Archive of SID

بازده آموزش‌عالی: ارزیابی آثار مسئله خود–انتخابی و برنامه‌عمل

ابوالقاسم نادری*

استادیار دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران، تهران

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر تحلیل و ارزشیابی آثار «مسئله خود-انتخابی و برنامه‌عمل» ناشی از تصمیم‌گیری افراد برای تحصیل در دانشگاه بر بازده آموزش‌عالی است. برای این منظور، از مبانی نظری -تحلیلی مسئله خود-انتخابی - یعنی رگرسیون شرطی - و داده‌های مستخرج از آمارگیری مرکز آمار از ویژگیهای اقتصادی و اجتماعی خانوار سال ۱۳۸۰ استان تهران استفاده شده است؛ ابتدا آثار مسئله خود - انتخابی بر برآوردهای بازده آموزش‌عالی شاغلان استان تهران تحلیل و ارزیابی شده و سپس، نتایج به دست آمده با نتایج مربوط به دو نمونه آماری از جامعه آمریکا مورد مقایسه و انطباق قرار گرفته است. نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهند که: ۱. آموزش برای شاغلان استان تهران سرمایه‌گذاری پُر بازدهی است؛ ۲. بازده آموزش‌عالی به طور چشمگیری بیشتر از بازده آموزشهای دیگر است؛ ۳. لحاظ کردن مسئله خود-انتخابی در تحلیل‌ها آثار تجربی برنامه آموزش‌عالی را متأثر می‌سازد و آن را به طور چشمگیری افزایش می‌دهد؛ ۴. نتایج نمونه به دست آمده از استان تهران کاملاً منطبق با یافته‌های حاصل از نمونه‌های استفاده شده در جامعه آمریکاست. بدین ترتیب، الگوواره یافته‌های همه نمونه‌ها مشابه و مطابق با تحلیل‌های نظری است؛ یعنی برآوردهای تجربی بازده آموزش‌عالی که مسئله خود- انتخابی را نادیده گرفته، تورش‌دار و ناسازگارند و لذا، سیاستگذاری بر پایه آنها می‌تواند گمراه‌کننده باشد و نیز آثار نامطلوب جدّی بر تخصیص منابع در یک جامعه به جا بگذارد.

کلید واژگان: *سرمایه‌گذاری آموزشی، بازده آموزش عالی، تحلیل تطبیقی، مسئله خود-انتخابی، برنامه‌عمل و رگرسیون شرطی.*

---

* مسئول مکاتبات: anadery@ut.ac.ir

دریافت مقاله : ۱۳۸۶/۹/۲۰ پذیرش مقاله : ۱۳۸۷/۲/۱۱

www.SID.ir

Archive of SID

Returns to Higher Education: An Evaluation of the Effects of Self-Selection Problem & Treatment

Abolghasem Naderi
Assistant Professor
Department of Educational Planning & Administration
Faculty of Psychology & Education
Tehran University, Tehran

This articles aims at evaluating the effects of self-selection problem and treatment on returns to higher education caused by individuals' decision to attend colleges or universities. We apply conditional earnings functions to tackle the problem of self-selection bias. Using data from the Tehran province survey of socio-economic characteristics 1380 and the U.S. National Longitudinal Survey of Youth 1976 and 1994, we found that (1) education is an investment with high returns for the employees of Tehran province, (2) the returns to higher education is substantially more than those to the general education, (3) taking into account the problem of self-selection increases the returns to education estimates, and (3) the findings of Tehran province sample are similar to those of the U.S. samples. Therefore, the pattern of the findings are the same and also consistent with theoretical considerations stating that the conventional estimates which do not deal with the problem of self-selection and treatment effects produce biased and inconsistent results. Policies based on such estimates then can be misleading and severely deteriorate the allocation of resources in the society.

Keywords: Educational Investment, Return to Higher Education, Self-selection Bias, treatment effects, Conditional Regression, and Comparative Analysis.

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

ارزیابی بازده آموزش‌عالی موضوع تحقیقات گسترده‌ای بوده است. با انجام دادن این قبیل مطالعات محققان در تلاش بوده‌اند تا رفتار افراد در خصوص گرایش به تحصیلات عالی را با استفاده از مبانی نظری علم اقتصاد یعنی نظریه سرمایه انسانی که اشعار می‌دارد افراد برای کسب منافع آتی برای آموزش سرمایه‌گذاری می‌کنند، مورد مطالعه قرار دهند و علل احتمالی چنین رفتار و انتخابهایی را بیابند (Naderi, 2004). برای این منظور، از مبانی روش‌شناسی مختلفی استفاده شده که کثرت به کارگیری دو روش بیش از دیگر روشهاست: ۱. استفاده از فن متغیر مجازی؛ ۲. تفکیک مشاهدات (افراد) به دو گروه با و بدون تحصیلات عالی و تخمین رگرسیون جداگانه برای شاغلان دارای تحصیلات عالی و سایر شاغلان. این دو روش هر چند ساده هستند و به کرّات مورد استفاده قرار گرفته‌اند، اما با یک مسئله اساسی؛ یعنی مسئله خود–انتخابی[1] مواجه‌اند که برآوردها را ناسازگار و تورش‌دار می‌کند؛ یعنی فرایند تحصیلات عالی به گونه‌ای است که همه افراد قادر نیستند از تحصیلات عالی برخوردار شوند و مهم‌تر اینکه افراد دارای تحصیلات عالی نمونه‌ای تصادفی از کل جامعه نیز محسوب نمی‌شوند، بلکه اینان در یک فرایند خود–انتخابی تصمیم‌گرفته‌اند تا در مقطع تحصیلات دانشگاهی ادامه تحصیل دهند. با توجه به مبانی علم اقتصاد ناظر به تبیین رفتار افراد، اندیشهٔ غالب این است که تصمیمات افراد مبتنی بر محاسبات عقلایی است و آنهایی که تأمین مزیت نسبی‌شان را از طریق تحصیلات دانشگاهی تشخیص داده‌اند، مسیر تحصیلات عالی را طی کرده‌اند. در مقابل، افرادی که مزیت نسبی خود را در ادامه ندادن تحصیلات عالی تشخیص داده‌اند، ورود به بازار کار را انتخاب کرده‌اند. این فرایند خود– انتخابی، که در متون علمی ذی‌ربط به آثار برنامه عمل[2] معروف است، ماهیت تصادفی بودن ملاحظات و مفروضات تحلیل‌های آماری را به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد که در نتیجه، نتایج تحلیل‌های آماری متکی به روش مربعات معمولی[3] را از نظر سازگاری و تورش متأثر می‌سازد.

---

1. Self-selection
2. Treatment Effects
3. Least Squares

www.SID.ir

Archive of SID

برای مقابله با آثار مسئله خود- انتخابی و برنامه‌عمل دو رویکرد کلی قابل تصور است: طراحی و اجرای پژوهشهای آزمایشگاهی[۴] تصادفی یا به‌کارگیری روشهای آماری. در حوزه مطالعات علوم انسانی و اجتماعی امکان طراحی و اجرای پژوهشهای آزمایشگاهی به راحتی مقدور نیست و بخش عمده‌ای از مطالعات غیرآزمایشگاهی‌اند. مهم‌تر اینکه داده‌ها و اطلاعات آماری مورد استفاده در پژوهشهای ارزیابی بازده آموزش‌عالی عموماً برگرفته از شواهد واقعی و محقق‌شده[۵] است که حاصل یک فرایند غیرآزمایشگاهی و مستخرج از شرایط مبتلا به مسئله «خود-انتخابی» است. از همین رو، رویکرد دوم؛ یعنی استفاده از مبانی علم آمار برای رفع مشکل مذکور به عنوان رویکردی مناسب پیش‌روی تحلیل‌گران قرار دارد. این رویکرد به خصوص از اوایل دهه ۱۹۷۰ میلادی موضوع پژوهشهای متعددی در خارج از کشور بوده است[۱]. تا جایی که نگارنده اطلاع دارد، پژوهشی برای ارزیابی آثار خود-انتخابی ناشی از برنامه آموزش عالی در ایران انجام نشده است[۲]. مهم‌تر اینکه در سطح مطالعات بین‌المللی نیز آثار برنامه‌عمل بر نتایج تحلیل‌های تجربی به صورت مقایسه‌ای و تطبیقی مورد ارزیابی قرار نگرفته است. از این رو، در مقاله حاضر تأثیر مسئله خود-انتخابی و برنامه‌عمل بر بازده آموزش‌عالی در ایران ارزیابی و الگوواره یافته‌های جامعه ایران با یافته‌های جامعه آمریکا به طور تطبیقی تحلیل شده است.

