Archive of SID

سیزدهمین کنفرانس
آمار ایران
۴-۲ شهریور ۱۳۹۵

براورد مجموع تحت دو روش نمونه‌گیری غیر مستقیم و آمارگیری چندچارچوبی و ارتباط بین این براوردگرها با هم

مرجان نوریني[۱]، انور قیطولی[۲]
[۱]مرکز آمار ایران
[۲]بانک سامان

چکیده: کم‌پوششی یکی از مشکلات عمده‌ی اغلب چارچوب‌های نمونه گیری است. به منظور کاهش تاثیر خطای پوشش بر براوردهای طرح آمارگیری، چند چارچوب به منظور دستیابی به پوشش کامل با هم ترکیب می‌شوند. در حالت استفاده از بیش از یک چارچوب نمونه‌گیری، ممکن است این چارچوب‌ها با هم تداخل داشته باشند. روش‌هایی برای برخورد با واحدهای بخش متداخل وجود دارد و این موردی است که یک واحد از چارچوب نمونه‌گیری با بیش از یک واحد از جامعه‌ی هدف مرتبط است. اخیرا براوردگرهای چندچارچوبی برای استفاده در طرح‌های آمارگیری چند چارچوبی توسعه پیدا کرده است. نمونه‌گیری غیر مستقیم روش دیگری برای حل مشکل تداخل بین چارچوب‌های نمونه‌گیری است. در این مقاله ضمن معرفی روش‌های فوق، براورد مجموع جامعه تحت این روش‌ها و همچنین وجود ارتباط بین آنها شرح داده شده است.

واژه‌های کلیدی: آمارگیری نمونه‌ای، نمونه‌گیری غیر مستقیم، براورد مجموع، آمارگیری چند چارچوبی و روش سهم وزن تعمیم‌یافته.
کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۱۰): ۶۲D05.

---

۱ مقدمه

روش‌های آمارگیری نمونه‌ای از جوامعی با ویژگی نادر یا جوامع متحرک و سیار در دهه‌های اخیر توسعه یافته است. در این‌گونه آمارگیری‌ها چون نسبت افراد مورد نظر در جامعه‌ی اصلی کوچک است، لذا تعداد اندکی از آنها در نمونه قرار می‌گیرند. از سوی دیگر با افزایش اندازه‌ی نمونه برای بدست آوردن تعداد بیشتری از افراد مورد نظر، هزینه‌های مربوط به گردآوری داده‌ها افزایش می‌یابد. مشکل دیگر در این‌گونه آمارگیری‌ها، فقدان چارچوب و یا کم پوششی آن است. چون برای انتخاب واحدهای نمونه‌ای وجود چارچوب کامل لازم است لذا استفاده از روش‌های متداول نمونه‌گیری با هزینه و یا خطای زیادی همراه است. در چنین شرایطی به منظور دسترسی به چارچوب

---

[۱]مرجان نورینی : maryahoo.com@noorini

www.SID.ir

Archive of SID

کامل از دو یا چند چارچوب به طور همزمان استفاده می‌شود. در این حالت ممکن است چارچوب‌ها با هم تداخل داشته باشند بگونه‌ای که یک واحد از یک چارچوب متعلق به چارچوب دیگر هم باشد. در تئوری نمونه‌گیری کلاسیک، تداخل چارچوب‌ها اثر بدی روی براوردها دارد و موجب کاهش کارایی آنها می‌شود. در این حالت دو روش نمونه‌گیری چند چارچوبی و نمونه‌گیری غیر مستقیم برای مواجه با این مشکل بیان می‌شود که با احتمال‌های انتخاب صحیح، دقت براوردهای طرح آمارگیری را بهبود می‌دهند. در این مقاله ضمن معرفی دو روش فوق، یک کلاس جدیدی از براوردگرهایی ارائه می‌شود که حاصل پیوند براوردگرهای چند چارچوبی و براوردگرهای نمونه‌گیری غیر مستقیم به منظور بهبود دقت براوردگر مجموع در این حالت است.

