Z)} = \beta_S + \frac{Cov(u, Z)}{Cov(S, Z)} \quad (17)$$

۱. ر.ک. برای نمونه، به: دوهرتی (Dougherty, 2002:252) و وولدریج (Wooldridge, 2002).



دقت برآوردهای فن متغیر ابزاری، به شدت رابطه بین  $Z$  و  $u$  بستگی دارد. مطابق تحلیل نظری<sup>۱</sup>، چنانچه  $Cov(Z, u) = 0$  باشد، مقدار برآورد متغیر ابزاری دقیقاً برابر ضریب واقعی خواهد بود. اما در واقعیت، این‌گونه نیست، یعنی  $Cov(Z, u) \neq 0$  و لذا  $\beta_S^{IV} \neq \beta_S$  و تخمین‌زن متغیر ابزاری مساوی با مقدار واقعی به علاوه یک جمله خطا خواهد بود. با این حال، در نمونه‌های بزرگ، جمله خطا از بین می‌رود و به این ترتیب  $\beta_S^{IV} = \beta_S$  است.<sup>۲</sup> بنابراین، برای در نظر گرفتن هر دو مسئله خود-انتخابی و درون‌زایی، استفاده همزمان از فنون آماری این دو حوزه ضروری است که این مسئله در رابطه زیر تصریح شده است:

$$y_i | y_i \text{ is observed} = y_i^* | z_i^* > 0 = \beta' x_i + \beta_S S_i^* + \rho \sigma_u \lambda_i (\alpha_e) + v_i \\ = \beta' x_i + \beta_S S_i^* + \beta \lambda_i (\alpha_e) + v_i \quad (18)$$

جایی که:  $S_i^* = \gamma_Z Z_i + e_i$

برآوردهای تجربی در خصوص دو مسئله مذکور در جدول ۳ ارائه شده است. همان‌گونه که ارقام مربوط به نرخ بازده آموزش نشان می‌دهند، مسائل نمونه-انتخابی و خود-انتخابی یا درون‌زایی نرخ بازده را تحت تأثیر قرار می‌دهند. لحاظ کردن مسئله نمونه-انتخابی سبب تغییر نرخ بازده از ۷/۰۵ به ۶/۲۳ درصد و در خصوص مسئله درون‌زایی به ۸/۹۴ درصد می‌شود. وارد کردن دو مسئله مذکور به طور همزمان (الگوی ۴) نیز موجب تغییر نرخ بازده آموزش به ۸/۷۶ درصد می‌شود؛ در مطالعات نادری (۱۳۸۷a و ۱۳۸۷b) نتایج کاملاً مشابهی برای ایران و آمریکا گزارش شده است. به این ترتیب، مسائل نمونه-انتخابی و درون‌زایی با توجه به ارزیابی‌های تجربی جدول ۳، سبب می‌شوند که برآوردهای حداقل مربعات معمولی دچار کم‌برآوردی باشند.

۱. متغیر ابزاری مناسب، باید دارای ویژگی‌های مشخصی باشد: ۱. بین جمله خطای الگوی اصلی و متغیر مجازی رابطه‌ای نباشد، یعنی:  $Cov(Z, u) = 0$ ؛ ۲. بین متغیر مجازی و متغیر درون‌زا رابطه قوی باشد، یعنی:  $Cov(Z, X) \neq 0$ ؛ ۳. متغیر مجازی مستقیم در متغیر درون‌زا و به غیرمستقیم در متغیر اصلی ( $Y$ ) تأثیر داشته باشد (Dougherty, 2002: 254).

2. Dougherty (2002: 253).

### جدول ۳. ارزیابی آثار مسائل انتخابی و درون‌زایی در نرخ بازده آموزش برای شاغلان سرپرست خانوار ایران

متغیر	۱ (OLS)		۲ (S.S.) <sup>(۱)</sup>		۳ (End.) <sup>(۲)</sup>		۴ (E&S.S.) <sup>(۳)</sup>	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
آموزش (سال)	۰/۰۷۰۵	۲۶/۶	۰/۰۶۲۳	۲۲/۴	۰/۰۸۹۴	۲۱/۷	۰/۰۸۷۶	۲۱/۰
تجربه (سال)	۰/۰۵۷۴	۱۸/۶	۰/۰۵۲۱	۱۶/۹	۰/۰۵۹۸	۱۹/۱	۰/۰۵۴۵	۱۷/۰
مربع تجربه	-۰/۰۰۰۷	-۱۵/۳	-۰/۰۰۰۶	-۱۳/۶	-۰/۰۰۰۷	-۱۴/۹	-۰/۰۰۰۶	-۱۲/۷
لاندا (Lambda)							-۰/۶۳۲۰	-۸/۳
عرض از مبدأ	۱۵/۲۳	۲۹۳	۱۵/۵	۲۸۵	۱۵/۱	۲۴۷	۱۵/۳	۲۰۳
تعداد مشاهدات	۴۵۵۳		۵۶۸۳		۴۵۵۱		۴۵۵۱	
مشاهدات سانسور نشده			۴۵۵۳					
ضریب تعیین - $\bar{R}^2$	۰/۱۷۷				۰/۱۶۹		۰/۱۸۷	
آماره F	۳۲۷				۲۴۸		۳۰۰	
آماره خی دو Wald		۷۱۲						

توضیح: متغیر وابسته لگاریتم دریافتی سالانه است. داده‌های آماری کشور به سال ۱۳۸۱ مربوط می‌شود که از نتایج آمارگیری ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی خانوار مرکز آمار ایران استفاده شده است. برای کل سرپرستان دارای همسر شاغل الگوهای ۱ تا ۴ برآورد شده است.

الگوی ۱ برآوردهای حداقل مربعات معمولی را به دست می‌دهد.

(۱) الگوی ۲ با در نظر گرفتن مسئله نمونه-انتخابی برای «مشارکت در بازار کار» و با استفاده از نرم‌افزار Stata برآورد شده است. مشارکت در بازار کار تابعی از تحصیلات، تعداد افراد خانواده و جنسیت در نظر گرفته شده است.