در ادامه مباحث، مبانی نظری و روش‌شناسی مسئله خود-انتخابی برای ارزیابی تأثیر برنامه آموزش عالی بر دریافتی افراد تبیین و ارائه شده است. سپس، داده‌های آماری برگرفته از آمارگیری مرکز آمار ایران از خصوصیات اقتصادی-اجتماعی خانوار، سال ۱۳۸۰، استان تهران، و نیز دو نمونه آماری از جامعه آمریکا، مستخرج از آمارگیری طولی مردان جوان آمریکا در سال ۱۹۷۶ و آمارگیری طولی جوانان آمریکا در سال ۱۹۹۴، تشریح و توصیف شده است. در پایان، تحلیل‌های آماری برای دو جامعه ایران و آمریکا به طور تطبیقی ارائه شده و یافته‌های به دست آمده مورد بحث و تفسیر قرار گرفته است.

4. Experimental Research
5. Ex Post

www.SID.ir

Archive of SID

الگوی نظری برای ارزیابی آثار برنامه آموزش عالی بر دریافتی

در مبانی اقتصادی برای ارزیابی آثار آموزش عالی بر دریافتی یا به طور مشخص‌تر در ارزیابی بازده آموزش عالی طی چند دهه گذشته تحولات گسترده و وسیعی صورت گرفته که این تحولات عمدتاً در متن نظریه سرمایه انسانی شکل گرفته است. بر مبنای نظریه سرمایه انسانی افراد و خانواده‌ها به طور آگاهانه برای آموزش سرمایه‌گذاری می‌کنند؛ یعنی «منابع حال» را برای «منافع آینده» به آموزش (کسب مهارت و تخصص) اختصاص می‌دهند. بر مبنای ادعای این نظریه منافع آتی آموزش ناشی از ظرفیتهای مولدی است که از ناحیه مهارت و تخصص اکتسابی نصیب افراد می‌شود؛ به عبارت دیگر، افراد آموزش‌دیده دارای بهره‌وری بیشتری هستند و از این رو، استحقاق دریافتی بالاتری را دارند. دریافتی از ناحیه آموزش در واقع، مهم‌ترین منفعت آموزش برای افراد است که مبنای ارزیابیهای بازده آموزش قرار گرفته است.

تبیین ریاضی رفتار افراد، ابزار فنی لازم را برای ارزیابی بازده آموزش فراهم کرده است. همان گونه که اشاره شد، مبانی تحلیلی نظریه سرمایه انسانی اشعار می‌دارد که افراد رفتار عقلایی دارند و برای اتخاذ یک تصمیم منفعتها و هزینه‌های آن را مقایسه می‌کنند. به طور منطقی تصمیماتی که دارای منفعت خالص بیشتری باشند، در تخصیص منابع اولویت بیشتری خواهند داشت. در خصوص تصمیم فرد برای ادامه تحصیل در آموزش عالی نیز همین قاعده صادق است؛ یعنی یک فرد منفعت خالص تحصیلات عالی را در مقایسه با سایر گزینه‌ها یعنی عدم ادامه تحصیلات در سطح عالی ارزیابی می‌کند و میزان سرمایه‌گذاری در آموزش را تاجایی ادامه خواهد داد که جریان تنزیل‌شده منافع تصمیم‌ها یکسان باشد. ارزش فعلی خالص تصمیم «عدم ادامه تحصیل» با این فرض که منافع آموزش فقط از ناحیه دریافتی باشد و فرد مورد نظر بتواند n سال در بازار کار اشتغال داشته باشد و به طور مستمر و پیوسته درآمد کسب کند، به صورت زیر خواهد بود:

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

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن r و Y_0 به ترتیب نرخ تنزیل و دریافتی متوسط سالانه هستند. به همین صورت، گزینه ادامه تحصیل در مقطع آموزش عالی با فرض اینکه هزینه تنها از ناحیه درآمدهای از دست‌رفته بر فرد تحمیل می‌شود، دارای ارزش فعلی خالص زیر خواهد بود:

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

که در آن S و Y_S به ترتیب میزان تحصیلات و دریافتی متوسط سالانه یک فرد با S سال تحصیلات عالی هستند. مبنای تصمیم‌گیری فرد آن گاه است که $NPV_0 = NPV_S$. بدین ترتیب، خواهیم داشت:

$$Y_S = Y_0 e^{rS}$$
$$\ln(Y_S) = \ln(Y_0) + rS \qquad (۳)$$

رابطه (۳) بیان کننده ارتباط بین سرمایه‌گذاری آموزشی و دریافتی فرد است که در واقع، همان تابع معروف مینسر[۶] است که دریافتی بین افراد را در متن نظریه سرمایه انسانی تبیین و تحلیل می‌کند و ضریب متغیر تحصیلات، نرخ بازده سرمایه‌گذاری آموزشی را به دست می‌دهد. الگوی مذکور با لحاظ کردن سایر انواع سرمایه‌گذاریهای انسانی، به ویژه آموزش و یادگیری ضمن کار- X، توسعه داده شده و به صورت زیر ارائه شده است[۳]:

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

الگوی یاد شده برای لحاظ کردن سایر عوامل تأثیرگذار مانند جنسیت، پیشینه اجتماعی- اقتصادی و نوع شغل نیز قابل بسط و توسعه است. لذا، می‌توان متغیرها را به دو دستهٔ تحصیلات عالی و سایر عوامل تقسیم کرد و با نمادگذاری جدید الگوی زیر را مبنای تحلیل‌ها قرار داد:

$$y_i = \mathbf{x}_i\beta + \alpha D_i + u_i \qquad (۵)$$

که در آن y_i لگاریتم دریافتی، D_i تحصیلات دانشگاهی یا برنامه آموزش عالی به صورت متغیر مجازی، صفر و یک، $\mathbf{x}_i$ سایر عوامل مؤثر بر دریافتی و u_i جمله خطا برای فرد i هستند. الگوی مزبور مبنای بسیاری از تحلیل‌های تجربی ارزیابی بازده آموزش‌عالی است که میزان

6. Mincerian Earning Function

www.SID.ir

Archive of SID

بازده با استفاده از ضریب متغیر D_i قابل محاسبه است. سؤال اساسی که مطرح می‌شود این است که با فرض اینکه سایر قسمتهای الگو درست «مشخص» شده باشند، آیا این ضریب برآورد مناسب و درستی از تأثیر برنامه آموزش عالی است یا خیر؟ پاسخ درست منوط به ماهیت رفتار افراد و عاملان تحت مطالعه است؛ اگر وضعیت به گونه‌ای در نظرگرفته شود که افراد دارای تحصیلات عالی در صورت شرکت نکردن در برنامه آموزش عالی دریافتی بیشتری داشته باشند، پاسخ سؤال مذکور منفی است؛ یعنی در اینجا مسئله توانمندیهای ذاتی و تأثیر حذف آن بر جمله اخلال الگو (u_i) و سایر شرایط مفروض مسئله‌ساز می‌شود؛ به عبارت دیگر، چنانچه رفتار و انتخاب آگاهانه افراد بر مبنای مزیت نسبی‌شان شکل‌گرفته باشد، در چنین شرایطی با مسئله خود–انتخابی مواجه هستیم. از این رو، مقدار ضریب α متفاوت از میزان تأثیر واقعی برنامه آموزش عالی می‌شود و لذا، تخمین و برآورد حداقل مربعات با تورش مواجه خواهد بود[۴].