۲ براوردگرهای چند چارچوبی

استفاده از روش چند چارچوبی از سال ۱۹۴۹ با آمارگیری از فروشگاه‌های خرده‌فروشی توسط دفتر سرشماری آمریکا آغاز شد و سپس هارتلی (۱۹۶۲) نظریه‌ی مقدماتی چند چارچوبی را توسعه داد. او با فرض اینکه اجتماع چارچوب‌ها، جامعه‌ی هدف را پوشش می‌دهد، واحدهای چارچوب‌ها را به زیر مجموعه‌های دو به دو ناسازگار تقسیم کرد. در این روش تعداد چارچوب‌ها مهم نیست. دو فرض بسیار مهم که باید در بکارگیری این روش برای رسیدن به پوشش کامل و براوردهای نااریب بر قرار باشند عبارتند از: ۱-کامل بودن ۲-قابلیت تشخیص‌پذیری. با داشتن Q چارچوب نمونه‌گیری A_1، A_2، ...، A_Q، $2^Q - 1$ حوزه‌ی تواماً ناسازگار می‌توان تعریف کرد. اگر $Q = 2$ در نظر بگیریم سه حوزه‌ی تواماً ناسازگار را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد: حوزه‌ی D_1 شامل واحدهایی است که فقط به چارچوب A_1 تعلق دارند یعنی $D_1 = A_1 \cap \bar{A}_2$، حوزه‌ی D_3 شامل واحدهایی است که به هر دو چارچوب تعلق دارند یعنی $D_3 = A_1 \cap A_2$ و حوزه‌ی D_2 شامل واحدهایی است که فقط به چارچوب A_2 تعلق دارند یعنی $D_2 = \bar{A}_1 \cap A_2$. هارتلی (۱۹۷۴) برای براوردگر مجموع جامعه در آمارگیری دو چارچوبی، براوردگر موزون به صورت زیر پیشنهاد داد:

$$\hat{Y}_H(\theta) = \hat{Y}_{D_1}^{A_1} + \theta \hat{Y}_{D_3}^{A_1} + (1-\theta)\hat{Y}_{D_3}^{A_2} + \hat{Y}_{D_2}^{A_2}. \qquad (۱.۲)$$

که در آن $0 \leq \theta \leq 1$ و به گونه‌ای انتخاب می‌شود که واریانس $\hat{Y}_H(\theta)$ را مینیمم کند، $\hat{Y}_{D_1}^{A_1}$ براورد مجموع حوزه D_1، $\hat{Y}_{D_2}^{A_2}$ براورد مجموع حوزه D_2، $\hat{Y}_{D_3}^{A_2}$ براورد مجموع حوزه D_3 با استفاده از نمونه‌ی متعلق به A_2 و $\hat{Y}_{D_3}^{A_1}$ براورد مجموع حوزه D_3 با استفاده از نمونه‌ی متعلق به A_1. هارتلی (۱۹۶۲) و هارتلی (۱۹۷۴) مجموع جامعه، Y، را به صورت زیر بیان کرد:

$$Y = \sum_{i \in \cup_q A_q} y_i = \sum_k \sum_{i \in \cup_q A_q} \delta_i(k) y_i. \qquad (۲.۲)$$

که در آن $\delta_i(k)$ یک متغیر نشانگر حوزه به صورت زیر است:

$$\delta_i(k) = \begin{cases} 1 & i \in D_k \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

سپس برای براورد مجموع هر حوزه از نمونه‌های انتخابی چارچوب‌ها استفاده می‌شود و با ترکیب براورد مجموع حوزه‌ها، براورد مجموع جامعه به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\hat{Y} = \sum_k \sum_{q \in k} \sum_{i \in \cup_q A_q} w_i^q \delta_i(k) y_i \qquad (۳.۲)$$

رابطه‌ی (۳-۲) نیازمند محاسبه‌ی وزن‌های w_i^q است. در اینجا دو روش برای براورد این وزن‌ها به صورت زیر معرفی می‌شوند: روش عضویت حوزه (Domain Membership) و روش واحد تکراری (Multiplicity Unit). در روش عضویت حوزه یک افرازبندی

www.SID.ir

Archive of SID

از حوزه‌ها در چارچوب‌ها تعریف می‌شود به طوری که بتوان به طور صحیحی تشخیص داد که هر کدام از واحدهای انتخاب شده در نمونه مربوط به کدام حوزه است. در این روش سه نوع براوردگر استفاده می‌شود: ۱- براوردگر بهینه با وزن‌های $w_{i,opt}^{q}$: این براوردگر دارای واریانس مینیمم است اما از لحاظ محاسبه‌ی نظری آن پیچیده است (هارتلی (۱۹۶۲)؛ هارتلی (۱۹۷۴)؛ لاند (۱۹۸۶)؛ فولر و بورمیستر (۱۹۸۰)). ۲- براوردگر تک چارچوبی با وزن $w_{i,SF}^{(q)}$: در این براوردگر از وزن‌های اصلاح شده برای مشاهدات در حوزه‌های متداخل استفاده می‌شود و همین باعث ناارییب بودن براوردگر می‌شود (بانکیر (۱۹۸۶)؛ کالتون و اندرسون (۱۹۸۶) ؛ اسکینر (۱۹۹۱)). با این حال، کارایی این براوردگر از براوردگر بهینه کمتر است (لهر و رائو (۲۰۰۰)). ۳- براوردگر درستنمایی نما با وزن‌های $w_{i,PML}^{(q)}$: این براوردگر، توسعه یافته‌ی براوردگر بهینه است و در مقایسه با براوردگر تک چارچوبی دارای کارایی بیشتر است (اسکینر و رائو (۱۹۹۶)؛ لهر و رائو (۲۰۰۰)).

براوردگرهای واحد تکراری بر اساس مفهوم تکرار واحد است به طوری که تعداد چارچوب‌هایی که یک واحد نمونه به آن‌ها تعلق دارد را منعکس می‌کند (مکانی (۲۰۰۷)). این روش نخست توسط کسدی و سیرکن (۱۹۸۰) استفاده شد. در این حالت، مجموع جامعه را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$Y = \sum_{q} \sum_{i \in A_q} y_i = \sum_{i \in \cup_q A_q} m_i y_i = \sum_{i=1}^{Q} \sum_{i \in A_q} y_i m_i^{-1} \quad (۴.۲)$$

براوردگر مجموع جامعه به صورت زیر است:

$$\hat{Y}_M = \sum_{q=1}^{Q} \sum_{i \in s_q} w_i^{(q)} y_i m_i^{-1} \quad (۵.۲)$$

که در آن Q تعداد چارچوب‌ها، $m_i = \sum_q \delta_i^{(A_q)}$ و

$$\delta_i^{(A_q)} = \begin{cases} ۱ & i \in A_q \\ ۰ & i \notin A_q \end{cases}$$

مکانی (۲۰۰۷) استدلال‌هایی راجع به بکارگیری روش واحد تکراری در طرح‌های آمارگیری با بیش از دو چارچوب نمونه‌گیری متداخل بیان کرده است.

۳ نمونه‌گیری غیر مستقیم و روش سهم وزن تعمیم‌یافته

در تئوری نمونه‌گیری کلاسیک، وزن هر واحد نمونه برابر عکس احتمال انتخاب آن است. براوردگر هورویتز-تامسون برای مجموع جامعه، $\hat{Y}^{HT}$، برابر است با:

$$\hat{Y}^{HT} = \sum_{k \in S} \frac{y_k}{\pi_k} \quad (۱.۳)$$

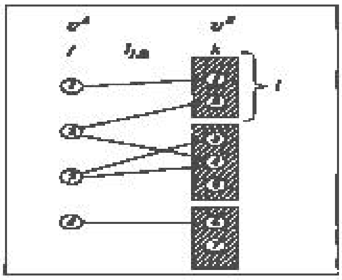
که در آن π_k احتمال شمول واحد k در نمونه است. در این تئوری فرض بر این است که چارچوب نمونه‌گیری، جامعه‌ی هدف را به طور کامل پوشش می‌دهد یا نمایه‌ی کاملی از جامعه‌ی هدف است یعنی یک ارتباط یک به یک بین جامعه‌ی هدف و چارچوب نمونه‌گیری وجود دارد.

نمونه‌گیری غیر مستقیم اولین بار توسط لاوالی (۱۹۹۵) هنگام مواجه با مساله‌ی وزن‌دهی مقاطع در آمارگیری‌های طولی خانواری پیشنهاد شد. در نمونه‌گیری غیر مستقیم فرض بر این است که چارچوب نمونه‌گیری U^A با M^A واحد برای نمایش جامعه‌ی هدف U^B با M^B واحد موجود باشد و U^B به N خوشه گروه بندی می‌شود که هر یک شامل M_i^B واحد است. یک نمونه s_A با m_A واحد

www.SID.ir

Archive of SID

از چارچوب U^A به منظور براورد بعضی پارامترهای جامعه هدف U^B، انتخاب می‌شود. لاوالی (۱۹۹۵) روش سهم وزن تعمیم‌یافته $(GWSM)$ را در قالب نمونه‌گیری غیر مستقیم توسعه داد که از پیوند بین $j \in U^A$ و واحد k در iامین خوشه‌ی U^B برای محاسبه وزن واحد هر نمونه استفاده می‌شود. شکل ۱ مثالی از نحوه‌ی اتصال چارچوب نمونه‌گیری و جامعه‌ی هدف در نمونه‌گیری غیر مستقیم را نشان می‌دهد. تحت روش $GWSM$، براوردگر مجموع به صورت زیر است:



شکل ۱: مثالی از نحوه‌ی اتصال بین چارچوب نمونه‌گیری و جامعه‌ی هدف در نمونه‌گیری غیر مستقیم

$$\hat{Y}_B = \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{M_i^B} w_{ik} y_{ik} \tag{۲.۳}$$

که در آن w_{ik} وزن داده شده به واحد k از خوشه‌ی i است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$w_i = \sum_{k=1}^{M_i^B} w'_{ik} / L_i^B \tag{۳.۳}$$

که w'_{ik} متناسب با عکس احتمال انتخاب واحدهای j از s_A که دارای اتصال غیر صفر با واحد k از خوشه‌ی iام $\hat{Y}_B$ است، می‌باشد.

فرایند محاسبه w_{ik} طی ۴ مرحله و به صورت زیر است:

۱- محاسبه‌ی تعداد اتصال‌های بین واحدهای $j \in U^A$ و واحد k از خوشه‌ی iام از U^B و با $L_{ik}^B = \sum_{j=1}^{M^A} l_{j,ik}$ که در آن

$$l_{j,ik} = \begin{cases} ۱ & \text{اگر اتصالی بین } j \in U^A \text{ و } ik \in U^B \text{ وجود داشته باشد} \\ ۰ & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

۲- بدست آوردن تعداد کل اتصالات در خوشه‌ی i: $L_i^B = \sum_{k=1}^{M_i^B} L_{ik}^B$

۳- محاسبه‌ی وزن اولیه $w'_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{M^A} l_{j,ik} \, t_j}{\pi_j^A}$ که در آن

$$t_j = \begin{cases} ۱ & j \in s_A \\ ۰ & j \notin s_A \end{cases}$$

و π_j^A احتمال انتخاب واحد $j \in s_A$.

۴- محاسبه‌ی وزن نهایی w_{ik} برای هر واحد k در iامین خوشه‌ی U^B $(k \in U_i^B)$.

لاوالی (۱۹۹۵) براوردگر مجموع تحت روش $GWSM$ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\hat{Y}_B = \sum_{i=1}^{n} w_{ik} y_i = \sum_{j=1}^{M^A} \frac{t_j}{\pi_j^A} Z_j$$

که در آن $Z_j = \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{M_i^B} l_{j,ik} z_{ik}$ و $z_{ik} = \frac{Y_i}{L_i^B}$.

www.SID.ir

Archive of SID

بکارگیری $GWSM$ نیازمند وجود ارتباط بین چارچوب نمونه‌گیری و جامعه‌ی هدف است و محدودیت زیر برای دستیابی به یک براورد نااریب اساسی است:

حداقل یک اتصال بین واحدهای $j \in U^A$ و واحد k از iامین خوشه U^B وجود داشته باشد یعنی

$$L_j^A = \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{M_i^B} l_{j,ik} \geq 1, \quad j \in U^A \text{ برای هر}$$

لاوالی (۱۹۹۵) اثبات کرد که براوردگر مجموع فوق تحت روش $GWSM$ نااریب بوده و واریانس آن به صورت زیر است:

$$Var(\hat{Y}_B) = \sum_{j=1}^{M^A} \sum_{j'=1}^{M^A} \frac{(\pi_{jj'}^A - \pi_j^A \pi_{j'}^A)}{\pi_j^A \pi_{j'}^A} Z_j Z_{j'} \tag{۴.۳}$$

که در آن $\pi_{jj'}^A$، احتمال انتخاب توام واحدهای j و j' است.

۴ برآوردگرهای چند چارچوبی با استفاده از روش وزن سهم تعمیم‌یافته

برای حالتی که چارچوب‌ها متداخل هستند و واحدهای حوزه متداخل دو بار به حساب نیایند یک روش، استفاده از براوردگرهای چند چارچوبی است و روش دیگر استفاده از همان براوردگرها تحت روش سهم وزن تعمیم‌یافته است. برای مثال فرض می‌کنیم که یک نمونه‌گیری تلفنی برای رسیدن به جامعه افراد بزرگسال استفاده می‌شود. به طور کلی نمونه‌گیری تلفنی، همه‌ی بزرگسالان در خانه‌هایی با خط تلفن ثابت، زندگی می‌کنند را پوشش خواهد داد. اما آنهایی که خط تلفن ثابت ندارند را پوشش نمی‌دهد. برای جبران کم پوششی می‌توان از یک چارچوب شماره تلفن موبایل به عنوان چارچوب مکمل استفاده کرد. تحت طرح دو چارچوبی، دو چارچوب با هم با احتمال زیاد یک پوشش نسبتاً کاملی از جامعه بزرگسال ایجاد خواهد کرد. ولی یک مشکل مهم آماری که نگرانی محقق را افزایش می‌دهد این است که بعضی بزرگسالان در جامعه‌ی هدف ممکن است هم تلفن همراه داشته باشند و هم خط تلفن ثابت که به این معنی است که یک ارتباط یک به چند وجود دارد. تحت این حالت باید راه حل هایی که از هر دو، چند چارچوبی و نمونه گیری غیر مستقیم وجود دارد با هم ادغام شوند. برای حل این مشکل یک راه‌حل استفاده از براوردگرهای دو چارچوبی (براوردگرهای عضویت حوزه، و براوردگر واحد تکراری) تحت نمونه‌گیری غیر مستقیم در اجرای طرح‌های آمارگیری با چارچوب‌های ناقص و متداخل می‌باشد.

۱.۴ براوردگر عضویت حوزه

در نمونه‌گیری غیر مستقیم براوردگر عضویت حوزه برای مجموع جامعه به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\hat{Y}_{DM} = \sum_{j \in A_1} \frac{x_j(\theta)}{\pi_j^{A_1}} y_j + \sum_{j \in A_2} \frac{z_j(\theta)}{\pi_j^{A_2}} y_j \tag{۱.۴}$$

که در آن $\pi_j^{A_q}$ احتمال انتخاب واحد j از qامین چارچوب و $x_j(\theta)$ و $z_j(\theta)$ متغیرهای نشانگر حوزه هستند که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$x_j(\theta) = \begin{cases} 1 & j \in D_1 \\ \theta & j \in D_3 \end{cases}, \quad z_j(\theta) = \begin{cases} 1 & j \in D_2 \\ 1-\theta & j \in D_3 \end{cases} ; \quad 0 \leq \theta \leq 1$$

www.SID.ir

Archive of SID

۲.۴ برآوردگر واحد تکراری

در نمونه‌گیری غیر مستقیم برآوردگر واحد تکراری برای مجموع جامعه به صورت زیر است:

$$\hat{Y}_M = \sum_{q=1}^{2}\sum_{j=1}^{m_{A_q}} \frac{1}{\pi_j^{A_q}} \sum_{i\in U^B} \frac{L_{ji,q}}{L_i^B} y_j \qquad (۲.۴)$$

که درآن L_i^B تعداد کل اتصال‌های بین واحد $j \in A_q, q = ۱,۲$ و واحد i از U^B و $\pi_j^{A_q}$ احتمال انتخاب واحد j از A_q را نشان می‌دهد. $L_{ji,q}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L_{ji,q} = \begin{cases} ۱ & \text{اگر اتصالی بین } j \text{ امین واحد از } A_q \text{ و واحد } i \text{ از } U^B \text{ وجود داشته باشد} \\ ۰ & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

۳.۴ برآوردگر دو چارچوبی

برآوردگر پیشنهاد شده توسط هارتلی (۱۹۷۴) که در رابطه‌ی(۱.۲) آورده شده می‌تواند به برآوردگر نمونه‌گیری غیر مستقیم به صورت زیر تبدیل شود:

$$\hat{Y}_H = \sum_{j\in S_{A_1}} \frac{1}{\pi_j^{A_1}} \underbrace{\frac{N_{A_1}}{\hat{N}_{A_1}}\phi_j^{A_1}}_{C_j} y_j + \sum_{j\in S_{A_2}} \frac{1}{\pi_j^{A_2}} \underbrace{\frac{N_{A_2}}{\hat{N}_{A_2}}\phi_j^{A_2}}_{D_j} y_j \qquad (۳.۴)$$

که در آن

$$\phi_j^{A_1} = \begin{cases} ۱ & \delta_j^{A_2} = ۰ \\ \bar{\theta}_{ji}^{A_1} & \delta_j^{A_2} = ۱ \end{cases} \quad , \quad \phi_j^{A_2} = \begin{cases} ۱ & \delta_j^{A_1} = ۰ \\ ۱ - \bar{\theta}_{ji}^{A_1} & \delta_j^{A_1} = ۱ \end{cases}$$

$\frac{N_{A_1}}{\hat{N}_{A_1}}$ و $\frac{N_{A_2}}{\hat{N}_{A_2}}$ برآوردگرهای پس طبقه‌بندی هر یک از چارچوب‌های نمونه‌گیری هستند، $\bar{\theta}_{ji}^{A_1}$ نسبت واحدهای چارچوب A_2 که به چارچوب A_1 هم تعلق دارند، $۱ - \bar{\theta}_{ji}^{A_1}$ نسبت واحدهای چارچوب A_1 که به چارچوب A_2 تعلق دارند، $\theta_{ji}^{A_q}$ یک متغیر نشانگر از چارچوب A_q است و $\phi_j^{A_q}$ احتمال انتخاب واحد j از U^{A_q}، $q = ۱,۲$ را نشان می‌دهد.

از رابطه‌ی(۱.۲)، امکان دستیابی به کلاس‌هایی از برآوردگرهای فوق وجود دارد. با در نظر گرفتن $C_j = z_j(\theta)$ و $D_j = z_j(\theta)$، کلاس برآوردگرهای عضویت حوزه نتیجه گرفته شد. با جایگزین کردن C_j و D_j با نسبت اتصال‌های چارچوب‌های A_1 و A_2 یعنی $C_j = \sum_{i\in U^B} \frac{L_{ji,1}}{L_i^B}$ و $D_j = \sum_{i\in U^B} \frac{L_{ji,2}}{L_i^B}$، برآوردگرهای واحد تکراری حاصل می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

کم پوششی یکی از مشکلات عمده‌ی اغلب چارچوب‌های نمونه گیری است. به منظور کاهش تاثیر خطای پوشش بر برآوردهای طرح آمارگیری، چند چارچوب به منظور دستیابی به پوشش کامل با هم ترکیب می‌شوند. در حالت استفاده از بیش از یک چارچوب نمونه‌گیری، ممکن است این چارچوب‌ها با هم تداخل داشته باشند. روش‌هایی برای برخورد با واحدهای بخش متداخل وجود دارد و این موردی است که یک واحد از چارچوب نمونه‌گیری با بیش از یک واحد از جامعه‌ی هدف مرتبط است. برآوردگرهای چندچارچوبی و نمونه‌گیری غیر مستقیم روش‌هایی برای حل مشکل تداخل بین چارچوب‌های نمونه‌گیری هستند. هر دو روش چند چارچوبی و نمونه‌گیری غیر مستقیم در جهت بهبود برآورد در این حالت، بکار می‌روند. در این مقاله ضمن معرفی دو روش فوق، یک کلاس جدیدی از برآوردگرهایی ارائه شد

www.SID.ir

Archive of SID

که حاصل پیوند براوردگرهای چند چارچوبی و براوردگرهای نمونه‌گیری غیر مستقیم به منظور بهبود دقت براوردگر مجموع در این حالت است.

مراجع

Bankier, Michael D. (1986), Estimators Based on Several Stratified Samples With Application to Multiple Frame surveys.*Journal of the American Statistical Association* 81, 1074-1079.

Cassady, R. J., and Sirken, M., G. (1980), A Multiplicity Estimator for Multiple Frame Sampling, *Proceeding of the Survey Research Method Section, American Statistical Association* 601-605.

Fuller, W. A., and Burmeister, L. F. (1972), Estimators of Samples Selected from Two Overlapping Frames, *Proceeding of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 245-249.

Hartley, H. O. (1962), Multiple Frame Surveys , *Proceeding of the American Statistical Association, Social Statistics Section*, 99-118.

Hartley, H. O. (1974), Multiple Frame Surveys Methodology and Selected Applications, *Sankhya*, C, 36, 99-118.

Kalton, G.,and Anderson, D. W. (1986), Sampling Rare Population, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 149, 1, 65-82.

Lavalee, P. (1995), Cross-sectional Weighting of Longitudinal Surveys of Individuals and Households Using Weight Share Method , *Survey Methods*, 21, 1 , 25-32.

Lohr, and Rao, J. N. K. (2000), Inference from Dual Frame Surveys, *Journal of the American Statistical Association*, 95, 449, 271-280.

Lund, Richard E. (1986), Estimators in Multiple Frame, *Proceeding of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 282-288.

Mecatti, F. (2007), A Sigle Frame Multiplicity Estimator for multiple Frame Surveys, *Survey Methodology*, 33, 2, 151-157.

Skinner, C. J. (1991), On the Efficiency of Ratio Estimation for Multiple Frame, *Journal of the American Statistical Association*, 86, 415, 779-784.

www.SID.ir

Archive of SID

Skinner, C. J., Rao, J. N. K. (1996), Estimation on Dual Frame Surveys with Complex Designs, *Journal of the American Statistical Association*, 91 , 349-356.

www.SID.ir