(۲) الگوی ۳ با در نظر گرفتن مسئله درون‌زایی (یا خود-انتخابی) برای متغیر تحصیلات و متناسب با رابطه ۱۶ با استفاده از نرم‌افزار Stata برآورد شده است. برای رفع این مسئله، از تحصیلات همسر به‌منزله «متغیر ابزاری» استفاده شده است.

(۳) الگوی ۴ مشتمل بر مسائل انتخاب (اشتغال در بازار کار) و درون‌زایی (تصمیم آموزش) یعنی ادغام الگوهای ۲ و ۳ و متناسب با رابطه ۱۸ با استفاده از نرم‌افزار Stata است.

### ۴. مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله مراتبی

همان‌گونه که اشاره شد، پژوهش‌های بی‌شماری برای ارزیابی نرخ بازده با به‌کارگیری تابع دریافتی مینسر انجام شده است. با این حال، روش معمول ارزیابی نرخ بازده و سهم آموزش و یادگیری در افزایش دریافتی به دلایل متعدد زیر سؤال قرار گرفته<sup>۱</sup> که از مهم‌ترین آن‌ها،

۱. نادیده گرفتن توانایی فردی (ر.ک. به: Griliches, 1977 و Fagerlind, 1987)، کیفیت آموزش (ر.ک. به: Siebert and Griliches, 1977 و Betts, 1995)، اندازه بنگاهی که افراد در آن اشتغال دارند (ر.ک. به: Addison, 1991؛ Idson, 1995؛ Velenchik, 1997)، کار گروهی (ر.ک. به: Idson, 1995)، و محل استقرار جغرافیایی (ر.ک. به: Bidsall and Behrman, 1984؛ Griffin and Edwards, 1993؛ Velenchik, 1997 و Naderi & Mace, 2003) از جمله دلایل مذکور به‌شمار می‌روند. در این خصوص، این‌گونه انتقاد شده است که نادیده گرفتن این عوامل به تورش در برآورد بازده آموزش و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی منجر می‌شود.

نادیده گرفتن گروه‌بندی‌ها و ساختار سلسله‌مراتبی<sup>۱</sup> حاکم بر رفتار افراد است. بحث کلیدی در این خصوص، این نکته است که در واقعیت افراد در قالب گروه‌های اصلی و فرعی فعالیت می‌کنند. برای مثال، افراد در سازمان‌ها و شرکت‌ها فعالیت دارند و هر سازمان یا شرکت از ویژگی‌های خاصی برخوردار است؛ همین بحث برای گروه‌بندی سازمان‌ها و شرکت‌ها در قالب صنعت و بخش‌ها و در مناطق جغرافیایی وجود دارد. باید توجه داشت که افراد در سازمان تأثیرگذارند و سازمان نیز در افراد تأثیرگذار است. نتیجه طبیعی این ساختار این خواهد بود که ارتباط بین متغیرهای سرمایه‌انسانی و دریافتی از یک بنگاه به بنگاه دیگر (یا از یک صنعت به صنعت دیگر؛ از یک منطقه به منطقه دیگر) یکسان نباشد.

تأثیر اساسی این ناهمسانی‌ها، در کارایی تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی ظاهر می‌شود. به عبارت دیگر، از آنجا که روش تخمین اغلب ارزیابی‌های نرخ بازده آموزش، روش حداقل مربعات معمولی و مبتنی بر فرض همسانی گروه‌ها و نبود ساختار سلسله‌مراتبی است، برآوردها با مشکل ناکارایی و طبیعتاً با احتمال اشتباه در استنباط آماری مواجه خواهند بود.

با مرور ادبیات و متون علمی مرتبط این نکته به دست می‌آید که به ارزیابی ناکارایی تخمین‌های روش حداقل مربعات معمولی توجه اندکی مبذول شده، آن هم در شرایطی که تخمین‌های تجربی بر داده‌هایی مبتنی‌اند که با ساختار سلسله‌مراتبی همراهند. طرفداران روش جدید تحلیل چندسطحی مدعی‌اند که در ساختار سلسله‌مراتبی و ناهمسان، تخمین‌زننده‌های حداقل مربعات معمولی ناکارآمدند<sup>۲</sup> که این خود می‌تواند به اشتباه در استنباط آماری منجر شود.

یافته‌های تجربی مؤید آن است که نابرابری در بازده آموزش، مسئله‌ای اساسی است؛<sup>۳</sup> این مسئله همراه ناکارآمدی تخمین‌زن‌ها می‌تواند برنامه‌ریزی‌های توسعه منابع انسانی، همچنین استفاده مناسب از سرمایه‌های انسانی را به شدت تحت تأثیر قرار دهد. از لحاظ روش‌شناسی، نکته کلیدی این است که چگونه می‌توان نابرابری در بازده آموزش را الگوسازی کرد. به طور کلی، دو روش را می‌توان در این خصوص به کار گرفت: روش اول، استفاده از متغیرهای

#### 1. Hierarchical Structure or Organization

۲. برای توضیح بیشتر، ر.ک. به: (Goldstein (1995) و نادری (۱۳۸۱).

۳. برای نمونه، ر.ک. به: هنوشک (1973)، (Hanushek)، راج (1993)، (Rauch)، کوپر و کان (Cooper & Cohn, 1997)، گابریل و اشمیت (Gabriel & Schmitz, 2004)، (Ingram & Neumann, 2006)، کربی و ریلی (Kirby & Riley, 2008)، وارونسیری و مک‌نون (Warunsiri & Mcnown, 2010).

