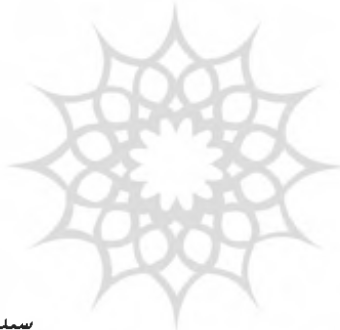


# اریب انتخاب نمونه در مدل‌های سطح زندگی



عباس عرب‌مازار\*

سیدمرتضی حسینی‌نژاد\*\*

شعبه‌ی پژوهش‌های علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

مركز جامع علوم انسانی

مطالعه عوامل مؤثر بر سطح زندگی خانوارها از دیدگاه کمک‌رسانی به خانوارهای فقیر، مهم است. در واقع از این طریق می‌توان اولاً خانوارهای فقیر را به صورتی غیر مستقیم شناسایی نمود و ثانیاً کمکها را به صورت هدفمند در راستای رفع عوامل فقر هدایت کرد. با این حال بسیاری از مطالعات در زمینه اندازه‌گیری سطح زندگی خانوارها در گروههای طبقه‌بندی شده، از مشکل اریب انتخاب نمونه رنج می‌برند. اریب انتخاب نمونه، اگر چه موضوعی منحصر به مطالعات سطح زندگی نیست و در

\*. دکتر عباس عرب‌مازار؛ عضو هیأت علمی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

E.mail: mazar@agri-bank.com

\*\* . سیدمرتضی حسینی‌نژاد؛ کارشناسی ارشد اقتصاد - دانشگاه شهید بهشتی.

E.mail: smhnejad@gmail.com

مدلهایی که مشاهدات انتخاب کننده هستند نیز کاربرد دارند، در واقع، نوعی خطای آماری است که باعث بی‌اعتباری نتایج حاصل از نمونه و عدم قابلیت تفسیر آنها به جامعه می‌شود و حتی در یک مدل رگرسیونی، اریب ضرایب را فراهم می‌آورد. هدف اصلی این مقاله بررسی و معرفی اریب انتخاب نمونه و نتایج حاصل از آن و همچنین ارائه روشی برای رفع این مشکل در مدل‌های پیمایشی می‌باشد و از این رو یک مدل مقطعی با داده‌های بودجه خانوارهای روستایی در سال ۱۳۷۹، با تأکید بر رفع اریب انتخاب در نمونه، است.

### کلید واژه‌ها:

دستگاه معادلات لوجیت، الگوریتم سطح زندگی خانوارها، اریب انتخاب نمونه



شوریه‌شکاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## مقدمه

یکی از روشهای متداول برآورد سطح زندگی، استفاده از آمارهای پیمایشی خانوار<sup>۱</sup> است. در این روش، مجموعه ای از عوامل درونی خانوار و یا به عبارت دیگر متغیرهای جمعیتی<sup>۲</sup> و اقتصادی خاص آن، به عنوان توضیح دهنده سطح زندگی، مورد بررسی قرار می‌گیرند. به عبارت دقیق تر، متغیرهای توضیحی، مشخصه‌های اجتماعی-اقتصادی خانوار می‌باشند. مشخصه‌های اقتصادی-اجتماعی از یک سو، نشان‌دهنده عواملی هستند که می‌توانند باعث افزایش توان درآمدزایی خانوار شوند و از سوی دیگر، بیانگر نیازهای یک خانوار می‌باشند. به عنوان مثال کسب مهارت‌های مختلف یا همان سرمایه انسانی خانوار، موجب می‌گردد در آمد بالقوه خانوار افزایش یابد و در مقابل افزایش بعد خانوار، درزمره متغیرهایی است که معمولاً از طرف هزینه بر سطح زندگی خانوار مؤثر است. بدین ترتیب اگر عاملی به عنوان متغیر مؤثر محسوب گردد، باید دید که این عامل در بخش درآمدی مؤثر است یا در طرف هزینه، و همین امر ما را در توضیح سطح زندگی خانوارها یاری خواهد رساند.

یکی از خطاهای آماری ظریفی که در مطالعات تجربی مبتنی بر داده‌های پیمایشی اتفاق می‌افتد، اریب در انتخاب نمونه<sup>۳</sup> است. محقق زمانی دچار خطای مذکور می‌شود که نمونه وی صرفاً شامل مشاهداتی باشد که در معرض تغییر قرار گرفته اند. به عنوان مثال، در مطالعه رفتار مجرمانه، نمونه ای که صرفاً شامل زندانیان است، یک نمونه اریب دار را تشکیل می‌دهد. این نمونه نمی‌تواند رفتار سایر افراد جامعه را که در معرض جرم قرار دارند، توضیح دهد. به منظور رفع این معضل می‌توان نمونه را به گونه ای انتخاب کرد که سایر افرادی را که در معرض جرم قرار دارند اما در نمونه دیده نشده‌اند، لحاظ کند. در واقع، در پرتو مقایسه رفتار این دو گروه می‌توان به تحلیل قابل اتکائی از رفتار آنها دست یافت. در ادبیات اقتصادسنجی، به دو گروه فوق به ترتیب گروه رفتار و گروه کنترل<sup>۴</sup> گفته می‌شود.

---

1. Household Survey Data  
2. Demographic Variables  
3. Sample-Selection Bias  
4. Control Group

چنانکه خواهیم دید، مهمترین پیامد بروز خطای فوق این است که برآوردکننده‌ها، دارای اریب و البته ناسازگار خواهند بود. در نتیجه نمی توان نتایج حاصل از نمونه را به کل جامعه تعمیم داد. این مشکل ابتدا توسط هکمن<sup>۱</sup> که تلاشهای وی در این زمینه جایزه نوبل اقتصاد را برای وی به ارمغان آورد، بیان گردید. با توجه به اهمیت موضوع، به ویژه در مطالعات تجربی که در آن مشاهدات از ویژگی «خود انتخابی» برخوردارند، در این مقاله تلاش شده است که ضمن معرفی این خطا، روشی برای تصحیح آن در مدل‌های رگرسیونی بیان شود. این روش در عمل برای رگرسیون توضیح سطح زندگی خانوارهای ساکن در بخش روستایی، به کار گرفته شده است. در ادامه ابتدا به بررسی دقیق تر موضوع اریب انتخاب نمونه و اثرات احتمالی آن در الگوهای اقتصادسنجی می‌پردازیم و سپس ضمن تشریح ساز و کار نظری مدل سطح زندگی، با بررسی چگونگی بروز اریب انتخاب نمونه، روش رفع آن را بیان می‌نماییم.

## مروری بر ادبیات اریب انتخاب نمونه

به طور کلی در هر نمونه‌گیری که به صورت غیر تصادفی انجام شده باشد، امکان بروز اریب انتخاب نمونه، وجود خواهد داشت. وقوع این امر در واقع یک نوع «خطای مشخص نمایی یا خطای تصریح»<sup>۲</sup> است که مشابه خطای «فقدان داده‌ها»<sup>۳</sup>، قابل بررسی است. برخلاف سایر خطاهای مشخص‌نمایی، در این حالت می‌توان با استفاده از روشی خاص این خطا را به نحو احسن رفع کرد. بدین ترتیب که مقدار تخمینی متغیرهای حذف شده رامی توان در میان متغیرهای توضیحی قرار داده و به برآورد توابع رفتاری پرداخت.

غالباً «اریب انتخاب نمونه» هنگامی رخ می‌دهد که افراد (یا عناصر) نمونه دارای خصوصیت «خود انتخابی»<sup>۴</sup> باشند. مثالهای مختلفی درباره خصوصیت فوق وجود دارد. به عنوان مثال، عضویت در اتحادیه کاری و یا شرکت در یک دوره آموزشی و ... را می‌توان

1. Heckman, (1979).

2. Specification Error

3. Missing Data

4. Self-Selection

نام برد که به انتخاب خود مشاهده، صورت می‌گیرد. برای بررسی دقیق‌تر موضوع فرض کنید نمونه‌ای متشکل از  $I$  مشاهده در اختیار داریم و دو معادله برای توضیح رفتار فرد  $i$ ، وجود دارد:

$$\begin{aligned} Y_{1i} &= X_{1i}\beta_1 + u_{1i} & i = 1, 2, \dots, I \\ Y_{2i} &= X_{2i}\beta_2 + u_{2i} & i = 1, 2, \dots, I \end{aligned}$$

بطوری که  $X_{ji}$  بردار متغیرهای برونزا با ابعاد  $1.K_j$  و  $\beta_j$  بردار پارامترها با ابعاد  $K_j.1$  می‌باشد و داریم:

$$E(u_{ji}) = 0, \quad E(u_{ji}u_{j'i'}) = \begin{cases} \sigma_{jj'} & i = i' \\ 0 & i \neq i' \end{cases}$$

تابع چگالی مشترک  $u_{1i}$  و  $u_{2i}$  عبارت است از  $h(u_{1i}, u_{2i})$ . اگر ماتریس متغیرهای توضیحی دارای رتبه کامل باشد، پارامترهای هر دو معادله را می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات تخمین زد. فرض کنید تخمین معادله اول مد نظر است، اما بعضی از مشاهدات  $Y_1$ ، در دسترس نباشد. در این جا سؤال اساسی که مطرح می‌شود این است که «چرا داده‌ها وجود ندارند؟». تابع رگرسیونی جامعه را می‌توان بصورت زیر است:

$$E(Y_{1i} | X_{1i}) = X_{1i}\beta_1 \quad i = 1, \dots, I$$

این تابع برای زیر مجموعه ای از داده‌ها به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} E(Y_{1i} | X_{1i}, \text{sample-selection-rule}) &= X_{1i}\beta_1 + E(u_{1i} | \text{sample-selection-rule}) \\ i &= 1, 2, \dots, I \end{aligned}$$

که فرض شده است داده‌ها برای زیر مجموعه  $I \setminus I_1$ ، تعدیل شده اند. اگر امید شرطی جمله اخلاص، صفر باشد، در این صورت تابع رگرسیونی برای زیر مجموعه ای از نمونه را

می‌توان به کل جامعه نسبت داد و با استفاده از روش حداقل مربعات، آنرا تخمین زد. تنها هزینه عدم استفاده از کل نمونه، از دست دادن کارایی آن است. بطور کلی روش انتخاب نمونه که قابلیت دسترسی به داده‌ها را معین می‌کند، پیامدهای زیادی به همراه دارد. برای مثال، فرض کنید که اگر  $Y_{2i}$  بزرگتر از صفر باشد در اینصورت داده‌های  $Y_1$  وجود دارد و اگر  $Y_{2i}$  کوچکتر از صفر باشد مشاهده‌ای برای  $Y_1$  وجود نخواهد داشت. در اینصورت مدل فوق بصورت زیر خواهد بود:

$$E(u_{1i} | X_{1i}, \text{Sample - selection - rule}) = E(u_{1i} | X_{1i}, Y_{2i} \geq 0) \\ = E(u_{1i} | X_{1i}, u_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2)$$

پس می‌توان نوشت:

$$E(Y_{1i} | X_{1i}, Y_{2i} \geq 0) = X_{1i}\beta_1 + E(u_{1i} | u_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2)$$

بدین ترتیب تابع رگرسیونی نمونه انتخاب شده، هم به  $X_{1i}$  و هم به  $X_{2i}$  بستگی دارد. برآورد پارامترهای معادله اول که بر اساس نمونه منتخب بدست می‌آیند، جزء آخر معادله دوم را به عنوان متغیر توضیحی مدنظر قرار نمی‌دهند و همانند خطای مشخص‌نمایی حذف‌ناجای متغیرها با آن برخورد شده است. اساس آریب انتخاب این است که متغیرهایی در معادله ساختاری در نظر گرفته نمی‌شوند (متغیرهای موجود در  $X_2$  که در  $X_1$  نمی‌باشند) که در واقع ممکن است بطرز معنی‌داری رفتار  $Y_1$  را توضیح دهند.<sup>۱</sup>

امکان بروز آریب انتخاب نمونه در تحلیلهای جامعه‌شناسی بسیار بیشتر است.<sup>۲</sup> این موضوع توسط «برک»<sup>۱</sup> مورد کنکاش جدی قرار گرفت که با توجه به اهمیت کار و همچنین

<sup>۱</sup> J. J. Heckman, "Sample Selection Bias As A Specification Error", *Econometrica*, Vol.47, No.1, (1979), p.155.

<sup>۲</sup> به عنوان مثال رجوع کنید به :

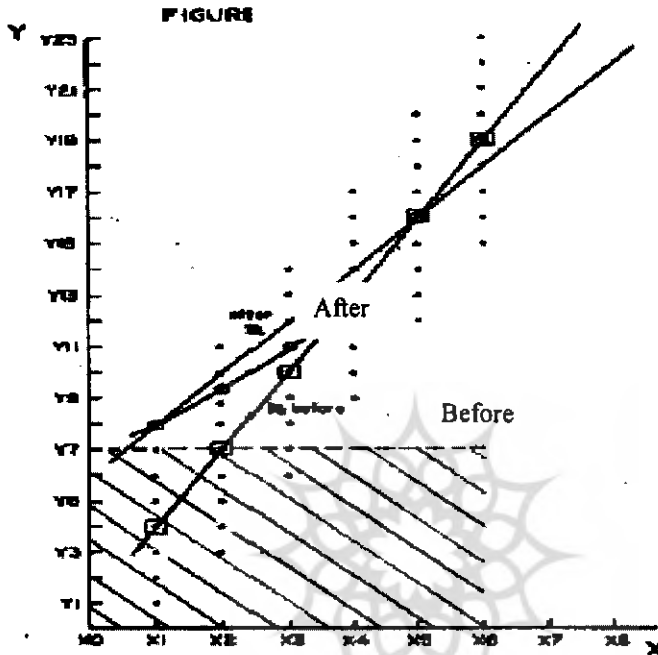
- C. Winship and R.D. More, "Models for Sample Selection Bias", *Annual Review of Sociology*, Vol.18, (1992), pp.327-350.

کمکی که به روشن‌تر شدن مطلب می‌کند، با استفاده از روشی که وی از آن استفاده کرد، موضوع را به صورت دقیق‌تر بررسی می‌کنیم.

بر اساس تحلیل‌های کلاسیک رگرسیونی، فرض می‌شود که ارتباطی خطی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته وجود دارد. علاوه بر این فرض می‌شود که متغیر وابسته تحت تاثیر جمله اخلاص نیز قرار می‌گیرد که ارزش انتظاری آن برای هر مقداری از متغیر توضیحی برابر صفر است. اگر این فرض‌ها برقرار باشند، جمله‌های اخلاص، مستقل از متغیرهای توضیحی هستند و در نتیجه، می‌توان از طریق روش حداقل مربعات معمولی به برآوردهای نااریبی دست یافت. شکل (۱) نشان‌دهنده پراکنش دو متغیر  $y$  و  $x$  است. فرض کنید داده‌ها به طور تصادفی از یک جامعه مشخص حاصل شده‌اند که در این جامعه، فرم خطی تابع، صحیح و برای هر مقدار از  $x$ ، اخلاص انتظاری صفر است. در نتیجه خط رگرسیون از ارزشهای انتظاری  $y$  به ازای هر  $x$  عبور می‌نماید. در شکل (۱) مقادیر انتظاری بوسیله مربعهای کوچک نشان داده شده و خط رگرسیون تحت عنوان «before» شناخته شده است. فرض کنید مقادیر متغیر وابسته کمتر از  $y$  را نمی‌توان مشاهده نمود. به عنوان مثال فرض کنید که  $y$  شاخص اندازه‌گیری جرم است و نیروهای پلیس تنها هنگامی وارد عمل می‌شوند که مقدار  $y$  از حدی تجاوز نماید. بدین ترتیب اگر کسی از آمارهای پلیس استفاده نماید، جرم‌های کم به طور سیستماتیک حذف می‌شوند. در شکل فوق این مشاهدات با قسمت‌هاشور زده نشان داده شده است.

<sup>1</sup> R. D. Berk, "An introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data", *American Sociological Review*, Vol.48, No.3, (1983), pp.386-398.

نمودار ۱. نتایج بروز اریب انتخاب نمونه



منبع: Berk, *Ibid*, p387

در چنین شرایطی برای مقادیر کوچک  $X$ ، مقادیر انتظاری جدید متغیر وابسته، برابر با نقطه‌ای است که با دایره نشان داده شده‌اند. بنابراین، برای  $X$ ‌های مساوی با  $X_1$ ، مقادیر انتظاری از  $Y_4$  به  $Y_8$  انتقال می‌یابند. به همین ترتیب به ازای  $X_2$  مقدار انتظاری  $Y$  از  $Y_7$  به  $Y_{9.5}$  انتقال می‌یابند و هر چه  $X$  بزرگتر می‌شود، این انتقالها کمتر می‌شود؛ تا جایی که در  $X_4$  مقادیر انتظاری جدید و قبلی  $Y$  بر هم منطبق می‌شوند.

مقادیر انتظاری جدید  $Y$  بدین معنی است که رگرسیون قبلی دیگر قادر به توضیح داده‌ها نمی‌باشد. ارتباط میان  $X$  و  $Y$  دیگر خطی نیست و شیب آن هر چه به سمت  $X_4$  حرکت کنیم، تندتر می‌شود. از این رو هر تلاشی برای برآورد یک مدل خطی، منجر به خطای تصریح که ناشی از بکارگیری فرم تابعی غلط است، می‌شود. در شکل فوق، خط رگرسیون دوم



که «after» نامگذاری شده است، بیانگر نتایجی است که ممکن است از به کارگیری رگرسیون خطی، حاصل شود. شیب این خط همانگونه که معلوم است از شیب تابع اصلی کمتر است.

برک براساس تحلیل فوق، دو نتیجه‌گیری عمده می‌کند. اولاً، اعتبار مدل زیر سوال می‌رود. خط رگرسیونی که بر اساس مشاهدات حاصل می‌شود، به وضوح شیب تابع اصلی را کمتر از حد برآورد می‌کند و بدین ترتیب نمی‌توان نتایج حاصل از نمونه را به جامعه تعمیم داد. ثانیاً، در مقادیر پایین  $X$  خط رگرسیون بالای مقادیر انتظاری قرار می‌گیرد و در نتیجه جمله اخلاص منفی تولید می‌کند، در حالی که برای مقادیر بالای  $X$ ، خط رگرسیون پایین مقادیر انتظاری قرار می‌گیرد و جمله اخلاص مثبت ایجاد می‌کند. بنابراین، مشاهده می‌شود که میان  $X$  و جمله اخلاص، رابطه‌ای وجود دارد و در نتیجه، فرض کلاسیک عدم همبستگی میان جملات اخلاص و متغیرهای توضیحی، زیر سوال رفته است که استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در این شرایط، منجر به برآوردهای اریب و ناسازگار خواهد شد.

بنابراین سه درس مهم را می‌توان از تحلیل موضوع اریب انتخاب نمونه گرفت. اولاً اگر مشاهدات بالقوه‌ای در نمونه‌گیری از جامعه مورد نظر به صورت غیر تصادفی حذف شده باشند، ما با خطای نمونه‌گیری مواجه هستیم. حذف بخشی از جامعه می‌تواند ناشی از روش نمونه‌گیری غلط و یا ناشی از طبیعت موضوع مورد مطالعه باشد. ثانیاً تعیین اینکه تورش رگرسیون در چه جهتی ایجاد شده است، به طور کلی قابل بررسی نیست.<sup>۱</sup> ثالثاً در صورت بروز خطای نمونه‌گیری، جملات اخلاص و متغیرهای مستقل، همبسته نیستند و در نتیجه استفاده از روش OLS جایز نیست. با این وجود، روش کار چگونه است؟ این سوالی است که با توضیح روش «هکمن»<sup>۲</sup> آن را بررسی می‌کنیم.

هکمن در سال ۱۹۷۹، به طراحی و برآورد مدلی برای توضیح عرضه نیروی کار پرداخت. مدل مورد نظر وی به صورت زیر بود:<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> برک (۱۹۸۳) انواع مختلف تورش را بر اساس نمونه‌گیریهای اریب نشان داده است.

<sup>۲</sup> Heckman

<sup>۳</sup> در نگارش این روش از Maddala, (1983), pp.231-234 استفاده شده است.

$$w_i = x_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$e_i^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

معادله اول نشان‌دهنده دستمزد بازاری هر فرد است و معادله ۲، در واقع بیانگر مشارکت فرد در بازار کار است<sup>۱</sup>. بنابراین  $w_i$  هنگامی مشاهده می‌شود که فرد  $i$  مشغول به کار باشد.  $e_i^*$  در واقع متغیر شاخص می‌باشد که مشاهده نمی‌شود و ما تنها می‌توانیم متغیری مجازی معرفی کنیم که اگر فرد به کار مشغول باشد، عدد یک و اگر در بازار کار مشارکتی نداشته باشد، عدد صفر اختیار می‌کند. پس  $w_i$  هنگامی مشاهده می‌شود که  $e_i$  برابر یک باشد. این امر باعث می‌شود که احتمالاً جملات  $\varepsilon_{1i}$  و  $\varepsilon_{2i}$ ، دارای همبستگی مثبت باشند، چرا که افرادی که دستمزدهای بالاتری به آنها پیشنهاد می‌شود، بهتر کار خواهند کرد. بدین ترتیب، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین ضرایب مدل (۱)، منجر به اریب و ناسازگاری ضرایب می‌گردد. به عبارت دیگر در نمونه مدل (۱) فقط افرادی قابل مشاهده هستند که راضی به کار کردن در دستمزدهای جاری باشند. اگر فردی دستمزد اندکی بیشتر را برای عرضه نیروی کار خود طلب نماید، احتمالاً بیکار مانده و در نمونه ما ظاهر نخواهد شد. هکمن، روش دو مرحله‌ای را برای رفع این مشکل بیان می‌کند. ابتدا الگوی نحوه تصمیم‌گیری مشارکت فرد در بازار کار، تخمین زده می‌شود و سپس بر اساس آن برای محاسبه جمله اریب انتخاب، که آنرا با  $\lambda_i$  نشان می‌دهیم، از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$\lambda_i = \frac{\phi(x_{2i}\beta_2)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)}$$

<sup>۱</sup> در واقع این معادله بیانگر تمایل فرد به کار کردن در دستمزد جاری است که نشأت گرفته از تابع مطلوبیت وی است.

که در آن  $\phi$  و  $\Phi$  به ترتیب توابع چگالی احتمال و توزیع نرمال استاندارد می‌باشند. با استفاده از  $\lambda$ ، می‌توان به برآورد معادله دستمزد، که به‌عنوان متغیری توضیحی در معادله سطح زندگی قرار می‌گیرد، پرداخت.

## مبانی نظری الگوی سطح زندگی

در این قسمت ابتدا به تبیین این مسئله خواهیم پرداخت که اساساً چرا مصرف خانوار به عنوان متغیری جایگزین برای سطح زندگی تلقی می‌شود؟ به این منظور ما مجبور به ارائه موضوع «تابع مطلوبیت سنجه پولی» هستیم. پس از آن به تبیین ارتباط میان شغل سرپرست خانوار و سطح زندگی وی می‌پردازیم و در نهایت به صورت صریح، امکان بروز آریسب انتخاب نمونه را شرح خواهیم داد.

### الف) مصرف به عنوان جایگزینی برای سطح زندگی؛ تبیین متغیر وابسته

برای درک علت استفاده از متغیر مصرف در مطالعات مربوط به سطح زندگی، ابتدا لازم است با مفهوم تابع مطلوبیت سنجه پولی آشنا شویم. تابع مطلوبیت سنجه پولی که برای اولین بار توسط «ساموئلسون»<sup>۱</sup> مطرح شد، سطح زندگی خانوارها را بوسیله مقدار پول مورد نیاز برای تامین نیازهای آن سطح زندگی، اندازه‌گیری می‌کند.<sup>۲</sup> در همین راستا، بر اساس اصل فرد عقلایی در ارتباط با توابع مطلوبیت، ترجیحات مصرف کننده در مورد کالاهای مختلف، می‌تواند به صورت مجموعه ای از منحنی‌های بی تفاوتی نشان داده شود که هر یک از آنها مجموعه کالاهایی را که دارای مطلوبیت یکسانی هستند، نشان می‌دهند؛ به نحوی که منحنی‌های بی تفاوتی بالاتر بهتر از منحنی‌های بی تفاوتی پایین تر تلقی شود.

هر منحنی بی تفاوتی معین، با سطح معینی از رفاه یا استاندارد زندگی متناظر است. از این رو اندازه‌گیری سطح رفاه می‌تواند با «نشان کردن»<sup>۳</sup> منحنی‌های بی تفاوتی و سپس

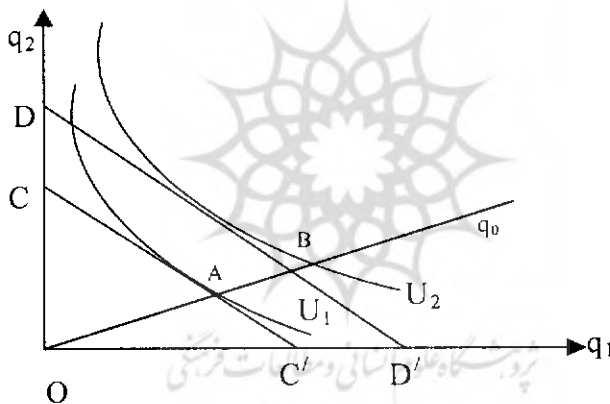
<sup>۱</sup>. Deaton, A.S, "The Measurement of Welfare: Theory and Practical Guidelines", *LSMS Working Paper*, No.7, Washington, DC. The World Bank. (1980), p.2.

<sup>۲</sup>. در نگارش مطالب این قسمت عمدتاً از Deaton, *Ibid* استفاده شده است.

<sup>۳</sup>. Labeling

تعیین جایگاه هر خانوار بر روی هر یک از منحنی‌های مذکور، انجام گیرد. روشهای مختلفی برای نشان کردن منحنی‌های بی تفاوتی وجود دارد. یکی از این روشها، تعیین مجموعه کالای مرجع<sup>۱</sup>، و سپس نشان کردن، منحنی‌های بی تفاوتی بر اساس فاصله محل تقاطع این منحنی‌ها و مجموعه انتخاب شده با مبدأ مختصات، باشد. در نمودار (۲)، بردار مقادیر مرجع به عنوان خط  $oq^0$ ، نشان داده شده است. از این‌رو دو منحنی بی تفاوتی  $U_1$  و  $U_2$  به ترتیب با عنوان OA و OB، نشان دار خواهند شد.

### نمودار ۲. مطلوبیت سنجه پولی



حال می‌توان به جای اینکه مجموعه مرجع را با استفاده از مقادیر مصرف کالاها مشخص نمود، مجموعه‌ای از قیمت‌ها را به عنوان مرجع انتخاب و مقدار پول مورد نیاز جهت حصول به این دو منحنی را محاسبه کرد، که به آن «مطلوبیت سنجه پولی»، گفته می‌شود. در نمودار شماره (۱)، مطلوبیت سنجه پولی، با رسم مماس بر هر یک از منحنی‌های بی تفاوتی بدست می‌آید که شیب آن عبارتست از قیمت‌های مرجع و بنابراین هزینه رسیدن به این دو منحنی بر حسب  $q_1$ ، برابر با  $OC'$  و  $OD'$  و بر حسب  $q_2$ ، برابر است با  $OC$  و  $OD$ .

<sup>۱</sup>. Reference Commodity Bundle

فرض کنید  $X$  به عنوان مخارج کل در نظر گرفته شده و  $C(u, p)$  تابع مخارج و یا هزینه باشد که حداقل هزینه برای رسیدن به سطح مطلوبیت  $u$  را به ازای مقادیر مختلف بردار قیمت نشان می‌دهد. از آنجا که خانوار درصد حداکثر نمودن مطلوبیت خود است، باید هزینه‌های حصول به سطح مطلوبیت  $u$  را حداقل نماید. بنابراین می‌توان نوشت:

$$C(u, p) = X$$

حال اگر  $h$  نمایانگر خانواری که درصد اندازه گیری رفاه آن هستیم، باشد و  $p^0$ ، نیز بردار قیمت‌های مرجع باشد، تابع مطلوبیت سنجه پولی خانوار  $h$  را می‌توان بصورت زیر تعریف کرد:

$$u_m^h = C(u^h, p^0)$$

که در واقع  $u_m^h$ ، حداقل هزینه لازم جهت حصول به  $u^h$  در سطح قیمت‌های  $p^0$  است. محاسبه دقیق مطلوبیت سنجه پولی مستلزم آگاهی از ترجیحات افراد است. اگر چه ترجیحات افراد را می‌توان بر اساس اطلاعات مربوط به توابع تقاضا بدست آورد، لیکن بهره گیری از روش‌هایی نظیر تقریب خطی می‌تواند به مراتب ساده‌تر باشد. تقریب خطی مرتبه اول تابع  $C(u^h, p^0)$ ، حول قیمت‌هایی که خانوار در عمل با آن روبروست ( $p^h$ )، صورت می‌گیرد. بر اساس لم شپارد (اتحاد روی)، مشتق تابع هزینه نسبت به قیمت‌ها، مقادیر تقاضا شده را به دست می‌دهد. از این رو با استفاده از بسط مرتبه اول «تیلور»<sup>۱</sup> حول بردار قیمت  $p^h$  می‌توان بصورت زیر نوشت:<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup>. First Order Taylor Expansion

<sup>۲</sup>. اگر مشتق تابع  $f(x)$ ، در نقطه  $x=x_0$  را بصورت  $f'(x)$ ، نشان دهیم، در اینصورت به سری توانی زیر سری تیلور اطلاق می‌شود:

$$f(x) = f(x_0) + f'(x_0) \frac{x - x_0}{1!} + f''(x_0) \frac{(x - x_0)^2}{2!} + \dots$$

$$C(u^h, p^0) \approx C(u^h, p^h) + (p^0 - p^h) \frac{\partial C(u^h, p^h)}{\partial p^0}$$

آنگاه، با استفاده از لم شپارد می‌توان رابطه فوق را بصورت زیر نوشت:

$$C(u^h, p^0) \approx C(u^h, p^h) + (p^0 - p^h) \cdot q^h$$

از سوی دیگر، از آنجا که حداقل هزینه مورد نیاز برای حصول به سطح مطلوبیت  $u^h$  در سطح قیمت‌های  $p^h$ ، برابر با  $p^h \cdot q^h$  است، لذا رابطه فوق را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$u_m^h = C(u^h, p^0) \approx p^0 q^h$$

که اقلام مختلف بردار مصرف خانوار را نشان می‌دهد و بر حسب قیمت‌های مرجع ارزش‌گذاری شده است. حال می‌توان از منظر دیگری به رابطه حساب‌های ملی و رابطه فوق توجه داشت. در واقع تولید ملی واقعی که مخارج واقعی مصرف‌کنندگان (یعنی مجموع مصرف تمامی مصرف‌کنندگان در سطح قیمت‌های پایه) را در بر می‌گیرد، مجموع طرف راست رابطه فوق به ازای تمامی مصرف‌کنندگان است؛ یعنی به ازای جمیع مقادیر  $h$ ، سمت راست رابطه فوق مبین تولید ناخالص واقعی است.

در واقع از آنجا که در مطالعات کاربردی، دستیابی به مجموعه کاملی از مقادیر مصرف‌ریک از خانوارها مقدور نیست و از سوی دیگر آگاهی از قیمت‌های پایه نیز میسر نمی‌باشد، لذا شاخص قیمت پاشه، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_p^h = \frac{p^h q^h}{p^0 q^h}$$

از این‌رو با استفاده از روابط قبل خواهیم داشت:

$$u_m^h \approx \frac{p^h q^h}{P_p^h} = \frac{X^h}{P_p^h}$$

بنابراین، تابع مطلوبیت سنجه پولی را با جمع کردن مخارج تمامی خانوارها و تقسیم آن بر شاخص قیمت پاشه می‌توان تقریب زد<sup>۱</sup>. بدین ترتیب توانستیم با استفاده از تابع مطلوبیت سنجه پولی، متغیری قابل مشاهده برای سطح زندگی خانوارها بدست آوریم که همان، مصرف خانوار است.

### ب) ساز و کار مدل تجربی

نکته اصلی در برآورد مدل تجربی که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته، تقسیم‌بندی خانوارها به گروه‌های خاص و مطالعه آن گروه‌ها است. بررسی مطالعات مختلف در زمینه راهبردهای جدید مبارزه با فقر حاکی از تلاشهایی است که منجر به بررسی غیر متمرکز آن شده، به نحوی که شاخصهای جدید با ویژگیهایی از جمله تجزیه پذیری مورد توجه قرار گرفته است<sup>۲</sup>؛ بدین معنی که افراد اجتماع به گروه‌های مختلف تقسیم شده و سپس به

<sup>۱</sup> از آنجا که در مطالعه حاضر مشاهدات بصورت مقطعی جمع آوری شده‌است، استفاده از شاخص پاشه جهت تعدیلات فوق، چندان توجه نداشته و از این رو صرفاً مخارج خانوار مد نظر قرار می‌گیرد.

<sup>۲</sup> رجوع کنید به:

- J. Foster, J. Greere and E. Thorbecke, "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, Vol.52, No.3, (1984), pp.761-766.
- J. Foster and A. Shorroks, "Subgroup Consistent Poverty Indices", *Econometrica*, Vol.59, No.3, (1991), pp.687-709.
- M.G. Quibria, "Understanding Poverty: An Introduction to Concept & Measurement Issues", *Asian Development Review*, Vol.9, No.2, (1990), pp.90-112.

و در ارتباط با مطالعات انجام گرفته در ایران رجوع کنید به:

- خدادادکاشی، فرهاد و دیگران، «اندازه‌گیری شاخصهای فقر در ایران»، پژوهشکده آمار مرکز آمار ایران، (۱۳۸۱).
- عباس عرب مازار و سید مرتضی حسینی‌نژاد، «بررسی شدت فقر روستایی در سال ۱۳۷۹ در ایران»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۵، (۱۳۸۳)، صص ۱۱۳-۱۴۰.
- وحید محمودی، «تجزیه فقر بر اساس خصوصیات اقتصادی- اجتماعی خانوارها و مناطق جغرافیایی ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال یازدهم، شماره ۲۵، (۱۳۸۳)، صص ۲۹-۵۲.

بررسی هر زیر گروه به صورت مجزا پرداخته می‌شود. علت این امر؛ اولاً به دلیل حاد بودن مسئله فقر در بعضی گروهها نسبت به سایرین بوده و ثانیاً؛ مبارزه با فقر در کشورهای در حال توسعه به دلیل کمبود منابع مالی، باید به گونه ای باشد که در واقع گروههایی که بیش از همه دچار فقر هستند در کانون توجه قرار گیرند.<sup>۱</sup> گروه بندی افراد باید براساس جنبه خاصی از زندگی آنها صورت گیرد. اگر این امر به نحو شایسته ای انجام شود، انتظار می‌رود که افراد عضو یک گروه دارای ویژگیهای مشترکی بوده و در نتیجه به لحاظ فقر و یا سطح زندگی دارای خصوصیات یکسانی باشند. بدین ترتیب با تفکیک جامعه به این گروهها در واقع قدم دیگری به سمت شناسایی دقیق تر عوامل مؤثر بر فقر برداشته می‌شود.

مبنای تقسیم بندی نمونه مورد بررسی در مطالعه حاضر، نحوه فعالیت سرپرست خانوار و نیز نحوه کسب درآمد وی است. از این رو در این مطالعه، اعضای نمونه به چهار گروه به شرح زیر تقسیم می‌شوند:

۱. خانوارهایی که سرپرست آنها به صورت مستقل به کشاورزی پرداخته است (مثلاً زراعت، دامپروری و ماهیگیری).
۲. خانوارهایی که سرپرست آنها بصورت استخدامی و مزدبگیر شاغل است.
۳. خانوارهایی که سرپرست آنها به صورت مستقل در مشاغل آزاد مشغول به کار است. در این گروه، یک تقسیم بندی دیگر از لحاظ تولیدی یا خدماتی بودن فعالیت صورت گرفته است.
۴. بالاخره گروه چهارم اختصاص به خانوارهایی دارد که سرپرست آنها بیکار و یا از کار افتاده است.

مبنای نظری این تقسیم‌بندی رفتار خانوار در انتخاب نوع شغل است. بدین معنی که تصمیم‌گیری خانوار با توجه به نسبت درآمد حاصله از این مشاغل انجام می‌گیرد. انتخابها تابعی از عواملی است که بر نسبت درآمندی بین مشاغل و ترجیحات مصرفی خانوار مؤثر بوده

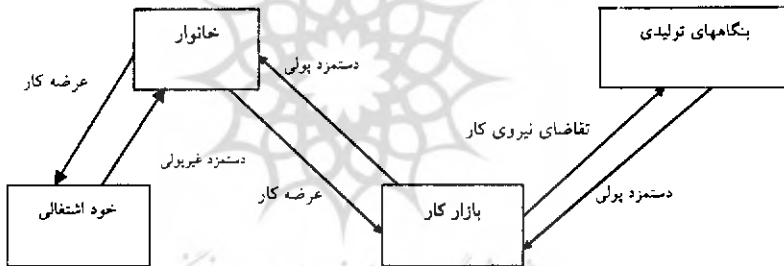
<sup>۱</sup> این مسئله در ادبیات فقر «هدفمندسازی کمکها» (Targeting) نامیده می‌شود. رجوع کنید به:

P. Glewwe, "Targeting Assistance to the Poor", *Journal of Development Economics*, 38(2), (1992), pp. 97-321.



و در کوتاه‌مدت، برونزا فرض می‌شود. در تحقیق حاضر انتخابهای خانوار به چهار مورد تقسیم شده است. برای تحلیل دقیق تر موضوع انتخاب مشاغل از روشی که «ویجوربرگ»<sup>۱</sup> استفاده کرده، می‌توان کمک گرفت. در این روش فرض می‌شود که خانوارها به هر میزان که مایل باشند، قادرند در یک فعالیت «خود اشتغال»<sup>۲</sup> کار کنند. اینکه چقدر از نیروی کار خانوار به این امر اختصاص یابد و چقدر به مشاغل دیگر، به تعادل میان عرضه و تقاضای خانوار در مشاغلی که خودش ایجاد کرده و سایر مشاغل بستگی دارد. با معین شدن این تعادل معلوم می‌شود که خانوار تا چه میزان نیروی کار خود را میان مشاغل گوناگون توزیع خواهد کرد و در حالت جواب گوشه‌ای تا چه حد بیکار خواهد ماند.

### شکل ۱. نحوه تخصیص نیروی کار خانوار در بازار کار



آنچه که در این نظریه بیش از همه قابل تأکید است جواب این تصمیم گیر است که به شدت به تصمیمات تولیدی و مصرفی خانوار بستگی دارد؛ یعنی همان متغیرهایی که جنبه‌های درآمد زایی و مصرفی خانوار را نشان می‌دهد. بدین ترتیب نظریه فوق را می‌توان در تصمیم سرپرست خانوار در انتخاب شغل بکار گرفت.<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> W. Vijverberg, "Consistent Estimates of the Wage Equation When Individual's Choose Among Income-Earning Activities", *Southern Economic Journal*, Vol.52, No.4, (1986), pp.1028-1042.

<sup>۲</sup> Self-Employed

<sup>۳</sup> محدودیت عمده تحلیل فوق عدم توجه به بیکاری غیر ارادی است که در واقع نسبت به تصمیمات خانوار برونزا است.

## ج) متغیرهای توضیحی

متغیرهای توضیحی به پیروی از «عرب‌مازار و حسینی نژاد»<sup>۱</sup> انتخاب شده و دارای همان توجیه نظری عنوان شده است. آنها در تحقیقی پیرامون «عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای روستایی» با استفاده از یک مدل لوجیت ساده، مشخص نموده‌اند که چه متغیرهایی می‌توانند بر افزایش احتمال فقیر شدن افراد بیفزایند. به این منظور مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی-اجتماعی توسط آنها در نظر گرفته شده که عبارتند از بعدخانوار، سن سرپرست خانوار، وضعیت تأهل، ثروت خانوار (برخورداری مسکن و نسبت غذایی به عنوان جانشینی برای ثروت)، سطح سواد سرپرست خانوار، نسبت هزینه‌های آموزشی و ...

## مدل تجربی

به دنبال مباحث مطرح شده در قسمت قبل، استنباط می‌شود که توضیح سطح زندگی خانوارها نیاز به مشخص کردن موقعیت اقتصادی-اجتماعی گروهی که خانوار به آن تعلق می‌گیرد، دارد. پس از معین شدن گروه خانوار، با شرط تعلق خانوار به آن گروه می‌توان به توضیح سطح زندگی خانوارها در آن پرداخت. حال نکته قابل طرح این است که اگر تعلق داشتن به گروههای مختلف اقتصادی-اجتماعی، خود بصورت درونزا تعیین شود، در اینصورت چشم‌پوشی از این واقعیت و برآورد معادلات در هر گروه ممکن است موجب بروز "اریب انتخاب"<sup>۲</sup> شود؛ که برآورد ضرایب را دچار اریب و ناسازگاری می‌کند. در این شرایط لازم است که هر دو الگوی فوق با هم مورد برآورد قرار گیرند. با توجه به این امر، برای توضیح سطح زندگی خانوارهایی که به گروههای خاصی تعلق دارند، بهترین روش استفاده از یک دستگاه معادلات لوجیت<sup>۳</sup> است که توسط «لی» بیان شده است. با کاربرد آن برای موضوع تحت بررسی، مدل توضیح دهنده سطح زندگی خانوارها را می‌توان بر مبنای دو معادله نوشت که اولی بیانگر نحوه انتخاب گروه اقتصادی-اجتماعی معین توسط خانوار و دومی بیانگر

۱. عباس عرب مازار و سیدمرتضی حسینی نژاد، بررسی عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای روستایی در سال ۱۳۷۹، مجله جستارهای اقتصادی، پژوهشکده حوزه و دانشگاه، سال اول، شماره اول، (۱۳۸۳).

۲. Selectivity Bias

۳. Multinomial Logit Model

سطح زندگی خانوار به شرط تعلق خانوار به گروه خاص است. اگر گروههای اقتصادی - اجتماعی مورد نظر را با  $s$  نشان دهیم که در آن  $s = 1, 2, \dots, K$ ، می توان نوشت:

$$y_s^* = Z_s \gamma_s + \eta_s$$

$$y_s = X_s \beta_s + u_s$$

که  $Z_s$  و  $X_s$ ، ماتریس متغیرهای توضیحی برای خانوارهایی است که در گروه  $s$  قرار دارند و  $\gamma_s$  و  $\beta_s$ ، بردار ضرایب در هر گروه است. همچنین فرض می شود که برای کلیه  $s$ ها  $\eta_s$  و  $u_s$  مستقل از هم و مستقل از ماتریسهای متغیرهای توضیحی بوده و  $u_s$  دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است.

معادله اول بر روی کلیه داده ها مورد برآورد قرار گرفته و نشان دهنده نحوه انتخاب گروههای اقتصادی - اجتماعی است. خانوار  $i$  گروه  $s$ ، را انتخاب خواهد کرد؛ اگر و فقط اگر رابطه زیر برقرار باشد:

$$y_{si}^* > \text{Max}(y_{ji}^*); \forall j \neq s$$

عبارت فوق بدین معناست که خانوار گروهی را انتخاب خواهد کرد که بیشترین رفاه را عاید او سازد. در عمل،  $y_{si}^*$ ، قابل مشاهده نیست؛ بلکه آنچه که دیده می شود شاخص  $I_i$  است که در آن  $I_i = s$ ؛ اگر گروه  $s$  توسط خانوار انتخاب شود. این انتخاب به صورت تابعی از متغیرهای توضیحی و در قالب دستگاه معادلات لوجیت قابل برآورد است که متغیرهای توضیحی برای هر نمونه ای ثابت است<sup>1</sup>.

معادله دوم تنها برای آن گروه از داده ها که به گروه  $s$  تعلق دارد، برآورد می شود. این معادله به تخمین سطح زندگی خانوارها در گروههای مختلف بر اساس متغیرهای توضیحی که می تواند شامل متغیرهای معادله اول باشد یا نباشد، می پردازد. در این مورد متغیر وابسته

<sup>1</sup>. برای آشنایی با دستگاه معادلات لوجیت و نحوه برآورد آن رجوع کنید به:

- G. S. Maddala, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, (Cambridge: University Press, 1983), p.86.

قابل مشاهده و پیوسته است. بنابراین با وجود مسئله «اریب انتخاب» که شرح آن نیز گذشت، این معادلات باید بصورت همزمان مورد برآورد قرار گیرند. آنها را می‌توان با استفاده از یک فرآیند دو مرحله ای<sup>۱</sup> که توسط «هکمن»<sup>۲</sup> پیشنهاد شده، برآورد کرد. در این روش، جزء مربوط به اریب انتخاب از دستگاه معادلات لججیت برآورد و در معادله دوم وارد شود. با لحاظ شدن آن در معادله دوم، می‌توان آنرا به روش حداقل مربعات معمولی برآورد کرد. برای تصریح مدلی برای توضیح نحوه انتخاب شغل توسط سرپرست خانوار، به دلیل عدم ترتیبی بودن انتخابها از یک دستگاه معادلات لججیت استفاده می‌شود که متغیر وابسته یعنی  $Y_i$ ، بصورت زیر معرفی می‌شود:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{سرپرست خانوار بیکار است} \\ 1 & \text{سرپرست خانوار کشاورز است} \\ 2 & \text{سرپرست خانوار در استخدام است} \\ 3 & \text{سرپرست خانوار دارای مشاغل آزاد است} \end{cases}$$

بدین ترتیب متغیرهای توضیحی این مدل باید بتوانند نحوه انتخاب گروه شغلی سرپرست خانوار را تبیین نمایند. متغیرهای توضیحی مورد استفاده در این مدل عبارتند از:

- سن سرپرست خانوار
- جنس سرپرست خانوار
- سرمایه انسانی
- موقعیت جغرافیایی محل سکونت
- داراییهای فیزیکی

از سوی دیگر در مدل مورد استفاده برای برآورد سطح زندگی خانوارها، از مصرف سرانه خانوار به عنوان متغیر وابسته استفاده شده و متغیرهای توضیحی علاوه بر متغیرهای

1. Two-Step Procedure

2. Heckman, *Op.cit.*

موجود در دستگاه معادلات لوجیت، شامل متغیرهای دیگری نیز هستند؛ مانند وضعیت تأهل سرپرست خانوار، بعد خانوار، بار تکفل؛ ضمن آنکه در بعضی موارد از متغیرهایی که مختص به گروه خاصی هستند استفاده می‌شود. به عنوان مثال؛ در گروه شاغلین آزاد، تولیدی یا خدماتی بودن فعالیت ازهم متمایز خواهند شد. علاوه بر متغیرهای فوق، در میان متغیرهای توضیحی، متغیر دیگری به عنوان عامل کاهش دهنده «اریب انتخاب» قرار می‌گیرد که مقادیر آن از دستگاه معادلات لوجیت محاسبه خواهند شد.

بطور خلاصه متغیرهای توضیحی الگو را می‌توان بصورت زیر خلاصه کرد:

$$Z = (Sen, gens, Savad, Hce, fr, maskan, Bod, west, East, Sou, Nort, cen)$$

$$X = (Sen, Sen2, gens, zansh, Bod, Bod2, Savad, Hce, dep, Nort, Sou, West, East, Cen, Maskan, fr)$$

که در آن  $Z$ ، بردار متغیرهای توضیحی دستگاه معادلات لوجیت و  $X$ ، بردار متغیرهای توضیحی مدل رگرسیونی سطح زندگی هستند. همچنین هر یک از متغیرهای فوق را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$LPCH$  لگاریتم مصرف سرانه خانوار،  $Sen$  و  $Sen2$  سن سرپرست خانوار و توان دوم آن،  $Bod$  و  $Bod2$  بعد خانوار و توان دوم آن،  $Gens$  جنس سرپرست خانوار،  $Zansh$  وضعیت تأهل سرپرست خانوار،  $Savad$ ، برخورداری سرپرست خانوار از سواد،  $HCE$ ، نسبت هزینه‌های آموزشی به کل هزینه خانوار،  $Maskan$  برخورداری خانوار از مسکن (مالکیت مسکن)،  $FR$ ، نسبت هزینه‌های خوراکی به کل هزینه‌های خانوار،  $Dep$  بار تکفل،  $Agri$  اشتغال سرپرست خانوار به کشاورزی،  $emp$ ، اشتغال سرپرست خانوار بصورت استخدامی،  $Free$  اشتغال سرپرست خانوار به مشاغل مستقل آزاد،  $west$ ، سکونت در منطقه غرب کشور،  $east$ ، سکونت در منطقه شرق کشور،  $nort$ ، سکونت در منطقه شمال کشور،  $sou$  و سکونت در منطقه جنوب کشور.

## نتایج تجربی

در روش مورد نظر در ارتباط با توضیح سطح زندگی خانوارها، تفکیک خانوارها به گروههای مختلف و برآورد آن در هر گروه خاص مدنظر است. علت اصلی چنین نگرشی بر این فرض استوار شده که در گروههای مختلف شغلی متغیرهای توضیحی ممکن است دارای اثرات متفاوتی باشند که اگر تفکیک فوق انجام نگیرد، اثرات آنها در کل نمونه نمایان نمی‌شود. چنانکه در ارتباط با الگوی اقتصاد سنجی بیان شد، تقسیم بندی فوق احتمالاً باعث بروز اریب انتخاب خواهد شد که با نادیده گرفتن برآوردهای حاصله ممکن است نتایج دارای اریب و ناسازگار باشند. با ارجاع به تحقیقات قبلی یادآوری می‌شود که بر اساس شاخصهای مختلف، در میان چهار گروه شغلی، خانوارهایی که سرپرست آنها در مشاغل استخدامی فعال هستند، در مجموع دارای وضعیت بهتری می‌باشند. اگر فرض کنیم که خانوارها قادر باشند خود تعیین کنند که در چه گروه شغلی قرار گیرند؛ در این صورت آنها تمایل خواهند داشت، در گروه شاغلان استخدامی قرار بگیرند. بدین ترتیب سطح زندگی خانوارها تنها هنگامی مشاهده خواهد شد که عضو گروه خاصی باشند. برای رفع این مشکل در کنار مدل سطح زندگی باید به طراحی مدلی پرداخت که بتواند علت عضویت خانوارها را در گروههای شغلی نشان دهد. به همین منظور در برآورد مدل سطح زندگی خانوارها در گروههای مختلف از روش برآورد دو مرحله ای برای رفع مشکل اریب انتخاب استفاده خواهد شد.

### الف) برآورد مدل انتخاب شغل

برای برآورد مدل انتخاب از یک الگوی دستگاه معادلات لوجیت استفاده شده است. متغیر وابسته این مدل  $Y$ ، بوده و مقدار آن بصورت زیر تعریف می‌شود:

صفر؛ برای خانوارهایی که سرپرست آنها بیکار و یا از کار افتاده است.

یک؛ برای خانوارهایی که سرپرست آنها به کشاورزی اشتغال دارد.

دو؛ برای خانوارهایی که سرپرست آنها به صورت استخدام در بخش عمومی یا دولتی شاغل است.

سه؛ برای خانوارهایی که سرپرست آنها به صورت خود اشتغال به مشاغل آزاد پرداخته است.

و متغیرهای مستقل آن عبارتند از:

*GENS*؛ جنس سرپرست خانوار که صفر برای سرپرست زن و یک برای سرپرست مرد اختیار می‌شود.

*SAVAD*؛ سواد سرپرست خانوار که مقدار صفر را برای بیسوادان و یک را برای سوادان اختیار می‌کند.

*Maskan*؛ تصرف مسکن برای خانوارهایی که مالک مسکن هستند عدد یک و برای سایرین عدد صفر اختیار می‌کند.

*FR*؛ سهم هزینه غذایی که نسبت هزینه‌های خوراکی و دخانی خانوار به کل هزینه‌های خانوارند.

*HCE*؛ نسبت هزینه‌های آموزشی و بهداشتی به کل هزینه‌های خانوار می‌باشد. همچنین متغیرهای مجازی *West, East, Nort* و *Sou* به ترتیب برای ساکنان غرب، شرق، شمال و جنوب در نظر گرفته شده اند.

انتظار می‌رود، متغیرهای *Savad* و *HCE*، که حاکی از میزان برخورداری سرپرست خانوار از سرمایه انسانی می‌باشد، در انتخاب مشاغل استخدامی، *Maskan* و *FR*؛ که حاکی از دارائیهای خانوار است، برای خانوارهایی که سرپرست آنها دارای شغل آزاد است، مهم می‌باشد؛ همچنین متغیرهای مجازی مناطق جغرافیایی برای شاغلان کشاورز بیش از بقیه مهم است. همچنین متغیرهای *BOD* و *Gens*، که به ترتیب بعد و جنس سرپرست خانوار را نشان می‌دهند، می‌توانند در گروههای مختلف رفتار مختلفی داشته باشند. با داشتن متغیرهای فوق برآورد مدل مورد نظر با استفاده از نرم افزار *STATA* انجام شد که نتایج آن در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل توضیح دهنده انتخاب شغلی افراد (MNL)

نام متغیر	گروه کشاورزان			استخدام شدگان			مشاغل آزاد		
	ضرایب	t	RRR	ضرایب	t	RRR	ضرایب	t	RRR
Savad	-.۵۹	-۶٫۷	٫۵۵	-.۸۹	-۱۶٫۱	۰٫۳۷	-۱٫۵۱	-۲۰٫۷	٫۲۲
HCE	۴٫۸۵	۴٫۰۵	۶۲٫۸۵	۷٫۸۷	۹٫۴۸	۲۹۲٫۵	۲٫۰۹	۴٫۲۲	۵۹٫۷۶
Maskun	-.۶	-۵٫۳۹	٫۵۴	٫۴۱	۴٫۸۲	۱٫۵	-.۳	-۳٫۲۹	٫۷۲
FR	٫۵۸	۳٫۳۲	۱٫۸	٫۳۲	۲٫۸۵	۱٫۲۸	۰٫۲	۱٫۱	۱٫۲۲
Bod	٫۲۰۵	۱۱٫۳۹	۱٫۲۲	٫۸۲	۱۷٫۸	۱٫۲۵	۰٫۲۱	۱۳٫۸۵	۱٫۲۳
Gens	۲٫۴۴	۱۳٫۴۴	۱۴۰٫۴	۲٫۱۱	۳۷٫۱۴	۸٫۲۶	۲٫۸	۱۶٫۵	۱۶٫۳۹
West	-.۲۲	-۲٫۰۶	٫۷۸	٫۱۲	-.۳۴	۱٫۰۳	-.۰۰۰۶	-۱٫۰۷۲	٫۸۹
East	٫۸۴	۷٫۵۴	۲٫۵۷	٫۲۹	۳٫۳۴	۱٫۳۴	٫۴۶	۴٫۴	۱٫۲۹
Sou	٫۶۷	۴٫۸۲	۱٫۸۷	٫۲	۲٫۸۰۵	۱٫۲۲	-.۰۲	-۲٫۴۱	٫۸۶
Nort	٫۰۷۵	٫۵۷۱	۱٫۰۷	-.۳۵	-۵٫۰۶	٫۶۳	-.۱۴	-۱٫۲	٫۸۶
Cons	۳٫۸۵	۱۱٫۷۸	-	٫۶۵	۴٫۱۲	-	٫۸۹	۴٫۳۵۷	-

(Outcome  $y=0$  is The Comparison Group)

Pseudo  $R^2=0/13$

LR= 4252

N= 14504

Loglikelihood = -13571

با توجه به نتایج فوق می‌توان مشاهده کرد که به لحاظ خوبی برازش، مدل فوق دارای وضعیت مناسبی است؛ چرا که اولاً آزمون نسبت درست‌نمایی<sup>۱</sup> در سطح ۹۹ درصد حاکی از

<sup>۱</sup>. Likelihood Ratio



معنی‌داری عمومی مدل است.<sup>۱</sup> از سوی دیگر؛ ضریب تعیین شبه  $R^2$  نیز در حد ۱۳ درصد است که با توجه به خصوصیات این گونه مدلها، در حد مناسبی قرار دارد.<sup>۲</sup>

ضرایب مدل فوق نیز در معادلات مختلف اغلب معنی‌دار است؛ به نحوی که در معادله مربوط به گروه شاغلین بخش کشاورزی غیر از ضریب منطقه جغرافیایی شمال، بقیه ضرایب معنی‌دارند.<sup>۳</sup> در معادله توضیح دهنده رفتار انتخابی سرپرست خانوارهایی که در مشاغل استخدامی فعالند، غیر از ضرایب مربوط به منطقه جغرافیایی غرب بقیه ضرایب معنی‌دارند. همچنین در توضیح رفتار انتخاب شغلی خانوارهایی که سرپرست آنها در مشاغل آزاد فعال هستند، نیز سه متغیر مربوط به منطقه جغرافیایی و همچنین FR معنی‌دار نیستند.<sup>۴</sup>

برای تفسیر ضرایب این مدل می‌توان به روش مقایسه ای که در مدل‌های لجیست مرسوم است، متوسل شد. برای این کار ستون سوم، ششم و نهم در واقع بیانگر شانس قرار گرفتن سرپرست خانوار در گروه ژام به گروه بیکاران و از کار افتادگان است<sup>۵</sup> (RRR). نسبت فوق بدین معنی است که اگر متغیر توضیحی  $X_1$ ، به میزان یک واحد تغییر کند، به شرط ثبات سایر شرایط، شانس قرار گرفتن سرپرست خانوار در گروه ژام چند برابر قرار گرفتن آن در گروه پایه (در اینجا بیکاران)، خواهد شد. بدین ترتیب می‌توان ضرایب را بصورت زیر تفسیر کرد:

در اثر تغییر سرپرست خانوار از زن به مرد شانس قرار گرفتن این خانوار در گروه‌هایی که سرپرست آنها شاغل است بسیار بیشتر از قرار گرفتن در گروه‌هایی با سرپرست بیکار است. بدین ترتیب شاید بتوان نتیجه گرفت که خانوارهای با سرپرست زن بیشتر محتمل است که در گروه بیکاران و از کار افتادگان قرار گیرند. همچنین با توجه به نتایج بدست آمده، مشاهده

<sup>۱</sup> در واقع در آزمون فوق، فرضیه صفر، همانا صفر بودن کلیه ضرایب، به جز عرض از مبدأ است.

<sup>۲</sup> برای اطلاع از معیار شبه  $R^2$ ، رجوع کنید به: Maddala, *Ibid*, Ch.3.

<sup>۳</sup> با توجه به آنکه تعداد مشاهدات زیاد است، می‌توان معنی‌داری هر یک از ضرایب را با استناد به آماره Z بررسی کرد.

<sup>۴</sup> گروه بیکاران، در این مدل به عنوان گروه پایه در نظر گرفته شده اند.

<sup>۵</sup> این نسبت در نرم افزار STATA نسبت ریسک نسبی (Relative Risk Ratio) نامیده می‌شود. رجوع کنید به:

L. Hamilton, (1998), p.246.

می‌شود که در مقام مقایسه، با تغییر سرپرست خانوار از زن به مرد؛ احتمال اینکه در گروه شاغلین استخدامی، کشاورزی و آزاد قرار گیرند به مراتب بیشتر از احتمال قرار گرفتن در گروه‌های دیگر خواهد بود؛ چرا که RRR، برای گروه شاغلان استخدامی ۸/۲۶ و برای شاغلان کشاورز و آزاد به ترتیب ۱۴/۰۴ و ۱۶/۴۹ است.

با تغییر متغیر مجازی سواد از با سواد به بی سواد، مشاهده می‌شود که شانس قرار گرفتن سرپرست خانوار در گروهی که بصورت استخدامی و یا آزاد شاغل هستند، کمتر از بقیه است، که با توجه به ماهیت اینگونه مشاغل قابل انتظار است. نسبت RRR، برای متغیر فوق در گروه شاغلان استخدامی برابر ۰/۳۷ و برای گروه کشاورزان و شاغلان آزاد به ترتیب برابر ۰/۵۵ و ۰/۲۲ است.

HCE متغیر دیگری است که نشان‌دهنده سرمایه انسانی است، بنابراین بدیهی است که افزایش این متغیر تأثیر بسزایی در قرار گرفتن خانوار در گروه‌های شاغل و بویژه شاغلان استخدامی دارد؛ چرا که در همه این گروه‌ها نسبت شانس، مقدار قابل توجهی بوده و در گروه شاغلان استخدامی بالغ بر ۲۹۲/۵ گردیده است.

با تغییر وضعیت متغیر *Maskan* از خانوارهایی که مالک مسکن نیستند، به خانوارهایی که دارای مسکن هستند، شانس قرار گرفتن در گروه شاغلان استخدامی و آزاد بیش از کشاورزان خواهد بود. متغیر بعدی در ارتباط با تأثیر دارایی خانوار *FR* است که در واقع جانشینی برای دارائیهای فیزیکی خانوار است. *FR* نسبت هزینه‌های خوراکی و دخانی به کل هزینه‌های خانوار است. با افزایش این نسبت، براساس نظریه انگل، فرض شده است که ثروت و دارائیهای خانوار کاهش پیدا می‌کند؛ بدین معنی که نسبت بالایی از هزینه‌ها و یا به عبارت بهتر، درآمدهای خانوار به مواد خوراکی، تعلق پیدا می‌کند؛ بنابراین می‌توان گفت از آنجا که درصد بالایی از درآمدها صرف نیازهای اولیه گردیده، خانوار مورد نظر دارای سطح درآمدی پایین بوده و در نتیجه دارائیهای کمی خواهد داشت. براساس شاخص RRR مشاهده می‌شود که با افزایش نسبت *FR*؛ که حاکی از کاهش دارایی‌های خانوار است، احتمال قرار گرفتن در گروه کشاورزان و مشاغل استخدامی بیش از مشاغل آزاد است. در گروه‌های فوق، نسبت شانس ۱/۸، ۱/۳۸ و ۱/۲۲ به ترتیب برای شاغلین کشاورز، استخدامی و آزاد است.

در میان مناطق جغرافیایی نیز، ساکنان شمالی و جنوبی اغلب در کشاورزی و ساکنان غربی نیز همواره در مشاغل استخدامی، شانس بیشتری برای عضویت دارند.

### ب) محاسبه جمله اریب انتخاب نمونه

مدل دستگاه معادلات لوجیت، در واقع با این هدف برآورد شده است که جمله مربوط به اریب انتخاب محاسبه شده و با استفاده از آن به برآورد مدل سطح زندگی، بپردازیم. از این رو با استفاده از برآوردهای مدل لوجیت فوق و براساس روش دو مرحله ای حکمن جملات اریب انتخاب را، برای هر سه گروه فوق مورد محاسبه قرار می دهیم و در مدل توضیح دهنده سطح زندگی نیز بکار خواهیم برد.

### ج) برآورد مدل سطح زندگی خانوارها

در این قسمت به برآورد عوامل مؤثر بر سطح زندگی خانوارهای روستایی در سه گروه شاغلان بخش کشاورزی، مشاغل استخدامی و مشاغل آزاد پرداخته می شود. در کلیه مدل‌های مورد برازش این بخش، متغیر وابسته لگاریتم هزینه سرانه خانوارهاست که بر اساس مطالعات انجام شده، بهترین تقریب از سطح زندگی خانوارها می باشد.<sup>1</sup> از سوی دیگر متغیرهای مستقل، همان متغیرهای بردار  $X$  در قسمت‌های پیشین است؛ با این تفاوت که جمله اریب انتخاب نمونه و متغیرهای مربوط به هر گروه خاص نیز مد نظر قرار گرفته است. خلاصه نتایج حاصل از برآورد سطح زندگی خانوارهای روستایی در جدول (۲) گزارش شده است.

<sup>1</sup>. P. Glewwe and J. Vandergaag, "Identifying the Poor in Developing Countries: Do Different definition matter?", *World Development*, Vol.18, No.6, (1990), pp.297-321.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد سطح زندگی خانوارهای شاغل در بخش روستایی کشور

نام متغیر	کشاورزان		استخدام شوندگان		شاغلان آزاد	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عرض از مبدا	۱۴/۵۶	۳۲/۹	۱۵/۱	۱۲۴	۱۴/۰۴	۴۴
Sen	۰/۰۳	۲/۷۸	۰/۰۴	۱۰/۶	۰/۰۴۲	۶/۰۴
Sen2	-۰/۱۵	-۲/۸۹	-۰/۰۰۰۴	-۱۱/۲۳	-۰/۰۰۰۴	-۵/۵۲
Bod	-۰/۰۰۰۳	-۳/۴۱	-۰/۱۰	-۷/۷۷	-۰/۳۶	-۷/۱۸
Bod2	-۰/۰۰۶	۲/۷۶	۰/۰۳۷	۴/۵۹	۰/۰۰۹	۴/۳۷
Savad	-۰/۰۸	-۰/۷۱	-۰/۳۲	-۱۲/۲۷	۰/۰۵	۰/۷
HCE	-۰/۲۴	۰/۳۹	۰/۰۶	۲/۰۱	-۰/۹۴	-۲/۰۹
Maskan	۰/۱۱	۲/۱۴	-۰/۰۰۲	-۰/۰۷۳	۰/۰۲	۰/۷
FR	-۰/۶۳	-۴/۷۱	-۰/۳۲	-۱۰/۵۷	-۱/۱۶	-۱۵/۸۶
Gens	۰/۱۹۸	۰/۶۷	۰/۳۱	۴/۳۲	-۰/۴	-۱/۸۳
Zansh	-۰/۰۹۸	-۰/۹۴	-۰/۰۷۲	-۱/۸۲	۰/۰۲	۰/۳۳
Dep	-۰/۵۴	-۴/۲	-۰/۶	-۱۳/۳۵	-۰/۶	-۷/۴
West	-۰/۲۶	-۴/۱۱	-۰/۳۲	-۱۱/۲۷	-۰/۳۱	-۶/۷۹
East	-۰/۰۵	-۰/۷۳	-۰/۱۵	-۶/۲۲	-۰/۳۱	-۶/۸۶
Nort	-۰/۰۸	۱/۱۴	-۰/۰۰۴	-۰/۱۵	۰/۱۱	۲/۵۷
Sou	۰/۰۳۸	۰/۵۴	۰/۱۸	۶/۸۷	-۰/۰۱	-۰/۲۵
Sel	۰/۵۰۵	۰/۵۰۲	-۰/۳۹	-۱/۴۶	۲/۶	۲/۷
Priv	-	-	۰/۰۵۲	۲/۶	-	-
Pub	-	-	۰/۰۴۸	۲/۲۹	-	-
Prod	-	-	-	-	۰/۰۰۹	۰/۷۵
R <sup>2</sup>	۰/۲۰	-	۰/۲۳	-	۰/۳۴	-
F	۱۵/۸	-	۱۳۴	-	۷۲/۱۱	-

با توجه به نتایج این جدول می‌توان دریافت که رگرسیون‌های فوق در مجموع معنی‌دار هستند؛ چرا که آماره  $F$  مربوط به معنی‌داری عمومی هر یک از آنها، بزرگتر از مقادیر بحرانی توزیع  $F$  در سطح معنی ۹۹ درصد است. از سوی دیگر، ضریب تعیین  $R^2$

برای سه مدل فوق به ترتیب برابر با ۲۰، ۲۳ و ۳۴ درصد است که به دلیل مقطعی بودن مدل، در سطح پایینی قرار دارد.

با توجه به آنکه داده‌ها به صورت مقطعی جمع آوری شده‌اند، این احتمال وجود دارد که مدل مورد برآورد دارای واریانس ناهمسانی باشد. برای اطلاع از وجود این امر، با استفاده از آزمون گلدفلد-کوانت، به بررسی وجود واریانس ناهمسانی پرداخته شد و وجود ناهمسانی واریانس جملات اخلال نیز رد شد.

ضریب جمله اریب انتخاب یعنی *sel* فقط در مورد خانوارهایی معنی‌دار است که سرپرست آنها به صورت مستقل به مشاغل آزاد پرداخته‌اند که اگر بدون توجه به این مسئله، مدل سطح زندگی در این گروه از افراد مورد بررسی قرار گیرند، برآوردهای انجام شده دارای اریب و ناسازگار بوده و نتایج قابل نتیجه‌گیری نیز متقن و صحیح نیست.

در گروه خانوارهایی که سرپرست آنها به کشاورزی اشتغال دارد، متغیرهای سن سرپرست خانوار، بعد و داراییهای فیزیکی، بارتکفل و سکونت خانوار در غرب کشور، دارای اثر معنی‌دار هستند. به این ترتیب برخورداری از سواد و یا نسبت هزینه‌های آموزشی نتوانسته‌اند اثر معنی‌داری بر سطح زندگی خانوارهایی که سرپرست آنها در بخش کشاورزی شاغل است، داشته باشند. تأثیر سن سرپرست خانوار به گونه‌ای است که با افزایش آن، رفاه خانوار ابتدا افزایش می‌یابد؛ اما به تدریج از سرعت این افزایش کاسته می‌شود (مشق دوم منفی). بعد خانوار نیز از خود، رفتار دو گانه‌ای نشان می‌دهد؛ به نحوی که با افزایش آن، سطح زندگی خانوار، ابتدا کاهش می‌یابد؛ اما به تدریج از سرعت آن کاسته می‌شود که توجیه آن می‌تواند، به دلیل ورود فرزندان اول به بازار کار باشد. برخورداری خانوار از دارایی‌های فیزیکی دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر سطح زندگی خانوارهای این گروه است. خانوارهایی که دارای مسکن هستند، در مجموع به میزان ۰/۱۱ درصد، از رفاه بیشتری نسبت به سایرین برخوردار بوده و از سوی دیگر، با افزایش یک واحد در نسبت غذایی (*FR*) - که به معنی کاهش دارایی‌های خانوار است - به میزان ۰/۶۳ درصد از رفاه خانوار کاسته می‌شود. این امر به دلیل کاهش مصرف سرانه هر یک از اعضای خانوار است. بالاخره در میان مناطق جغرافیایی، تنها سکونت در غرب کشور، اثر منفی و معنی‌داری بر سطح زندگی خانوارها داشته است.

## نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت شناسایی عوامل مؤثر بر سطح زندگی خانوارها در ریشه‌کنی فقر، در این مقاله سعی شد که یک مدل مقطعی سطح زندگی برای خانوارهای روستایی با استفاده از آمارهای هزینه-درآمد خانوارها مورد برآورد قرار گیرد. در این راستا مهمترین موضوعی که در این تحقیق مورد توجه قرار گرفت، مسئله اریب انتخاب نمونه بود که عدم توجه به آن، سبب می‌شود که نتایج، علاوه بر این که اریب داشته باشند، از قابلیت تعمیم به کل جامعه نیز برخوردار نباشند. متذکر شدیم که اریب انتخاب نمونه، اساساً زمانی ایجاد می‌شود که مشاهدات نمونه دارای خصوصیت خود انتخابی باشند به نحوی که بتوانند عضویت در یک مجموعه خاص را خود انتخاب کنند. با توجه به آنکه در این مقاله سعی شده تا، عوامل مؤثر بر سطح زندگی خانوارها در گروه‌های مختلف شغلی مورد بررسی قرار گیرد، احتمال وجود ویژگی خود انتخابی نیز وجود داشته‌است، به همین لحاظ تلاش شد تا موضوع مورد اشاره به نحو مطلوبی با استفاده از روشهای موجود مرتفع شود.

گروه‌های مورد اشاره در این تحقیق، که بر اساس فعالیت اصلی سرپرست خانوار تنظیم شده‌است، شامل چهار گروه زیر می‌باشد:

۱. خانوارهایی که سرپرست آنها بیکار و یا از کار افتاده است.
۲. خانوارهایی که سرپرست آنها به کشاورزی پرداخته است.
۳. خانوارهایی که سرپرست آنها در بخش عمومی یا خصوصی، استخدام شده‌اند.
۴. خانوارهایی که سرپرست آنها به مشاغل آزاد پرداخته‌اند.

با توجه به آنکه سرپرست خانوار قادر است از چهار گروه فوق بر اساس توانایی‌های خود دست به گزینش بزند، لازم است که بروز اریب انتخاب نمونه در هر یک از این گروه‌ها، مورد توجه جدی قرار گیرد. به این منظور ابتدا لازم است که عوامل مؤثر بر انتخاب شغل در هر گروه را شناسایی کنیم که در این مطالعه این مهم با به کارگیری دستگاه معادلات لجیست میسر شد. پس از مشخص شدن عوامل مؤثر بر انتخاب گروه شغلی، جمله اریب انتخاب نمونه

با استفاده از روشی که هکمن بیان نموده محاسبه شده و این ضریب در مدل رگرسیونی سطح زندگی نیز مورد استفاده قرار گرفته است. برآورد مدل تجربی الگوها نشان می‌دهد که بروز مشکل اریب انتخاب نمونه در گروه شاغلان آزاد دارای اثر معنی‌داری است که چشم‌پوشی از آن می‌تواند منجر به اریب نتایج در این گروه شود.

در این نوشتار براساس موارد مذکور در بالا به برآورد مدل سطح زندگی خانوارها نیز پرداخته شد. نتایج نشان می‌دهد که در گروه خانوارهایی که سرپرست آنها به مشاغل آزاد پرداخته است، مهمترین عامل مؤثر بر سطح زندگی، برخورداری از دارایی‌های فیزیکی است، در حالیکه در گروه شاغلان استخدامی برخورداری از سطح سواد بیشتر، می‌تواند متغیر مهمتری باشد. در گروه شاغلان کشاورز، برخورداری از سطح سواد و یا هزینه‌های آموزشی، نتوانسته است اثری مهم و معنی‌داری بر سطح زندگی خانوارها را نشان دهد.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## پی‌نوشتها:

۱. فرهاد خداداد کاشی و دیگران. "اندازه‌گیری شاخصهای فقر در ایران". پژوهشکده آمار مرکز آمار ایران. (۱۳۸۱).
۲. عباس عرب مازار و سید مرتضی حسینی‌نژاد. "بررسی شدت فقر روستایی در سال ۱۳۷۹ در ایران". فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۴۵، (۱۳۸۳).
۳. عباس عرب مازار و سیدمرتضی حسینی‌نژاد. "بررسی عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای روستایی در سال ۱۳۷۹". مجله جستارهای اقتصادی. سال اول، شماره اول، پژوهشکده حوزه و دانشگاه. (۱۳۸۳).
۴. وحید محمودی. "تجزیه فقر بر اساس خصوصیات اقتصادی - اجتماعی خانوارها و مناطق جغرافیایی ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال یازدهم، شماره ۲۵ (۱۳۸۲).
5. R.A. Berk, "An introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data"., *American Sociological Review*, Vol.48, No.3, (1983), pp.386-398.
6. W.H. Branson, *Macroeconomic Theory and Policy*. Newyork, Harper & Row Publisher., 1989.
7. A.S. Deaton, "The Measurement of Welfare: Theory and Practical Guidelines"., *LSMS Working Paper*, No.7, (1980).
8. J. Foster and A. Shorroks, "Subgroup Consistent Poverty Indices"., *Econometrica*, Vol.59, No.3, (1991), pp.687-709.
9. J. Foster, J. Greere and E. Thorbeke, "A Class of Decomposable Poverty Measures"., *Econometrica*, Vol.52, No.3, (1984), pp.761-766.
10. P. Glewwe, "Targeting Assistance to the Poor"., *Journal of Development Economics*, 38(2). (1992), pp.297-321.
11. P. Glewwe and J. Vandergaag, "Identifying the Poor in Developing Countries: Do Different Definition Matter?"., *World Development*, Vol.18, No.6, (1990), pp.297-321.
12. Heckman J.J. "Sample Selection Bias As A Specification Error"., *Econometrica*, Vol.47, No.1, 1979, pp.153-161.
13. Lee L.F. "Generalized Econometric Models With Selectivity"., *Econometrica*, Vol.51, No.2, (1983), pp.507-512.
14. Maddala, G.S, *Limited Dependent And Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, 1983.



15. Quibria .M.G. "Understanding Poverty: An Introduction to Concept & Measurment Issues"., *Asian Development Review*, Vol.9, No.2, (1991), pp.90-112.
16. Srinavasan .P.V. "Widowhood and Poverty in Rural India: Some Infrence from Household Survey Data"., *Journal of Development Economics*, Vol.54, (1997), pp.217-234.
17. Vijverberg.W. "Consistent Estimates of the Wage Equation When Individual's Choose Among Income-Earning Activities"., *Southern Economic Journal*, Vol.52, No.4, (1986), pp.1028-1042.
18. Winship .c and R.D. More. "Models for Sample Selection Bias"., *Annual Review of Sociology*, Vol.18, (1992), pp.327-350.





پروفیسر شہناز گل خان  
پرنسپل جامعہ اسلامیہ اسلامیہ