

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

فاطمه هرزندی\*  
فرشید جمشیدی\*\*  
علیرضا فرهادی کیا\*\*\*

### چکیده

در طول سه دهه گذشته، با اجرای طرح‌های نمونه‌گیری 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 برآوردهای کمترین توانهای دوم معمولی، (OLS)<sup>۱</sup> و یا حداکثر از کمترین توانهای دوم تعمیم یافته، (GLS)<sup>۲</sup> استفاده شده است که با توجه به محدودیت‌های متغیر وابسته مدل (ساعت کار)، وجود آریبی در نتایج، بسیار محتمل است، زیرا استفاده از مدل‌های خطی عمومی (GLM)<sup>۳</sup> جهت ایجاد ارتباط بین مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی و یک متغیر پاسخ، زمانی مفید است که متغیر وابسته (متغیر پاسخ) با مقیاس فاصله‌ای مساوی، برای تمامی مشاهدات، اندازه‌گیری 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 می‌شود.

### 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 علائم پارامترها، سازگار باشد و قدرت پیشگویی آن در عمل خوب باشد. در فرموله کردن یک مدل اقتصادی، علاوه بر توجه به ویژگی‌های 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

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<sup>۱</sup> یا ممیزی<sup>۲</sup> 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 بر اساس 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<sup>۳</sup> (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 هر یک از ۳ روش مورد نظر ساخته می شود.

## ۲- یک مثال ساده برای درک مفهوم ممیزی و برش

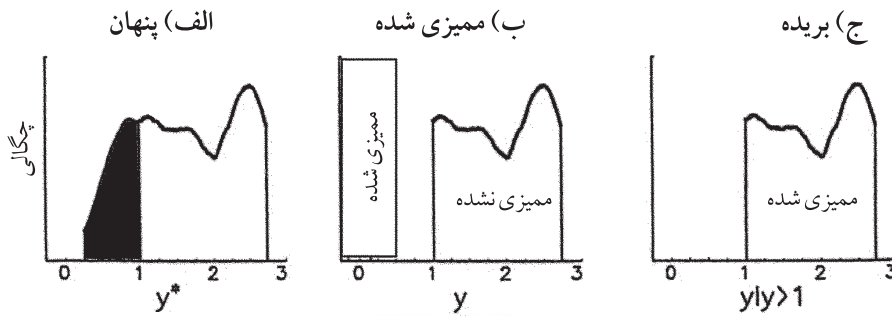
برای درک بهتر برش، ممیزی و تفاوت آن با متغیر پاسخ کامل، فرض کنید  $y$  متغیر پاسخ ممیزی نشده (کامل) باشد، قسمت (الف) شکل ۱، توزیع  $y$  را نمایش می دهد. اگر مقدار  $y$  را وقتی که  $y \leq 1$  است ندانیم (قسمت سیاه شده)، آن گاه  $y^*$ ، متغیری پنهان است که روی تمام دامنه اش نمی توان آن را مشاهده کرد. بنابراین متغیر ممیزی شده  $y$ ، به صورت زیر تعریف می شود:

1) Truncation

2) Censoring

3) Tobin

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & , y_i^* > 1 \\ 0 & , y_i^* \leq 1 \end{cases}$$



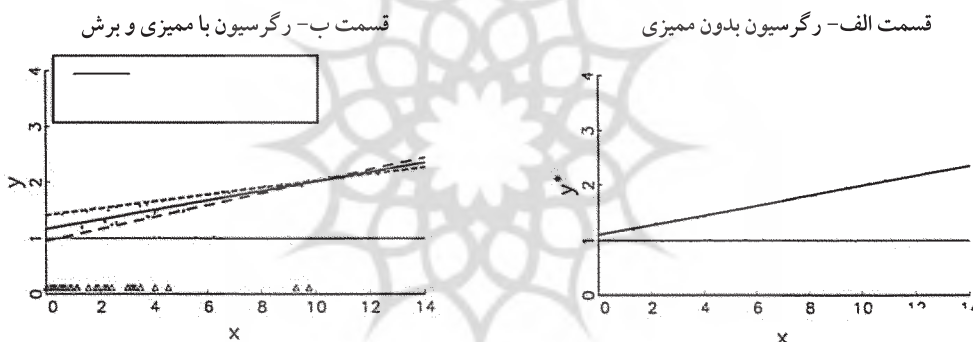
شکل (۱) متغیرهای پنهان، ممیزی شده و بریده