مجازی (صفر و یک) است که برای مشاهدات مربوط به یک گروه (مانند سازمان، منطقه یا فعالیت)، عدد یک و برای سایر مشاهدات عدد صفر را اختیار می‌کند. در این صورت، شمار متغیرهای مجازی به تعداد گروه‌ها منهای یک ( $m=N-1$ )، به متغیرهای الگوی تحت تخمین افزوده خواهد شد. برای مثال، چنانچه  $K$  گروه وجود داشته باشد، خواهیم داشت:

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

مقادیر  $\alpha$  در واقع، نابرابری در بازده آموزش بین گروه‌های مختلف را ارائه می‌دهند. البته باید توجه داشت که استفاده از متغیر مجازی در صورت متغیرهای زیاد، روش کارآمدی نیست. روش مناسب‌تر که به طور نظام‌مند به نابرابری ضرایب می‌پردازد، الگوسازی چندسطحی است. در این روش، ضرایب مورد نظر (سرمایه‌گذاری آموزشی) به صورت متغیر در نظر گرفته می‌شوند و به کمک آن‌ها، نابرابری در الگوسازی لحاظ می‌شود. چنانچه الگوی پایه مینسر در نظر گرفته شود؛ یعنی:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + e_{ij} \quad (20)$$

ضریب متغیر آموزش در این الگو به صورت متغیر و ناهمسان منظور شده است. مبنای این تغییر و ناهمسانی، پذیرش گروه‌بندی مشاهدات و آثار آن در تحلیل‌های تجربی است. به عبارت دیگر، مشاهدات به گروه‌بندی‌های مختلف تقسیم می‌شوند با این استدلال که نرخ بازده آموزش برای گروه‌های مختلف متفاوت است. این نابرابری، به سه صورت قابل تصور است: یعنی نابرابری ناشی از اتفاقات کاملاً تصادفی، نابرابری ناشی از دلایل و پدیده‌ها کاملاً مشخص و غیرتصادفی و نابرابری ناشی از ترکیب عوامل تصادفی و غیرتصادفی است. برای حالت تصادفی بودن تفاوت‌ها خواهیم داشت:

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + u_j \quad (21)$$

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

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + \alpha_1 Z_j \quad (22)$$

که در آن،  $Z_j$  عامل غیر تصادفی است که تغییرات نرخ بازده را به طور نظام‌مند تبیین می‌کند.

باید توجه داشت در دنیای واقعی، نابرابری‌ها نه کاملاً تصادفی‌اند و نه ناشی از عواملی مشخص؛ بخشی از نابرابری‌ها تصادفی و بخشی دیگر نظام‌مند و قابلیت تبیین دارند. انواع مشاغل و ساختارهای سازمانی از لحاظ پیچیدگی فرایند کار و سطح مهارت و تخصص مورد نیاز متنوع هستند؛ چنین ساختارهایی فرایند کسب مهارت از طریق تجربه کاری را نیز متفاوت می‌کنند. علاوه بر این، افراد در قالب گروه‌ها و سازمان‌ها با یکدیگر و در یک فضای تعاملی به فعالیت می‌پردازند؛ نوع تعامل و تأثیر آن در انتشار دانش و تخصص بین همکاران (یعنی آثار سرریز) در گروه‌ها و سازمان‌های متفاوت، یکسان نیست. این قبیل مسائل، سطح و ساختار دانش، مهارت و تخصص افراد را متفاوت و ناهمسان می‌کنند که به نوبه خود، در سطح بهره‌وری و دریافتی افراد آثار متفاوتی به جا می‌گذارند. بدون شک، بخشی از این قبیل منشأهای تفاوت، قابلیت سنجش و الگوسازی دارند. اما بخشی دیگر تصادفی‌اند یا امکان سنجش و الگوسازی آن‌ها وجود ندارد. از این رو، وضعیت معقول و قرین واقعیت، حالت ترکیبی است که در این صورت خواهیم داشت:

$$\beta_{1j} = \beta_{1.} + \alpha_1 Z_j + u_{1j} \quad (23)$$

با جایگذاری رابطه ۲۳ در تابع پایه مینسر یعنی رابطه ۲۰، صورت تعمیم‌یافته تابع مینسر به دست می‌آید. یعنی:

$$y_{ij} = \beta_{.} + \beta_{1.} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + \alpha_1 Z_j S_{ij} + (e_{ij} + u_{1j} S_{ij}) \quad (24)$$

علاوه بر نابرابری و تفاوت در نرخ بازده، دریافتی پایه در مشاغل مختلف نیز یکسان نیست؛ یعنی دریافتی اولیه در مشاغل مختلف (یا عرض از مبدأ تابع دریافتی) متفاوت است. نابرابری در عرض از مبدأ نیز می‌تواند ناشی از تصادف یا عوامل کاملاً مشخص باشد. یعنی:

$$\beta_{.j} = \beta_{.} + \alpha_2 Z_j + u_{.j} \quad (25)$$

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

$$y_{ij} = \beta_{.} + \beta_{1.} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + \alpha_2 Z_j + \alpha_1 Z_j S_{ij} + (e_{ij} + u_{.j} + u_{1j} S_{ij}) \quad (26)$$

$$y_{ij} = \beta_{.} + \beta_{1.} S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + \alpha_2 Z_j + \alpha_1 Z_j S_{ij} + w_{ij}$$

جایی که  $w_{ij} = e_{ij} + u_{.j} + u_{1j}S_{ij}$  جمله خطای الگو است که ترکیبی از عوامل تصادفی و متغیرهای توضیحی است و به همین دلیل، واریانس جمله خطا برای مقادیر مختلف مشاهدات یکسان نخواهد بود که در نتیجه آن، یکی از فروض کلاسیک روش حداقل مربعات معمولی، یعنی ضرورت داشتن واریانس همسانی ( $\sigma_1^2 = \sigma^2$ ) نقض می‌شود. در چنین شرایطی، روش حداقل مربعات معمولی، برآوردهایی کارا ارائه نمی‌دهد و لذا 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، به برآوردهای غیردقیق و تورش‌دار (از ناحیه حذف متغیرهای مؤثر) نیز منجر خواهد شد.

