Archive of SID

مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی)، شماره ۱۹، نیمه اول سال ۱۳۸۶

روش مناسب ساخت مدل عرضه‌ی نیروی کار با توجه به ویژگی‌های متغیر پاسخ

فاطمه هرندی*
فرشید جمشیدی**
علیرضا فرهادی کیا***

چکیده

در طول سه دهه گذشته، با اجرای طرحهای نمونه گیری علمی و دقیق و تهیه اطلاعات در سطح افراد و خانوارها، ادبیات وسیعی در زمینه بررسی عرضه نیروی کار در سطح خرد، شکل گرفته است.
در اغلب بررسیهای انجام شده در زمینه ساعات عرضه نیروی کار از مدلهای رگرسیونی معمولی و در نتیجه از برآوردگرهای کمترین توانهای دوم معمولی، (OLS)[1] و یا حداکثر از کمترین توانهای دوم تعمیم یافته، (GLS)[2] استفاده شده است که با توجه به محدودیت های متغیر وابسته مدل (ساعت کار)، وجود اریبی در نتایج، بسیار محتمل است، زیرا استفاده از مدلهای خطی عمومی (GLM)[3] جهت ایجاد ارتباط بین مجموعه ای از متغیرهای توضیحی و یک متغیر پاسخ، زمانی مفید است که متغیر وابسته (متغیر پاسخ) با مقیاس فاصله ای مساوی، برای تمامی مشاهدات، اندازه گیری شده باشد، اما در مدل عرضه نیروی کار، متغیر پاسخ، دارای چنین ویژگی نیست.
در این مقاله ضمن معرفی روش مناسب برای ساخت مدل عرضه نیروی کار با توجه به ویژگیهای متغیر وابسته مدل، نتایج برازش مدل با سه روش مختلف، ارائه می شود.

۱ - مقدمه

یک مدل اقتصادی مناسب، مدلی است که تا حد امکان ساده باشد؛ برای یک مجموعه داده، برآوردی یکتا از پارامترها را حاصل نماید؛ مقدار زیادی از تغییرات متغیر وابسته را بیان کند؛ با فرضیات تئوری، بخصوص در مورد علایم پارامترها، سازگار باشد و قدرت پیشگویی آن در عمل خوب باشد. در فرموله کردن یک مدل اقتصادی، علاوه بر توجه به ویژگی های یک مدل خوب، باید به خطاهایی که ممکن است

* عضو هیأت علمی پژوهشکده آمار، خیابان فاطمی، خیابان شهید فکوری، شماره ۵۲
** کارشناس پژوهشکده آمار
*** کارشناس سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور

1) Ordinary Least Squares
2) Generalized Least Squares
3) General Linear Model

www.SID.ir

Archive of SID

به صورت بالقوه در تشخیص مدل رخ دهد، میزان اهمیت و نحوه تصحیح یا کاهش آن توجه نمود.

در رگرسیون خطی، باید مقادیر همه ی متغیرها برای کل نمونه معلوم باشد، اما در عمل با وضعیت هایی مواجه می شویم که نمونه به وسیله برش[1] یا ممیزی[2] محدود شده است. ممیزی وقتی پیش می آید که متغیرهای مستقل را برای تمام نمونه مشاهده می کنیم اما برای بعضی از مشاهدات، اطلاعات محدودی راجع به متغیر وابسته داریم. برش، داده ها را با محدود کردن مشاهدات براساس مشخصه های متغیر وابسته، به طور سختگیرانه تری محدود می کند. در برش، نمونه تغییر می کند اما در ممیزی این کار انجام نمی شود. مثال کلاسیک ممیزی، مطالعات توبین[3] (۱۹۵۸) در زمینه ی هزینه ی خانوارهاست.

در مدل عرضه ی نیروی کار، جامعه مورد بررسی برای ساخت مدل، تمامی افراد در سن کار می باشند اما از آن جا که در اغلب موارد اطلاعی در زمینه ی ساعات کار بالقوه ی افراد غیر شاغل در دسترس نیست، مدل عرضه ی نیروی کار در عمل بر اساس داده های بریده شده (داده های شاغلین) یا داده های ممیزی شده (داده های تمامی افراد در سن کار با فرض ساعت کار صفر برای شاغلین) ساخته می شود که همان گونه که لانگ نشان داده است (۱۹۹۷) در هر دو مورد برآوردهای ناسازگاری از شیب و عرض از مبداء حاصل می شود. ثابت شده است که با توجه به ویژگی مذکور در متغیر پاسخ مدل عرضه ی نیروی کار، روش مناسب ساخت این مدل، روش توبیت است.

در این مقاله ابتدا با ذکر یک مثال، تأثیر ممیزی کردن و برش در یک مدل رگرسیون خطی فرضی نشان داده می شود. در ادامه پس از مروری مختصر بر تعدادی از مطالعات تجربی، مبانی نظری مدل توبیت بیان می شود و در انتها مدل عرضه ی نیروی کار کشور با هریک از ۳ روش مورد نظر ساخته می شود.

۲- یك مثال ساده برای درك مفهوم ممیزی و برش

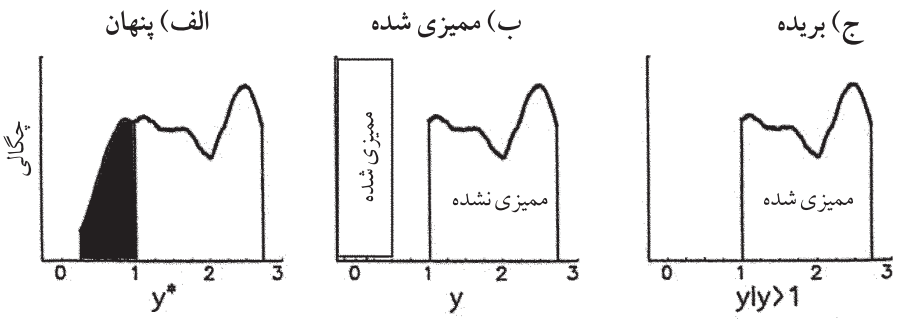
برای درك بهتر برش، ممیزی و تفاوت آن با متغیر پاسخ کامل، فرض کنید y^* متغیر پاسخ ممیزی نشده (کامل) باشد، قسمت (الف) شکل ۱، توزیع y^* را نمایش می دهد. اگر مقدار y^* را وقتی که $y^* \leq ۱$ است ندانیم (قسمت سیاه شده)، آن گاه y^*، متغیری پنهان است که روی تمام دامنه اش نمی توان آن را مشاهده کرد. بنابراین متغیر ممیزی شده ی y، به صورت زیر تعریف می شود:

1) Truncation 2) Censoring 3) Tobin

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_i = \begin{cases} y_i^* , & y_i^* > ۱ \\ ۰ , & y_i^* \le ۱ \end{cases}$$



شکل(۱) متغیرهای پنهان، ممیزی شده و بریده

در قسمت (ب)، متغیر ممیزی شده ی y، به صورت تجمع ممیزی ها در صفر رسم شده است. این ستون حاوی داده هایی است که در قسمت (الف) در ناحیه ی هاشورخورده قرار داشتند. در قسمت (ج)، متغیر بریده ی $y/y > ۱$، نشان داده شده است که در آن داده هایی که در قسمت هاشورخورده قرار داشتند، حذف شده اند. برای مشاهده ی چگونگی تأثیر ممیزی کردن و برش در مدل رگرسیون خطی، مدل خطی دو متغیره بین y^* و x را در نظر بگیرید که در آن همه ی فرضیات مدل رگرسیون خطی شامل نرمال بودن رعایت شده است. قسمت (الف) شکل ۲، مدل فوق را نشان می دهد. خط توپر، برآورد OLS، y^* است. اگر y^* در کم تر از یک ممیزی شود، x ها را برای همه ی مشاهدات می دانیم اما y^* را فقط به ازای $y^* > ۱$، مشاهده می کنیم. در قسمت (ب)، به ازای مقادیر y^* کم تر از یک، y برابر صفر قرار داده شده است. این نقاط به وسیله ی مثلث های کوچک نشان داده شده اند. سه خط رسم شده در نمودار، نتایج سه روش برآورد هستند.

یک روش برآورد پارامترها، رگرسیون y روی x برای همه ی مشاهدات، با روش OLS است که شامل داده های ممیزی شده با متغیر پاسخ صفر نیز می شود. برآورد حاصل با خط چین بلند در قسمت (ب) شکل نشان داده شده است. مشاهدات ممیزی شده، باعث کم برآورد شدن عرض از مبداء و زیاد برآورد شدن شیب شده است.

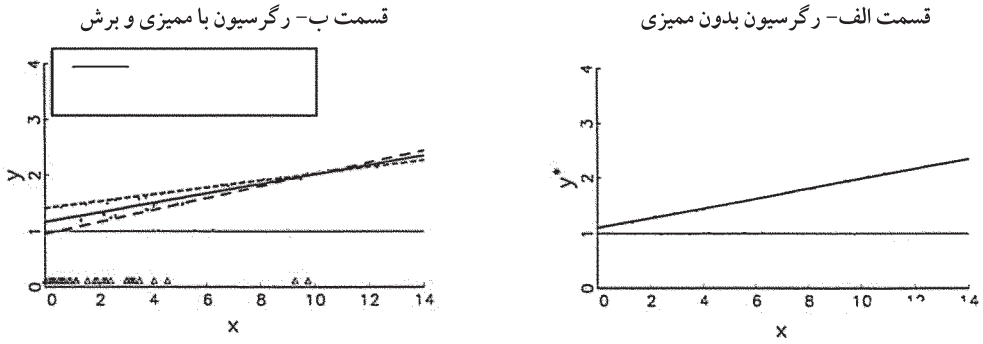
به دلیل این که وارد کردن مشاهدات ممیزی شده، اشکالاتی را ایجاد می کند. می توان از روش OLS

www.SID.ir

Archive of SID

برای برآورد خط رگرسیون بعد از برش نمونه و کنار گذاشتن نمونه هایی با متغیر پاسخ ممیزی شده، استفاده نمود. این کار مشکل ممیزی را به مشکل بریدن نمونه، تغییر می دهد. بدین منظور بعد از حذف مشاهداتی با $y = ۰$، مدل با روش OLS برآورد شده است که در شکل با خط چین کوتاه نشان داده شده است. این شیوه باعث بیش برآوردی عرض از مبداء و کم برآورد شدن شیب شده است. در بریدن، بین xها و جمله های اخلال[1]، همبستگی ایجاد می شود که باعث ناسازگاری برآوردها می گردد.

روش سوم برآورد، مدل توبیت است که گاهی به نام مدل رگرسیونی ممیزی شده نیز خوانده می شود. مدل توبیت از همه ی اطلاعات شامل اطلاعات راجع به مشاهدات ممیزی شده، استفاده کرده و برآوردهای سازگاری را ارائه می نماید. برآورد ماکسیمم درستنمایی مدل توبیت به وسیله ی خط توپر نمایش داده شده و از برآوردی که در قسمت (الف) شکل نشان داده شده است، قابل تمایز نیست.



شکل(۲) مدل رگرسیون خطی بدون ممیزی و برش و با ممیزی و برش

۳- مروری بر مطالعات تجربی

چنان چه مطالعات انجام شده در زمینه ی عرضه ی نیروی کار به دو دوره تقسیم شود، ساخت مدل با داده های بریده و ممیزی شده، تنها روش های مورد استفاده در مطالعات سری اول (۱۹۷۰-۱۹۳۰) بوده اند که به دلیل مغایرت نتایج این مطالعات با فرضیات اقتصادی، مورد رضایت اقتصاددانان قرار نداشتند (برنت، ۱۹۹۱). در مطالعات سری دوم تأکید بر این بوده است که مدل عرضه با توجه به ویژگی های متغیر پاسخ، ساخته شود تا برآوردهای سازگارتری از پارامترهای مدل حاصل گردد. برای مثال میزالا و همکاران (۱۹۹۹) مدل عرضه ی نیروی کار زنان را با استفاده از روش ماکسیمم درستنمایی

1) Error terms

www.SID.ir

Archive of SID

توبیت برآورد نموده اند و دلیل استفاده از این روش را رفع مشکلات استفاده از روش OLS ذکر نموده اند، زیرا در روش توبیت تفاوت افراد فاقد کار، از نظر احتمال حضور در نیروی کار، در مدل ملحوظ می شود. به منظور برآورد مدل عرضه، ابتدا الگوی دستمزد برآورد شده است که در آن متغیرهای تعیین کننده نرخ دستمزد شامل تجربه کاری، محل سکونت، سطح تحصیل و آموزش های تخصصی بوده است. در مدل عرضه ی نیروی کار، علاوه بر متغیرهای مذکور، سرپرست خانوار بودن، وضع زناشویی، درآمدهای غیر کاری و تعداد فرزندان زیر ۷ سال خانوار نیز به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل حضور داشته اند.

روز (۱۹۸۷) نیز با داده های ۷۵۳ زن ازدواج کرده ۳۰-۶۰ ساله که ۴۲۸ نفر آن ها شاغل بودند، مدل عرضه ی نیروی کار را با روش های مختلف برآورد و نتایج را مقایسه نموده است. وی علت منفی شدن اثر دستمزد در برخی از این معادلات را ناشی از نحوه ی محاسبه ی نرخ دستمزد به صورت $\frac{\text{کل درآمد سالانه}}{\text{تعداد ساعت کار سالانه}}$ دانسته که موجب می شود یک همبستگی جعلی بین دستمزد و ساعت کار به وجود آید.

برنت (۱۹۹۱، صفحات ۶۱۴-۶۱۷) نیز تحلیل جالبی را با استفاده از نمونه ی بریده شده، داده های ممیزی شده و مدل توبیت برای عرضه نیروی کار انجام داده است.

بلاو و همکاران (۲۰۰۲) نیز در مطالعه ای عرضه ی نیروی کار زوج های مهاجر را مورد بررسی قرار داده اند. متغیرهای توضیحی مدل شامل سن (به صورت درجه ۲)، تعداد سال های تحصیل، تعداد فرزند، نژاد، محل سکونت و تعداد سال های مهاجرت بوده است. معادله لگاریتم دستمزد شامل همین متغیرهای مستقل (بجز متغیرهای مربوط به مهاجرت) و متغیر وابسته آن $\frac{\text{حقوق ودستمزد سال قبل}}{\text{تعداد ساعت کار سال قبل}}$ بوده است. روش مورد استفاده برای برآورد مدل، حداقل مربعات دومرحله ای[1] (2 SLS) بود به این ترتیب که ابتدا با معادله دستمزد، دستمزد افراد (اعم از شاغل یا غیر شاغل) برآورد گردید سپس مدل رگرسیون عرضه ی نیروی کار ساخته شد.

در داخل کشور نیز هر چند مطالعات متعددی پیرامون مسایل بازار کار ایران انجام گرفته است اما اغلب این مطالعات عرضه ی نیروی کار در سطح کلان را مورد بررسی قرار داده اند و فقط تعداد معدودی به عرضه ی نیروی کار از دیدگاه خرد پرداخته اند. از جمله مطالعات مرتبط می توان به طایی (۱۳۷۸) و

1) Two stage least squares

www.SID.ir

Archive of SID

فرجی دانا و طایی (۱۳۷۹) اشاره کرد که در هیچ یک از آن ها به مشکل ممیزی یا برش در داده های مورد استفاده برای ساخت مدل اشاره نشده است.

۴- مبانی نظری مدل توبیت

در یک مدل توبیت، معادله ی ساختاری عبارتست از:

$$y_i^* = \underline{x}_i \underline{\beta} + \in_i$$

به طوری که، $\in_i \sim N\left(0, \sigma^2\right)$ و xها برای همه ی نمونه مشاهده می شوند. همچنین، $E\left(\in |\underline{x}\right) = 0$ و $E\left(y^* |\underline{x}\right) = \underline{x}\underline{\beta}$ است. y^* متغیری پنهان است که برای مقادیر بیش تر از τ، مشاهده شده و برای مقادیر کوچکتر یا مساوی τ، ممیزی می گردد. y نیز به صورت زیر تعریف می شود:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* = \underline{x}_i \underline{\beta} + \in_i & , \quad y_i^* > \tau \\ \tau_y & , \quad y_i^* \le \tau \end{cases}$$

τ، تعیین می کند که آیا y^* ممیزی می شود یا خیر. اما τ_y مقداری است که y^* در صورت ممیزی شدن، به خود اختصاص می دهد. هر چند که گاهی τ_y همان τ است اما مساوی قرار دادن این دو، همیشه صحیح نیست.

احتمال ممیزی شدن بستگی دارد به نسبتی از توزیع y^* که زیر τ قرار می گیرد. توزیع y^* به شرط x در قسمت (الف) شکل ۳ نشان داده شده است. $E\left(y^* |x\right)$، با خط توپر نمایش داده شده و توزیع y^* در سه مقدار x رسم گردیده است. ممیزی زمانی اتفاق می افتد که مشاهده ای زیر خط $y^* = \tau$ قرار گیرد که با ناحیه ی هاشورخورده در توزیع، مشخص شده است. چنان چه مقدار x افزایش یابد، $E\left(y^* |x\right)$ افزایش یافته و در نتیجه نسبتی از توزیع که ممیزی می گردد، کاهش می یابد.

احتمال این که مشاهده ای ممیزی گردد، برابر است با:

$$\Pr\left(\text{ممیزی شده}\right) = \Pr\left(y_i^* \le \tau |\underline{x}_i\right) = \Pr\left(\in_i \le \tau - \underline{x}_i \underline{\beta} |\underline{x}_i\right)$$

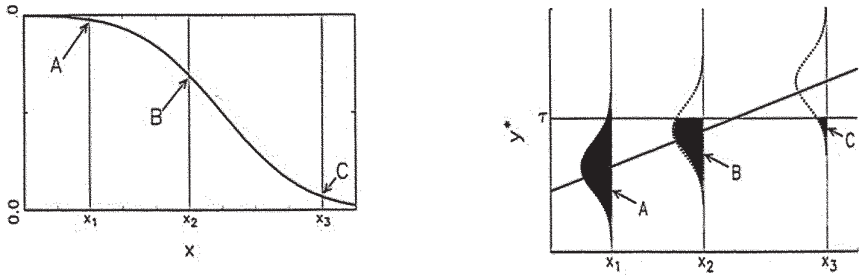
و چون $\in$ دارای توزیع $N(0, \sigma^2)$ است، لذا:

www.SID.ir

Archive of SID

قسمت الف- توزیع y^* بشر x

قسمت ب- احتمال ممیزی شدن



شکل(۳) احتمال ممیزی شدن در مدل توبیت

$$\Pr\left(\text{ممیزی شده} \middle| \underline{x}_i\right) = \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

و در نتیجه

$$\Pr\left(\text{ممیزی نشد} \middle| \underline{x}_i\right) = 1 - \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\underline{x}_i \underline{\beta} - \tau}{\sigma}\right)$$

احتمال ممیزی شدن در قسمت (ب) شکل ۳، رسم شده است. نقاطی روی منحنی که با A,B و C نام گذاری شده اند با نواحی هاشورخورده در قسمت (الف) شکل، متناظر هستند. در سمت چپ، تغییر در $\Pr\left(\text{ممیزی شده} \middle| \underline{x}\right)$، با حرکت دم بالایی روی حد آستانه، تدریجی است. سپس این احتمال وقتی که مرکز منحنی روی حد آستانه حرکت می کند، سریع تر کاهش یافته و پس از آن، تغییرات وقتی که دم پایینی منحنی، روی حد آستانه حرکت می کند، دارای روندی کندتر می گردد.

احتمال ممیزی شدن، خیلی شبیه به احتمال رخ دادن یک پیشامد، در مدل پروبیت است. اصولاً ساختار مدل های توبیت و پروبیت، یکی است، اما مدل های اندازه گیری متفاوت می باشد. در مدل توبیت، مقدار y^* را وقتی $y^* > \tau$ باشد، می دانیم اما در مدل پروبیت، تنها می دانیم که $y^* > \tau$ است یا نه. چون در مدل توبیت، اطلاعات بیش تری در دسترس است، برآورد β ها، کاراتر از برآوردهایی است که در مدل پروبیت به دست می آیند. به علاوه، چون همه ی مشاهدات در مدل پروبیت ممیزی می شوند، روشی برای برآورد واریانس y^* وجود ندارد، در حالی که در مدل توبیت، واریانس را می توان برآورد کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

قابل مشاهده نبودن y^*ها در تمام دامنه ی تغییرات آن، مشکلاتی را در مدل رگرسیون خطی به وجود می آورد. مهم ترین این مشکلات نحوه تصمیم گیری در مورد چگونگی برخورد با مشاهدات ممیزی شده است. قبل از به کارگیری مدل توبیت، دو روش متداول عبارتند بودند از:

- یک نمونه ی بریده با حذف مشاهدات ممیزی شده، ایجاد گردیده و مدل به روش OLS با استفاده از نمونه ی بریده، برآورد می گردید.

- متغیر وابسته ای با مقدار دهی تمام مشاهدات ممیزی شده برابر با τ_y، ساخته شده و مدل به روش OLS و با استفاده از متغیر وابسته ی جدید برآورد می گردید.

در ادامه ی این قسمت ابتدا مشکلات موجود در هر یک از این دو روش و سپس روش برآورد در مدل توبیت تشریح می شود.

۴-۱- مدل با نمونه ی بریده

با بریدن، مدل به صورت زیر به دست می آید:

$$y_i = \underline{x}_i \underline{\beta} + \in_i \qquad , \qquad y_i > \tau$$

در این حالت متغیر وابسته، متغیر بریده ی $y|y > \tau$ است. با امید ریاضی گرفتن داریم:

$$E(y_i|y_i > \tau, \underline{x}_i) = E(\underline{x}_i \underline{\beta} + \in |y_i > \tau, \underline{x}_i)$$
$$= \underline{x}_i \underline{\beta} + E(\in |y_i > \tau, \underline{x}_i) = \underline{x}_i \underline{\beta} + \sigma\lambda(\delta_i)$$

که در آن، σ انحراف استاندارد $\in$، $\delta = \frac{\underline{x}\underline{\beta} - \tau}{\sigma}$ و λ، معکوس نسبت میلز[1] است.

$$\left(\lambda(\cdot) = \frac{\phi(\cdot)}{\Phi(\cdot)}\right)$$

اگر، $E(\in |y > \tau, \underline{x}) = 0$ می بود، آنگاه $E(y|y > \tau, \underline{x}) = \underline{x}\underline{\beta}$ و مدل به صورت خطی باقی می ماند و برآورد به روش OLS توجیه پذیر بود، اما $E(\in |y > \tau, \underline{x})$، صفر نیست.

برای پی بردن به اشکالی که با بریدن نمونه ایجاد می شود، مدل رگرسیونی زیر را در نظر بگیرید:

1) Inverse Mills Ratio

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_i = \underline{x}_i \underline{\beta} + \sigma\lambda_i + \epsilon_i$$

که در آن λ_i، همان، $\lambda(\delta_i)$ است. مدل مزبور به این معنی است که λ_i به عنوان یک متغیر توضیحی دیگر و σ به عنوان ضریب متغیر λ، در مدل حضور دارند. حال اگر β را با استفاده از مدل $y = \underline{x}\underline{\beta} + \epsilon$ برآورد کنیم و از مدل صحیح (مدل فوق) استفاده نکنیم، برآوردهای OLS برای β ناسازگار خواهند بود.

۴-۲- مدل با داده های ممیزی شده

در این حالت کل نمونه بعد از اختصاص مقدار $y = \tau_y$ به مشاهدات ممیزی شده تحلیل می شود.

با ممیزی کردن، مدل به صورت زیر خواهد بود:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* = \underline{x}_i \underline{\beta} + \epsilon_i & , \quad y_i^* > \tau \\ \tau_y & , \quad y_i^* \le \tau \end{cases}$$

امید ریاضی y به شرط $\underline{x}$، مجموع مؤلفه هایی برای مشاهدات ممیزی شده و ممیزی نشده است:

$$E(y_i|\underline{x}_i) = \left[\Pr(\text{ممیزی نشده}|\underline{x}_i) \times E(y_i|y_i > \tau, \underline{x}_i)\right] + \left[\Pr(\text{ممیزی شده}|\underline{x}_i) \times \tau_y\right]$$

که برابر است با:

$$E(y_i|\underline{x}_i) = \left[\Phi(\delta_i) \times E(y_i|y_i > \tau, \underline{x}_i)\right] + \left[\Phi(-\delta_i) \times \tau_y\right]$$

با جایگزینی نتایج قبلی داریم:

$$E(y_i|\underline{x}_i) = \Phi(\delta_i)\underline{x}_i \underline{\beta} + \sigma\phi(\delta_i) + \Phi(-\delta_i)\tau_y$$

در این حالت نیز چون $E(y|\underline{x})$، نسبت به $\underline{x}$، غیرخطی است، برآورد مدل رگرسیونی y روی x، برآوردهای ناسازگاری را برای پارامترهای مدل رگرسیونی * روی x نتیجه می دهد.

۴-۳- رآورد توبیت

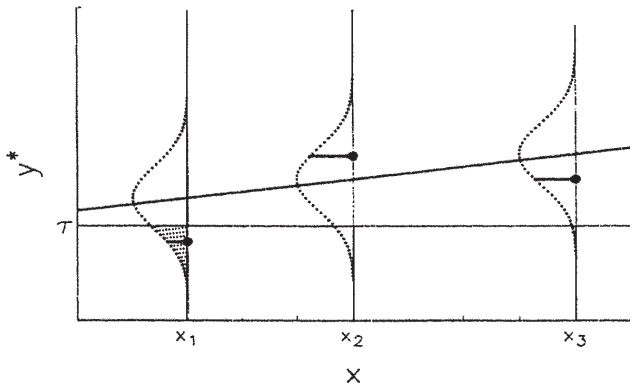
یک روش برای برآورد مدل توبیت، براساس $y = \underline{x}\underline{\beta} + \sigma\lambda + \varepsilon$ است. هکمن ۱۹۷۶()

www.SID.ir

Archive of SID

برآوردگری دو مرحله ای را پیشنهاد می کند که در آن ابتدا λ به وسیله ی مدل پروبیت برآورد شده و سپس $y = \underline{x}\underline{\beta} + \sigma\lambda + \varepsilon$، به وسیله ی OLS برآورد می شود. از آن جا که این برآوردگر از کارایی کم تری نسبت به برآورد ماکسیمم درستنمایی برخوردار است و محاسبه آن، از برآوردگر ماکسیمم درستنمایی، دشوارتر است، معمولاً از این روش استفاده نمی شود. در برآورد ماکسیمم درستنمایی برای مدل توبیت، مشاهدات به دو دسته تقسیم می شوند. دسته ی اول، شامل مشاهدات ممیزی نشده است، که ماکسیمم درستنمایی در این دسته به همان روش مدل رگرسیون خطی، محاسبه می شود. دسته ی دوم، شامل مشاهدات ممیزی شده است. برای این مشاهدات، مقدار y^* را نمی دانیم اما می توان احتمال ممیزی شدن را حساب کرده و از این احتمال در معادله ی درستنمایی، استفاده نمود. شکل ۴، این روش را با استفاده از سه مشاهده که با دایره های توپر نشان داده شده، روشن ساخته است. در هر مقدار x، منحنی نرمال نشان دهنده ی توزیع y^* به شرط x رسم شده است. برای مشاهدات ممیزی نشده، فاصله آن مشاهده تا منحنی نرمال، شانس آن مشاهده را به ازای β و σ نشان می دهد.

خط $y^* = \tau$ مشخص می کند که ممیزی کجا اتفاق می افتد. برای یک مشاهده ی ممیزی شده، مانند (x_1, y_1^*)، مقدار y^* را نمی دانیم و در نتیجه نمی توانیم ارتفاع منحنی در آن نقطه را برای تعیین درستنمایی، محاسبه کنیم. اما از آنجا که می دانیم برای هر مشاهده ممیزی شده، $y^* \leq \tau$ است، از احتمال ممیزی شدن، به عنوان درستنمایی، استفاده می کنیم. این احتمال در شکل ۴ با ناحیه هاشور خورده نشان داده شده است.



شکل(۴) برآورد ماکسیمم درستنمایی برای مدل توبیت

برای مشاهدات ممیزی نشده داریم:

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_i = \underline{x}_i \underline{\beta} + \in_i \qquad y^* > \tau$$

که در آن $\in_i \sim N\left(۰, \sigma^۲\right)$ است . معادله ی لگاریتم درستنمایی برای مشاهدات ممیزی نشده عبارتست از :

$$\ln L_u\left(\underline{\beta}, \sigma^۲\right) = \sum_{\text{ممیزی نشده}} \ln \frac{۱}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

در شکل ۴، InL_u، مجموع لگاریتم های طول میله ها در $\left(x_۲, y_۲^*\right)$ و $\left(x_۳, y_۳^*\right)$ است . برای مشاهدات ممیزی شده، x و این که $y^* \le \tau$ است، معلوم می باشد، بنابراین می توانیم احتمال زیر را حساب کنیم :

$$\Pr\left(y_i^* \le \tau \middle| \underline{x}_i\right) = \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

پس برای اولین مشاهده در شکل ۴، بجای محاسبه ی تابع چگالی احتمال در y^*، مساحت ناحیه ی هاشور خورده را حساب می کنیم . با استفاده از رابطه ی فوق، می توانیم آن قسمت از تابع درستنمایی را که از مشاهدات ممیزی شده استفاده می کند به صورت زیر بنویسیم :

$$L_c\left(\underline{\beta}, \sigma^۲\right) = \prod_{\text{ممیزی شده}} \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

و با لگاریتم گیری داریم :

$$\ln L_c\left(\underline{\beta}, \sigma^۲\right) = \sum_{\text{ممیزی شده}} \ln \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

با ادغام نتایج به دست آمده برای مشاهدات ممیزی شده و ممیزی نشده، داریم :

$$\ln L\left(\underline{\beta}, \sigma^۲ \middle| \underline{y}, \underline{x}\right) = \underbrace{\sum \ln \frac{۱}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)}_{\text{ممیزی نشده}} + \underbrace{\sum \ln \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)}_{\text{ممیزی شده}}$$

www.SID.ir

Archive of SID

با وجودی که این معادله ی درستنمایی با ترکیبی از تابع چگالی احتمال برای مشاهدات ممیزی نشده و تابع توزیع تجمعی برای مشاهدات ممیزی شده، غیرمعمول است، آممیا (۱۹۷۳) نشان می دهد که اگر فرضیات مدل توبیت صحت داشته باشند، خواص عمومی ماکسیمم درستنمایی، حاصل خواهند شد.

۵- برازش مدل

به منظور نشان دادن تأثیر روش مورد استفاده بر نتایج برازش مدل، در این قسمت مدل عرضه ی نیروی کار با استفاده از نمونه ی بریده شده، داده های ممیزی شده، و روش توبیت برآورد شده است.

برای انجام این بررسی از فایل اطلاعات پرسشنامه های خانوار حاصل از اجرای مرحله اول طرح آمارگیری از ویژگی های اجتماعی اقتصادی خانوار که در دی ماه سال ۱۳۸۰ توسط مرکز آمار ایران انجام گردید، استفاده شده است. جامعه ی تحت پوشش این طرح، خانوارهای معمولی ایرانی ساکن در نقاط شهری و روستایی کشور می باشند. اطلاعات این طرح از ۶۹۶۰ خانوار نمونه شامل ۲۵۳۶۶ فرد ۱۰ ساله و بیش تر که ۹۴۴۲ نفر آن ها شاغل بوده اند، و با یک طرح نمونه گیری خوشه ای انتخاب شده اند، جمع آوری شده است. در پرسشنامه ی این طرح سؤالات متعددی در زمینه ویژگی های اجتماعی اقتصادی خانوار و اعضای آن وجود دارد به این ترتیب که در مورد هر یک از افراد، جنس، سن، سواد و تحصیل، وضع زناشویی و باروری، وضع فعالیت و ویژگی های شغلی، نحوه گذران اوقات فراغت، درآمدهای شغلی و غیرشغلی و . . . مورد پرسش قرار می گیرد. همچنین برای هر خانوار[1]، ریز اقلام هزینه طی ماه و سال گذشته، ویژگی های مسکن، تسهیلات مورد استفاده، و . . . پرسیده می شود.

با توجه به چارچوب نظری مدل عرضه نیروی کار و اطلاعات موجود در فایل فوق الذکر، متغیرهای ساعت کار هفتگی (y)، متوسط درآمد ساعتی[2] (w)، درآمد خالص سالانه خانوار(v)، تعداد اعضای خانوار (F38)، تعداد سال های تحصیل فرد (human)، سن (age)، استان محل سکونت (Ostan 0 Ostan 27)، شهری/ روستایی(ru)، جنس (sex)، بستگی با سرپرست خانوار (head)، وضع

۱- در طرح آمارگیری از ویژگی های اجتماعی اقتصادی خانوار، منظور از خانوار، مجموعه افرادی است که با هم در یک اقامتگاه زندگی می کنند، با یکدیگر هم خرج هستند و معمولاً با هم غذا می خورند. برای توضیح بیش تر در مورد طرح مذکور و تعاریف آن مراجعه کنید به مرکز آمار ایران (آمارگیری از ویژگی های اجتماعی، اقتصادی خانوار، ۱۳۸۰)

۲ـ به عنوان متغیر جانشین برای نرخ دستمزد و برای هر فرد از تقسیم درآمد خالص سالانه شغلی به ساعت کار سالانه به دست آمده است

www.SID.ir

Archive of SID

زناشویی (Marital 0- Marilal2) و نحوه تصرف محل سکونت خانوار (Malek)، برای ساخت مدل عرضه در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که درآمد خالص سالانه خانوار شامل درآمد شغلی فرد مورد نظر نمی شود.

از بین متغیرهای فوق متغیرهای سن، درآمد ساعتی، درآمد خانوار، تعداد اعضای خانوار و تعداد سال های تحصیل فرد، پیوسته؛ متغیرهای شهری / روستایی بودن و جنس، دو حالتی[1] و بقیه ی متغیرها، رسته ای اند. چون در رگرسیون معمولی برازش مدل برروی متغیرهای رسته ای امکان پذیر نیست، ابتدا این متغیرها باید به متغیرهای دو حالتی تبدیل می شدند. به طور کلی یک متغیر رسته ای با K رسته را می توان به $K-1$ متغیر دو حالتی تبدیل نمود که هر یک از متغیرهای اخیر مقدار یک را به ازای مشاهده رده ی مورد نظر و مقدار صفر را به ازای مشاهده سایر رده ها اتخاذ می کند. البته در مواردی برای تسهیل تفسیر مدل یا برای فراهم نمودن تعداد مناسب مشاهده در یک رده، می توان برخی از رده ها را ادغام و رده جدیدی تعریف نمود.

افراد مورد بررسی برای ساخت مدل عرضه نیروی کار کشور با نمونه ی بریده شده، افراد شاغل ۱۰ ساله و بیش تر دارای درآمد شغلی مثبت بوده اند (۷۶۳۳ نفر). همان طور که در جدول ۱ ملاحظه می کنید، متغیرهای درآمد ساعتی فرد شاغل و درآمد خانوار به صورت لگاریتمی در مدل ظاهر شده اند و متغیر سن به صورت دوجمله ای درجه دوم. متغیر رسته ای بستگی با سرپرست خانوار به صورت دو حالتی تعریف شده است و مقدار ۱ آن برای افرادی است که سرپرست خانوار هستند. متغیر نحوه تصرف محل سکونت نیز به صورت یک متغیر دو حالتی با مقدار ۱ برای افرادی که محل سکونت خانوار آن ها ملکی (اعم از عرصه و اعیان یا عرصه) است، تعریف شده است.

برای متغیر رسته ای استان محل سکونت خانوار نیز ۲۷ متغیر دو حالتی تعریف شده و رده کنترل، استان تهران (ostan23) در نظر گرفته شده است. برای متغیر رسته ای وضع زناشویی نیز ۲ متغیر دو حالتی (دارای همسر، ازدواج کرده ی بدون همسر) تعریف شده و رده کنترل «هرگز ازدواج نکرده» منظور شده است. نتایج برازش این مدل در ستون های ۲ و ۳ جدول ۱ آمده است.

افراد مورد بررسی برای ساخت مدل عرضه نیروی کار کشور با داده های ممیزی شده، کلیه افراد ۱۰ ساله و بیش تر می باشند، به این ترتیب که برای غیرشاغلین، ساعت کار برابر صفر منظور شده و دستمزد

1) Binary Variable

www.SID.ir

Archive of SID

بالقوه ی[1] افراد غیرشاغل براساس الگوی دستمزد برآورد شده با داده های شاغلین، تعیین شده است[2]. به این منظور ابتدا معادله ی دستمزد با استفاده از متغیرهای توضیحی مربوط و با داده های شاغلین برآورد گردید. سپس با استفاده از ضرایب معادله ی دستمزد و با توجه به مقادیر سایر متغیرهای توضیحی افراد غیرشاغل، دستمزد بالقوه آن ها برآورد و از این مقادیر در ساخت مدل عرضه ی نیروی کار کلیه افراد ۱۰ ساله و بیش تر (۲۵۰۵۴ نفر) به روش OLS استفاده شد که نتایج آن در ستون های ۴ و ۵ جدول ۱ آمده است. متغیرهای توضیحی این مدل همانند مدل با نمونه بریده بوده است. در مدل برآورد دستمزد هر ساعت کار، متغیر وابسته، لگاریتم درآمد ساعتی فرد شاغل و متغیرهای توضیحی سن، جنس، استان محل اقامت، بستگی با سرپرست خانوار، وضع زناشویی، دوره یا مدرك تحصیلی، نحوه تصرف محل سکونت، لگاریتم درآمد سالانه خانوار (بجز درآمد فرد شاغل) و لگاریتم هزینه سالانه خانوار بوده است. برای برازش این مدل، افراد شاغل دارای درآمد مثبت انتخاب شده اند (۷۶۳۳ نفر) و پارامترها به روش OLS برآورد شده اند.

افراد مورد بررسی برای ساخت مدل توبیت عرضه نیروی کار کشور نیز، کلیه افراد ۱۰ ساله و بیش تر بوده اند. با توجه به توضیحات ارائه شده در قسمت مبانی نظری، در روش توبیت، داده ها به دو گروه تقسیم شدند، گروه اول داده های افراد شاغل و گروه دوم داده های افراد غیرشاغل. برآوردها نیز به روش ماکسیمم درستنمایی محاسبه شده اند به این ترتیب که تابع لگاریتم درستنمایی کل داده ها با ترکیب تابع چگالی احتمال شاغلین و تابع توزیع تجمعی غیرشاغلین به دست آمده است. در این جا نیز برآورد دستمزد غیرشاغلین، با استفاده از معادله ی لگاریتم دستمزد به دست آمده است، مدل توبیت نیز با استفاده از ۲۵۰۵۴ مشاهده برازش شده و نتایج برازش این مدل در ستون های ۶ و ۷ جدول ۱ آمده است. در این مدل نیز متغیرهای توضیحی عیناً مانند مدل های با نمونه بریده شده و با داده های ممیزی شده بوده اند.

مقایسه نتایج حاصل از سه روش برآورد مدل عرضه ی نیروی کار به خوبی نشان می دهد که علی رغم یکسان بودن متغیرهای توضیحی در ۳ مدل، برآوردهای حاصل تا چه حد متفاوت هستند. در این میان تنها مدل توبیت برآوردهای سازگاری از پارامترها را ارائه نموده است.

۱- دستمزد بازار کار

۲- علاوه بر دستمزد بالقوه ی افراد غیرشاغل، دستمزد کارکنان فامیلی بدون مزد و افراد دارای درآمد شغلی اظهار نشده نیز به همین روش برآورد شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول(۱) نتایج برازش مدل عرضه ی نیروی کار کشور با روش های مختلف

متغیرهای توضیحی	داده‌های بریده شده		داده‌های ممیزی شده		توبیت	
	ضرایب	خطای استاندارد	ضرایب	خطای استاندارد	ضرایب	خطای استاندارد
ضریب ثابت	٦٦	۳/٦	۳۷/۹	۲/۸	-۳۷/۵	٦/۷
Lnw	-۷/٤	۰/۲	-۵/٤	۰/۲	-۷/۰۱	۰/٤۹
Lnv	۰/۹۰	۰/۲	-۱/٦	۰/۲	-۳/۳	۰/۳۹
F38	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۵	۰/۱	۰/۲	۰/۱٦
Age	۰/۷۷	۰/۰۹	۱/۸	۰/۰٤	٦/۱	۰/۱۳
Age 2	-۰/۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۲	۰/۰۰۰٤	-۰/۰۷	۰/۰۰۱
Head	٤/۳۲	۰/۸	۱۹/۱	۰/۵	۲۲/٤	۱/۲
Sex	۱۸/۷	۰/۷	۱٦/۷	۰/۳	٤۵/۸	۱/۰۰۱
Ru	۲/۵	۰/۵	-۲/۵	۰/۳	-۱۲/۱	۰/۸
Malek	-۲/۰	۰/۵	۰/۵	۰/۳	۱/۲	۰/۹
Human	۰/۰٤	۰/۰۵	۰/۵	۰/۰٤	۰/۹	۰/۱
Material 1	۰/۳٤	۰/۷	۱/۹	۰/۵	-۱/۹	۱/۲
Material 2	-۰/٤۲	۱/۵	-٤/۷	۰/۹	-۱۷/۷	۲/٤
Ostan 0 (مرکزی)	-۲/۳	۱/۳	۲/۱	۰/۹	٦/۷	۲/۳
Oastan 1 (گیلان)	-۰/۵۹	۱/۰۷	۳/۸	۰/۷	۱۰/۳	۱/۷
Oastan 2 (مازندران)	-۳/۵	۰/۹	-۰/٦	۰/۷	-۰/۷	۱/۷
Ostan 3 (آذربایجان شرقی)	-۲/۱۱	۰/۹	٤/۸	۰/٦	۱۵/۳	۱/۵
Ostan 4 (آذربایجان غربی)	۰/۹٤	۱/۱	۳/۲	۰/۷	۱۱/۷	۱/۸
Ostan 5 (کرمانشاه)	-٦/۰	۱/۳	-٦/۵	۰/۸	-۱۳/۱	۲/۳
Ostan 6 (خوزستان)	-۵/۳	۰/۹	۰/۱	۰/٦	۳/۳	۱/۵
Ostan 7 (فارس)	-٤/۳	۰/۹	-۲/٤	۰/٦	-٦/۵	۱/۵
Ostan 8 (کرمان)	-۸/۲	۱/۱	-۰/۸	۰/۸	٤/۳	۲/۱
Ostan 9 (خراسان)	-٦/۷	۰/۸	-۰/۸	۰/۵	۵/۸	۱/۳
Ostan 10 (اصفهان)	-٦/۲	۱/۸	-۱/۰۳	۰/٦	۱/۵	۱/٤
Ostan 11 (سیستان و بلوچستان)	-۱۲/۷	۱/۳	-٦/۳	۰/۸	-۸/۹	۲/۳
Ostan 12 (کردستان)	-۱۰/۱	۱/٦	۲/۰	۱/۰	۱٦/۱	۲/۳
Ostan 13 (همدان)	-٦/۳	۱/۱	-۲/۹	۰/۸	۰/۲٤	۱/۹
Ostan 14 (چهارمحال و بختیاری)	-۹۰	۲/۳	-۸/۵	۱/۵	-۱۵/۳	۳/۹
Ostan 15 (لرستان)	-۸/٦	۱/۳	-۲/۲	۰/۸	-۲/۷	۲/۲
Ostan 16 (ایلام)	-۱۵/۸	۲/۳	-۹/۸	۱/۳	-۱۸/۷	۳/٦
Ostan 17 (کهگیلویه و بویراحمد)	-۱۵/۲	۲/۵	-۱۱/٤	۱/٤	-۲۸/۸	٤/۳
Ostan 18 (بوشهر)	-۵/٦	۱/۹	-۰/٦	۱/۳	۰/۵	۳/٦
Ostan 19 (زنجان)	-۵/٦	۱/٤	-۰/٦	۱/۰٤	٦/۹	۲/۵
Ostan 20 (سمنان)	-٦/۰	۲/۱	-۲/۹	۱/٤	-۰/۰۰۱	۳/۵
Ostan 21 (یزد)	-۵/٦	۱/۸	۵/۸	۱/۳	۲٤/۲	۲/۹
Ostan 22 (هرمزگان)	-۵/٤	۱/۵	-٤/۵	۰/۹	-۱۲	۲/۷
Ostan 24 (اردبیل)	-۱۰/۲	۱/۵	-۱/٤	۰/۹	۳/۹	۲/۳
Ostan 25 (قم)	-۷/۷	۱/٤	-۰/۱	۱/۰۳	۱/۷	۲/۷
Ostan 26 (قزوین)	-۲/۵	۱/٤	۳/۷	۱/۰۱	۱۳/۹	۲/٤
Ostan 27 (گلستان)	-۱۲/۵	۱/٤	-۱/٦	۰/۹	۱/۲	۲/۲

www.SID.ir

Archive of SID

۶- تفسیر ضرایب مدل توبیت

همان گونه که توضیح داده شد، روش مناسب ساخت مدل عرضه ی نیروی کار با متغیر وابسته ی «ساعت کار»، روش توبیت است و برآوردهای OLSپارامترهای مدل عرضه با داده های بریده یا ممیزی شده، برآوردهایی ناسازگار می باشند. بنابراین در این قسمت با توجه به نتایج برازش مدل توبیت عرضه ی نیروی کار کشور، تفسیر ضرایب به اختصار، بیان می شود.

– شهری بودن (در مقابل روستایی بودن) باعث کاهش تعداد ساعت کار در هفته به میزان ۱۲/۱ ساعت می شود.

– سرپرست خانوار بودن (در مقابل نبودن) باعث افزایش تعداد ساعت کار در هفته به میزان۲۲/۴ ساعت می شود.

– مرد بودن (در مقابل زن بودن) باعث ۴۵/۸ ساعت افزایش در تعداد ساعت کار در هفته می شود.

– هر سال افزایش در سنوات تحصیل باعث ۰/۹ ساعت افزایش در تعداد ساعت کار در هفته می شود.

– بی همسر بر اثر فوت یا طلاق (در مقابل دارای همسر بودن یا هرگز ازدواج نکرده بودن) باعث ۱۷/۷ ساعت کاهش در تعداد ساعت کار در هفته می شود.

– هر واحد افزایش در لگاریتم درآمد خانوار (به جز درآمد فرد شاغل) باعث ۳/۳ ساعت کاهش در تعداد ساعت کار در هفته می شود.

– هر واحد افزایش در لگاریتم درآمد ساعتی باعث ۷ ساعت کاهش در تعداد ساعت کار در هفته می شود.

ساکن استان های مرکزی، گیلان، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، خوزستان، کرمان، خراسان، کردستان، زنجان، یزد و قزوین بودن باعث افزایش تعداد ساعت کار در هفته به ترتیب به میزان ۶/۷ ، ۱۰/۳ ، ۱۵/۳ ، ۱۱/۷ ، ۳/۳ ، ۴/۳ ، ۵/۸ ، ۱۶/۱ ، ۶/۹ ، ۲۴/۲ و ۱۳/۹ ساعت می شود.

ساکن استان های کرمانشاه، فارس، سیستان و بلوچستان، چهارمحال و بختیاری، ایلام، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان بودن باعث کاهش تعداد سا عت کار در هفته به ترتیب به میزان ۱۳/۱ ، ۶/۵ ، ۸/۹ ، ۱۵/۳ ، ۱۸/۷ ، ۲۸/۸ و ۱۲ ساعت می شود.

به دلیل این که مدل توبیت برازش شده، برحسب متغیر سن از درجه ی ۲ می باشد، تفسیر ضرایب درجه ی ۱ و درجه ی ۲ ی این متغیر، مشابه با سایر متغیرهای مستقل نیست. اگر $f(x)$را تابعی درجه ی دو

www.SID.ir

Archive of SID

برحسب متغیر x بگیریم داریم .

$$f(x) = ax + bx^{۲} + c$$

و در نتیجه :

$$f(x = \Delta x) - f(x) = a\Delta x = b\Delta^{۲}x + ۲bx\Delta x$$

بنابراین اگر x به مقدار Δx افزایش پیدا کند، افزایش $f(x)$ به میزان $a\Delta x = b\Delta^{۲}x + ۲bx\Delta x$ ، خواهد بود . به این ترتیب میزان تغییر در متغیر پنهان به ازای یک واحد تغییر در متغیر سن، مطابق با فرمول فوق، عبارتست از : $a+b+ ۲b(age)$ که در آن a و b به ترتیب ضرایب برآورد شده ی سن و مجذور سن هستند .

همان طور که از فرمول فوق مشهود است، این تغییرات در سنین مختلف ثابت نیستند . برای مثال، برای افراد ۲۰ ساله، یک سال افزایش سن موجب ۳/۳ ساعت افزایش در تعداد ساعات عرضه ی نیروی کار می شود، در صورتی که برای فرد ۵۵ ساله، یک سال افزایش سن، موجب ۱/۶ ساعت کاهش در تعداد ساعات عرضه ی نیروی کار می شود .

لازم به ذکر است که افزایش یا کاهش های حاصل در اثر تغییرات ذکر شده در هر یک از متغیرهای مستقل، به شرط ثابت بودن سایر متغیرهای مستقل می باشد .

در ارتباط با ضریب متغیر درآمد ساعتی، بر اساس مبانی نظری عرضه ی نیروی کار می دانیم چنان چه اثر جانشینی[1] تغییر دستمزد بر اثر درآمدی[2] آن غلبه نماید، افزایش دستمزد موجب افزایش ساعات عرضه ی نیروی کار می شود و در غیر این صورت، افزایش دستمزد موجب کاهش ساعات عرضه ی نیروی کار می گردد . از طرفی معدود مطالعات انجام شده در داخل کشور در زمینه ی ساعات عرضه ی نیروی کار (طایی، ۱۳۷۸ ؛ فرجی دانا و طایی، ۱۳۷۹) مبین وجود ارتباط مثبت بین ساعات عرضه ی نیروی کار و درآمد شغلی است (غلبه اثر جانشینی بر اثر درآمدی) . بنابراین علامت به دست آمده برای متغیر درآمد ساعتی در مدل توبیت، همان گونه که روز (۱۹۸۷) نیز عنوان نمود تنها ناشی از نحوه ی محاسبه ی دستمزد ساعتی به صورت $\frac{\text{کل درآمد سالانه}}{\text{تعداد ساعت کار سالانه}}$ است که موجب شده یک همبستگی جعلی بین دستمزد و ساعت کار به وجود آید . به منظور حصول اطمینان از این موضوع، مدل توبیت عرضه ی نیروی کار یک بار دیگر برآورد گردید و در آن به جای درآمد ساعتی افراد شاغل از برآورد دستمزد ساعتی آن ها بر

1) Substitution effect
2) Income effect

www.SID.ir

Archive of SID

اساس ضرایب معادله دستمزد استفاده گردید. در مدل حاصل، ضریب برآورد شده برای متغیر دستمزد ساعتی دارای علامت مثبت شد. هر چند استفاده از برآورد دستمزد ساعتی شاغلین به جای مقادیر واقعی آن، مشکل ناسازگار بودن علامت متغیر مزبور با مبانی نظری را مرتفع می نماید، اما به دلیل کم بودن مقدار ضریب تعیین[1] معادله دستمزد (R^2 = ۰/۳۳۶۷)، استفاده از برآورد دستمزد ساعتی شاغلین در شرایطی که مقادیر واقعی آن را داریم، معقولانه به نظر نمی رسد.

۷- نتیجه گیری

مطالعه ی حاضر به منظور معرفی روش مناسب ساخت مدل عرضه ی نیروی کار با توجه به ویژگی های متغیر وابسته آن (ساعت کار) انجام شده است. از آن جا که هدف از بررسی عرضه ی نیروی کار در سطح خرد، تعیین عواملی است که بر تصمیم گیری افراد برای حضور در بازار کار و میزان این حضور مؤثر هستند، جامعه ی مورد بررسی برای ساخت مدل عرضه ی نیروی کار در سطح خرد بایستی تمامی افراد در سن کار (اعم از شاغل یا بیکار) را در برگیرد. از طرف دیگر هر چند ساعت کار تمامی افراد فاقد کار برابر صفر است اما با توجه به ویژگی های متفاوت این افراد، احتمال حضور آن ها در نیروی کار یکسان نیست. این مطالعه نشان داد که برای دستیابی به برآوردهایی سازگار از پارامترها، ویژگی مذکور باید در ساخت مدل عرضه مورد توجه قرار گیرد. همچنین مشخص شد که روش توبیت با ترکیب تابع چگالی احتمال شاغلین و تابع توزیع تجمعی غیر شاغلین، ویژگی فوق را در ساخت مدل ملحوظ می نماید.

در مطالعه حاضر به منظور نشان دادن تأثیر روش مورد استفاده بر نتایج حاصل، مدل عرضه ی نیروی کار با استفاده از اطلاعات آمارگیری از ویژگی های اجتماعی- اقتصادی خانوار (سال ۱۳۸۰) به سه روش محاسبه شده و همان گونه که انتظار می رفت نتایج حاصل، تفاوت قابل ملاحظه ای بین برآورد پارامترها در سه روش را نشان داده است که بر مبنای مباحث نظری مطرح شده، برآوردهای OLS حاصل از نمونه ی بریده شده و داده های ممیزی شده ناسازگار بوده و تنها برآوردهای حاصل از روش توبیت قابل استفاده است.

نکته ی دیگری که از این مطالعه حاصل شد، لزوم تهیه ی آمار مربوط به نرخ دستمزد بازار کار برای مشاغل مختلف به روش مستقیم به منظور استفاده در ساخت مدل عرضه ی نیروی کار می باشد. در این

1) Coefficient of Determination

www.SID.ir

Archive of SID

صورت اشکالاتی که استفاده از متغیر جانشین برای نرخ دستمزد (متوسط درآمد ساعتی) در مدل ایجاد می نماید، مرتفع خواهد شد.

منابع و مآخذ

- طایی، حسن (۱۳۷۸)، تحلیل تحولات و برآورد عرضه ی نیروی کار تا سال ۱۳۸۳. مؤسسه کار و تأمین اجتماعی. گزارش شماره ۲۸.

- فرجی دانا، احمد و طایی، حسن (۱۳۷۹). الگوی تعیین هم زمان عرضه ی نیروی کار و تقاضای کالا در ایران نظریه جدید اقتصاد خانواده مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۵۷.

- مرکز آمار ایران، (۱۳۸۰). نتایج طرح آمارگیری از ویژگی های اجتماعی و اقتصادی خانوار

نادری، ابوالقاسم (۱۳۸۱) «ارزیابی آثار چند شغلی و ساعات کار اضافی بر بیکاری در بازار کار ایران» (گزارش نهایی) مؤسسه کار و تأمین اجتماعی

.

Amemiya, T. (1973). Regression analysis when the dependent variables are truncated normal. Econometrica. 41, 997-1016.

Berndt, E, R.,(1991), The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary, Reading, Massachusetts: Addison-wesely publishing company.

Blau, F. D. and others, (2002), the Role of the Family in Immigrants, National Bureau of Economic Reserch.

GujaRati, D.(1999). Econometrics Second Edition, Irwin, Mcgraw-HILL.

Long, J.S. (1997), Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables, SAGE publications.

Heckman, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. Annals of Economic and Social Measurement. 5, 475-492.

Hicks, J. R. (1946), ?Value and Capital?, Oxford University Press.

www.SID.ir

Archive of SID

Mizala, Alejandra & Romaguera, Pilar & Henriquez, Paulo.(1999).Female Labor Supply in Chile.

Mroz, T.A. (1987) ?The Sensitivity of an Empirical Model of Married Woman?s Work to Economic and Statistical Assumptions,? Econometrica 55, 765-799.

Pencavel. J (1984). Labor Supply of Men. Handbook of Labor Economics. Volume 1.

Pencavel, John (1986). Labor Survey of Men: A Survey. In Handbook of Labor Economics, Orley C. Ashenfelter,& Ricard Layard Amsterdam: North-Holland Publishing Company.

Rawlings, J.O., Pantula, S.G., Dickey, D.A., (1998). APPLIED Regression Analysis, A Research Tool, Second Edition, Springer.

Searle, S.R. (1971), Linear Models, Wiley & Sons.

Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. Econometrica, 26, 24-36.

www.SID.ir