در قسمت (ب)، متغیر ممیزی شده‌ی  $y$ ، به صورت تجمع ممیزی‌ها در صفر رسم شده است. این ستون حاوی داده‌هایی است که در قسمت (الف) در ناحیه‌ی هاشورخورده قرار داشتند. در قسمت (ج)، متغیر بریده‌ی  $y$ ، نشان داده شده است که در آن داده‌هایی که در قسمت هاشورخورده قرار داشتند، حذف شده‌اند. برای مشاهده‌ی 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 همه‌ی فرضیات مدل رگرسیون خطی شامل نرمال بودن رعایت شده است. قسمت (الف) شکل ۲، مدل فوق را نشان می‌دهد. خط توپر، برآورد  $OLS$ ،  $y^*$  است. اگر  $y^*$  در کم‌تر از یک ممیزی شود،  $x$ ها را برای همه‌ی مشاهدات می‌دانیم اما  $y$  را فقط به ازای  $y^* > 1$ ، مشاهده می‌کنیم. در قسمت (ب)، به ازای مقادیر  $y^*$  کم‌تر از یک،  $y$  برابر صفر قرار داده شده است. این نقاط به وسیله‌ی مثلث‌های کوچک نشان داده شده‌اند. سه خط رسم شده در نمودار، نتایج سه روش برآورد هستند.

یک روش برآورد پارامترها، رگرسیون  $y$  روی  $x$  برای همه‌ی مشاهدات، با روش  $OLS$  است که شامل داده‌های ممیزی شده با متغیر پاسخ صفر نیز می‌شود. برآورد حاصل با خط چین بلند در قسمت (ب) شکل نشان داده شده است. مشاهدات ممیزی شده، باعث کم‌تر برآورد شدن عرض از مبدا و زیاد برآورد شدن شیب شده است.

به دلیل این که وارد کردن مشاهدات ممیزی شده، اشکالاتی را ایجاد می‌کند. می‌توان از روش  $OLS$

برای برآورد خط رگرسیون بعد از برش نمونه و کنار گذاشتن نمونه هایی با متغیر پاسخی ممیزی شده، استفاده نمود. این کار مشکل ممیزی را به مشکل بریدن نمونه، تغییر می دهد. بدین منظور بعد از حذف مشاهداتی با  $y=0$  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  $x$ ها و جمله های اخلاص<sup>۱</sup>، همبستگی ایجاد می شود که باعث ناسازگاری برآوردها می گردد. روش سوم برآورد، مدل توییت است که گاهی به نام مدل رگرسیونی ممیزی شده نیز خوانده می شود. مدل توییت از همه ی اطلاعات شامل اطلاعات راجع به مشاهدات ممیزی شده، استفاده کرده و برآوردهای سازگاری را ارائه می نماید. برآورد ماکسیمم درستنمایی مدل توییت 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

چنانچه 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 پاسخی، 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

توییت برآورد نموده‌اند و دلیل استفاده از این روش را رفع مشکلات استفاده از روش OLS ذکر نموده‌اند، زیرا در روش توییت تفاوت افراد فاقد کار، از نظر احتمال حضور در نیروی کار، در مدل ملحوظ می‌شود. به منظور برآورد مدل عرضه، ابتدا الگوی دستمزد برآورد شده است که در آن متغیرهای تعیین‌کننده نرخ دستمزد شامل تجربه کاری، محل سکونت، سطح تحصیل و آموزش‌های تخصصی بوده است. در مدل عرضه‌ی 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 داشته‌اند.

روز (۱۹۸۷) نیز با داده‌های ۷۵۳ زن ازدواج کرده ۳۰-۶۰ ساله که ۴۲۸ نفر آن‌ها شاغل بودند، مدل عرضه‌ی نیروی کار را با روش‌های مختلف برآورد و نتایج را مقایسه نموده است. وی علت منفی شدن اثر دستمزد در برخی از این معادلات را ناشی از نحوه‌ی محاسبه‌ی نرخ دستمزد به صورت 
$$\frac{\text{کل درآمد سالانه}}{\text{تعداد ساعت کار سالانه}}$$
 دانسته که موجب می‌شود یک همبستگی جعلی بین دستمزد و ساعت کار به وجود آید.

برنت (۱۹۹۱، صفحات ۶۱۴-۶۱۷) نیز تحلیل جالبی را با استفاده از نمونه‌ی بریده شده، داده‌های ممیزی شده و مدل توییت برای عرضه‌ی نیروی کار انجام داده است.

بلاو و همکاران (۲۰۰۲) نیز در مطالعه‌ی عرضه‌ی نیروی کار زوج‌های مهاجر را مورد بررسی قرار داده‌اند. متغیرهای توضیحی مدل شامل سن (به صورت درجه ۲)، تعداد سال‌های تحصیل، تعداد فرزندان، نژاد، محل سکونت و تعداد سال‌های مهاجرت بوده است. معادله لگاریتم دستمزد شامل همین متغیرهای مستقل (بجز متغیرهای مربوط به مهاجرت) و متغیر وابسته آن 
$$\frac{\text{حقوق و دستمزد سال قبل}}{\text{تعداد ساعت کار سال قبل}}$$
 بوده است. روش مورد استفاده برای برآورد مدل، حداقل مربعات دو مرحله‌ای<sup>۱</sup> (2SLS) بود به این ترتیب که ابتدا با معادله دستمزد، دستمزد افراد (اعم از شاغل یا غیر شاغل) برآورد گردید سپس مدل رگرسیون عرضه‌ی نیروی کار ساخته شد.

در داخل کشور نیز هر چند مطالعات متعددی پیرامون مسایل بازار کار ایران انجام گرفته است اما اغلب این مطالعات عرضه‌ی نیروی کار در سطح کلان را مورد بررسی قرار داده‌اند و فقط تعداد معدودی به عرضه‌ی نیروی کار از دیدگاه خرد پرداخته‌اند. از جمله مطالعات مرتبط می‌توان به طایی (۱۳۷۸) و

1) Two stage least squares

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

#### ۴- مبانی نظری مدل توبیت

در یک مدل توبیت، معادله‌ی ساختاری عبارتست از:

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

به طوری که،  $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  و  $x$ ها برای همه‌ی نمونه مشاهده می‌شوند. همچنین،  $E(\epsilon | x) = 0$

و  $E(y^* | x) = \underline{x} \underline{\beta}$  است.  $y^*$  متغیری پنهان است که برای مقادیر بیش تر از  $\tau$ ، مشاهده شده و برای مقادیر کوچکتر یا مساوی  $\tau$ ، ممیزی می‌گردد. لاینز به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

$\tau$ ، تعیین می‌کند که آیا  $y^*$  ممیزی می‌شود یا خیر. اما  $\tau_y$  مقداری است که  $y^*$  در صورت ممیزی شدن، به خود اختصاص می‌دهد. هر چند که گاهی  $\tau_y$  همان  $\tau$  است اما مساوی قرار دادن این دو، همیشه صحیح نیست.

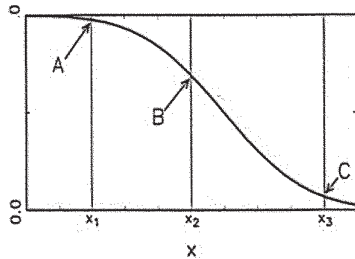
احتمال ممیزی شدن بستگی دارد به نسبتی از توزیع  $y^*$  که زیر  $\tau$  قرار می‌گیرد. توزیع  $y^*$  به شرط  $x$  در قسمت (الف) شکل ۳ نشان داده شده است.  $E(y^* | x)$ ، با خط توپر نمایش داده شده و توزیع  $y^*$  در سه مقدار  $x$  رسم گردیده است. ممیزی زمانی اتفاق می‌افتد که مشاهده‌ای زیر خط  $\tau = y^*$  قرار گیرد که با ناحیه‌ی هاشورخورده در توزیع، مشخص شده است. چنانچه مقدار  $x$  افزایش یابد،  $E(y^* | x)$  افزایش یافته و در نتیجه نسبتی از توزیع که ممیزی می‌گردد، کاهش می‌یابد.

احتمال این که مشاهده‌ای ممیزی گردد، برابر است با:

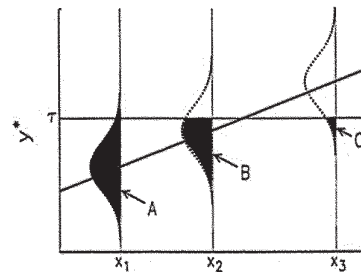
$$\Pr(\text{ممیزی شده}) = \Pr(y_i^* \leq \tau | x_i) = \Pr(\epsilon_i \leq \tau - \underline{x}_i \underline{\beta} | x_i)$$

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

قسمت ب- احتمال ممیزی شدن



قسمت الف- توزیع\* $\tau$  بیشتر  $\tau$



شکل (۳) احتمال ممیزی شدن در مدل توبیت

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

و در نتیجه

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

احتمال ممیزی شدن در قسمت (ب) شکل ۳، رسم شده است. نقاطی روی منحنی که با  $A, B, C$  نام گذاری شده اند با نواحی هاشورخورده در قسمت (الف) شکل، متناظر هستند. در سمت چپ، تغییر  $\Pr(x_i | \text{ممیزی شده})$ ، 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  $\beta$  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.

قابل مشاهده نبودن\* (ها در تمام دامنه‌ی تغییرات آن، مشکلاتی را در مدل رگرسیون خطی به وجود می‌آورد. مهم‌ترین این مشکلات نحوه تصمیم‌گیری در مورد چگونگی برخورد با مشاهدات ممیزی شده است. قبل از به کارگیری مدل توییت، دو روش متداول عبارتند بودند از:

- یک نمونه‌ی بریده با حذف مشاهدات ممیزی شده، ایجاد گردیده و مدل به روش *OLS* با استفاده از نمونه‌ی بریده، برآورد می‌گردید.