برای تبیین مسئله «کم‌برآوردی واریانس‌ها» و ارزیابی اثر آن در آزمون فرضیه، الگوی عمومی زیر را می‌توان در نظر گرفت:

$$Y = \beta'X + w \quad (27)$$

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

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (28)$$

با جایگذاری مقدار  $Y$  در رابطه ۲۸ خواهیم داشت:

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

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

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}) &= E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] \\ &= (X'X)^{-1}X'\sigma^2\Omega X(X'X)^{-1} \end{aligned} \quad (29)$$

جایی که:  $E(ww') = \sigma^2\Omega$

تخمین حداقل مربعات معمولی واریانس،  $\text{Var}(\hat{\beta})$ ، به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1} \quad (30)$$

تنها زمانی برآوردهای واریانس  $\beta$  در ۲۹ و ۳۰ مشابه و همسان خواهند بود که:

$$E(ww') = \sigma^2 \Omega = \sigma^2 I \quad (31)$$

وقتی داده‌ها ساختار سلسله مراتبی دارند، شرط ۳۱ برقرار نیست و هر استنباط آماری مبتنی بر  $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$  احتمالاً منحرف‌کننده خواهد بود. از همین رو، لازم است برابری و عوامل آن را در ارزیابی بازده آموزش ملحوظ کرد که این مهم با به کارگیری روش الگوسازی چندسطحی به خوبی ممکن است.<sup>۱</sup>

برای ارزیابی ادعاها و مسائل مطرح‌شده از ناحیه طرفداران تحلیل‌های چندسطحی، شکل تعمیم‌یافته تابع دریافتی مینسر با روش چندسطحی تخمین و نتایج در جدول ۴ ارائه شده است. الگوهای ۱ و ۲ به‌منزله مبنای مقایسه، با رویکرد یک‌سطحی و روش حداقل مربعات معمولی برازش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، آموزش برای سرپرستان خانوار شاغل دارای بازده مثبت است. البته، میزان بازده برای سطوح تحصیلی مختلف یکسان نیست؛ بر اساس یافته‌های الگوی ۲، نرخ بازده آموزش برای تحصیلات عالی بیشتر از میانگین بازده تحصیلات شاغلان تحت مطالعه است. علاوه بر بحث ویژه بازده آموزش، یافته‌های الگوی ۲ نشان می‌دهند که به جز متوسط سال‌های تجربه کاری، سایر متغیرهای الگو، نابرابری در دریافتی شاغلان را به طور معنی‌داری توضیح می‌دهند.

با در نظر گرفتن مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله مراتبی به کمک روش الگوسازی چندسطحی، نتیجه ارزیابی تغییر می‌یابد. چنانچه الگوی ۳ در نظر گرفته شود که در آن ساختار سلسله مراتبی و گروه‌بندی فقط برای عرض از مبدأ لحاظ شده است، استنباط آماری متفاوت از وضعیت الگوی ۲ است. به عبارت دیگر، در الگوی ۳ علاوه بر متوسط تجربه کاری، ساعات کار و متوسط تحصیلات شاغلان نیز از لحاظ آماری متغیرهای معنی‌دار و تأثیرگذار نیستند. به همین سیاق، چنانچه ساختار سلسله مراتبی در ضریب متغیر اصلی این مطالعه (یعنی آموزش) لحاظ شود، استنباط آماری و نتایج مبتنی بر آن تغییر می‌یابد. بنابراین، با توجه به یافته‌های تجربی، ادعای طرفداران روش الگوسازی چندسطحی یعنی اشتباه در استنباط آماری در صورت نادیده گرفتن ساختار سلسله مراتبی، درست است و به این ترتیب، تأیید می‌شود که نتایج مبتنی بر یافته‌های روش

۱. برای توضیحات بیشتر در خصوص روش الگوسازی چندسطحی و قابلیت‌های آن در رابطه با تحلیل تفاوت ساختار دریافتی و بهره‌وری نیروی کار در چارچوب نظریه سرمایه انسانی، ر.ک. به: نادری (۱۳۸۰ و ۱۳۸۱) و نادری و میس (Naderi & Mace, 2003).

الگوسازی و برازش کلاسیک (یعنی حداقل مربعات معمولی) قابل اعتماد نیستند.<sup>۱</sup> با توجه به یافته‌های الگوی ۵ که ساختار کامل تری دارند، می‌توان دو نتیجه اساسی را بیان کرد: نخست اینکه، دریافتی شاغلان بسته به بخش اقتصادی فعالیت‌شان، یکسان نیست. این ناهمسانی ناشی از دو دسته عامل یعنی تصادف و ویژگی‌هایی چون منطقه جغرافیایی، جنسیت، نوع فعالیت و سطح تحصیلات (به‌ویژه آموزش عالی) است؛ شاغلان مناطق شهری، مردان و دارندگان تحصیلات دانشگاهی دریافتی بیشتری دارند. نتیجه دوم به وضعیت نرخ بازده آموزش مربوط است؛ نرخ بازده آموزش مثبت، اما میزان آن در بین شاغلان مختلف یکسان نیست. متغیر بودن نرخ بازده نیز ناشی از دو دسته عوامل یعنی تصادف و عوامل تأثیرگذار است؛ نرخ بازده آموزش با سطح تحصیلات افزایش می‌یابد. همچنین، بر اساس یافته‌های الگوی ۵، نرخ بازده آموزش در سال ۱۳۸۱ برای زنان بیشتر از مردان بوده است. به نظر می‌رسد شاغلان مناطق شهری از بازده بالاتری برخوردارند، هر چند معنی‌داری ضریب «منطقه×آموزش» در حد قابل قبولی نیست. نکته جالب توجه در اینجا، وضعیت ضریب «تجربه کاری×آموزش» است که از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای علامت منفی است. در این خصوص این استنباط را می‌توان بیان کرد که شاغلان با تجربه از آموزش و تحصیلات رسمی خود استفاده مناسب به عمل نمی‌آورند. به این ترتیب، ملاحظه می‌شود که متوسط دریافتی و نرخ بازده آموزش بین گروه‌های مختلف شغلی یکسان نیست؛ بخشی از تفاوت‌ها و ناهمسانی‌ها در متوسط دریافتی (یعنی عرض از مبدأ)، به طور سیستماتیک و به کمک متغیرهایی چون منطقه جغرافیایی و جنسیت ( $Z_{1j}$  و  $Z_{2j}$ ) و بخشی از تفاوت در نرخ بازده آموزش، به کمک متغیرهای تجربه کاری ( $Z_{3j}$ )، منطقه جغرافیایی ( $Z_{4j}$ ) و جنسیت ( $Z_{5j}$ ) قابل تبیین و توضیح است.<sup>۲</sup> بر این اساس، تغییرات ضریب عرض از مبدأ و متغیر آموزش بر مبنای الگوی ۵ جدول ۴ به صورت زیر الگوسازی می‌شود:

۱. پژوهش‌های تجربی دیگری مانند گلدستین (۱۹۹۵)، نادری (۱۳۸۰ و ۱۳۸۱)، و نادری و میس (Naderi & Mace, 2003) این نتیجه اساسی را نیز به اثبات رسانده‌اند.

۲. بسته به غنای داده‌های آماری، می‌توان از عوامل متعدد دیگری مانند تفاوت در توانایی‌های ذاتی افراد، کیفیت آموزش‌ها، ماهیت مشاغل، اندازه و نوع بنگاه، مدیریت، شرایط محیطی مکان فعالیت و ... برای تبیین نابرابری‌ها استفاده کرد. با این حال، باید اذعان کرد که دسترسی به چنین داده‌های آماری در کشورهایی مانند ایران یکی از محدودیت‌های اصلی تحقیقات تجربی است.



$$\hat{\beta}_{.j} = 15/56 + 0/1087Z_{1j} - 0/8051Z_{2j} \quad (32)$$

$$\hat{\beta}_{1j} = 0/0527 - 0/0005Z_{3j} + 0/0075Z_{4j} + 0/0275Z_{5j} \quad (33)$$

جدول ۴. برآوردهای بازده آموزش در بازار کار ایران در سال ۱۳۸۱ با روش چندسطحی

متغیر	۱ (OLS)	۲ (OLS)	۳ (MLM) <sup>(۱)</sup>	۴ (MLM)	۵ (MLM)
عرض از مبدا	۱۵/۲۳	۲۹۳/۸	۱۵/۲۵	۱۱۱/۷	۱۵/۵۵
آموزش (سال)	۰/۰۷۱۴	۰/۰۴۸۹	۱۳/۲۳	۰/۰۴۷۷	۱۲/۹۴
تجربه کاری (سال)	۰/۰۵۸۰	۱۸/۹۶	۰/۰۵۳۲	۱۷/۵۲	۰/۰۵۲۸
مربع تجربه کاری	-۰/۰۰۰۷	-۱۵/۹	-۰/۰۰۰۷	-۱۴/۷	-۰/۰۰۰۷
منطقه (شهری=۱)	۰/۱۶۰۵	۵/۸۶	۰/۱۴۴۰	۵/۰۸	۰/۱۴۹۰
جنسیت (زن=۱)	-۰/۷۲۳۱	-۱۰/۱	-۰/۷۱۹۶	-۱۰/۰۱	-۰/۷۰۸۳
ساعات کار	۰/۰۱۲۵	۲/۳۹	۰/۰۰۸۵	۱/۶۲	۰/۰۰۸۶
آموزش عالی (=۱)	۰/۱۷۱۳	۳/۳۴	۰/۲۱۹۲	۴/۱۹	۰/۲۴۰۳
متوسط تحصیلات (سال)	۰/۰۱۲۵	۱/۸۴	۰/۰۰۲۶	۰/۲۱	۰/۰۰۴۷
متوسط تجربه کاری (سال)	-۰/۰۰۲۸	-۰/۰۸۳	-۰/۰۰۸۷	-۱/۱۵	-۰/۰۱۱۵
تجربه کاری * آموزش	-۲/۲۲	-۰/۰۰۰۵			
منطقه * آموزش	۱/۲۷	۰/۰۰۷۵			
جنسیت * آموزش	۲/۳۶	۰/۰۳۷۵			
<b>قسمت تصادفی:<sup>(۲)</sup></b>					
سطح ۱: $\sigma_{e0}^2$	۰/۶۳۲۳	۰/۶۰۶۲	۰/۵۹۶۹	۰/۵۹۲۵	۰/۵۹۹۱
سطح ۲: $\sigma_{u0}^2$			۰/۰۱۴۷	۰/۰۴۹۵	۰/۰۵۰۱
$\sigma_{us0}$				-۰/۰۰۳۸	-۰/۰۰۳۹
$\sigma_{us}^2$				۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳
$-2*\log(lh)$	۱۰۹۴۸	۱۰۷۵۴	۱۰۷۲۱	۱۰۶۹۷	۱۰۶۸۵

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

(۱) الگوهای ۱ و ۲ یک سطحی‌اند و با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و الگوهای ۳ تا ۵ دوسطحی‌اند (شامل افراد و بخش اقتصادی یعنی گروه‌بندی افراد در بخش یا گروه‌های عمده فعالیت) که با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمین زده شده‌اند.  
(۲) قسمت تصادفی الگوهای چندسطحی، شامل واریانس جملات خطای سطوح اول و دوم و کواریانس بین جمله خطای عرض از مبدا و ضریب متغیر توضیحی است. در خصوص الگوی ۵، جمله خطا ناشی از تغییرات عرض از مبدا برای هر دو سطح اول و دوم و جمله خطا ناشی از تغییرات ضریب متغیر آموزش، فقط برای سطح دوم (یعنی گروه‌های عمده فعالیت) در نظر گرفته شده است.

مأخذ: محاسبات و برآوردهای محقق

و یافته‌های تجربی مشابهی در مطالعات نادری (۱۳۸۰، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰) و نادری و میس (۲۰۰۳) در خصوص تأثیر ساختار سلسله مراتبی داده‌ها در برآوردهای نرخ بازده آموزش در ایران نیز گزارش شده است.

بنابراین، باید ادعا کرد که روش الگوسازی چندسطحی به دو دلیل اساسی، روش مناسب‌تری برای ارزیابی نرخ بازده آموزش است: ۱. تحلیل‌های چندسطحی با خطای استنباط آماری مواجه نیستند و ۲. قدرت تبیین‌کنندگی الگوها در خصوص نابرابری در دریافتی و نرخ بازده آموزش و واکاوی دلایل آن به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد.

#### ۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، مهم‌ترین مسائل و چالش‌های مبتلا به ارزیابی نرخ بازده آموزش (شامل نوع روش یعنی روش جبری در مقایسه با روش آماری ارزیابی نرخ بازده، تأثیر هزینه‌های فرصت ازدست‌رفته برای تحصیلات اجباری، مسائل انتخاب و درون‌زایی و مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله مراتبی) بررسی و تأثیر آن‌ها در برآوردهای تجربی نرخ بازده با استفاده از داده‌های آماری مستخرج از نتایج آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران، ارزشیابی شد. در این خصوص، یافته‌های کلیدی این پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شوند:

- نرخ بازده آموزش برای سرپرستان خانوار در ایران مثبت و میزان آن در مقایسه با میانگین سایر کشورها در سطح پایین‌تری (۸/۸ درصد بر اساس الگوی ۴ جدول ۳ در مقایسه با میانگین جهانی ۱۷ تا ۲۷ درصد بر اساس ساخاروپولوس و پاترینوس، ۲۰۰۴ جدول ۲) قرار دارد؛ تغییر در شرایط بازار کار ایران و به‌ویژه پیشی‌گرفتن شمار جویندگان کار بر فرصت‌های شغلی، یکی از علل اصلی این مسئله است.
- نرخ بازده همراه سطح تحصیلات افزایش می‌یابد؛ سرپرستان خانوار دارای تحصیلات دانشگاهی در بازار کار ایران از بیشترین میزان بازده آموزش (یعنی ۱۸ درصد بر اساس ارقام جدول ۲ الگوی ۴) برخوردارند که با یافته‌های پژوهش‌های فراثلیل مانند ساخاروپولوس (۱۹۹۴) و ساخاروپولوس و پاترینوس (۲۰۰۴؛ جدول ۲) ناسازگارند، زیرا بیشترین میزان بازده برای آموزش ابتدایی معادل ۲۷ درصد در پژوهش‌های مذکور گزارش شده است. این در حالی است که یافته‌های مطالعه حاضر

- با نتایج پژوهش‌های اخیر (مانند کارنوی، ۱۹۹۷؛ نادری، ۱۳۸۱، ۱۳۸۷b؛ نادری و میس، ۲۰۰۳؛ گلکلاگ و دیگران، ۲۰۰۹) سازگارند.
- نرخ بازده آموزش برای سرپرستان شاغل مناطق شهری (متناسب با یافته‌های پژوهش‌هایی چون وارونسیری و مکنان، ۲۰۱۰) بیشتر از بازده شاغلان مناطق روستایی است.
  - نرخ بازده آموزش برای سرپرستان شاغل زن بیشتر از سرپرستان شاغل مرد است (حدود ۳/۷ درصد بر اساس نتایج الگوی ۴ جدول ۴) که با ارقام مشابه در تحقیقات ساخاروپولس و پاترینوس (۲۰۰۴؛ جدول ۵) و وارونسیری و مکنان (۲۰۱۰) سازگار است. این یافته‌ها تا حدی شواهد آماری سال‌های اخیر (یعنی بیشتر بودن سهم متقاضیان و پذیرفته‌شدگان زن در آزمون سراسری ورود به دانشگاه‌های کشور) در خصوص گرایش و تمایل بیشتر زنان در مقایسه با مردان برای ادامه تحصیل را تبیین می‌کند.
  - برآوردهای نرخ بازده نسبت به مسائل روش‌شناسی یعنی هزینه فرصت، مسائل انتخاب و درون‌زایی و مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله مراتبی حساس‌اند: ۱. حذف هزینه فرصت برای افراد در سنین تحصیلات اجباری، نرخ بازده را به طور ملموسی افزایش می‌دهد؛ ۲. نادیده گرفتن مسائل انتخاب و درون‌زایی موجب کم‌برآوردی نرخ بازده آموزش می‌شود که با اغلب یافته‌های پژوهش‌های تجربی قبلی (مانند هکمن و لی، ۲۰۰۳؛ نادری، ۱۳۸۷a و ۱۳۸۷b) سازگار است و ۳. نادیده گرفتن مسئله گروه‌بندی و ساختار سلسله مراتبی، هم از ناحیه کارایی تخمین‌ها (خطا در استنباط آماری) و هم تورش ناشی از حذف متغیرهای مرتبط (یعنی متغیرهای مربوط به ویژگی‌های واحدهای سطوح بالاتر تحلیل مانند بخش اقتصادی)، برآوردها را به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. این بخش از یافته‌ها با یافته‌های نادری (۱۳۸۰) و نادری و میس (۲۰۰۳) همسو است.
- به این ترتیب، دقت و اعتبار برآوردهای نرخ بازده آموزش با در نظر گرفتن مسائل و چالش‌های روش‌شناسی، به طور ملموسی افزایش می‌یابد که این مسئله از منظر سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی اهمیت زیادی دارد. بی‌توجهی به چنان مسائلی می‌تواند به انحراف در تصمیم‌گیری‌های تخصیص منابع، به ویژه در خصوص آموزش منجر شود. با

این حال، باید توجه داشت که برخی مسائل روش‌شناسی، نیازمند انجام تحقیقات بیشتری است؛ دو زمینه مشخص در این خصوص قابل ذکرند: ۱. نحوه مقابله با هزینه فرصت برای افراد در سنین تحصیلات اجباری در روش آماری ارزیابی نرخ بازده و ۲. چگونگی وارد کردن مسائل انتخاب- درون‌زایی و ساختار سلسله مراتبی به طور همزمان؛ چنین محورهایی به‌منزله چشم‌انداز مطالعات ارزیابی نرخ بازده برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شوند. علاوه بر این، نقصان داده‌های آماری برای انجام تحلیل‌های تجربی نرخ بازده آموزش به طور جامع، یکی از محدودیت‌های اساسی این قبیل تحقیقات در کشور است. پیشنهاد می‌شود مرکز آمار ایران با همکاری مراکز دانشگاهی و پژوهشی، منابع و تلاش‌های بیشتری برای تولید داده‌های آماری مناسب‌تر اختصاص دهند.

## منابع

۱. افشاری، زهرا (۱۳۷۷). بررسی اثر تحصیلات عالی و تجربه بر دریافتی‌های شاغلان (بخش خصوصی-دولتی) در ایران با استفاده از مدل مینسر. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۱۷ (پاییز): ۵۹-۷۸.
۲. جبل‌عاملی، فرخنده (۱۳۸۲). تعیین نرخ بازده اقتصادی داخلی فردی و اجتماعی سرمایه‌گذاری در دوره‌های تحصیلات تکمیلی. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، شماره ۳۰: ۷۵-۱۰۲.
۳. رضوی، حسین (۱۳۵۷). بازده اقتصادی سرمایه‌گذاری آموزشی در سطوح مختلف. تهران: سازمان برنامه و بودجه.
۴. سبحانی، حسن و چنگی‌آشتیانی، علی (۱۳۸۶). تحلیل هزینه-فایده آموزش پزشکی در ایران. اطلاعات سیاسی-اقتصادی، شماره ۲۳۹۰-۲۴۰ (مرداد و شهریور): ۲۱۴-۲۲۵.
۵. صالحی، محمدجواد (۱۳۸۴). محاسبه بازده سرمایه انسانی در ایران. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی، شماره ۳۵ و ۳۶ (بهار و تابستان): ۱۳۹-۱۶۶.

۶. مرکز آمار (۱۳۸۱). آمارگیری از ویژگی‌های اجتماعی اقتصادی خانوار. تهران: مرکز آمار ایران.
۷. نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۰). نقد مبانی روش‌شناسی مطالعات تجربی نظریه سرمایه انسانی و ارائه راه حل مناسب. مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۰ و ۶۱ (فروردین و اردیبهشت): ۴۱-۸۴.
۸. نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۱). الگوهای چندسطحی و کاربردهای آن در اقتصاد. مقالات همایش الگوهای ناخطی. تهران: دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، ۲۸ اردیبهشت ۱۳۸۱.
۹. نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۳). تحلیل تطبیقی بازده اقتصادی سرمایه انسانی در بازار کار آموزش و پرورش ایران. مقالات همایش ملی مهندسی اصلاحات در آموزش و پرورش (۲۰ و ۲۱ خرداد ۱۳۸۱)؛ جلد سوم: اقتصاد و برنامه‌ریزی توسعه آموزش و پرورش. تهران: پژوهشکده تعلیم و تربیت.
۱۰. نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۳). اقتصاد آموزش. تهران: نشر یسپرون.
۱۱. نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۷a). ارزیابی آثار مسایل انتخاب و درونزایی بر بازده آموزش: یک تحلیل تطبیقی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۳۴ (بهار): ۱-۳۰.
۱۲. نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۷b). بازده آموزش عالی: ارزیابی آثار مسئله خود-انتخابی. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی. شماره ۳۸ (تابستان): ۴۹-۷۰.
۱۳. نفیسی، عبدالحسین (ویراستار) (۱۳۸۰). دانشنامه اقتصاد آموزش و پرورش، ج. ۱. تهران: پژوهشکده تعلیم و تربیت.
14. Ammermueller, A., Kuckulenz, A., & Zwick, T. (2009). Aggregate Unemployment Decreases Individual Returns to Education. *Economics of Education Review* 28: 217-226.
15. Ashenfelter, O., Harmon, C., & Oosterbeek, H. (1999). A Review of Estimates of the Schooling/Earnings Relationship, with Tests for Publication Bias. *Labour Economics*, 6: 453-70.
16. Becker, G. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *J. of Pol. Economy.*, (Suppl., October): 346-54.

17. Becker, G. S. (1993). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Reference to Education*. Chicago, NBER.
18. Belzil, Christian (2007). The Return to Schooling in Structural Dynamic Models: A Survey, *European Economic Review* 51: 1059–1105.
19. Betts, J. (1995). Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal survey of Youth. *Review of Economics and Statistics*, 77(2): 231.
20. Birdsall, N., & Behrman, J. R. (1984). Does Geographical Aggregation Cause Overestimates of the Returns to Schooling? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 46 (1): 55-72.
21. Card, D. (2001). Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica* 69 (5): 1127-1160.
22. Carnoy, M. (1995). Rates of Return to Education. In: *Int'l Encyclopedia of Economics of Education*. M. Carnoy. Oxford, Elsevier Science Ltd.
23. Carnoy, M. (1997). Recent Research on Market Returns to Education. *International J. of Educational Research* 27(6): 483-490.
24. Cohn, E., & Addison, J. T. (1998). The Economic Returns to Lifelong Learning in OECD Countries. *Education Economics*, 6(3): 253-307.
25. Colclough, C., Kingdon, G., & Patrinos, H. A. (2009). The Pattern of Returns to Education and Its Implications. Policy Brief, Research Consortium on Educational Outcomes & Poverty, Number 4 April 2009.
26. Cooper, S. T., & Cohn, E. (1997). Internal Rates of Return to College Education in the U.S. by Sex and Race. *J. of Education Finance*, 23(1): 101-133.
27. Dougherty, Christopher (2002). *Introduction to Econometrics*. Oxford, Oxford Un. Press.
28. Fagerland, I. (1987). Status Attainment Models and Education. In: *Economics of Education*. G. Psacharopoulos. Oxford, Pergamon Press: 266-70.
29. Gabriel, P. E., & Schmitz, S. (2004). A Note on Occupational Variations in the Returns to Education in the US Labor Market. *Int .J. of Manpower* 26 (5): 450-6.
30. Goldstein, H. (1995). *Multilevel Statistical Models*. London, Edward Arnold.
31. Greene, W.H.(1993, 2003). *Econometric Analysis*. New Jersey, Prentice-Hall, Inc.

32. Griffin, P., & Ganderton, P. T. (1996). Evidence on Omitted Variable Bias in Earnings Equations. *Economics of Education Review*, 15(2): 139-148.
33. Griffin, P., & Edwards, A. C. (1993). Rates of Return to Education in Brazil: Do Labour Market Conditions Matter? *Economics of Ed. Rev.*, 12(3): 245-256.
34. Griliches, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problem. *Econometrica*, 45, 1-22.
35. Gronau, R. (1974). Wage Comparisons: A Selectivity Bias. *J. of Pol. Economy*, 82(6): 1119-43.
36. Hanushek, E. A. (1973). Regional Differences in the Structure of Earnings. *Rev. of Econ. and Stat.* 55: 204-213.
37. Harmon, C., Oosterbeek, H., & Walker, I. (2000). *The Returns to Education: A Review of Evidence, Issues and Deficiencies in the Literature*. London, Centre for Economics of Education, LSE.
38. Hausman, J. A., & Wise, D. A. (1977). Social Experimentation, Truncated Distributions, and Efficient Estimation. *Econometrica*, 45(4): 919-938.
39. Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47(1): 153-61.
40. Heckman, J., & Li, Xuesong (2003). Selection Bias, Comparative Advantage and Heterogeneous Returns to Education. NBER, Working Paper (w9877, July).
41. Heckman, J., et. al. (2003). Fifty Years of Mincer Earnings Regressions. NBER, Working Paper (# 9732, May).
42. Heckman, J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2005). Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond, Mimeo.
43. Heckman, J., et. al. (2008). Earnings Functions and Rates of Return. *Journal of Human Capital*, 2(1): 1-31.
44. Idson, Todd L. (1995). Team Production Effects on Earnings. *Economics Letters*, 49(2): 197-203.
45. Ingram, B. F., & Neumann, G. R. (2006). The Returns to Skill. *Labour Economics* 13: 35-59.
46. Kirby, Simon & Riley, Rebecca (2008). The External Returns to Education: UK Evidence Using Repeated Cross-sections. *Labour Economics*, 15: 619-630.

47. Leigh, A., & Ryan, C. (2008). Estimating Returns to Education Using Different Natural Experiment Techniques. *Economics of Education Review* 27: 149-160.
48. Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *J. Pol. Economy*, 66(4, August): 281-302.
49. Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York, Columbia Un. Press.
50. Mincer, J. (1979). Human Capital and Earnings. D. M. Windham (ed.) *Economic Dimensions of Education*. National Academy of Education: 1-31.
51. Naderi, A., & Mace, J. (2003). Education and Earnings: A Multilevel Analysis. *Economics of Education Rev.* 22(2): 143-56.
52. Pourhosseini, M. (1979). *The Social and Private Rates of Return to Investment in Education in Iran*. Birmingham, University of Birmingham.
53. Psacharopoulos, G., & Williams, G. (1973). Public Sector Earning and Educational Planning. *Int'l Labour Review*, (July): 43-57.
54. Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. A. (2004). Returns to Investment in Education: A Further Update. *Education Economics* 12(2): 111-134.
55. Psacharopoulos, G., & Layard, R. (1979). Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique. Reprinted in: (1992) *The Economic value of Education: Studies in the Economics of Education*. M. Blaug. Hants, Edward Elgar Publication, Ltd.: 458-503.
56. Psacharopoulos, G. (1981). Returns to Education: An Updated International Comparison. Reprinted In: M. Blaug (ed.) *The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education*. Hants, Edward Elgar: 321-41.
57. Psacharopoulos, G. (1985). Returns to Education: A Further International Update and Implications. *J. of Human Resources*, 20(4): 583-604.
58. Psacharopoulos, G. (1994). Returns to Investment in Education: A Global Update. *World Development*, 22(9): 1325-43.
59. Rauch, E. (1993). Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities. *J. of Urban Economics*, 34: 380-400.
60. Rosen, S. (1992). Distinguished Fellow: Mincering Labor Economics. *J. of Economic Perspectives*, 6(2): 157-170.
61. Schultz, T. W. (1962). Reflections on Investment in Man. *J. of Polit. Economy*, 70(5, October): 1-8.



62. Salehi-Isfahani, D. (2009). Education and Earnings in the Middle East: A Comparative Study of Returns to Schooling in Egypt, Iran, and Turkey. ERF, Working Paper 504.
63. Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital, Amer. Econ. Rev., 51:1-17.
64. Siebert, W. S., & Addison, J. T. (1991). Internal Labour Markets: Causes and Consequences. Oxford Rev. of Economic Policy, 7(1): 76-92.
65. Velenchik, A. D. (1997). Government Intervention, Efficiency Wages, and the Employer Size Wage Effect in Zimbabwe. J. of Devel. Economics, 53: 305-38.
66. Wagner, J., & Lorenz, W. (1988). The Earnings Function under Test. Economics Letters, 27 (1), 95-99.
67. Warunsiri, S., & Mcnown, R. (2010). The Returns to Education in Thailand: A Pseudo-Panel Approach. World Development 38(11):1616-1625.
68. Wooldridge, J. M. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT Press.