برای تبیین مسئله مذکور باید متغیر برنامه آموزش عالی را به صورت یک تابع تصمیم در نظر گرفت، به طوری که:

$$D_i^* = \mathbf{w}_i\gamma + e_i \qquad (۶)$$

$$\begin{cases} D = 1 & iff \quad D_i^* > 0 \\ D = 0 & iff \quad D_i^* \le 0 \end{cases}$$

که در آن $\mathbf{w}_i$ شامل متغیرهای تعیین‌کننده تصمیم فرد برای شرکت در برنامه آموزش‌عالی است؛ برای کسی که دارای تحصیلات عالی باشد (D=1)؛ تابع تصمیم مقداری مثبت و بزرگ‌تر از یک ($D^* > 0$) داشته است. بر عکس، برای مشاهدات بدون تحصیلات عالی مقدار تابع تصمیم صفر یا کمتر از صفر بوده است.

با پذیرش مسئله خود–انتخابی به طور طبیعی فرض می‌شود که جملات خطای الگوها (یعنی u و e) با یکدیگر ارتباط دارند؛ به عبارت دیگر، $Cov(u_i, e_i) \neq 0$ که ناقض یکی از فروض کلاسیک روش تخمین حداقل مربعات معمولی است. از این رو، برای لحاظ کردن این نکته اساسی باید تابع دریافتی به صورت شرطی تدوین و ارائه شود[۵] یعنی:

www.SID.ir

Archive of SID

$$E(y_i|D_i=1) = \mathbf{x}_i\beta + \alpha + E(u_i|D_i=1) \quad (۷)$$
$$= \mathbf{x}_i\beta + \alpha + E(u_i|e_i > -\mathbf{w}_i\gamma)$$
$$= \mathbf{x}_i\beta + \alpha + \rho\sigma_u[\phi(\mathbf{w}_i\gamma)/\Phi(\mathbf{w}_i\gamma)]$$
$$= \mathbf{x}_i\beta + \alpha + \rho\sigma_u\lambda(\mathbf{w}_i\gamma)$$

که در آن $\phi(\mathbf{w}_i\gamma)$ و $\Phi(\mathbf{w}_i\gamma)$ به ترتیب تابع چگالی و تابع تجمعی توزیع نرمال برای تابع تصمیم و ρ ضریب همبستگی بین جملات خطای الگوی دریافتی و تابع تصمیم است.

تفاوت اساسی بین الگوی (۷) و الگوی (۵) عامل $\rho\sigma_u\lambda(\mathbf{w}_i\gamma)$ است که ناشی از مسئله خود-انتخابی است. البته، این عامل ماهیت غیرخطی دارد. از این رو، تخمین و برازش تابع دریافتی مذکور به طور مستقیم با روش حداقل مربعات مقدور نیست و مستلزم استفاده از روش دو مرحله‌ای است؛ یعنی ابتدا مقدار λ برای هر یک از مشاهدات برآورد (مرحله اول) و سپس λ به عنوان یک متغیر مستقل به همراه سایر متغیرها در الگو وارد و ضرایب آنها تخمین‌زده می‌شود.

روش جایگزین برای تخمین تابع مذکور، حداکثر درستنمایی است. با این روش به طور مستقیم می‌توان ضرایب مورد نظر را برآورد کرد، اما از نظر محاسباتی این روش پیچیدگیهای بیشتری دارد. با وجود این، امروزه پیشرفتهای عظیم در زمینه فناوریهای محاسباتی از جمله نرم‌افزارهای اقتصادسنجی باعث شده است که بتوان به طور مستقیم و آسان از هر دو روش برای تخمین الگوهای شرطی (خود-انتخابی) استفاده کرد. برای نمونه، نرم‌افزارهای Stata و Limdep قابلیت تخمین الگوها را با در نظرگرفتن مسئله خود-انتخابی دارند و به راحتی برآوردهای حاصل از هر دو روش، یعنی حداکثر درستنمایی و حداقل مربعات دو مرحله‌ای را در اختیار کاربران و محققان قرار می‌دهند.

اثر خالص برنامه آموزشی یا شرکت در تحصیلات عالی، مقداری متفاوت از α خواهد بود که آن مقدار در بردارنده اثر خود-انتخابی مشارکت در برنامه نیز خواهد بود. برای این منظور، لازم است الگوی دریافتی افرادی که در برنامه آموزش‌عالی شرکت نکرده‌اند نیز تدوین و از الگوی دریافتی شرکت‌کنندگان در برنامه آموزش‌عالی کسر شود. بدین ترتیب، الگوی دریافتی افرادی که در آموزش عالی شرکت نکرده‌اند، خواهد بود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_i = \mathbf{x}_i\beta + u_{2i} \qquad (۸)$$

و امید ریاضی آن به صورت زیر است:

$$E(y_i|D_i = 0) = \mathbf{x}_i\beta + E(u_{2i}|D_i = 0) \qquad (۹)$$
$$= \mathbf{x}_i\beta + \rho\sigma_{u2}[-\phi(\mathbf{w}_i\gamma)/(1 - \Phi(\mathbf{w}_i\gamma))]$$

برای اثر خالص برنامه آموزش عالی داریم:

$$E(y_i|D_i = 1) - E(y_i|D_i = 0) = \alpha + \rho\sigma_u[\phi_i/\Phi_i(1 - \Phi_i)] \qquad (۱۰)$$

ممکن است تصور شود که تفکیک مشاهدات به دو گروه با و بدون تحصیلات دانشگاهی و برازش یک الگو برای هر گروه بتواند مشکل را حل کند، اما باید توجه شود که تخمین تابع دریافتی مستقلی برای هر یک از دو گروه (شرکت‌کنندگان و غیر شرکت‌کنندگان) نیز نمی‌تواند مشکل را حل کند، چرا که در این صورت نیز تخمینها همچنان ناسازگار و با تورش خواهند بود[۶].

داده‌های آماری : با توجه به هدف اصلی مقاله، یعنی بررسی و ارزشیابی مسائل روش‌شناسی ناشی از مسئله خود–انتخابی، سه نمونه آماری از دو جامعه برای تحلیل‌های آماری به کارگرفته شده‌اند:

نمونه اول، مستخرج از آمارگیری از ویژگیهای اجتماعی–اقتصادی خانوار مرکز آمار ایران است. این آمارگیری به صورت آمارگیری طولی (تعاقبی) از سال ۱۳۶۶ شروع و مراحل جدید آن پس از چند سال وقفه اجرا شده است. نمونه به کارگرفته شده در این مطالعه از آمارگیری سال ۱۳۸۰ و جامعه تحت آمارگیری به استان تهران محدود می‌شود. اطلاعات کلی در باره برخی از ویژگیهای جامعه مذکور در جدول ۱ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، لگاریتم دریافتی ساعتی، که در این تحلیل به عنوان متغیر هدف است، به طور متوسط ۸/۵ (یا ۴۷۷۷ ریال) بوده است. میانگین سالهای تحصیل و سالهای تجربه کار افراد نمونه به ترتیب ۹/۴ (با انحراف معیار ۴/۷) و ۲۲ (با انحراف معیار ۱۴) بوده که همبستگی این دو متغیر با متغیر هدف مثبت است. میانگین سایر متغیرها یعنی جنسیت، وضعیت تأهل و محل زندگی که

www.SID.ir

Archive of SID

به صورت مجازی صفر و یک اندازه‌گیری شده است، بیش از ۰/۵ است که از بالاتر بودن نسبت مردان، افراد متأهل و ساکنان مناطق شهری در نمونه حکایت دارد.

نمونه دوم از آمارگیری طولی جوانان آمریکاست[7] که از سال ۱۹۷۹ شروع و تا سال ۱۹۹۴ به طور سالانه و پس از آن به طور دوسالانه از طریق مصاحبه مجدد روزآمد شده است. حجم نمونه این آمارگیری در ابتدا حدود ۶ هزار پسر و دختر در سنین ۱۴ تا ۲۱ سال بوده است. گزیده‌ای از ویژگیهای آمارگیری سال ۱۹۹۴ در جدول ۲ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، میانگین لگاریتم دریافتی ساعتی حدود ۲/۴ است که در تحلیل‌های این مطالعه به عنوان متغیر وابسته به کار گرفته شده است. میانگین سالهای تحصیل و تجربه کار در بین افراد نمونه به ترتیب، ۱۳/۴ (انحراف معیار ۲/۴) و ۰/۶ (با انحراف معیار ۱/۲) است که وضعیت تجربه‌کاری و ساختار جوان افراد نمونه را نشان می‌دهد. زنان و مردان به طور نسبی با یکدیگر یکسان هستند، اما سهم افراد متأهل قدری بیشتر از افراد مجرد است. همان گونه که میانگین شاخصهای اقلیتهای نژادی نشان می‌دهند، نژاد اسپانیایی و نژاد سیاه به ترتیب ۷ و ۱۱ درصد مشاهدات را به خود اختصاص داده‌اند.

نمونه سوم برگرفته از آمارگیری طولی مردان جوان آمریکا، سنین ۱۴ تا ۲۴ ساله، است که از سال ۱۹۶۶ با یک نمونه ۵۵۲۵ نفری شروع شده است. مبنای انتخاب نمونه‌های این آمارگیری همسایگی در واحدها و کالجهای آموزش عالی و لذا، به صورت غیرتصادفی بوده است (Card, 1993). نمونه منتخب از موج مصاحبه اجرا شده در سال ۱۹۷۶ استخراج و برخی از ویژگیهای مورد هدف این نمونه در جدول ۳ ارائه شده است؛ میانگین لگاریتم دستمزد در این نمونه در سال ۱۹۷۶، ۶/۳ بوده است. متوسط سالهای تحصیل ۱۳/۳ (با انحراف معیار ۲/۷) و متوسط سالهای تجربه کار ۸/۹ (با انحراف معیار ۴/۱) بوده و همان گونه که ضرایب همبستگی نشان می‌دهند، ارتباط بین این دو و متغیر وابسته (یعنی لگاریتم دستمزد) مثبت است. میانگین شاخص نژاد و منطقه جغرافیایی حاکی از آن است که حدود ۲۳ درصد افراد نمونه نژاد سیاه و ۷۱ درصد ساکن مناطق شهری بوده‌اند.

7. National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- ویژگیهای نمونه‌ای از آمارگیری از خصوصیات اقتصادی-اجتماعی استان تهران در سال ۱۳۸۰

متغیر		ماتریس همبستگی						میانگین	انحراف معیار
		(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)		
لگاریتم دریافتی‌ساعتی	(۱)	۱						۸,۴۷	۰,۹۴
آموزش (سال)	(۲)	۰,۳۱	۱					۹,۴۱	۴,۶۹
تجربه (سال)	(۳)	۰,۱۴	-۰,۴۹	۱				۲۲,۰۲	۱۴,۰۰
جنسیت (مرد=۱)	(۴)	-۰,۰۳	-۰,۲۵	۰,۱۲	۱			۰,۸۷	۰,۳۴
تأهل (متأهل=۱)	(۵)	۰,۲۵	-۰,۱۶	۰,۵۴	۰,۰۵	۱		۰,۷۸	۰,۴۱
مکان (شهری=۱)	(۶)	۰,۲۰	۰,۳۱	-۰,۰۲	-۰,۱۳	۰,۰۲	۱	۰,۸۵	۰,۳۶

توضیح: نمونهٔ استخراجی شامل کلیه افراد شاغل در نمونه‌گیری سال ۱۳۸۰ استان تهران و حجم نمونه ۱۴۹۹ نفر است.

منبع: مرکز آمار ایران (۱۳۸۱)، آمارگیری از ویژگیهای اجتماعی و اقتصادی خانوار ۱۳۸۰، استان تهران.

جدول۲- ویژگیهای نمونه‌ای از آمارگیری طولی-تعاقبی جوانان آمریکا در سال ۱۹۹۴

متغیر		ماتریس همبستگی							میانگین	انحراف معیار
		(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)		
لگاریتم دریافتی‌ساعتی	(۱)	۱							۲,۴۱	۰,۵۶
آموزش (سال)	(۲)	۰,۴۰	۱						۱۳,۴۱	۲,۴۴
تجربه (سال)	(۳)	-۰,۱۵	-۰,۴۶	۱					۰,۵۶	۱,۲۰
جنسیت (مرد=۱)	(۴)	۰,۲۰	-۰,۰۴	۰,۰۲	۱				۰,۵۲	۰,۵۰
تأهل (متأهل=۱)	(۵)	۰,۱۳	۰,۰۹	۰,۰۱	-۰,۰۱	۱			۰,۶۱	۰,۴۹
نژاد (اسپانیایی=۱)	(۶)	-۰,۰۵	-۰,۰۹	۰,۰۵	۰,۰۰	-۰,۰۳	۱		۰,۰۷	۰,۲۵
نژاد (سیاه=۱)	(۷)	-۰,۱۴	-۰,۰۷	۰,۰۲	-۰,۰۲	-۰,۱۷	-۰,۱۰	۱	۰,۱۱	۰,۳۱

توضیح: نمونه (شامل ۴۳۸۹ فرد شاغل) از آمارگیری طولی-تعاقبی جوانان آمریکاست؛ این آمارگیری از سال ۱۹۷۹ (با حدود ۶ هزار پسر و دختر در سنین ۱۴ تا ۲۱) شروع و تا سال ۱۹۹۴ به طور سالانه و پس از آن به طور دوسالانه از طریق مصاحبه مجدد روزآمد شده است.

منبع: فایل داده‌های آماری از آدرس اینترنتی (http://econ.lse.ac.uk/ec220) گرفته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۳- ویژگیهای نمونه‌ای از آمارگیری تعاقبی مردان جوان آمریکا در سال ۱۹۷۶

متغیر		ماتریس همبستگی					میانگین	انحراف معیار
		(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)		
لگاریتم دستمزد	(۱)	۱					۶,۲۶	۰,۴۴
آموزش (سال)	(۲)	۰,۳۱	۱				۱۳,۲۶	۲,۶۸
تجربه (سال)	(۳)	۰,۰۱	-۰,۶۵	۱			۸,۸۶	۴,۱۴
نژاد (سیاه=۱)	(۴)	-۰,۳۰	-۰,۲۷	۰,۱۴	۱		۰,۲۳	۰,۴۲
مکان (شهری=۱)	(۵)	۰,۲۳	۰,۱۹	-۰,۱۴	-۰,۰۴	۱	۰,۷۱	۰,۴۵

توضیح: نمونه شامل ۳۰۱۰ فرد شاغل مستخرج از آمارگیری طولی (تعاقبی) مردان جوان آمریکا (سنین ۱۴ تا ۲۴ سال) است که از سال ۱۹۶۶ با یک نمونه ۵۵۲۵ نفری غیرتصادفی شروع شده است. مبنای انتخاب نمونه‌های این آمارگیری همسایگی در واحدها و کالجهای آموزش عالی بوده است.

منبع: فایل داده‌های آماری از آدرس اینترنتی زیر گرفته شده است:

http://www.msu.edu/~ec/faculty/wooldridge

تحلیل‌های تجربی ارزیابی بازده یا آثار برنامه آموزش عالی

ارزیابی آثار اجرای یک برنامه یا سیاست مشخص موضوع مباحث گسترده‌ای در حوزه سیاستگذاری و برنامه‌ریزی به ویژه در تصمیم‌گیریهای دولتی بوده است. یکی از مهم‌ترین برنامه‌ها، برنامه آموزش عالی است؛ از این رو، ارزیابی آثار آموزش عالی به خصوص آثار اقتصادی آن برای افراد اهمیت زیادی دارد. در این قسمت، نتایج تحلیل‌های تجربی درخصوص ارزیابی بازده آموزش‌عالی با تأکید بر ملاحظات روش‌شناسی، که مبانی نظری آن در قسمت قبل تبیین شد، ارائه شده است. برای این منظور، نتایج الگوهای دریافتی تعمیم‌یافته مینسر، برازش شده با روشهای حداقل مربعات معمولی و حداکثر درستنمایی، مقایسه شده‌اند.

برآوردهای حداقل مربعات در این بخش از مطالعه یک هدف اساسی را دنبال می‌کنند و آن مشخص کردن یک پایه یا مبنا برای انجام دادن مقایسه و تحلیل‌های تطبیقی است. برای تعیین مبنای اولیه مقایسه، الگوی۱ برازش شده که در آن بازده آموزش [فارغ از مقطع تحصیلی] ارزیابی شده است. همان گونه که نتایج ارائه شده در جدول ۴ نشان می‌دهند، در سال ۱۳۸۰ بازده آموزش برای شاغلان استان تهران حدود ۹ درصد بوده است. البته، میزان بازده در مقاطع تحصیلی یکسان نبوده و نیست. برای ارزیابی بازده آموزش به تفکیک مقاطع تحصیلی روشهای

www.SID.ir

Archive of SID

متنوعی را می‌توان به کار گرفت که در تحلیل‌های این بخش چهار روش استفاده شده است. در روش اول مشاهدات به دو دسته: شاغلان دارای تحصیلات عالی و شاغلان بدون تحصیلات‌عالی تفکیک و برای هر گروه تابع دریافتی مزبور برازش و نتایج به دست آمده به صورت الگوهای ۲ و ۳ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، بازده سالانه آموزش برای شاغلان بدون تحصیلات عالی حدود ۷ درصد و برای دارندگان تحصیلات عالی حدود ۱۴ درصد (دو برابر) است؛ این نتایج به روشنی تفاوت در بازده آموزش مقاطع تحصیلی عالی و غیرعالی را نشان می‌دهند.

روش دوم برای سنجش بازده آموزش عالی در قالب الگوی ۴ به گونه‌ای انجام شده است که علاوه بر بردار سالهای تحصیل برای همه مشاهدات، سالهای تحصیلات عالی نیز به عنوان یک متغیر جدید تعریف و وارد الگو شده است. همان گونه که نتایج نشان می‌دهند، ضریب متغیر تحصیلات عالی مثبت و معنی‌دار و حاکی از این مطلب است که یک سال تحصیلات عالی، ۲/۲ درصد بازده اضافی برای شاغلان دارای تحصیلات عالی به همراه دارد.

در الگوی ۵ تأثیر آموزش بر دریافتی با به کارگیری فن متغیر مجازی و از طریق لحاظ کردن یک متغیر برای هر یک از مقاطع تحصیلی ارزیابی شده است. همان گونه که نتایج نشان می‌دهند، تأثیر مقاطع تحصیلی بر میزان دریافتی مثبت و معنی‌دار است؛ میزان تأثیرگذاری با ارتقای مقطع تحصیلی نیز افزایش می‌یابد. برای نمونه، شاغلان دارای تحصیلات ابتدایی، در مقایسه با شاغلان بدون تحصیلات رسمی، به طور متوسط ۲۸ درصد دریافتی ساعتی بیشتری داشته‌اند. این رقم برای دارندگان تحصیلات عالی بیش از ۱۳۳ درصد بوده است.

روشهای یاد شده، روشهایی ساده اما مشکل‌دار هستند؛ مشکل یا مسئله مورد بحث ناشی از مقوله «انتخاب» است؛ یعنی افراد آگاهانه سطح تحصیلات خود را انتخاب می‌کنند و این انتخاب به عنوان یک متغیر درونزا باید در الگوی تحت برازش نمود پیدا کند. مبانی تحلیلی مناسب برای این منظور به «اثر برنامه عمل» معروف شده که برای حوزه‌های مختلف از جمله آموزش عالی به کار گرفته شده است. بی‌توجهی به آثار برنامه عمل، برآوردها را از ناحیه تورش دچار مشکل می‌کند؛ یعنی ضرایب برآوردشده با ضرایب واقعی متفاوت است و نتیجه‌گیری را با خطا همراه می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- ارزیابی آثار خود-انتخابی بر بازده آموزش عالی در استان تهران

الگو	۱ (OLS)[۱]		۲ (OLS)		۳ (OLS)		۴ (OLS)		۵ (OLS)		۶ (ML)[۳]	
متغیر	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
آموزش (سال)	۰,۰۹۰	۱۶,۱	۰,۰۶۹	۸,۷			۰,۰۶۶	۸,۸				
آموزش عالی(سال)					۰,۱۳۸	۲,۹	۰,۰۲۲	۴,۷				
آموزش ابتدایی[۲]									۰,۲۸۱	۲,۷	۰,۲۶۰	۲,۵
آموزش راهنمایی[۲]									۰,۴۵۷	۴,۱	۰,۳۹۳	۳,۶
آموزش متوسطه[۲]									۰,۷۳۹	۶,۷	۰,۶۹۳	۶,۴
آموزش عالی[۲]									۱,۳۳۵	۱۱,۶	۲,۴۳۳	۱۹,۹
تجربه (سال)	۰,۰۶۲	۱۰,۳	۰,۰۶۸	۹,۳	۰,۰۶۴	۴,۴	۰,۰۶۲	۱۰,۴	۰,۰۶۲	۱۰,۲	۰,۰۵۹	۱۰,۴
مربع تجربه	-۰,۰۰۱	-۷,۸	-۰,۰۰۱	-۷,۸	-۰,۰۰۱	-۳,۱	-۰,۰۰۱	-۸,۳	-۰,۰۰۱	-۸,۱	-۰,۰۰۱	-۸,۴
جنسیت (مرد=۱)	۰,۱۴۹	۲,۳	۰,۱۶۹	۲,۰	۰,۲۵۵	۲,۹	۰,۱۸۸	۳,۰	۰,۱۸۰	۲,۸	۰,۴۹۹	۶,۹
تأهل (متأهل=۱)	۰,۱۳۱	۱,۹	۰,۱۳۷	۱,۶	۰,۰۳۰	۰,۳	۰,۱۲۹	۱,۹	۰,۱۳۶	۲,۰	۰,۱۷۱	۲,۷
شهری (=۱)	۰,۱۵۸	۲,۶	۰,۱۸۲	۲,۸	۰,۲۱۱	۰,۹	۰,۱۹۰	۳,۱	۰,۲۱۱	۳,۴	۰,۱۶۱	۲,۷
عرض از مبدأ	۶,۳۹۲	۵۷,۸	۶,۴۲۸	۴۶,۷	۵,۸۱۴	۷,۷	۶,۵۱۳	۵۷,۷	۶,۵۲۹	۵۰,۵	۶,۱۵۱	۴۶,۸
تعداد مشاهدات	۱۴۹۹		۱۱۸۳		۳۱۶		۱۴۹۹		۱۴۹۹		۱۴۹۹	
$\overline{R}^2$	۰,۲۶۹		۰,۲۰۳		۰,۲۰۶		۰,۲۷۶		۰,۲۶۹			
آماره F	۹۱,۳۲		۴۹,۹۰		۱۳,۳۹		۸۲,۵۲		۶۲,۱۹			
خی‌دو Wald											۱۲۲۸	

توضیح: متغیر وابسته لگاریتم دریافتی ساعتی مربوط به شاغلان استان تهران است. (توضیحات بیشتر در قسمت قبل آمده است).

[۱] الگوهای ۱ تا ۵ با روش حداقل مربعات تخمین زده شده‌اند. الگوی ۲ فقط برای شاغلان با تحصیلات حداکثر دیپلم و الگوی ۳ برای شاغلان با تحصیلات‌عالی است.

[۲] آموزش بر حسب مقاطع تحصیلی ابتدایی، راهنمایی، متوسطه و دانشگاهی به صورت متغیر مجازی (۱ برای دارندگان تحصیلات مقطع مورد نظر و صفر در غیراین صورت) در نظرگرفته شده است.

[۳] الگوی ۶ با در نظر گرفتن مسئله آثار برنامهٔ عمل (Treatment Effect) از نظر «انتخاب تحصیلات دانشگاهی» با روش حداکثردرستنمایی تخمین زده شده است. انتخاب تحصیلات دانشگاهی به صورت تابعی از دریافتی مورد انتظار، که در اینجا معادل دریافتی ساعتی شاغلان در نظر گرفته شده است، و جنسیت الگوسازی شده و از روش پروبیت (Probit) تخمین زده شده است.

منبع: برآوردهای محقق.

www.SID.ir

Archive of SID

الگوی ۶ در بردارنده مسئلهٔ انتخاب تحصیلات‌عالی است. همان گونه که نتایج نشان می‌دهند، لحاظ کردن این مسئله، ضریب و بنابراین تأثیر تحصیلات عالی را به شدت افزایش می‌دهد؛ بر مبنای نتایج این الگو تأثیر آموزش‌عالی بر دریافتی ساعتی شاغلان بیش از ۲۳۲ درصد است که در مقایسه با برآوردهای الگوی ۵ (۱۳۳ درصد) به طور چشمگیری بیشتر است. بدین ترتیب، لحاظ کردن مسئله انتخاب آگاهانه تحصیلات عالی در ارزیابی بازده آموزش عالی نتایج تجربی را به شدت متأثر می‌سازد.

تأثیرگذاری مورد بحث فقط به جامعه (شاغلان) استان تهران محدود نمی‌شود. دو نمونه آماری از جامعه آمریکا نیز تحلیل و بررسی شده‌اند که از تحلیل‌های تجربی آنها نتایج مشابهی به دست آمده است. در جدول ۵ نتایج مبتنی بر یک نمونه آماری ۴۴۰۰ مشاهده‌ای از آمارگیری طولی جوانان آمریکا (NLSY) در سال ۱۹۹۴ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، آموزش و به ویژه آموزش عالی در جامعه آمریکا نیز دارای بازده مثبت و قابل توجه بوده است و الگوواره نتایج مشابه یافته‌های جامعه استان تهران است و به ویژه تأثیر مسئله انتخاب برای بازده تحصیلات عالی جالب توجه است؛ در نظر گرفتن مسئله خود- انتخابی سبب می‌شود تا میزان تأثیرگذاری آموزش عالی بر دریافتی از ۴۸ درصد (الگوی ۵) به ۱۲۰ درصد (الگوی ۶) افزایش پیدا کند.

همچنین، تحلیل‌های مورد اشاره برای یک نمونه ۳۰۱۰ نفری از آمارگیری مردان جوان آمریکا که در سال ۱۹۷۶ با آنان مصاحبه شده، انجام شده است. این تحلیل‌ها دو نتیجه اساسی شایان ذکر را حاصل می‌کند: ۱. لحاظ کردن مسئله خود-انتخابی تحصیلات عالی در تحلیل‌ها سبب افزایش ضریب متغیر تحصیلات عالی از ۴۶ درصد (الگوی ۵) به ۶۷ درصد (الگوی ۶) می‌شود که این یافته در جهت و سازگار با یافته‌های دو نمونه قبلی است؛ ۲. تفاوت داشتن نتایج الگوهای ۴ و ۵ جدول ۶، بر مبنای نتایج الگوی ۴ آموزش‌عالی تأثیر اضافه‌ای در مقایسه با سایر مقاطع تحصیلی بر دریافتی ندارد، اما در الگوی ۵ این تفاوت چشمگیر و از نظر آماری معنی‌دار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵ - ارزیابی آثار خود-انتخابی بر بازده آموزش عالی برای شاغلان جوان در آمریکا (۱۹۹۴)

الگو	۱ (OLS)[1]		۲ (OLS)		۳ (OLS)		۴ (OLS)		۵ (OLS)		۶ (ML)[3]	
متغیر	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
آموزش (سال)	۰,۱۰۶	۲۳,۲	۰,۰۷۴	۶,۹			۰,۰۵۶	۳,۸				
آموزش عالی(سال)					۰,۱۱۰	۱۳,۷	۰,۰۶۳	۳,۵				
آموزش متوسطه[2]									۰,۱۶۵	۲,۸	۰,۱۶۳	۲,۸
آموزش عالی[3]									۰,۴۸۱	۷,۷	۱,۱۹۷	۱۵,۶
تجربه (سال)	۰,۰۱۳	۳,۴	۰,۰۱۲	۲,۶	-۰,۰۰۶	-۰,۶	۰,۰۱۶	۱,۰	-۰,۰۰۸	-۲,۰	۰,۰۰۸	-۲,۳
مربع تجربه	-۰,۰۰۱	-۱,۸	-۰,۰۰۰۳	-۰,۲	-۰,۰۰۴	-۳,۳	-۰,۰۰۲	-۳,۴	۰,۰۰۱	۱,۵	۰,۰۰۱	۱,۴
جنسیت (مرد = ۱)	۰,۰۲۴۱	۱۶,۲	۰,۲۷۷	۱۳,۹	۰,۲۰۱	۹,۰	۰,۲۱۱	۱۰,۴	۰,۲۴۱	۱۵,۷	۰,۲۸۴	۱۵,۰
تأهل (متأهل = ۱)	۰,۰۸۲	۵,۳	۰,۰۷۲	۳,۵	۰,۰۹۲	۳,۹	۰,۰۸۷	۴,۱	۰,۱۰۵	۶,۶	۰,۱,۶	۶,۷
نژاد اسپانیایی (=۱)	-۰,۰۴۰	-۱,۴	-۰,۰۳۳۰	-۰,۹	-۰,۰۸۰	-۱,۷	-۰,۰۶۳	-۱,۶	-۰,۰۸۲	-۲,۷	-۰,۰۱۱	-۰,۳
نژاد سیاه (=۱)	-۰,۱۸۲	-۷,۵	-۰,۲۰۰	-۶,۶	-۰,۱۶۱	-۴,۱	-۰,۱۵۸	-۴,۶	-۰,۱۹۲	-۷,۷	-۰,۱۳۱	-۴,۳
عرض از مبدأ	۰,۸۶۹	۱۵,۰	۱,۲۱۰	۹,۳	۰,۸۱۸	۷,۱	۱,۴۵۱	۸,۸	۱,۹۰۳	۳۱,۰	۱,۵۲۸	۲۳,۲
تعداد مشاهدات	۴۳۸۹		۲۲۹۵		۲۰۹۴		۲۵۱۳		۲۵۱۳		۴۳۸۹	
$\overline{R}^2$	۰,۲۲۴		۰,۱۱۶		۰,۱۵۴		۰,۲۳۵		۰,۱۸۳			
آماره F	۱۸۱,۸		۴۳,۹۷		۵۵,۲۷		۹۷,۴۰		۱۲۳,۵۵			
خی‌دو Wald											۸۱۲,۱	

توضیح: متغیر وابسته لگاریتم دریافتی ساعتی مربوط به شاغلان جوان آمریکا در سال ۱۹۹۴ است. (توضیحات بیشتر در قسمت قبل آمده است).

[1] الگوهای ۱ تا ۵ با روش حداقل مربعات تخمین زده شده‌اند. الگوی ۲ فقط برای شاغلان با تحصیلات حداکثر تا دیپلم و الگوی ۳ برای شاغلان با تحصیلات عالی است.

[2] آموزش بر حسب مقاطع تحصیلی ابتدایی، راهنمایی، متوسطه و دانشگاهی به صورت متغیر مجازی (۱ برای دارندگان تحصیلات مقطع مورد نظر و صفر در غیراین صورت) در نظرگرفته شده است.

[3] الگوی ۶ با در نظر گرفتن مسئله آثار برنامهٔ عمل (Treatment Effect) از نظر «انتخاب تحصیلات دانشگاهی» با روش حداکثر درستنمایی تخمین زده شده است. انتخاب تحصیلات دانشگاهی به صورت تابعی از جنسیت و نژاد (اسپانیایی و سیاه) الگوسازی و از روش پروبیت (Probit) برازش شده است.

منبع: برآوردهای محقق

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۶- ارزیابی آثار خود-انتخابی بر بازده آموزش عالی مردان جوان شاغل در آمریکا (۱۹۷۶)

الگو	۱ (OLS)[1]		۲ (OLS)		۳ (OLS)		۴ (OLS)		۵ (OLS)		۶ (ML)[3]	
متغیر	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
آموزش (سال)	۰,۰۷۶	۲۱,۶	۰,۰۸۶	۱۱,۰			۰,۰۸۵	۱۱,۴				
آموزش‌عالی(سال)					۰,۰۸۳	۱۲,۹	-۰,۰۱۲	-۱,۳				
آموزش متوسطه[2]									۰,۲۳۱	۵۵	۰,۱۹۳	۳,۳
آموزش عالی[2]									۰,۴۶۰	۱۰,۳	۰,۶۶۸	۹,۴
تجربه (سال)	۰,۰۸۶	۱۲,۸	۰,۰۳۹	۲,۴	۰,۱۰۰	۸,۳	۰,۰۸۲	۱۰,۹	۰,۰۶۹	۹,۳	۰,۰۷۵	۸,۶
مربع تجربه	-۰,۰۰۲	-۷,۳	۰,۰۰۰	-۰,۶	-۰,۰۰۳	-۴,۰	-۰,۰۰۲	-۵,۷	-۰,۰۰۲	-۵,۷	-۰,۰۰۲	-۴,۸
نژاد سیاه (=۱)	-۰,۲۲۵	-۱۳,۹	-۰,۲۸۶	-۱۳,۴	-۰,۱۴۴	-۵,۲	-۰,۲۳۳	-۱۳,۷	-۰,۲۷۵	-۱۵,۸	-۰,۲۱۳	-۸,۴
شهری (=۱)[4]	۰,۱۸۲	۱۱,۸	۰,۱۹۱	۹,۳	۰,۱۶۸	۷,۲	۰,۱۸۱	۱۱,۷	۰,۱۹۸	۱۲,۲	۰,۱۵۹	۷,۶
عرض از مبدأ	۴,۶۳۸	۶۸,۹	۴,۸۰۰	۴۰۵	۴,۴۸۳	۳۸,۴	۴,۵۵۸	۵۰۵	۵,۲۳۸	۱۰۳,۴	۵,۳۱۰	۷۶۵
تعداد مشاهدات	۳۰۱۰		۱۴۸۹		۱۵۲۱		۳۰۱۰		۳۰۱۰		۲۲۲۰	
$\overline{R}^2$	۰,۲۷۳		۰,۲۶۰		۰,۲۲۵		۰,۲۷۳		۰,۲۱۵			
آماره F	۲۲۷,۲		۱۰۵۵		۸۹,۰		۱۸۹,۷		۱۳۸,۰			
خی‌دو Wald											۵۰۹,۲	

توضیح: متغیر وابسته لگاریتم دستمزد مربوط به شاغلان مرد جوان آمریکا در سال ۱۹۷۶ است. (توضیحات بیشتر در قسمت قبل آمده است).

[1] الگوهای ۱ تا ۵ با روش حداقل مربعات تخمین زده شده‌اند. الگوی ۲ فقط برای شاغلان با تحصیلات حداکثر تا دیپلم و الگوی ۳ برای شاغلان با تحصیلات عالی است.

[2] آموزش بر حسب مقاطع تحصیلی ابتدایی، راهنمایی، متوسطه و دانشگاهی به صورت متغیر مجازی (۱ برای دارندگان تحصیلات مقطع مورد نظر، و صفر در غیراین صورت) در نظرگرفته شده است.

[3] الگوی ۶ با در نظر گرفتن مسئله آثار برنامهٔ عمل (Treatment Effect) از نظر «انتخاب تحصیلات دانشگاهی» با روش حداکثر درستنمایی تخمین‌زده شده است. انتخاب تحصیلات دانشگاهی به صورت تابعی از تحصیلات والدین، نژاد (سیاهپوست) و منطقه جغرافیایی (SMSA; south and metropolitan area) الگوسازی و از روش پروبیت (Probit) برآورش شده است.

[4] محل سکونت به صورت منطقه جنوب و مرکز شهر (=۱ و سایر مناطق صفر) در نظر گرفته شده است.

منبع: برآوردهای محقق

www.SID.ir

Archive of SID

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

ارزیابی بازده یا آثار «برنامه» آموزش عالی سابقه طولانی در تحقیقات اقتصاد آموزش دارد، اما صحت و دقت ارزیابیها از ناحیه مسائل روش‌شناسی با توجه به ماهیت آموزش (کسب مهارت و تخصص) مورد مناقشه جدی بوده است؛ یکی از مهم‌ترین مناقشات که از نیمه دوم دهۀ ۱۹۷۰ میلادی به عنوان یک جریان اساسی مورد اقبال قرار گرفته، مسئله «خود-انتخابی» و تأثیر آن بر برآوردهای مرسوم بازده آموزش عالی با روش حداقل مربعات است. علی رغم این اقبال و توجه گسترده، به طور تطبیقی و مقایسه‌ای آثار تجربی مسئله مزبور مطالعه نشده است. مهم‌تر اینکه در مطالعات تجربی ارزیابی بازده آموزش عالی ایران، مسئله خود-انتخابی به طور کلی مورد غفلت قرار گرفته است. برای رفع این نقصانها، با به کارگیری مبانی نظری-تحلیلی مسئله خود-انتخابی و داده‌های مستخرج از آمارگیری مرکز آمار از ویژگیهای اقتصادی و اجتماعی خانوار (سال ۱۳۸۰ استان تهران) در مقاله حاضر، تأثیر مسئله خود-انتخابی بر برآوردهای آثار برنامه آموزش عالی بر دریافتی شاغلان استان تهران ارزیابی و نتایج به دست آمده با دو نمونه آماری از جامعه آمریکا مقایسه شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که: ۱. آموزش سرمایه‌گذاری پُر بازدهی است؛ ۲. بازده آموزش‌عالی به طور چشمگیری بیشتر از بازده آموزشهای دیگر است؛ ۳. لحاظ کردن مسئله خود-انتخابی آثار تجربی برنامه آموزش عالی را متأثر می‌سازد و آن را به طور چشمگیری افزایش می‌دهد؛ ۴. نتایج نمونه استان تهران کاملا" منطبق با یافته‌های حاصل از نمونه‌های استفاده شده در جامعه آمریکاست؛ بدین ترتیب، الگوواره یافته‌ها مشابه و مطابق با تحلیل‌های نظری است؛ یعنی برآوردهای بازده آموزش عالی که مسئله خود-انتخابی را نادیده گرفته تورش‌دار و ناسازگارند و لذا، سیاستگذاری بر پایه آنها می‌تواند گمراه کننده باشد و آثار نامطلوب جدی بر تخصیص منابع در یک جامعه به جا بگذارد.

یادداشتها

[۱] مسئله خود- انتخابی ابتدا توسط توبین (Tobin, 1985) در زمینه انتخاب شغل و حرفه افراد مورد توجه قرار گرفت، اما از دهه ۱۹۷۰ به عنوان یک جریان اصلی در حوزه‌های مختلف کاربرد

www.SID.ir

Archive of SID

الگوهای اقتصاد سنجی از جمله ارزیابی بازده آموزش به کارگرفته شده است. برخی از پژوهشهای برجسته در خصوص ارزیابی بازده آموزش (عالی) که آثار خود–انتخابی را مورد مطالعه و ارزشیابی قرار داده‌اند، عبارت‌اند از: هازمن و وایز (Hausman & Wise, 1977)، ویلیس و روزن (Willis & Rosen, 1979)، کنی و دیگران (Kenny, et. al.,1979)، بلک و اسمیت (Black & Smith, 2004)، هارمون و دیگران (Harmon, et. al., 2000)، مورتی (Moretti, 2004)، هامرمش و دونالد (Hamermesh & Donald, 2004)، هکمن و دیگران (Heckman, et. al., 2005) و بلزیل (Belzil, 2007).

[۲] در مطالعات انجام شده برای ارزیابی بازده آموزش عالی در ایران عمدتاً از تحلیل‌های رگرسیونی ساده استفاده شده و ملاحظات روش‌شناسی کمتر مورد بررسی و ارزشیابی قرار گرفته است؛ مطالعات رضوی (Razavi, 1978)، پورحسین (Pourhosein, 1979، به نقل از: Psacharopoulos, 1981)، افشاری (Afshari, 1998) و صالحی (Salehi, 2005) در این زمینه قرار دارند. البته، مطالعات نادری (Naderi, 2001, 2004) و نادری و میس (Naderi & Mace, 2003) استثناهایی هستند که محور اصلی آنها ملاحظات روش‌شناسی است، اما این ملاحظات به ارزشیابی آثار «گروه‌بندیها و ساختار سلسله‌مراتبی» بر برآوردهای بازده آموزش محدود می‌شود.

[۳] به دلیل اینکه الگوی دریافتی مینسر در متون علمی، به ویژه اقتصاد آموزش، بسط داده شده و مبانی ریاضی آن تبیین و تفسیر شده است، برای پرهیز از اطاله مباحث، مبانی مزبور در اینجا تکرار نشده است (Naderi, 2004: 85-87).

[۴] به طورکلی، در همه مواردی که مشارکت افراد در یک برنامه و سیاست خاص متکی بر انتخاب «مزیت نسبی» باشد، مسئله خود–انتخابی نیز مطرح خواهد بود.

[۵] برای توضیح بیشتر در خصوص مبانی آمار – ریاضی رگرسیون شرطی، برای نمونه به مادالا (Maddala, 1983) و گرین (Greene, 1993, 2003) مراجعه شود..

[۶] الگوهای مبتنی بر آثار برنامه عمل در بردارنده مسئله خود–انتخابی در حوزه‌ها و زمینه‌های مختلفی مانند ارزیابی آثار برنامه‌های آموزش ضمن‌کار، اجرای برنامه‌های بهداشتی، و سیاستها و برنامه‌های اشتغال و مقابله با بیکاری، به کارگرفته شده‌اند. برای توضیح بیشتر، ر.ک. به: مادالا (Maddala, 1983: 260-7) و گرین (Greene, 1993: 713-14).

www.SID.ir

Archive of SID

References

1. Afshari, Z. (1998); "The Effects of Higher Education and Experience on Employees' Earnings in Iran Using Mincerian Earnings Function"; *Quarterly J. of Research & Planning in Higher Education*, Vol. 6, No. 3, pp. 59-78 (in Persian).

2. Belzil, Christian (2007); "The Return to Schooling in Structural Dynamic Models: A Survey;" *European Economic Review*, Vol. 51, pp. 1059-1105.

3. Black, Dan A. & Jeffrey A. Smith (2004); "How Robust is the Evidence on the Effects of College Quality? Evidence from Matching"; *Journal of Econometrics,* Vol. 121, pp. 99 – 124.

4. Card, D. (1993); "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling"; NBER Working Paper, No. 4483, NBER, Cambridge, MA.

5. Card, D. (2001); "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems"; *Econometrica,* Vol. 69, No. 5, pp. 1127-1160.

6. Greene, W. H. (1993, 2003); *Econometric Analysis*; New Jersey, Prentice-Hall, Inc.

7. Hamermesh, Daniel S. & Stephen G. Donald (2004); "The Effect of College Curriculum on Earnings: Accounting for Non-Ignorable Non-Response Bias"; NBER Working Paper, No. 10809, September, NBER, Cambridge, MA.

8. Harley, Frazis (1993); "Selection Bias and the Degree Effect"; *Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 3. pp. 538-554.

9. Harmon, C., H. Oosterbeek & I. Walker (2000); *The Returns to Education: A Review of Evidence, Issues and Deficiencies in the Literature*; London, Centre for Economics of Education, LSE.

10. Hausman, J. A. & D. A. Wise (1977); "Social Experimentation, Truncated Distributions, and Efficient Estimation"; *Econometrica*, Vol. 45, No. 4, pp. 919-938.

www.SID.ir

Archive of SID

11. Heckman, J. J. (1979); "Sample Selection Bias as a Specification Error"; *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-61.

12. Heckman, J. J. & S. Polachek (1974); "Empirical Evidence on the Functioanal Form of the Earnings-Schooling Relationship"; *J. of the American Statistical Association*, Vol. 69, No. 345, pp. 350-54.

13. Heckman, James J., Lance J. Lochner & Petra E. Todd (2005); *Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond;* Mimeo.

14. Kenny, L. W., L. F. Lee, G. S. Maddala & R. P. Trost (1979); "Returns to College Education: An Investigation of Self-selection Bias Based on the Project Talent Data"; *Int'l Economic Review*, Vol. 20, No. 3, pp. 775-789.

15. Maddala, G. S. (1983); *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*; Cambridge, Cambridge University Press.

16. Moretti, Enrico (2004); "Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-sectional Data"; *Journal of Econometrics*, Vol. 121, pp. 175 – 212.

17. Naderi, A. (2001); "A Critical Evaluation of Empirical Examinations of Human Capital Theory"; *J. of Plan & Budget,* No. 60-61 (Spring); pp. 41-84 (in Persian).

18. Naderi, A. (2004); A Comparative Analysis of Return to Education in Iran's Education Labour Market; *Proceedings of 'the 2002 Conference on Engineering Reforms in Iran's Education*, Tehran: Institute for Education, Vol. 3, (in Persian).

19. Naderi, A. (2004); *Economics of Education*; Tehran: Yastoroon Press (in Persian).

20. Naderi, A. & J. Mace (2003); "Education and Earnings: A Multilevel Analysis"; *Economics of Education Rev,* Vol. 22, No. 2, pp. 143-56.

21. Psacharopoulos, G. (1981); "Returns to Education: An Updated International Comparison"; *In: The Economic Value of Education:*

www.SID.ir

Archive of SID

Studies in the Economics of Education; M. Blaug. Hants, Edward Elgar, pp. 321-41.

22. Psacharopoulos, G. & H. A. Patrinos (2004); "Returns to Investment in Education: A Further Update"; *Education Economics,* Vol. 12, No. 2, pp. 111-134.

23. Razavi, H. (1978); *Return to Educational Investment by Levels of Education*; Tehran: Plan & Budget Organization (in Persian).

24. Salehi, M. (2005); "An Evaluation of Return to Human Capital in Iran"; *Quarterly J. of Research & Planning in Higher Education*; Vol. 11, No. 182, pp. 139-166 (in Persian)

25. Statistics Center of Iran (2002); *Survey of Household Economic and Social Characteristics 1380*; Tehran: Statistics Center of Iran (In Persian).

26. Tobin, J. (1958); "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables"; *Econometrica*, Vol. 26, pp. 24-36.

27. Willis, R. J. & S. Rosen (1979); "Education and Self-Selection"; *J. of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, Part 2, pp. S7 -S36.

Received: 11. 12. 2007
Accepted: 30. 4. 2008

www.SID.ir