- متغیر وابسته‌ای با مقدار دهی تمام مشاهدات ممیزی شده برابر با  $\tau$ ، ساخته شده و مدل به روش *OLS* و با استفاده از متغیر وابسته‌ی جدید برآورد می‌گردید.

در ادامه‌ی این قسمت ابتدا مشکلات موجود در هر یک از این دو روش و سپس روش برآورد در مدل توییت تشریح می‌شود.

#### ۴-۱- مدل با نمونه‌ی بریده

با بریدن، مدل به صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_i = \underline{x}_i \underline{\beta} + \epsilon_i, \quad y_i > \tau$$

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

$$\begin{aligned} E(y_i | y_i > \tau, \underline{x}_i) &= E(\underline{x}_i \underline{\beta} + \epsilon_i | y_i > \tau, \underline{x}_i) \\ &= \underline{x}_i \underline{\beta} + E(\epsilon_i | y_i > \tau, \underline{x}_i) = \underline{x}_i \underline{\beta} + \sigma \lambda(\delta_i) \end{aligned}$$

که در آن  $\sigma$ ، انحراف استاندارد  $\epsilon_i$ ،  $\delta_i = \frac{\underline{x}_i \underline{\beta} - \tau}{\sigma}$  و  $\lambda$ ، معکوس نسبت میلز<sup>۱</sup> است.

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

اگر،  $E(\epsilon_i | y_i > \tau, \underline{x}_i) = 0$  می‌بود، آنگاه  $E(y_i | y_i > \tau, \underline{x}_i) = \underline{x}_i \underline{\beta}$  و مدل به صورت خطی باقی می‌ماند و برآورد به روش *OLS* توجیه پذیر بود، اما  $E(\epsilon_i | y_i > \tau, \underline{x}_i) \neq 0$ ، صفر نیست.

برای پدیده‌ی اشکالی که با بریدن نمونه ایجاد می‌شود، مدل رگرسیونی زیر را در نظر بگیرید:

1) Inverse Mills Ratio



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

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

#### ۴-۲- مدل با داده‌های ممیزی شده

در این حالت کل نمونه بعد از اختصاص مقدار  $y = \tau$  به مشاهدات ممیزی شده تحلیل می‌شود. با ممیزی کردن، مدل به صورت زیر خواهد بود:

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

امید ریاضی  $y$  به شرط  $x$ ، مجموع مؤلفه‌هایی برای مشاهدات ممیزی شده و ممیزی نشده است:

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

که برابر است با:

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

با جایگزینی نتایج قبلی داریم:

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

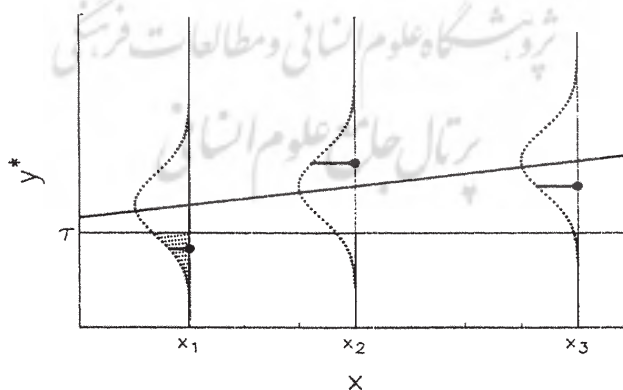
در این حالت نیز چون  $E(y | \underline{x})$ ، نسبت به  $x$ ، غیرخطی است، برآورد مدل رگرسیون  $y$  روی  $x$ ، برآوردهای ناسازگاری را برای پارامترهای مدل رگرسیون\* روی  $x$  نتیجه می‌دهد.

#### ۴-۳- رآورد توبیت

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

برآوردگری دو مرحله ای را پیشنهاد می کند که در آن ابتدا  $\lambda$  به وسیله ی مدل پروبیت برآورد شده و سپس  $y = \underline{x}\beta + \sigma\lambda + \varepsilon$ ، 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  $\beta$  و  $\sigma$  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:

$$y_i = \underline{x}_i \underline{\beta} + \epsilon_i \quad y_i^* > \tau$$

که در آن  $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  است. معادله‌ی لگاریتم درستمایی برای مشاهدات ممیزی نشده عبارتست از:

$$\ln L_u(\underline{\beta}, \sigma^2) = \sum \ln \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

ممیزی نشده

در شکل ۴،  $\ln L_u$ ، مجموع لگاریتم‌های طول میله‌ها در  $(x_r^*, y_r^*)$  و  $(x_r, y_r)$  است. برای مشاهدات ممیزی شده،  $x$  و این که  $y^* \leq \tau$  است، معلوم می‌باشد، بنابراین می‌توانیم احتمال زیر را حساب کنیم:

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

پس برای اولین مشاهده در شکل ۴، بجای محاسبه‌ی تابع چگالی احتمال در  $y^*$ ، مساحت ناحیه‌ی هاشور خورده را حساب می‌کنیم. با استفاده از رابطه‌ی فوق، می‌توانیم آن قسمت از تابع درستمایی را که از مشاهدات ممیزی شده استفاده می‌کند به صورت زیر بنویسیم:

$$L_c(\underline{\beta}, \sigma^2) = \prod \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

ممیزی شده

و با لگاریتم‌گیری داریم:

$$\ln L_c(\underline{\beta}, \sigma^2) = \sum \ln \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

ممیزی شده

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

$$\ln L(\underline{\beta}, \sigma^2 | \underline{y}, \underline{x}) = \sum \ln \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right) + \sum \ln \Phi\left(\frac{\tau - \underline{x}_i \underline{\beta}}{\sigma}\right)$$

ممیزی نشده ممیزی شده

با وجودی که این معادله‌ی درست‌نمایی با ترکیبی از تابع چگالی احتمال برای مشاهدات ممیزی نشده و تابع توزیع تجمعی برای مشاهدات ممیزی شده، غیرمعمول است، آمیبا (۱۹۷۳) نشان می‌دهد که اگر فرضیات مدل توییت 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 عرضه‌ی نیروی کار با استفاده از نمونه‌ی بریده شده، داده‌های ممیزی شده، و روش توییت برآورد شده است.

برای انجام این بررسی از فایل اطلاعات پرسشنامه‌های خانوار حاصل از اجرای مرحله اول طرح آمارگیری از ویژگی‌های اجتماعی اقتصادی خانوار که در دی ماه سال ۱۳۸۰ توسط مرکز آمار ایران انجام گردید، استفاده شده است. جامعه‌ی تحت پوشش این طرح، خانوارهای معمولی ایرانی ساکن در نقاط شهری و روستایی کشور می‌باشند. اطلاعات این طرح از ۶۹۶۰ خانوار نمونه شامل ۲۵۳۶۶ فرد ۱۰ ساله و بیش‌تر که ۹۴۴۲ نفر آن‌ها شاغل بوده‌اند، و با یک طرح نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شده‌اند، جمع‌آوری شده است. در پرسشنامه‌ی این طرح سؤالات متعددی در زمینه ویژگی‌های 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 ویژگی‌های شغلی، نحوه گذران اوقات فراغت، درآمدهای شغلی و غیرشغلی و... مورد پرسش قرار می‌گیرد. همچنین برای هر خانوار<sup>۱</sup>، ریز اقلام هزینه طی ماه و سال گذشته، ویژگی‌های مسکن، تسهیلات مورد استفاده، و... پرسیده می‌شود.

با توجه به چارچوب نظری مدل عرضه نیروی کار و اطلاعات موجود در فایل فوق‌الذکر، متغیرهای ساعت کار هفتگی ( $y$ )، متوسط درآمد ساعتی<sup>۲</sup> ( $w$ )، درآمد خالص سالانه خانوار ( $v$ )، تعداد اعضای خانوار (F38)، تعداد سال‌های تحصیل فرد (human)، سن (age)، استان محل سکونت (Ostan 0) و شهری / روستایی ( $ru$ )، جنس ( $sex$ )، بستگی با سرپرست خانوار (head)، وضع

۱- در طرح آمارگیری از ویژگی‌های اجتماعی اقتصادی خانوار، منظور از خانوار، مجموعه افرادی است که با هم در یک اقامتگاه زندگی می‌کنند، با یکدیگر هم خرج هستند و معمولاً با هم غذا می‌خورند. برای توضیح بیشتر در مورد طرح مذکور و تعاریف آن مراجعه کنید به مرکز آمار ایران (آمارگیری از ویژگی‌های اجتماعی، اقتصادی خانوار، ۱۳۸۰)

۲- 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

زناشویی (Marital 0- Marital2) 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 نمی‌شود.

از بین متغیرهای فوق متغیرهای سن، درآمد ساعتی، درآمد خانوار، تعداد اعضای خانوار و تعداد سال‌های تحصیل فرد، پیوسته؛ متغیرهای شهری / روستایی بودن و جنس، دو حالتی<sup>۱</sup> و بقیه‌ی متغیرها، رسته‌ای‌اند. چون در رگرسیون معمولی برازش مدل بر روی متغیرهای رسته‌ای امکان‌پذیر نیست، ابتدا این متغیرها باید به متغیرهای دو حالتی تبدیل می‌شدند. به طور کلی یک متغیر رسته‌ای با  $K$  رسته را می‌توان به  $K-1$  متغیر دو حالتی تبدیل نمود که هر یک از متغیرهای اخیر مقدار یک را به ازای مشاهده رده‌ی مورد نظر و مقدار صفر را به ازای مشاهده سایر رده‌ها اتخاذ می‌کند. البته در مواردی برای تسهیل تفسیر مدل یا برای فراهم نمودن تعداد مناسب مشاهده در یک رده، می‌توان برخی از رده‌ها را ادغام و رده جدیدی تعریف نمود.

افراد مورد بررسی برای ساخت مدل عرضه نیروی کار کشور با نمونه‌ی بریده شده، افراد شاغل ۱۰ ساله و بیش‌تر دارای درآمد شغلی مثبت بوده‌اند (۷۶۳۳ نفر). همان‌طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌کنید، متغیرهای درآمد ساعتی فرد شاغل و درآمد خانوار به صورت لگاریتمی در مدل ظاهر شده‌اند و متغیر سن به صورت دو جمله‌ای درجه دوم. متغیر رسته‌ای 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 آن‌ها ملکی (اعم از عرصه و اعیان یا عرصه) است، تعریف شده است.

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

افراد مورد بررسی برای ساخت مدل عرضه نیروی کار کشور با داده‌های ممیزی شده، کلیه افراد ۱۰ ساله و بیش‌تر می‌باشند، به این ترتیب که برای غیر شاغلین، ساعت کار برابر صفر منظور شده و دستمزد

1) Binary Variable

بالمقوه<sup>۱</sup> افراد غیر شاغل بر اساس الگوی دستمزد برآورد شده با داده های شاغلین، تعیین شده است<sup>۲</sup>. 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 غیر شاغل، دستمزد بالمقوه 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 مدرک 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 توییت 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 توییت، داده ها به دو گروه تقسیم شدند، گروه اول داده های افراد شاغل و گروه دوم داده های افراد غیر شاغل. 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 غیر شاغلین به دست آمده است. در این جا نیز برآورد دستمزد غیر شاغلین، با استفاده از معادله ی لگاریتم دستمزد به دست آمده است، مدل توییت 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 توییت برآوردهای سازگاری از پارامترها را ارائه نموده است.

۱- دستمزد بازار کار

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

جدول (۱) نتایج برازش مدل عرضه‌ی نیروی کار کشور با روش‌های مختلف

متغیرهای توضیحی	داده‌های بریده شده		داده‌های ممیزی شده		توییت	
	ضرایب	خطای استاندارد	ضرایب	خطای استاندارد	ضرایب	خطای استاندارد
ضریب ثابت	۶۶	۳/۶	۳۷/۹	۲/۸	-۳۷/۵	۶/۷
Lnw	-۷/۴	۰/۲	-۵/۴	۰/۲	-۷/۰۱	۰/۴۹
Lnv	۰/۹۰	۰/۲	-۱/۶	۰/۲	-۳/۳	۰/۳۹
F38	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۵	۰/۱	۰/۲	۰/۱۶
Age	۰/۷۷	۰/۰۹	۱/۸	۰/۰۴	۶/۱	۰/۱۳
Age 2	-۰/۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۱
Head	۴۰۳۲	۰/۸	۱۹/۱	۰/۵	۲۲/۴	۱/۲
Scx	۱۸/۷	۰/۷	۱۶/۷	۰/۳	۴۵/۸	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	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۵	۰/۰۴	۰/۹	۰/۱
Material 1	۰/۳۴	۰/۷	۱/۹	۰/۵	-۱/۹	۱/۲
Material 2	-۰/۴۲	۱/۵	-۴/۷	۰/۹	-۱۷/۷	۲/۴
Ostan 0 (مرکزی)	-۲/۳	۱/۳	۲/۱	۰/۹	۶/۷	۲/۳
Ostan 1 (گیلان)	-۰/۵۹	۱/۰۷	۳/۸	۰/۷	۱۰/۳	۱/۷
Ostan 2 (مازندران)	-۳/۵	۰/۹	-۰/۶	۰/۷	-۰/۷	۱/۷
Ostan 3 (آذربایجان شرقی)	-۲/۱۱	۰/۹	۴/۸	۰/۶	۱۵/۳	۱/۵
Ostan 4 (آذربایجان غربی)	۰/۹۴	۱/۱	۳/۲	۰/۷	۱۱/۷	۱/۸
Ostan 5 (کرمانشاه)	-۶/۰	۱/۳	-۶/۵	۰/۸	-۱۳/۱	۲/۳
Ostan 6 (خوزستان)	-۵/۳	۰/۹	۰/۱	۰/۶	۳/۳	۱/۵
Ostan 7 (فارس)	-۴/۳	۰/۹	-۲/۴	۰/۶	-۶/۵	۱/۵
Ostan 8 (کرمان)	-۸/۲	۱/۱	-۰/۸	۰/۸	۴/۳	۲/۱
Ostan 9 (خراسان)	-۶/۷	۰/۸	-۰/۸	۰/۵	۵/۸	۱/۳
Ostan 10 (اصفهان)	-۶/۲	۰/۸	-۱/۰۳	۰/۶	۱/۵	۱/۴
Ostan 11 (سیستان و بلوچستان)	-۱۲/۷	۱/۳	-۶/۳	۰/۸	-۸/۹	۲/۳
Ostan 12 (کردستان)	-۱۰/۱	۱/۶	۲/۰	۱/۰	۱۶/۱	۲/۳
Ostan 13 (همدان)	-۶/۳	۱/۱	-۲/۹	۰/۸	۰/۲۴	۱/۹
Ostan 14 (چهارمحال و بختیاری)	-۹/۰	۲/۳	-۸/۵	۱/۵	-۱۵/۳	۳/۹
Ostan 15 (لرستان)	-۸/۶	۱/۳	-۲/۲	۰/۸	-۲/۷	۲/۲
Ostan 16 (ایلام)	-۱۵/۸	۲/۳	-۹/۸	۱/۳	-۱۸/۷	۳/۶
Ostan 17 (کهگیلویه و بویراحمد)	-۱۵/۲	۲/۵	-۱۱/۴	۱/۴	-۲۸/۸	۴/۳
Ostan 18 (بوشهر)	-۵/۶	۱/۹	-۰/۶	۱/۳	۰/۵	۳/۶
Ostan 19 (زنجان)	-۵/۶	۱/۴	-۰/۶	۱/۰۴	۶/۹	۲/۵
Ostan 20 (سمنان)	-۶/۰	۲/۱	-۲/۹	۱/۴	-۰/۰۰۱	۳/۵
Ostan 21 (یزد)	-۵/۶	۱/۸	۵/۸	۱/۳	۲۴/۲	۲/۹
Ostan 22 (اهرمرگان)	-۵/۴	۱/۵	-۴/۵	۰/۹	-۱/۲	۲/۷
Ostan 24 (اردبیل)	-۱۰/۲	۱/۵	-۱/۴	۰/۹	۳/۹	۲/۳
Ostan 25 (قم)	-۷/۷	۱/۴	-۰/۱	۱/۰۳	۱/۷	۲/۷
Ostan 26 (فروین)	-۲/۵	۱/۴	۳/۷	۱/۰۱	۱۳/۹	۲/۴
Ostan 27 (گلستان)	-۱۲/۵	۱/۴	-۱/۶	۰/۹	۱/۲	۲/۲

## ۶- تفسیر ضرایب مدل توبیت

همان گونه که توضیح داده شد، روش مناسب ساخت مدل عرضه‌ی نیروی کار با متغیر وابسته‌ی «ساعت کار»، روش توبیت است و برآوردهای OLS پارامترهای مدل عرضه‌ی بریده‌ی یا ممیزی شده، برآوردهایی ناسازگار می‌باشند. بنابراین در این قسمت با توجه به نتایج برازش مدل توبیت عرضه‌ی نیروی کار کشور، تفسیر ضرایب به اختصار، بیان می‌شود.

- شهری بودن (در مقابل روستایی بودن) باعث کاهش تعداد ساعت کار در هفته به میزان ۱۲/۱ ساعت می‌شود.

- سرپرست خانوار بودن (در مقابل نبودن) باعث افزایش تعداد ساعت کار در هفته به میزان ۲۲/۴ ساعت می‌شود.

- مرد بودن (در مقابل زن بودن) باعث ۴۵/۸ ساعت افزایش در تعداد ساعت کار در هفته می‌شود.  
- هر سال افزایش در سنوات تحصیل باعث ۰/۹ ساعت افزایش در تعداد ساعت کار در هفته می‌شود.  
- 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 می‌شود.

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

- هر واحد افزایش در لگاریتم درآمد ساعتی باعث ۷ ساعت کاهش در تعداد ساعت کار در هفته می‌شود.

ساکنان استان‌های 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 ۱۰/۳، ۱۵/۳، ۱۱/۷، ۳/۳، ۴/۳، ۵/۸، ۱۶/۱، ۶/۹، ۲۴/۲ و ۱۳/۹ ساعت می‌شود.

ساکنان استان‌های کرمانشاه، فارس، سیستان و بلوچستان، چهارمحال و بختیاری، ایلام، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان بودن باعث کاهش تعداد ساعت کار در هفته به ترتیب به میزان ۱۳/۱، ۶/۵، ۸/۹، ۱۵/۳، ۱۸/۷، ۲۸/۸ و ۱۲ ساعت می‌شود.

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



بر حسب متغیر  $x$  بگیریم داریم .

$$f(x) = ax + bx^2 + c$$

و در نتیجه :

$$f(x + \Delta x) - f(x) = a\Delta x + b\Delta^2 x + 2bx\Delta x$$

بنابراین اگر  $x$  به مقدار  $\Delta x$  افزایش پیدا کند، افزایش  $f(x)$  به میزان  $a\Delta x + b\Delta^2 x + 2bx\Delta x$ ، خواهد بود. به این ترتیب میزان تغییر در متغیر پنهان به ازای یک واحد تغییر در متغیر سن، مطابق با فرمول فوق، عبارتست از:  $a + b + 2b(age)$  که در آن  $a$  و  $b$  به ترتیب ضرایب برآورد شده‌ی سن و مجذور سن هستند.

همان‌طور 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 عرضه‌ی نیروی کار می‌شود، در صورتی که برای فرد ۵۵ ساله، یک سال افزایش سن، موجب ۱/۶ ساعت کاهش در تعداد ساعات عرضه‌ی نیروی کار می‌شود.

لازم به ذکر است که افزایش یا کاهش‌های حاصل در اثر تغییرات ذکر شده در هر یک از متغیرهای مستقل، به شرط ثابت بودن سایر متغیرهای مستقل می‌باشد.

در ارتباط با ضریب متغیر درآمد ساعتی، بر اساس مبانی نظری عرضه‌ی نیروی کار می‌دانیم چنان‌چه اثر جانشینی<sup>۱</sup> تغییر دستمزد بر اثر درآمدی<sup>۲</sup> آن غلبه نماید، افزایش دستمزد موجب افزایش ساعات عرضه‌ی نیروی کار می‌شود و در غیر این صورت، افزایش دستمزد موجب کاهش ساعات عرضه‌ی نیروی کار می‌گردد. از طرفی معدود مطالعات انجام شده در داخل کشور در زمینه‌ی ساعات عرضه‌ی نیروی کار (طایی، ۱۳۷۸؛ فرجی دانا و طایی، ۱۳۷۹) مبین وجود ارتباط مثبت بین ساعات عرضه‌ی نیروی کار و درآمد شغلی است (غلبه اثر جانشینی بر اثر درآمدی). بنابراین علامت به دست آمده برای متغیر درآمد ساعتی در مدل توییت، همان‌گونه که روز (۱۹۸۷) نیز عنوان نمود تنها ناشی از نحوه‌ی محاسبه‌ی 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 توییت عرضه‌ی نیروی کار یک بار دیگر برآورد گردید و در آن به جای درآمد ساعتی افراد شاغل از برآورد دستمزد ساعتی آن‌ها بر

1) Substitution effect

2) Income effect

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 معادله دستمزد ( $R^2 = 0.3367$ )، استفاده از برآورد دستمزد ساعتی شاغلین در شرایطی که مقادیر واقعی آن را داریم، معقولانه به نظر نمی رسد.

## ۷- نتیجه گیری

مطالعه‌ی حاضر به منظور معرفی روش مناسب ساخت مدل عرضه‌ی نیروی کار با توجه به ویژگی‌های متغیر وابسته آن (ساعت کار) انجام شده است. از آن جا که هدف از بررسی عرضه‌ی نیروی کار در سطح خرد، تعیین عواملی است که بر تصمیم‌گیری افراد برای حضور در بازار کار و میزان این حضور مؤثر هستند، جامعه‌ی مورد بررسی برای ساخت مدل عرضه‌ی 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 ویژگی‌های متفاوت این افراد، احتمال حضور آن‌ها 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 توییت 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 عرضه‌ی نیروی کار با استفاده از اطلاعات آمارگیری از ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی خانوار (سال ۱۳۸۰) به سه روش محاسبه شده و همان گونه که انتظار می رفت نتایج حاصل، تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین برآورد پارامترها در سه روش را نشان داده است که بر مبنای مباحث نظری مطرح شده، برآوردهای OLS حاصل از نمونه‌ی بریده شده و داده‌های ممیزی شده ناسازگار بوده و تنها برآوردهای حاصل از روش توییت قابل استفاده است.

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

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

### منابع و مآخذ

- طایی، حسن (۱۳۷۸)، تحلیل تحولات و برآورد عرضه‌ی نیروی کار تا سال ۱۳۸۳. مؤسسه کار و تأمین اجتماعی. گزارش شماره ۲۸.
- فرجی دانا، احمد و طایی، حسن (۱۳۷۹). الگوی تعیین هم‌زمان عرضه‌ی نیروی کار و تقاضای کالا در ایران نظریه جدید اقتصاد خانواده مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۵۷.
- مرکز آمار ایران، (۱۳۸۰). نتایج طرح آمارگیری از ویژگی‌های 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.

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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی