

نرخ بازدهی تعلیم و تربیت در ایران*

« گزارش طرح مصوب »

زهرا افشاری

دانشگاه الزهراء

چکیده:

در این مقاله، نرخ بازدهی آموزشی در ایران با استفاده از معادلات نوع مینسرتخمین زده شده است با توجه به ویژگی اقتصاد ایران دو متغیر مصنوعی به این نوع معادلات اضافه شده است که یکی مربوط به بخش خصوصی، دولتی و دیگری مربوط به جنسیت است. با این روش و کاربرد دو روش OLS و WLS و بازدهی آموزشی در ایران ۲/۳ درصد (OLS) و ۹/۲ درصد (WLS) تخمین زده شده است. هر سال تجربه با کاربرد روش OLS و WLS به ترتیب بازدهی برابر ۳/۳ درصد و ۳/۸ درصد دارند. لذا هر سال تحصیل اضافی بازدهی بیش از یک سال تجربه‌ی اضافی دارد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که دریافتی در بخش خصوصی با روش OLS و WLS به ترتیب ۲۳ درصد و ۲۱ درصد بالاتر از بخش دولتی است و زنان به طور متوسط ۲۷۰ درصد (OLS) و ۲۹ درصد (WLS) دریافتی کمتری نسبت به مردان دارند که این دو نمایانگر اختلافات، در بازار کار است.

۱- مقدمه: اهمیت آموزش در فرایند توسعه ی اقتصادی

گرچه برخی از اقتصاددانان، آموزش را به عنوان عاملی مهم در کسب موفقیت‌های بهتر شغلی و افزایش دستمزد می‌دانند، برخی دیگر، از آموزش به عنوان عاملی مهم در توسعه‌ی اقتصادی یاد کرده‌اند. اقتصاد دانان توسعه، در دهه‌ی ۱۹۵۰، نشان داده‌اند که افزایش در عوامل تولید (کارگر و سرمایه) تنها بخشی از رشد

اقتصادی کشورها را توضیح می‌دهد و باقی، تنها قابل توضیح با رشد تکنولوژی است.^(۱) این مفهوم کلی، یعنی تکنولوژی، رفته رفته شکسته شد و به صورت بهبود در کیفیت سرمایه و نیروی کار تعریف شده است.^(۲) در تحقیقات اولیه بی که در پیرامون رشد تعلیم و تربیت صورت گرفته است، از آموزش به عنوان عاملی مهم در افزایش کیفیت و کارایی نیروی کار و در نتیجه رشد اقتصادی یاد شده است. شولتز، در مطالعات اولیه خود می‌نویسد، سرمایه گذاری آموزشی هزینهی مصرفی نیست بلکه هزینه سرمایه گذاری در افزایش ظرفیت کارای انسانها جهت تولید کالای مادی است. لذا سرمایه گذاری آموزشی، گونه‌ی سرمایه گذاری است با بازدهی اقتصادی زیاد که به صورت افزایش محصول حاصل از هر واحد کارگر و سرمایه تعریف می‌شود.^(۳) تحقیقات Denison نشان می‌دهد که بین سالهای ۱۹۲۹-۱۹۰۹، ۱۹۵۷-۱۹۲۹، به ترتیب ۲۳ و ۴۲ درصد از رشد درآمد سرانه شاغلان در امریکا، قابل توضیح با افزایش تحصیلات است و دو دوره‌ی قید شده، افزایش سرمایه به ازای هر کارگر به ترتیب ۲۹ و ۹ درصد بوده است.^(۴) «دانشون» نتیجه می‌گیرد که تحصیلات اضافی، نقش مهمی در افزایش رشد مادی امریکا، خصوصاً بعد از دوره‌ی اول رشد سرمایه فیزیکی داشته است.

امروزه چنین برداشتی از تعلیم و تربیت، یعنی آموزش به عنوان وسیله‌ی جهت بهبود کارایی نیروی کار، به منظور افزایش تولید، بر نظریاتی است که آموزش را فقط وسیله‌ی برای ارتقاء فرهنگ و توسعه می‌دانند غالب است.^(۵) لذا نظریه «سرمایه انسانی» مسأله‌ی توسعه‌ی مدارس در جهان سوم را منطقی می‌سازد و اگر هزینه آموزشی سبب رشد اقتصادی گردد، در این صورت دولت در عین حال که تقاضای جمعیت رویه افزایش برای فراگیری آموزش را ارضا می‌کند، به طور هم زمان، موجباتی را جهت توسعه اقتصادی فراهم می‌سازد.^(۶)

دومین گروه تحقیقات در این رابطه بازدهی سرمایه گذاری آموزشی را با بازدهی سایر انواع سرمایه گذاری مقایسه می‌کنند. مطالعات هانسن Hansen، بکر Becher و هانوک Hanoch در امریکا، بلاگ Blaug در انگلستان و کارنوی Carnoy در مکزیک و سایر کشورهای امریکای لاتین نشان می‌دهد که بازدهی آموزشی از سایر سرمایه گذاریهای فیزیکی بالاتر است. از سوی دیگر مطالعات گراوندن Graunden در هند درست عکس نتیجه را نشان می‌دهد. این مطالعه نشان می‌دهد که بازدهی سرمایه گذاری در هند

کمتر از بازدهی سرمایه گذاری فیزیکی است.^(۷) بدون توجه به این که این مطالعات چه می گویند، مفهومی که از این تحقیقات استنباط می شود این است که می توان از اختلاف درآمد گروههای مختلف افراد يك جامعه، با تحصیلات متفاوت، جهت تخمین «ارزش انتظاری آموزش» Expected-value of Education استفاده کرد. این محاسبه را نه تنها برای فردی از جامعه بلکه می توان برای کل اقتصاد به صورت افزایش محصول در اثر افزایش سطح تحصیلات جامعه محاسبه کرد.

از آنجا که رسیدن به رشد سریع اقتصادی، یکی از مهمترین اهداف کشورهای توسعه نیافته - خصوصاً بعد از جنگ جهانی دوم بوده است. میزان ثبت نام در مدارس ابتدایی و متوسطه در بین سالهای ۱۹۸۰-۱۹۵۰ در بسیاری از کشورهای توسعه نیافته سه تا چهار برابر شده و فاصله ی آموزش نسبت به کشورهای پیشرفته کاهش یافته است.^(۸) گرچه بیشتر برنامه ریزان اجتماعی و سیاستمداران، استدلال می کنند که هنوز فاصله ی زیادی تا سطوح بهینه ی اجتماعی تحصیلات در کشورهای توسعه نیافته وجود دارد، ولی همه متفق القولند که نیاز فزاینده یی برای ارزیابی منظم و محتاطانه ی سیاستهای آموزشی و الویتهای عمومی وجود دارد.^(۹) بسیاری از پاسخها به محاسبه ی نرخ بازدهی تعلیم و تربیت باز می گردد. تحقیقاتی را که در این زمینه انجام پذیرفته می توان به دو گروه تقسیم کرد: تحقیقات نسل اول و تحقیقات نسل دوم:

در تحقیقات نسل اول، نرخ بازدهی آموزشی را بر حسب نوع کشور، روش تحقیق انتخاب شده و آمارهای به کار برده شده بین ۱۵ تا ۳۰ درصد برآورد می کنند.^(۱۰) این مطالعات به این نتیجه می رسند که آموزش باید در برنامه ریزی بودجه دولت اولویت زیادی داشته باشد. در این گونه مطالعات، آثار کیفیت تعلیم و تربیت، در افراد، با استعدادهای مختلف، و تورش ناشی از انتخاب Selection bias نادیده گرفته شده است. مطالعات ساخاراپولوس Pascharopolous نشان می دهد که نرخ بازدهی آموزشی از حدود ۲۰ درصد- در اوایل دهه ی ۱۹۶۰ - به ۱۰ درصد در سال ۱۹۷۹ کاهش یافته است.

از اوایل دهه ی ۱۹۸۰، مطالعات نسل دوم، وارد عمل می شود که در بردارنده ی نکات جالب توجهی هم در روش تحقیق و هم درآمدها می باشد بر خلاف الگوهای نسل اول، که این الگوها بیشتر سعی در اصلاح معیارهای کیفیت تحصیلات و رفع دو نوع تورش می کنند. الف - تورش حاصل از حذف استعدادهای بالقوه افراد، ب- تورش های مربوط به انتخاب،^(۱۱) این اصلاحات سبب کاهش نرخ بازدهی آموزشی شده

است. (۱۳) از این رو نتیجه ی این مطالعات اولویت سرمایه گذاری آموزشی در تخصیص بودجه دولت درجهان سوم را با شك و تردید مواجه می سازد. و این تحقیقات این سوال را مطرح می کنند که حد بهینه ی سرمایه گذاری آموزشی دولت چه مقدار باید باشد. بخشی از این نتیجه گیریها به بررسی نرخ بازدهی آموزشی باز می گردد. در این مقاله بعد از بررسی روشهای محاسبه ی نرخ بازدهی تعلیم و تربیت در ادبیات موجود به محاسبه این نرخ در ایران خواهیم پرداخت.

۲- مروری بر روشهای محاسبه ی نرخ بازدهی تعلیم و تربیت

نظریه سرمایه انسانی فرض می کند که در آمد کارگر تابعی از آموزش و تجربه اوست. افراد به امید افزایش در آمد آتی مبادرت به سرمایه گذاری آموزشی می کنند. لذا تصور بر این است که جریان در آمد آتی فرد تابعی از سرمایه گذاری در امر تعلیم و تربیت اوست. اگر در آمد فرد تابع تولید شخصی او باشد، تولید شخصی او تابعی از تحصیلات کسب شده و تجربه و ساعات کار اوست. تجربه مکمل تحصیلات و یا جایگزین آموزش ذخیره شده است. مطالعات مربوط به محاسبه ی نرخ بازدهی آموزشی را در دو گروه نسل اول و دوم بررسی شده است.

الف- مطالعات نسل اول - در این مطالعات در آمد و یا لگاریتم در آمد فرد به صورت تابعی از میزان تحصیلات، تجربه و حاصل ضرب تجربه در تحصیلات تعریف می شود. نایت Knight و سابوت Sabot با کاربرد داده های تانزانیا رابطه ی معنی داری بین در آمد و حاصل ضرب تجربه در تحصیلات کسب شده، به دست نیاورده است. لذا يك معادله به شکل زیر به دست آورده اند.

$$y = \alpha + BS + \mu \quad \text{درآمد، } \mu \text{ : عامل اختلاف، } \alpha \text{ و } B \text{ ضرایب ثابت}$$

s : تحصیلات کسب شده

در این جا $\log y$ متغیر وابسته و S متغیر مستقل است. همان طور که گرلیچز Griliches اشاره کرده است معادله شبه لگاریتمی، فرم تابع انعطاف ناپذیری است و مفهوم آن بازدهی صعودی به تحصیلات است مگر این که از شرط درجه دوم به شرح زیر استفاده کنیم:

$$\beta = \frac{\partial \log y}{\partial s} \cdot \frac{\partial y}{\partial s} = \frac{1}{y} \cdot \frac{\partial y}{\partial s}$$

با β ثابت، اگر y افزایش یابد $\frac{\partial y}{\partial S}$ نیز باید افزایش یابد. این انعطاف ناپذیری تحمیل شده به ضرایب را می‌توان با معرفی معادلات از درجه‌ی بالاتر اصلاح نمود.

$$\log y = \alpha + \beta_1 S + \beta_2 S^2 + \mu$$

$$\frac{\partial \log y}{\partial S} = \frac{1}{y} \cdot \frac{\partial y}{\partial S} = \beta_1 + 2\beta_2 S$$

$$\frac{\partial y}{\partial S} = \beta_1 y + 2\beta_2 S y$$

با فرض $\beta_2 < 0$ و S معین اگر y افزایش یابد $\frac{\partial y}{\partial S}$ ممکن است افزایش پیدا نکند و یا نکند. مع هذا اگر y

معین باشد، با افزایش S ، $\frac{\partial y}{\partial S}$ افزایش می‌یابد با کاربرد این روش ساخاراپولوس Psacharopoulos، پاسخ‌گویی درآمد به تحصیلات را جزئی به دست آورده است.

یافته‌های او به شرح زیر است:

$$\frac{\partial \ln y}{\partial S} = 0.192 - 0.0044 S$$

اگر $S=44$ سال باشد $\frac{\partial y}{\partial S} = 0$ است.

$$\frac{\partial \ln y}{\partial E} = 0.081 - 0.002 E = 0$$

معادله‌ی پاسخ‌گویی به تجربه

است. لذا اگر $E=40$ باشد $\frac{\partial \ln y}{\partial E} = 0$ می‌شود. معادله‌ی فوق را می‌توان جهت محاسبه‌ی افزایش حاصل

در درآمد در اثر افزایش یکسال اضافی به تحصیلات به کاربرد این داده‌ها نشان می‌دهد که در سطوح

ابتدایی ($S=6$) افزایش نسبی در درآمد تحصیلات ۱۶٪، متوسطه ۱۴٪ و در سطوح بالاتر ۱۳٪ است. پس

فردی با ۶ سال تحصیل، نسبت به فردی که هیچ مدرسه نرفته است می‌تواند در انتظار ۱۴۳ درصد افزایش

درآمد باشد در حالی که دارندگان تحصیلات عالی، باید در انتظار ۴۴ درصد افزایش نسبت به

فارغ‌التحصیلان متوسطه باشد. (۱۴)

نایت Knight و سابوت sabot از يك معادله‌ی شبه لگاریتمی استفاده کرده‌اند. نتایج این تحقیق

نشان می‌دهد که با سه سال تحصیل ابتدایی در آمد ۱۰ درصد افزایش یافته، برای کسانی که دوره‌ی

ابتدایی را به پایان رسانده‌اند ۲۰ درصد افزایش در آمد، برای کسانی که تحصیلات متوسطه را به پایان

رسانده‌اند ۱۱۲ درصد افزایش در آمد ایجاد شده است. در تمامی این موارد مقایسه با کسی صورت گرفته

است که هیچ مدرسه نرفته است. اگر تحصیلات بعد از دوره ابتدایی ۱۰ سال در نظر گرفته شود در این صورت برای هر سال اضافی تحصیل، ۸ درصد افزایش درآمد حاصل می شود. (۱۵)

گروه دیگر تحقیقات عملی توسط بایرون R.P.Byron و تاکاهاشی H.Takahashi با کاربرد معادلات بالا با استفاده از نمونه‌ی ۵۶۰۰ نفری در جاوه انجام شده است. در این تحقیق از متغیرهای مصنوعی برای سطح تحصیلات و متغیر پیوسته برای تجربه استفاده کرده است، همچنین مجذور تجربه و حاصل ضرب تجربه در تحصیلات نیز به معادله اضافه شده است. نتایج این تحقیق نشان می دهد در مقایسه با فرد بی سواد، کسی که دوره‌ی ۶ ساله‌ی ابتدایی را به پایان رسانده است، ۵۵ درصد افزایش در آمد داشته است، تحصیلات متوسطه ۳۰۶ درصد و تحصیلات عالی ۳۶۹ درصد افزایش درآمد ایجاد کرده است. تفاوت بین فارغ التحصیلان دانشگاه و مدارس ابتدایی ۴۷۶ درصد می باشد، لذا با فرض ۱۰ سال تحصیلات بعد از ابتدایی، نرخ بازدهی آموزشی در این مطالعه ۱۷ درصد محاسبه شده است. (۱۶)

گروه چهارم تحقیقات توسط سان Ramond P.B.Son و نومانلو Evely nomanoloto در چین در سال ۱۹۹۰ انجام شده است معادله به کار برده شده از نوع معادلات مینسر Mincer به شکل زیر است:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 E + \beta_3 S \cdot E + \beta_4 E^2 + \mu$$

معادله ابتدا توسط روش حداقل مربعات معمولی (OLS) با يك متغیر مصنوعی برای جنسیت تخمین زده شده است. ابتدا متغیر مصنوعی (وضعیت مجرد متأهل) وارد شده ولی به علت معنی دار نبودن نتایج حذف شده است. نتایج به دست آمده از این تحقیق نشان می دهد که تجربه عامل مهمتری از تحصیلات در افزایش درآمد بوده است، سطح بهینه‌ی تجربه در ۴۲ سالگی به دست می آید، زنان با تحصیلات مساوی ۹ درصد کمتر از مردان دستمزد دریافت می کنند و نرخ بازدهی آموزشی در چین ۴ درصد است که نرخ بسیار پایینی است. (۱۷)

مطالعات نسل دوم:

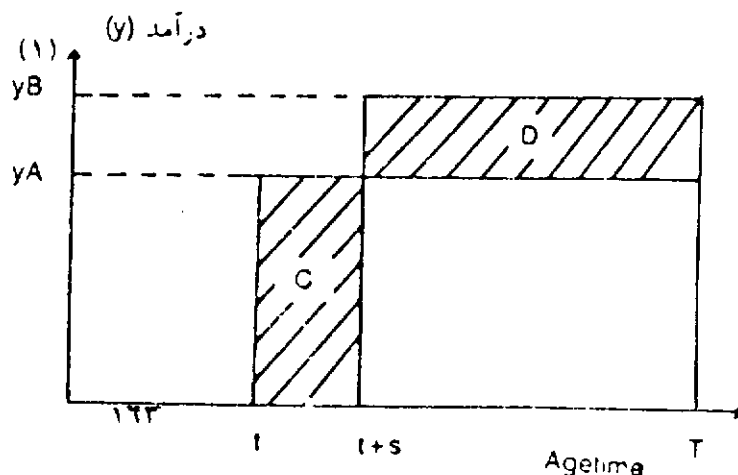
در طول دهه‌ی ۹۰ - ۱۹۸۰ مطالعات نسل دوم بازدهی تحصیلات وارد عمل می شود و نکات قابل توجهی را در روش تحقیق و آمارها در بردارد. بر خلاف مدل‌های نسل اول سعی شده است که در این مدل‌ها

کیفیت تحصیلات را هم در برداشته باشند. ^(۱۸) در مطالعات قبلی، استعداد‌های بالقوه‌ی فرد و همچنین انتخاب بین مدرسه رفتن و کارکردن جایی نداشت. لذا دو نوع تورش (bias) در مدل‌های قبلی به چشم می‌خورد، تورش انتخاب (Selection bias) و تورش مربوط به استعداد‌های متفاوت تنها مطالعه‌ی که نمایانگر چگونگی ارتباط بازدهی تحصیلات و ناهمگنی نیروی کار، و انتخاب آنها در جهان سوم است، مطالعه‌ی است که در سال ۱۹۹۲ توسط گاستون Gaston و Tenjo انجام شده است، ^(۱۹) که در روش محاسبه اصلاحات زیادی نسبت به مدل‌های قبلی به شرح زیر انجام شده است:

در مطالعات قبلی، در مورد کشورهای توسعه یافته و توسعه نیافته، نیروی انسانی را به صورت همگن تصور می‌کنند و تنها تفاوت بین آنها را در سرمایه‌ی انسانی اندرخته شده، آنهم به صورت تعداد سالهایی که به مدرسه رفته اند در نظر می‌گیرند ^(۲۰) در این مطالعات، نرخ بازدهی آموزشی افراد در سطوح مختلف تحصیلی از طریق مقایسه‌ی دریافتیهای فرد مورد نظر، با فردی که فاقد آن سطح تحصیلات است، به دست می‌آید اگر سطح تحصیلات کسب شده و استعداد فرد، همبستگی مثبت داشته باشند در این صورت «فرض همگنی» مشکلی ایجاد نمی‌کند. جهت نشان دادن این مطلب از مدل زیر استفاده می‌کنیم:

اگر A و B در فرد باشند که فرد A در سن t وارد کار می‌شود و درآمدی برابر y_A تا سن بازنشستگی دریافت می‌کند. فرد B تصمیم می‌گیرد دوران مدرسه را طولانی‌تر می‌کند و در سن t+S وارد بازار کار شود و تا سن بازنشستگی در آمدی برابر y_B دریافت می‌کند (فرض می‌شود هر دو تا سن t کار کنند) اگر فرد A و B را از لحاظ سایر خصوصیات (استعداد) یکسان فرض کنید سطوح C و D هزینه و فایده S سال تحصیلات اضافی را نشان می‌دهد. لذا نرخ بازدهی داخلی برای S سال مدرسه رفتن باحل رابطه زیر بدست می‌آید:

$$PV(D) - PV(C) = .$$



مشکل اساسی تئوریهای نسل اول این است که بازدهی آموزشی يك فرد را به عنوان معیاری جهت محاسبه‌ی هزینه فرصت فرد دیگری به کار می‌برند، از آن جا که فرد A و B تصمیمات خود را بر اساس برتریهای مقایسه‌ی متفاوتی می‌گیرند، لذا D منافع S سال تحصیل اضافی را برای فرد A زیاد برآورد می‌کند و به طور مشابه C هزینه فرصت S سال تحصیل اضافی را برای فرد B زیاد می‌زند. لذا معادله‌ی (۱) بازدهی خالص تحصیل اضافی را برای فرد B کم و برای فرد A زیاد تخمین می‌کند. حال اگر بخواهیم این بحث را به تورش استعداد ربط دهیم. فرض کنید که فرد B برتری مطلق در هر دو انتخاب را دارد (مدرسه و کار). در اینجا D فایده S سال تحصیلات اضافی را زیاد و C هزینه S سال تحصیلات اضافی را کم برآورد می‌کند. برای فرد D, A فایده S سال تحصیل را زیاد برآورد نمی‌کند. برای هر دو فرد مطالعه‌ی (۱) بازدهی آموزشی را زیاد برآورد می‌کند.

تحقیقات انجام شده در کشورهای توسعه نیافته نشان می‌دهد که فرض همگنی نادرست است. (۲۱) لذا محاسبه‌ی ناهمگنی گام مهمی در راه محاسبه‌ی بهتر نرخ بازدهی آموزشی می‌باشد. افراد عقلایی جهت به حداکثر رساندن منافع خود سطح تحصیلاتی مطابق با برتریهای نسبی خود کسب می‌کنند. لذا سطح تحصیل، متغیری است که از طریق خود انتخابی (self selection) تعیین می‌شود (یعنی فرد با توجه به برتریهای نسبی خود سطح تحصیل مناسبی کسب می‌کند). (۲۲) از این رو به علت وجود ناهمگنی در استعداد های افراد و خود انتخابی تخمین های حداقل مربعات معمولی (OLS) منجر به تخمین های ناسازگار از پارامترهای مورد نظر می‌شود و ممکن است تخمین نادرستی از بازدهی آموزشی ارائه دهد. پس این نوع تخمین ها افرادی را که برتری نسبی در مشاغل تحصیل بر دارند کم و آنهایی را که برتری نسبی در مشاغل کمتر تحصیل بردارند زیاد برآورد می‌کند. به طور خلاصه مطالعات نسل اول با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بازدهی آموزشی را زیاد تخمین می‌زنند. (۲۳)

جهت رفع مشکلات ذکر شده در فوق می‌توان مدل ساده‌ی بی‌صورت زیر در نظر گرفت که مسأله‌ی

ناهمگنی و خود انتخابی را رفع نماید:

$$y = b_0 + b_1 x + b_2 S + b_3 X^2 + b_4 S^2 + b_5 SX + (\epsilon + \theta S)$$

y لگاریتم طبیعی مربوط به درآمد کارگر

S سالهایی که فرد به مدرسه رفته است

x متغیر توضیحی که در بیشتر مدلها به عنوان بردار مربوط به سرمایه انسانی به کار می رود

$\epsilon + \theta = \mu$ عامل اختلال که ناهمگنی را بطور ضمنی در بردارد

با گروه بندی ضرایب بر روی S، می توان دید که متغیر تصادفی در S بصورت $\beta_2 = \theta_1$ وجود دارد. θ_1 می تواند ارزشهای مثبت و منفی به خود گیرد. برای مثال افرادی که ارزشهای مثبت و بالاتری برای θ دارند برتری نسبی در کسب تحصیلات بالاتر دارند، لذا نرخهای نسبی بازدهی آموزشی بالاتری دارند پس می توان نتیجه گرفت که هر چه θ برای فردی بزرگتر باشد، برتری نسبی بالاتری در کسب تحصیل بیشتر و در نتیجه بازدهی آموزشی بالاتری برای تحصیل اضافی خواهد یافت.

عناصر اساسی برای اصلاح اشاره شده در فوق از طریق دو معادله زیر بدست می آید. معادله اولی، معادله انتخاب (selectio Equation) نامیده می شود که سطح بهینه ی تحصیلات هر فرد را تعیین می کند. همچنین می تواند به عنوان مبنای اصلاح تورش خود انتخاب به کار رود. از لحاظ ریاضی می توان معادله ی زیر را نوشت. (۲۴)

$$S^* = \eta_0 + \eta_1 A + \eta_2 X$$

ستاره روی S نشان دهنده ی سطح بهینه ی تحصیلات و A بردار هزینه های موثر است. η عامل خطا با روابط معمولی است. (۲۵) معادله ۳ را می توان فرم تلخیص شده درجه اول حداکثر ارزش حال انتظاری متناظر با سطوح مختلف تحصیلی دانست.

معادله ی بعدی مدل می تواند به صورت سطح شرطی و انتظاری درآمد دانست، با متغیرهای توضیحی داده شده و سطح تحصیلات بهینه، از معادله (۲) می توان نوشت:

$$E(y | x, A, S^*) = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 S_2 + \beta_4 SX + E(\psi | x, A, S^*) \\ = R\beta + E(\psi | x, A, \eta = S^* - \eta_1 A - \eta_2 X)$$

در این معادله R ماتریس متغیرهای مستقل و β ضرایب بردار مربوط است. پیش بینی شرطی تابعی از سطح بهینه‌ی تحصیلات و عامل خطا در معادله (۳) است. تورش انتخابی که معادله ی درآمد را اصلاح می‌کند به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$Y = R\beta + \rho_1 \eta + \rho_2 S \eta +$$

عامل خطا ξ خطای پیش بینی در معادله ۳ η

اگر η در پیش بینی صفر شود، و واریانس ξ بستگی به s داشته باشد در این صورت تخمین OLS خطای استاندارد تورش خواهد داشت و در این صورت يك تخمین WLS (حداقل مربعات وزنی) خطایهای استاندارد را اصلاح می‌کند. به طور ضمنی $\rho_1 \eta$ و $\rho_2 S \eta$ اثر ناهمگنی نیروی کار و خود انتخابی کارگر را نشان می‌دهند. علامت η و $S \eta$ تست غیر مستقیم برتری نسبی و فرضیه طبقه بندی (Sorting) را نشان میدهد. اگر $\eta < 0$ باشد نمایانگر این است که پسمامدهای بزرگ و مثبت در معادله‌های انتخاب (η بزرگ) متناظر با درآمد کمتر است. علامت ρ_2 نشان می‌دهد که این اثر در اثر افزایش S کاهش و یا افزایش می‌یابد. برای مثال $\rho_2 > 0$ نشان می‌دهد که اثر با افزایش تحصیلات افزایش مییابد. با استفاده از روش فوق داده‌های کلمبیا نشان می‌دهد که تورش انتخاب عامل بسیار مهمی برای زنان و مردان بوده است. نرخ بازدهی آموزشی غیر شرطی برای یکسال اضافی تحصیلات در کلمبیا برای زنان ۷/۱ درصد و برای مردان ۷/۵ درصد بوده است. با کاربرد برآوردهای اصلاح شده و در نظر گرفتن تورش انتخاب نرخ بازدهی آموزشی برای زنان و مردان به ترتیب به ۱۰/۱ و ۹/۱ درصد تغییر می‌کند. بنابراین نادیده گرفتن تورش انتخاب باعث کم برآورد کردن نرخهای بازدهی به میزان ۳ درصد برای زنان و ۲/۶ درصد برای مردان می‌شود. (۲۷، ۲۶)

۴- محاسبه نرخ بازدهی آموزشی در ایران

روش تحقیق:

۱- الف: طریق یافتن داده های تحقیق

داده های این تحقیق از طریق روش نمونه گیری بدست آمده است. نمونه های انتخابی ۳۵۰ نفر از میان شاغلین بخش خصوصی و دولتی، زن و مرد در سطوح مختلف تحصیلی در سال ۱۳۷۰ بوده است انتخاب

نمونه با توجه به نسبت‌های شاغلین در شهر تهران بر حسب زن و مرد و این که در بخش خصوصی کار می‌کنند و یا بخش دولتی انتخاب شده است. سعی شده است که نسبت هریک از گروه‌های فوق نسبت به کل نمونه متناسب با درصدهای کل جامعه باشد. درصد نمونه‌های انتخابی به تفکیک سطح سواد، اشتغال در بخش خصوصی و دولتی و جنسیت در جدول زیر خلاصه شده است.

جدول ۱- درصد نمونه‌های انتخابی به تفکیک جنس، تحصیلات، بخش خصوصی و دولتی

	بی سواد	زیر دیپلم	دیپلم	دانشگاهی	کل
زن	۵/۵۹	۱۲/۳۵	۵۳/۴	۲۸/۵۸	۹/۹
مرد	۱۶/۴۳	۴۳/۷۴	۳۰/۲۱	۹/۵۸	۰/۱
خصوصی	۱۵/۹۳	۲۵/۲۹	۴۳/۴۳	۱۵/۳	۴۸/۴
دولتی	۲۲/۸۷	۴۵/۸۸	۲۶/۲	۵/۰۵	۴۶/۹

در باره‌ی تحصیلات فروض زیر انجام شده است.

۱- بیسواد=..

۲- هر سال تحصیلی اضافی ۱ امتیاز می‌گیرد برای مثال فردی که ۹ سال تحصیلی را تمام کرده است، ۹ امتیاز، فردی که دبیرستان را به پایان رسانده ۱۲، فوق دیپلم ۱۴ و ... امتیاز می‌گیرد.

لازم به توضیح است که نسبت‌های سطوح تحصیلی انتخاب شده در فوق با نسبت‌های متفاوت است و در مورد تحصیلات بالا از نسبت‌های ملی بالاتر است. ولی از آنجا که بیشتر افراد تحصیل کرده در ایران در تهران و شهرهای بزرگ گرد آمده‌اند این انتخاب قابل توجیه است.

از این پرسش‌نامه‌ها پنج متغیر، درآمد، سطح تحصیلات، تجربه کاری، جنسیت و بخشی که در آن اشتغال دارند (خصوصی و دولتی) استخراج شده است.

مدل مورد استفاده:

برای یافتن نرخ بازدهی آموزشی از مدل‌های مینیر (Mineer) که جزئیات آن در قسمت اول مقاله مورد

بحث قرار گرفته است با قدری تغییر استفاده شده است.

با توجه به این که در ایران دریافته‌ها در بخش خصوصی و دولتی متفاوت بود، يك متغیر مصنوعی، به مدل، جهت نشان دادن این تمایز معرفی شده است. همچنین از آن جا در تمامی جهان با پدیده‌ی تبعیض در پرداختها بر حسب جنسیت مواجه هستیم، برای نشان دادن این که آیا این تبعیض در پرداختها وجود دارد یا نه از يك متغیر مصنوعی دیگر استفاده شده است. لذا دو متغیر مصنوعی یکی مربوط به جنسیت و دیگری مربوط به بخش به معادله نوع مینسر اضافه شده است. برای غلبه بر مشکل انعطاف پذیری از معادلات درجه دوم (E^2, S^2) استفاده شده است. از آن جا که این « فرم تابعی » اگر درآمد صفر باشد بی معنی می‌شود، لذا گروه دانش آموزان، دانشجویان و افراد فاقد درآمد از این داده‌ها حذف شده‌اند. با توجه به تغییرات و اصلاحات انجام شده در مدل، مدل مورد استفاده در این مقاله به صورت زیر خلاصه می‌شود.

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 E + \beta_3 S^2 + \beta_4 E^2 + \beta_5 S.E + D_1 + D_2 + \mu$$

Y	درآمد ماهانه
S	سالهای تکمیل شده تحصیلی
E	تجربه کاری بر حسب سال
D ₁	متغیر مصنوعی مربوط به بخش اقتصادی
β_1	خصوصی
β_2	دولتی
D ₂	متغیر مصنوعی مربوط به جنسیت
β_3	زن
β_4	مرد
μ	عامل اختلال

این معادله ابتدا با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شده است. در این تخمین با فرمهای تابعی مختلف برآوردهای متعددی صورت گرفته است که برخی از آنها به علت دارا نبودن علامت جبری قابل قبول، و عدم اعتبار آماری، غیر قابل قبول می‌باشد. جوابهای قابل قبول در ستون (۱) جدول ارائه

شده است. همان طور که در بخش قبل توضیح داده شد برای اصلاح تخمین‌های OLS از روش WLS استفاده می‌شود. در این مطالعه از آن جا که تست‌های انجام شده بر روی پسماندها نمایانگر هم خطی بین پسماندها و همچنین به طور نرمال توزیع نشده اند کارایی روش OLS را کاهش می‌دهد، لذا برای اصلاح روش از روش WLS (حداقل مربعات وزنی استفاده شده است که نتایج در ستون (۲) جدول زیر آمده است).

بررسی نتایج تحقیق: همان طور که داده‌های جدول زیر نشان می‌دهد ضریب β_1 در معادله‌های قبلی ۰/۰۷۳ تخمین زده شده است. (روش OLS) یعنی هر سال اضافی مدرسه رفتن ۷/۳ درصد به دریافتیها اضافه کند. این ضریب با استفاده از روش WLS ۹/۲ درصد تخمین شده است.

لذا از آنجا که نرخ بازدهی آموزشی، استفاده از روش OLS و WLS به ترتیب ۷/۳ و ۹/۲ درصد تخمین زده شده است، می‌توان نتیجه گرفت که مثلاً فردی که ۴ سال تحصیلات عالی را به پایان می‌رساند ۲۸ تا ۳۷ درصد بیش از فردی که تا مقطع دیپلم دبیرستان خوانده است دریافت می‌کند و تحصیلات فوق لیسانس بین ۱۸ - ۱۴ درصد و نسبت به تحصیلات لیسانس به دریافتی اضافه می‌کند. لذا به نظر می‌رسد که گلایه تحصیل کرده‌ها در مورد کمی دستمزدها غیرمنطقی نیست. مقایسه بازدهی آموزشی با سایر فعالیتها نشان دهنده‌ی این واقعیت است که سرمایه‌گذاری آموزشی بازدهی کمتری برای فرد نسبت به سایر سرمایه‌گذاریها دارد. برای یافتن سطح بهینه‌ی تحصیل با استفاده از معادله‌ی (۱) و رابطه‌ی زیر $\frac{\partial \text{Lny}}{\partial S} = 0$ سطح بهینه‌ی تحصیل از روش OLS و WLS به ترتیب ۱۲ سال (دیپلم) و ۱۶ سال (لیسانس) بدست می‌آید. در واقع هر دو روش نمایانگر غیر بهینه بودن تحصیلات بالاتر از لیسانس می‌باشد.

۲- در نمونه‌ی مورد بررسی ضریب β_2 با استفاده از روش OLS و WLS به ترتیب ۳/۳ و ۳/۸۴ درصد تخمین شده است. یعنی هر سال تجربه به ترتیب ۳/۳ و ۳/۸۴ درصد به دریافتیها اضافه می‌کند. می‌توان با استفاده از معادله‌ی مدل و رابطه $\frac{\partial \text{Lny}}{\partial S} = 0$ سطح بهینه‌ی تجربه را بدست آورد. نتایج حاصل از روش OLS سطح بهینه تجربه را حدود ۱۷ سال و روش WLS کمتر نشان می‌دهد. مقایسه‌ی بازدهی آموزشی و بازدهی تجربه نشان می‌دهد که بازدهی آموزشی نمونه‌ی مورد بررسی بالاتر از بازدهی تجربه است. یعنی یک سال مدرسه رفتن ۷/۳ درصد و یک سال تجربه ۳/۳ درصد (روش OLS) به دریافتیها می‌افزاید.

۳- بررسی متغیر مصنوعی مربوط به جنسیت نشان می دهد که در شرایط تحصیلی و تجربه مساوی ۲۷ درصد (با روش OLS) ، ۲۹ درصد (با روش WLS) کمتر از مردان دریافت می کنند که نمایانگر تبعیض در بازار کار است. همان طور که در قسمت قبل توضیح داده شد، اگر مدلی ارائه می شد که تورش انتخاب و ناهمگنی استعدادهای و ۰۰۰ را دربرداشت نتایج قابل اعتمادتری بدست می آمد.

۴- متغیر مصنوعی مربوط به بخش خصوصی و دولتی نشان می دهد که افراد با تجربه و تحصیلات یکسان در بخش دولتی به ترتیب ۴۳ درصد (OLS) و ۴۱ درصد (WLS) کمتر از افراد مشابه در بخش خصوصی دستمزد دریافت می کنند. لذا روی آوردن متخصصین و نیروی کار برتر به بخش خصوصی، طبیعی به نظر می رسد. اگر این امکان وجود داشت که با استفاده از نتایج بودجه خانوار تعداد نمونه های انتخابی بیشتری انتخاب می کردیم در این صورت امکان تعمیم این نتایج به کل ایران بیشتر می شد.

۵- نتیجه گیری: در قسمت اول این مقاله مروری بر ادبیات بازدهی آموزشی در جهان نشان داد که در دهه ۶۰ و ۷۰ نرخ بازدهی آموزشی بین ۱۵ تا ۳۰ درصد و با اصلاح روشها و داده های جدید در سال ۱۹۷۹ نرخ بازدهی آموزشی به حدود ۱۰ درصد تقلیل یافت که خود نمایانگر این است که به مرور زمان بعد از دهه ۱۹۵۰ نرخ بازدهی سرمایه گذاری آموزشی کاهش یافته است و در بسیاری از کشورها مانند هند سرمایه گذاری فیزیکی بازدهی بیشتری از سرمایه گذاری آموزشی دارند.

مقایسه نرخ بازدهی آموزشی در ایران (نتایج بدست آمده در نمونه ی مورد بررسی) نرخ بازدهی آموزشی (۷/۳ تا ۹/۳) را پایین تر از سطح جهانی (۱۰ درصد) تخمین می کنند ولی این نرخ هنوز بالاتر از برخی کشورها مثل چین (۴) درصد است همچنین هر سال تحصیلات اضافی در ایران بازدهی بیش از دو برابر هر سال تجربه دارد. به علاوه نتایج تحقیق نشان می دهد که زنان، با تجربه و تحصیلات مساوی دارند حدود ۳۰ درصد دریافتی کمتری از مردان دارند که نمایانگر تبعیض در بازار کار می باشد و همچنین افراد با تجربه و کار مساوی در بخش خصوصی بیش از ۴۰ درصد بخش دولتی دریافت می کنند.

ضرایب تخمین زده با استفاده از معادله (صفحه ۱۸) داده های وایران ۱۳۷۰

متغیرها	روش OLS	روش WLS
C ثابت	۸/۸۵ (۲۳/۵۵)	۹/۳۳ (۱۰/۶۵۶)
S مدرسه	./۰۷۳ (./۰۱۲)	./۰۹۲۳ (۶/۰۶)
E تجربه	./۰۳۳ (۷/۲۵۸)	./۰۳۸۴ (۵/۶۴۴)
$S^2 =$ (مدرسه) ^۲	./۰۰۳ (۶/۶۴)	./۰۰۲۷ (۴/۲۷۹)
$E^2 =$ (تجربه) ^۲	./۰۰۰۹۸ (۷/۱۲)	./۰۰۲۹ (۵/۶۷۴)
مدرسه × تجربه S.E	./۰۰۲۵ (۲/۲۹۸)*	./۰۰۳ (۷/۷۱۳)*
D ₁ متغیر مصنوعی مربوط به جنسیت (زن)	-./۰۲۷ (۳/۹۶)	-./۰۲۹ (۳/۴۷)
متغیر مصنوعی مربوط D ₂ به بخش دولتی	-./۰۴۳ (۶/۴۸)	-./۰۴۱ (۵/۱)
R ² (درصد)	۲۶/۳	۹۸
D.W. آماره- روین واتسن	۱/۹۷	۱/۹۳۴
F آماره	۵۲/۶۸	۱۴۲۹۳/۵۷

۱- اعداد داخل پرانتز تماماً در سطح $\alpha =$ معنی دار می باشند.

۲- نتایجی که از لحاظ آماری معنی دار نیستند با علامت * مشخص شده است.

☆ پانوشته‌ها و فهرست منابع:

* Rate of Return to Education

- 1) Robert Solow, technical change and the Aggregate production Function, Review of Economic and Statistics 39(Augst 57) : 310-20
- 2) Edward f Dension, the source of Economic Growth in the United states and the Alternatives before U.S. (NewYork, committee for Economic Development 1962.
- 3) Theodore W. Schultc, " Investment in Man : An Economist's view" , Social science Review 33 (June 1959): 110-17 , and Investment in Human Capital, American Economic Review March 1961: 1- 17.
- 4) Zri Griliches and Dale Jorgenson, sources of Measured productivity change, capital Input," American Economic Review 61 (May 1966) : 50-61
- 5) Theodos W. schutz," the Economic value of Educaion colombia University press, 1963.
- 6) W.Lee Hanson," total and private Rates of return to Inrestment in schooling, Journal of political Economy 71 (April 63, 128-40)
- 7) T.Paul schultz ," Education Investment and Returns, in Handbook of Development Economics, Vol. 1.,ed Hollis chenery and T.N. Suinvasan (New York , North Holland , 1988), PP . 543- 630
- 8) Mehrangiz Najafizadeh and lewis A. Mennerick," World wide Educational Expansion form 1950 t. 1980, the Failure of the Expansion of schooling in Developing countries" Journal of Develoing Areas 22, 9 April, 1988) , 333-358
- 9) George psachararopoulos and antonio zabalzu" the Effect of Diversed schools on Employment status and Earning in colombia, " Economics of Education Review 3 (1984) , 315- 320
- 10) George Psacharopoulos, " Returns to Education" , An Updated Internaional Comparison," Comparative Education 17, 1981, 321-41
- 11) Ibid
- 12) Jere R Behrman and Nancy Birdsian , " the quality of schooling :Quantity Alone is misleading" , " American Economic Recieew, 73, no 5 (Dec. 1983) , 925-406
- 13) Robert j willis and sherwin Rosen , " Education and self selection ", Journal of political Economy, 87

- 14) George psacharopoulos and Maureen woodhall, Education for Develoment, An Analysis of choices (New York Oxford University press, the world Bank, 1985
- 15) J.B. Knight and R. H. sabot," the Returns to Eduction Incerasing with Experience or with Expansion, Bulletin of Oxford Institute of Statistics, 43 (1981) - 51 - 57
- 16) Z. Griliches, " Estimating the return to Schooling Econometrica 45 9(1977) , 1-22
- 17) R.P. Byron and takhashi," a note on the Effect of Schooling , Experience and sex on Earning Government and private sects of urban Jara, Bulletin of Indonesian economic studies, 25, 1989- 105-11
- 18) Reymond r.Byron Evelyn Manaloto, Return to Education in china, the Journal of Economic Development and cultural change , 1990, PP 783-797
- 19) Jere R. Behrman, Nancy Birdsall," the Quantity of Schooling," The Quantity Alone is misleading American Economic Review, 73, no5, dec 1983 , 925- 46
- 20) George Psacharo polous and Maureen woodhill, Education for Development: An Analysis of Investment choices, New York, Oxford University Press , 1985
- 21) Gaston, Noel, tenjo Jaime, Educational Attainment and Earnings Determination in Colombo, Economic Development and Cultural change, 1992, PP 125- 137.
- 22) Robert j Willis and sherwin Rosen, Education and self selection , Journal of Political Economy, 87
- 23) Willis and Rosen , Robert P. trast and lung Feiles, technical training and Earning: A polychetomous choice Model with selectivity, Review of Economics and statistcs 66 (Feb 84) 151- 56
- 24) Willis and Rosen, P. 55
- 25) Lung- Fei-Lec Unionsim and waye Rates, A simultanious Equation Model Quantitative and Limited Dependent variables , Inernational Economic Review 19 (1979) 415 - 33
- 26) John Caren, " The Return to Schooling: A selectivity Bias Approach with A continious choice variable, Econometrica 52 (sep 84) : 1144- 1218
- 27) Noel Gaston, Jaime Tenjo, PP 125- 139



پرو، شہسکاه علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی