Archive of SID

© Statistical Research and Training Center

مجلّه‌ی پژوهش‌های آماری ایران
دوره‌ی ۴، شماره‌ی ۱، بهار و تابستان ۱۳۸۶، صص ۱-۱۴
پژوهشکده‌ی آمار

J. Statist. Res. Iran **4** (2007): 1-14

وزن‌دهی کالیبیده برای جبران مقادیر کرانگین، بی‌پاسخی و ناپوشانش در طرح نیروی کار

آرمان بیداربخت‌نیا[†,*] و حمیدرضا نواب‌پور[‡]

[†] مرکز آمار ایران

[‡] دانشگاه علامه طباطبایی

چکیده. استفاده از متغیرهای کمکی مناسب در محاسبه‌ی براوردهای موزون می‌تواند کارایی این براوردها را بهبود بخشد. این نوع براوردها به‌منظور جبران اثر احتمال‌های انتخاب نابرابر، بی‌پاسخی، ناپوشانش، یا نوسان‌های حاصل از نمونه‌گیری حول مقادیر معلوم جامعه به کار می‌روند. ساده‌ترین براوردگرهایی که از اطلاعات کمکی استفاده می‌کنند براوردگرهای رگرسیونی و نسبتی هستند. دویل و سارندال (۱۹۹۲) نشان دادند که براوردگر رگرسیونی را می‌توان به شکل یک براوردگر موزون به دست آورد که وزن‌های آن با مینیمم کردن یک تابع فاصله و به شرط برقراری یک سلسله معادلات کالیبیده به دست آمده‌اند. به‌طور کلّی وزن‌هایی را که به این شکل محاسبه می‌شوند، وزن‌های کالیبیده، و براوردگرهای حاصل را براوردگرهای کالیبیده گویند. در این مقاله ضمن معرفی صورت عام براوردگرهای کالیبیده، حالت‌های خاصی از این براوردگرها که حاصل به‌کارگیری تابع‌های فاصله‌ی متفاوت است نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس با استفاده از داده‌های طرح نیروی کار، براورد نرخ بیکاری توسط نظام‌های مختلف وزن‌دهی محاسبه شده، دقت و بار محاسباتی این روش‌های براورد نقطه‌ای با یکدیگر مقایسه می‌شوند.

واژگان کلیدی. وزن‌های طرح؛ بیش‌پوشانش؛ کم‌پوشانش؛ بی‌پاسخی؛ روش‌های وزن‌دهی؛ آمارگیری نیروی کار.

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات

www.SID.ir

Archive of SID

۱ مقدمه

نقص چارچوب، بی‌پاسخی و احتمال‌های انتخاب نابرابر همواره نتایج آمارگیری‌ها و به‌خصوص آمارگیری‌های خانواری را که در آن‌ها از طرح‌های پیچیده و چندمرحله‌ای استفاده می‌شود، دچار مشکل می‌کند. تلاش‌هایی که در مرحله‌ی طراحی و اجرای آمارگیری انجام می‌شود، فقط باعث کم شدن مشکلات بالا می‌شود و هیچ‌گاه آثار ناشی از آن‌ها کاملاً از بین نمی‌رود. آمارشناسان همواره در تلاش هستند تا با روش‌های براورد مناسبی که به کار می‌گیرند، اثر حاصل از نقص چارچوب، بی‌پاسخی و احتمال‌های انتخاب نابرابر را جبران کنند. اغلب برای این کار از روش‌های تعدیل وزنی استفاده می‌شود. در این روش‌ها وزن‌های پایه‌ای طرح با استفاده از اطلاعات کمکی موجود به‌گونه‌ای تعدیل می‌شوند که توزیع‌های نمونه‌ای با توزیع‌های جامعه همگون شوند. ساده‌ترین براوردگرهایی که از اطلاعات کمکی استفاده می‌کنند براوردگرهای رگرسیونی و نسبتی هستند. دویل و سارندال (۱۹۹۲) خانواده‌ای از براوردگرها به نام براوردگرهای کالیبده (calibrated) را معرفی کردند. در این براوردگرها وزن‌هایی جستجو می‌شوند که بر اساس یک تابع فاصله‌ی مشخص، کم‌ترین فاصله تا وزن‌های پایه‌ی طرح را حفظ و در عین حال در یک سلسله معادلات کالیبده صدق کنند؛ به عبارت دیگر، براوردهایی تولید کنند که با مقدار کل معلوم جامعه برای متغیرهای کمکی برابر باشند. در حال حاضر، حالت خاصی از براوردگرهای کالیبده در طرح آمارگیری نیروی کار مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در بخش ۲ به معرفی اجمالی طرح نیروی کار می‌پردازیم که توسط مرکز آمار ایران اجرا می‌شود. در بخش ۳ پس از معرفی براوردگر رگرسیونی تعمیم‌یافته، صورت عام براوردگرهای کالیبده شرح داده می‌شود. سپس حالت‌های خاصی از براوردگرهای کالیبده که بر اثر استفاده از تابع فاصله‌های متفاوت به دست می‌آیند، مورد بررسی قرار می‌گیرند و در ادامه، در بخش‌های ۴ و ۵ به بررسی نکات عملی و محاسباتی، علاوه بر نتایج حاصل از مقایسه‌ی روش‌های مختلف، پرداخته می‌شود.

۲ طرح آمارگیری نیروی کار

طرح آمارگیری نیروی کار یکی از طرح‌های مهم مرکز آمار ایران است که اطلاعات اساسی نیروی کار کشور را تولید می‌کند. پیش از این، شاخص‌های عمده‌ی نیروی کار به‌وسیله‌ی طرح آمارگیری از ویژگی‌های اشتغال و بیکاری خانوار به دست می‌آمد که از سال ۱۳۸۳ به بعد طرح آمارگیری نیروی کار جایگزین آن شد. این طرح که از روش نمونه‌گیری چرخشی بهره می‌گیرد، به‌منظور محاسبه‌ی براوردهای فصلی و سالانه‌ی نیروی کار و نیز براورد تغییرات آن در سال‌ها و فصل‌های متوالی و همچنین فصل‌های مشابه از دو سال متوالی طراحی شده است. نخست نمونه‌ی پایه، مشتمل بر بلوک‌ها و آبادی‌هایی که از چارچوب سرشماری کارگاهی ۱۳۸۱

www.SID.ir

Archive of SID

انتخاب شده‌اند، ساخته شد و خانوارهای این بلوک‌ها و آبادی‌ها طی یک عملیات فهرست‌برداری، فهرست شدند. سپس خانوارهای نمونه برای هر دوره‌ی آمارگیری از بین این خانوارهای فهرست‌شده انتخاب شدند. به‌طورکلّی در این طرح از یک خانوار نمونه به‌صورت چرخشی در طی فصل‌های مختلف، چندین بار (حد اکثر ۴ بار) آمارگیری می‌شود.

فرایند وزن‌دهی طرح نیروی کار در چهار مرحله‌ی جداگانه انجام می‌شود. در ابتدا وزن پایه اعمال می‌شود که عبارت است از وارون احتمال انتخاب هر خانوار در نمونه‌ی متعلق به استان. دومین مرحله‌ی وزن‌دهی برای جبران اثر خوشه‌های بی‌پاسخ انجام می‌شود. در مرحله‌ی سوم وزن‌دهی، تعدیل بی‌پاسخی برای خانوار در خوشه انجام می‌شود و نهایتاً در آخرین مرحله‌ی وزن‌دهی، وزن‌های حاصل از مرحله‌ی سوم، برای پیش‌بینی‌های جمعیتی تعدیل می‌شوند. عامل تعدیل در مرحله‌ی دوم عبارت است از وارون نرخ خوشه‌های آمارگیری شده در استان که روی وزن پایه اعمال می‌شود و عامل تعدیل مرحله‌ی سوم، وارون نرخ پاسخ خانوار در خوشه است که روی وزن حاصل از مرحله‌ی دوم اعمال می‌شود. در مرحله‌ی آخر، وزن‌دهی یک حالت خاص از براوردگرهای کالیبده (براوردگر پس‌طبقه‌بندی کامل) مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای این کار با استفاده از پیش‌بینی‌های جمعیتی، جمعیت خانوارهای معمولی ساکن در ۱۲ زیرگروه حاصل از شهری/روستایی، مرد/زن و سه گروه سنی کم‌تر از ۱۰ سال، ۱۰ تا ۶۴ سال و ۶۵ سال و بیش‌تر در فصل مورد نظر محاسبه می‌شوند. همچنین مجموع وزن‌های حاصل از مرحله‌ی قبل در این ۱۲ زیرگروه نیز محاسبه می‌شود. خارج قسمت جمعیت پیش‌بینی‌شده و مجموع وزن‌های حاصل از مرحله‌ی قبل در هر زیرگروه، عامل تعدیل وزن برای افراد متعلق به زیرگروه مورد نظر است که روی وزن حاصل از مرحله‌ی قبل اعمال می‌شود.

۳ براوردگرهای کالیبده

سارندال و دیگران (۱۹۹۲) با استخراج یک عامل تعدیل وزنی و تغییر صورت معمولی براوردگر رگرسیونی به یک براوردگر موزون، براوردگر رگرسیونی تعمیم‌یافته (GREG) را معرفی کردند که خود حالت خاصی از یک رده‌ی وسیع از براوردگرهایی است که از متغیرهای کمکی استفاده می‌کنند. این خانواده از براوردگرها را براوردگرهای کالیبده گویند.

سارندال و دیگران (۱۹۹۲) برای دست‌یابی به مقاصد مورد نظر، براوردگر رگرسیونی را به‌صورت یک

© ۱۳۸۶، پژوهشکده‌ی آمار

www.SID.ir

Archive of SID

براوردگر موزون از مقادیر مشاهده‌شده‌ی y_k نوشتند:

$$\hat{t}_{y\mathrm{GREG}} = \sum_s a_k g_k y_k. \qquad (۱)$$

وزن کلّی که به y_k داده می‌شود عبارت است از حاصل‌ضرب دو مؤلفه‌ی a_k و g_k، یکی وزن‌های پایه‌ی طرح (a_k وزن پایه‌ی طرح برای عضو kام نمونه و برابر با وارون احتمال شمول آن، π_k، است) و دیگری g_k که هم به عضو kام و هم به تمام اعضای نمونه‌ی s که عضو kام به آن تعلق دارد، وابسته است. مؤلفه‌ی g_k به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$g_k = ۱ + c_k \left(\sum_U X_k - \sum_s a_k X_k \right)' \left(\sum_s a_k c_k X_k X_k' \right)^{-۱} X_k. \qquad (۲)$$

وقتی وزن $a_k g_k$ برای بردار کمکی X_k به کار می‌رود و روی عناصر $k \in s$ جمع بسته می‌شود، یک براورد از مقدار کل صفت کمکی، t_x، در جامعه به دست می‌آید. این براورد دقیقاً برابر با مقدار معلوم مقدار کل t_x در جامعه است (دویل و سارندال، ۱۹۹۲). لذا داریم:

$$\sum_s a_k g_k X_k = \sum_U X_k. \qquad (۳)$$

این نتیجه بسیار مطلوب است؛ زیرا اگر این براورد، مقداری غیر از آن چیزی که ما از مقدار معلوم جامعه در دست داریم، داشته باشد، وزن‌های مورد نظر مستدل نخواهند بود. این وزن‌های $a_k g_k$ را با w_k نشان داده، وزن‌های کالیبده می‌نامیم. علاوه بر ویژگی بالا وزن‌های w_k فاصله‌ی خی‌دو، $\sum_s \frac{(w_k - a_k)^۲}{۲ a_k}$، را نیز مینیمم می‌کنند. به‌طور کلّی در همه‌ی براوردگرهای کالیبده به‌صورت $\sum_s w_k y_k$ با وزن‌های w_k که در معادلات کالیبده‌ی (۳) صدق می‌کنند و یک تابع فاصله را مینیمم می‌کنند سر و کار داریم. روش کالیبدن با این تابع فاصله را که منجر به GREG می‌شود تعدیل خطی می‌نامند. همان‌طور که از رابطه‌ی (۲) مشخص است، عامل تعدیل g_k می‌تواند مقدار منفی بگیرد که نتیجه‌ی مطلوبی نیست. برای رفع این مشکل می‌توان وزن‌ها را به مقادیر مثبت محدود کرد یا تابع فاصله‌ای به کار گرفت که وزن‌های منفی تولید نکند.

۳٫۱ صورت عام براوردگرهای کالیبده

در قسمت قبل، فاصله‌ی بین وزن‌های اصلی a_k و وزن‌های جدید w_k، با اندازه‌ی $\frac{(w_k - a_k)^۲}{۲ a_k}$ مشخص شد؛ اما طبیعی است که اندازه‌های دیگری برای این فاصله باید مورد بررسی قرارگیرند. این اندازه‌ها باید در

www.SID.ir

Archive of SID

بعضی ویژگی‌های پایه‌ای مشترک باشند. دویل و سارندال (۱۹۹۲) تابع فاصله‌ی $D_k(w,a)$ را با فرض تعدادی ویژگی اولیه تعریف کردند. با در نظرگرفتن $d_k(w,a) = \frac{\partial D_k(w,a)}{\partial w}$، میانگین فاصله با استفاده از $E_p\{\sum_s D_k(w,a_k)\}$ اندازه‌گیری می‌شود. مینیمم کردن این کمّیت به‌منظور برقراری قیدهای مقایسه‌ای (۳) برای نمونه‌ی s معادل است با جستجوی w_kای که برای هر s ویژه، مجموع $\sum_s D_k(w_k,a_k)$ را تحت قیدهای مقایسه‌ای (۳) مینیمم کند. اگر λ نشان‌دهنده‌ی بردار j-بعدی ضرایب لاگرانژ باشد، خواهیم داشت:

$$d_k(w_k,a_k) - X_k'\lambda = ۰. \qquad (۴)$$

فرض‌ها تضمین می‌کنند که جواب معادله، در صورت وجود، واحد باشد. به این ترتیب همیشه می‌توان نوشت:

$$w_k = a_k F_k(X_k'\lambda), \qquad (۵)$$

که $a_k F_k(\cdot)$ تصویر وارون $d_k(\cdot,a_k)$ است.

همان‌طور که ملاحظه شد، λ در رابطه‌ی (۵) یک مقدار نامعلوم است. با توجه به رابطه‌ی (۳)، معادله‌های کالیبده (قیدهای مقایسه‌ای) لازم برای تعیین $\lambda = (\lambda_۱,\ldots,\lambda_j,\ldots,\lambda_J)'$ عبارت‌اند از:

$$t_x = \sum_s w_k X_k = \sum_s a_k F_k(X_k'\lambda) X_k. \qquad (۶)$$

در رابطه‌ی (۶) فقط مقدار نامعلوم λ است. پس از تعیین λ با استفاده از رابطه‌ی (۵) مقدار w_k به دست می‌آید و به این ترتیب براوردگرهای کالیبده‌ی حاصل برای t_y به شکل زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{t}_{yw} = \sum_s w_k y_k = \sum_s a_k F_k(X_k'\lambda) y_k. \qquad (۷)$$

در ادامه با به کار بردن تابع‌های فاصله‌ی مختلف، چهار نوع براوردگر کالیبده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳٫۲ رگرسیون خطی

با انتخاب تابع فاصله‌ی $\frac{(w_k-a_k)^۲}{۲a_k}$ داریم $F_k(X_k'\lambda) = ۱ + X_k'\lambda$ (رائو، ۲۰۰۳). وزن‌های کالیبده به‌صورت $w_k = a_k(۱ + X_k'\lambda)$ به دست می‌آیند. بردار ضرایب لاگرانژ λ با استفاده از رابطه‌ی $\sum_s w_k X_k = t_x$ به شکل زیر تعیین می‌شود:

$$\lambda = T_s^{-۱}(t_x - \hat{t}_x),$$

© ۱۳۸۶، پژوهشکده‌ی آمار

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن فرض می‌شود $T_s = \sum_s a_k X_k X_k'$ وارون‌پذیر باشد. براوردگر حاصل برای t_y عبارت است از:

$$\hat{t}_{y\mathrm{GREG}} = \sum_s w_k y_k = \hat{t}_y + (t_x - \hat{t}_x)' \hat{B}_s, \qquad (۸)$$

که $\hat{t}_x = \sum_s a_k X_k$ براوردگر هورویتز-تامپسون برای بردار متغیرهای کمکی X است و $\hat{B}_s = T_s^{-1} \sum_s a_k X_k y_k$.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود رابطه‌ی (۸) همان براوردگر رگرسیونی تعمیم‌یافته است که با استفاده از روش کالیبدن (calibration) حاصل شده است.

۳٫۳ چنگک‌زنی (Raking)

در این روش که معمولاً به کار گرفته می‌شود، با به کار بردن تابع فاصله‌ی $D_k(w_k, a_k) = w_k \log(\frac{w_k}{a_k}) - w_k + a_k$ مدل عامل تعدیل $F_k(X_k'\lambda)$ به‌صورت $\exp(X_k'\lambda)$ در نظر گرفته می‌شود که ضرورتاً عامل تعدیل را نامنفی می‌کند. با استفاده از روش عددی نیوتون-رافسون برای مینیمم کردن تابع فاصله‌ی $D_k(w_k, a_k)$ با هدف برقراری قیدهای مقایسه‌ای، وزن‌های کالیبده به‌صورت زیر به دست می‌آیند:

$$w_k = a_k \exp(X_k'\lambda). \qquad (۹)$$

۳٫۴ چنگک‌زنی محدود شده

همان‌طور که اشاره شد، روش چنگک‌زنی هرچند از تولید وزن‌های منفی جلوگیری می‌کند، امکان تولید وزن‌های با مقدار زیاد را نیز فراهم می‌سازد. به این ترتیب با استفاده از همان تابع فاصله‌ای که در روش چنگک‌زنی به کار گرفته شد، در این روش به دنبال عامل‌های تعدیل $F_k(X_k'\lambda)$ هستیم که محدود به یک دامنه‌ی از پیش تعیین شده باشند. به این ترتیب با تعیین دامنه‌ی $[L, U]$، مقدار عامل تعدیل را به‌گونه‌ای به دست می‌آوریم که همواره داشته باشیم $La_k \leqslant w_k \leqslant Ua_k$.

۳٫۵ روش دویل و سارندال (D&S)

ممکن است کسی بخواهد از تابع $F_k(X_k'\lambda)$ که می‌تواند وزن‌های خیلی بزرگ بسازد، اجتناب کند؛ زیرا به کار بردن این وزن‌ها در محاسبه‌ی براوردها برای ساختن چندین زیرجامعه (حوزه‌ها)، ممکن است برای

www.SID.ir

Archive of SID

برخی حوزه‌ها براوردهای غیر واقعی تولید کنند. بنا بر این، توابع دیگر با این ویژگی جالب که وزن‌ها را به دامنه‌ای محدود می‌کنند که آمارشناس بتواند این دامنه را از پیش معلوم کند مورد ملاحظه قرار می‌دهیم. این توابع در سال ۱۹۹۲ توسط دویل و سارندال معرفی شدند. آن‌ها از تابع فاصله‌ی $D_k(w_k, a_k)$ در روش چنگک‌زنی استفاده کردند و یک تابع فاصله‌ی جدید به دست آوردند. همان‌طور که ملاحظه شد، در روش چنگک‌زنی، مقادیر $F_k(X_k'\lambda) = \exp(X_k'\lambda)$ در دامنه‌ی $(0, \infty)$ قرار دارند. برای محدود کردن وزن‌ها و به‌طور خاص برای اجتناب از وزن‌های خیلی بزرگ، دو ثابت L و U به گونه‌ای تعیین شدند که $L < 1 < U$ و فرض می‌کنیم $A = \frac{U-L}{(1-L)(U-1)}$. با تعریف

$$F_k(X_k'\lambda) = \frac{L(U-1) + U(1-L)\exp(AX_k'\lambda)}{(U-1) + (1-L)\exp(AX_k'\lambda)} \qquad (10)$$

داریم $F_k(-\infty) = L$؛ $F_k(\infty) = U$؛ $F_k(0) = 1$.

نتیجه می‌شود که وزن‌های $w_k = d_k F(X_k'\lambda)$ به‌صورت $Ld_k < w_k < Ud_k$ محدود شده‌اند. توجه به این نکته مهم است که تابع فاصله‌ای $G_k(w_k, d_k)$ برای این مورد، عبارت است از:

$$D_k(w_k, a_k) = A^{-1} \sum_{k=1}^{n} a_k \left[(F_k - L)\log\left\{(1-L)^{-1}(F_k - L)\right\} \right.$$
$$\left. + (U - F_k)\log\left\{(U-1)^{-1}(U - F_k)\right\} \right]. \qquad (11)$$

اگر L یک مقدار منفی بزرگ و U یک مقدار مثبت بزرگ باشد، به روش رگرسیون خطی و اگر $L = 0$ و U بزرگ باشد، به روش چنگک‌زنی نزدیک می‌شویم.

همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد، به کار بردن تابع‌ها فاصله‌ی مختلف، منجر به براوردهای مختلف می‌شود.

۳٫۶ واریانس و براورد واریانس

دویل و سارندال (۱۹۹۲) به این نتیجه رسیدند که $\hat{t}_{yw}$ به‌طور مجانبی معادل با $\hat{t}_{yGREG}$ می‌باشد که یک مورد خاص از $\hat{t}_{yw}$ با $F_k(X_k'\lambda) = 1 + X_k'\lambda$ است. به این ترتیب، رابطه‌ی زیر را برای براورد واریانس براوردگر کالیبده‌ای که معرفی کرده بودند، پیشنهاد دادند:

$$\hat{V}(\hat{t}_{yw}) = \sum\sum_{s} \left(\frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}}\right)(w_k e_k)(w_l e_l), \qquad (12)$$

که $e_k = y_k - X_k'\hat{B}_{ws}$ ($\hat{B}_{ws}$ در معادلات نرمال مبتنی بر نمونه صدق می‌کند)، $\pi_{kk} = \pi_k$، و $\Delta_{kl} = \pi_{kl} - \pi_k\pi_l$. وزن‌های کالیبده‌ی w_k در رابطه‌ی (۱۲) به‌منظور وزن دادن به مانده‌های e_k به کار رفته است.

© ۱۳۸۶، پژوهشکده‌ی آمار

www.SID.ir

Archive of SID

در این مقاله با توجه به محدودیت‌های نرم‌افزاری و سخت‌افزاری، برای محاسبه‌ی واریانس براوردگرهای کالیبیده از روش گروه‌های تصادفی استفاده شده است. فان و دیگران (۱۹۸۰) در یک بررسی که بر اساس داده‌های سرشماری ۱۹۷۰ آمریکا انجام گرفت، با مقایسه‌ی چهار روش خطی‌سازی سری تیلور، جک‌نایف، تکرار مکرر متعادل (BRR) و گروه‌های تصادفی، روش گروه‌های تصادفی با ۲۴ زیرنمونه را برای براورد واریانس براوردگر نسبت چنگک‌زنی در سرشماری ۱۹۸۰ آمریکا پیشنهاد دادند.

۳٫۶٫۱ روش گروه‌های تصادفی

در روش گروه‌های تصادفی، m زیرنمونه به‌روش سیستماتیک از نمونه‌ی اصلی انتخاب می‌شود. در صورتی که $m = ۲$ باشد، برای هر زیرنمونه، وزن‌های جدید با استفاده از روش تعدیل وزنی مورد نظر محاسبه می‌شود، با این تفاوت که کنترل‌های مقایسه‌ای در این‌جا برابر با حاصل‌ضرب $\frac{۱}{m}$ در مقادیر معلوم جامعه است. برای mهای بزرگ‌تر از ۲ نیازی به محاسبه‌ی وزن‌های جدید در هر زیرنمونه نیست و در تمام زیرنمونه‌ها از وزن‌های تولید شده با کل نمونه استفاده می‌شود.

به این ترتیب اگر $\hat{X}_{(j)}$ براورد مقدارکل متغیر مورد بررسی X در زیرنمونه‌ی jام، $(j = ۱, ۲, \ldots, m)$، باشد، براورد واریانس براوردگر $\hat{X}$ عبارت است از:

$$\hat{V}_{\mathrm{RG}} = (۱ - f)\frac{m}{m - ۱}\sum_{j=۱}^{m}\left(\hat{X}_j - \sum_{j=۱}^{m}\frac{\hat{X}_j}{m}\right)^{۲}, \qquad (۱۳)$$

که در آن f عبارت است از کسر نمونه‌گیری.

۴ نکات عملی و محاسباتی

به‌منظور انجام محاسبات لازم برای انجام تعدیل وزنی، برنامه‌ای با استفاده از نرم‌افزار SAS/IML برای هر یک از روش‌ها نوشته شد. همان‌طور که اشاره شد روش‌های مورد نظر، به‌جز روش رگرسیون خطی، روش‌های مبتنی بر تکرارند؛ لذا یک مقدار ثابت δ به‌عنوان معیار توقف تکرارها در برنامه در نظر گرفته شد. البته برای رسیدن به همگرایی، علاوه بر ثابت δ معیار دیگری نیز به‌عنوان حد اکثر تعداد تکرارها منظور شد. این تعداد نیز برای روش چنگک‌زنی ۵ تکرار و برای سایر روش‌ها ۱۰ تکرار در نظر گرفته شد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴٫۱ تعدیل وزنی رگرسیون خطی

برنامه‌ای که برای انجام تعدیل وزنی با استفاده از روش رگرسیون خطی تهیه شده، بدون تکرار است و فقط در یک مرحله وزن‌های نهایی را برای هر یک از افراد با پاسخ نمونه به‌گونه‌ای تولید می‌کند که معادلات کالیبده برای تمام کنترل‌ها در سطح استانی و کل کشور برقرار شود. در این روش، همه‌ی عامل‌های تعدیل مقدارهای مثبت اختیار می‌کنند و در این مورد، مشکل وزن‌های منفی مشاهده نمی‌شود. دلیل این امر، این است که در همه‌ی موارد، براورد هورویتز-تامپسون جمعیت در زیرگروه مورد نظر کم‌تر از جمعیت زیرگروه از پیش‌بینی جمعیتی است. به عبارت دیگر با فرض درست بودن اطلاعات کمکی، وزن‌های پایه‌ی طرح در همه‌ی موارد دچار کم‌براورد هستند.

۴٫۲ تعدیل وزنی چنگک‌زنی

همان‌طور که توضیح داده شد، روش چنگک‌زنی مبتنی بر تکرار است و در چند مرحله انجام می‌شود؛ به این ترتیب نسبت به روش رگرسیون خطی از حجم محاسباتی بیش‌تری برخوردار است و اجرای برنامه‌ی رایانه‌ای آن نیز با توجه به اندازه‌ی زیاد داده‌ها، زمان بیش‌تری را صرف می‌کند. این روش پس از ۵ تکرار و با معیار $\delta = ۱۰$ به همگرایی رسیده است. در واقع δ فاصله‌ی بردار براوردهای نهایی متغیرهای کمکی با استفاده از آخرین وزن‌های به دست آمده و بردار براوردهای حاصل از وزن‌های پایه‌ای برای متغیرهای کمکی است.

روش چنگک‌زنی هرچند از تولید وزن‌های منفی جلوگیری می‌کند، ممکن است وزن‌های با مقدار کرانگین تولید کند. به این ترتیب با در نظر گرفتن مرزهایی برای عامل‌های تعدیل، این عامل‌ها علاوه بر این‌که وزن‌هایی تولید می‌کنند که در معادلات کالیبده صدق کنند، در حین ساخت به‌گونه‌ای محدود می‌شوند که از مرزهای تعیین‌شده بیش‌تر نباشند.

۴٫۳ چنگک‌زنی محدود شده

با توجه به مقادیر مینیمم و ماکسیمم عامل‌های تعدیل حاصل از تعدیل چنگک‌زنی برای هر یک از استان‌ها و برای جلوگیری از تولید وزن‌های کرانگین، در هر استان یک مرز پایینی (L) و یک مرز بالایی (U) برای عامل‌های تعدیل در نظر گرفته شد. برای این کار نخست یک مجموعه مرزهای بالایی و پایینی با شرط $L \leqslant ۱ \leqslant U$ و با دامنه‌ی نسبتاً کم ($L = ۰٫۹۵$ و $U = ۱٫۲$) در نظر گرفته شد. در اجرای برنامه با استفاده از این مرزها، همان‌طور که انتظار می‌رفت به‌دلیل کوچک بودن دامنه‌ی مورد قبول برای

© ۱۳۸۶، پژوهشکده‌ی آمار

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. مرزهای تعیین‌شده برای روش چنگک‌زنی محدود شده

استان	L	U	استان	L	U
مرکزی	۰٫۹	۱٫۵۲	لرستان	۰٫۸۵	۱٫۴۸
گیلان	۰٫۸۵	۱٫۵۶	ایلام	۰٫۹	۱٫۷۲
مازندران	۰٫۸۵	۱٫۵۸	کهگیلویه و بویراحمد	۰٫۸۵	۱٫۹
آذربایجان شرقی	۰٫۸۵	۱٫۳۹	بوشهر	۰٫۸۵	۱٫۴۷
آذربایجان غربی	۰٫۹	۱٫۴۸	زنجان	۰٫۸۵	۱٫۴۹
کرمانشاه	۰٫۹	۱٫۴۷	سمنان	۰٫۹	۱٫۵۳
خوزستان	۰٫۹	۱٫۵۳	یزد	۰٫۸۷	۱٫۶۱
فارس	۰٫۹	۱٫۵۸	هرمزگان	۰٫۸۵	۱٫۵۴
کرمان	۰٫۸۵	۱٫۶	تهران	۰٫۸	۱٫۷۴
خراسان رضوی	۰٫۷	۱٫۲۸	اردبیل	۰٫۸۵	۱٫۴۹
اصفهان	۰٫۸۵	۱٫۵۶	قم	۰٫۷۵	۱٫۴۸
سیستان و بلوچستان	۰٫۹	۱٫۶۷	قزوین	۰٫۸۵	۱٫۵۷
کردستان	۰٫۹	۱٫۷۶	گلستان	۰٫۹	۱٫۵۷
همدان	۰٫۸	۱٫۵۲	خراسان شمالی	۰٫۸۵	۱٫۵۱
چهار محال و بختیاری	۰٫۸۱	۱٫۵۱	خراسان جنوبی	۰٫۸	۱٫۴۹

وزن‌های نهایی، در بیش‌تر استان‌ها همگرایی حاصل نشد. سپس دامنه‌ی مرزهای هر یک از استان‌ها تا جایی که همگرایی حاصل شود، آزاد شد و مرزهای نهایی به‌صورتی که در جدول ۱ قابل مشاهده است، به دست آمدند. به‌دلیل کوچک بودن دامنه‌ی عامل‌های تعدیل در روش چنگک‌زنی، وزن‌های حاصل از تعدیل چنگک‌زنی و چنگک‌زنی محدود شده تفاوت بسیار کمی با یکدیگر دارند.

۴٫۴ روش D&S

این روش در ابتدا با استفاده از مرزهای نهایی که برای روش چنگک‌زنی تعیین شده بود، اجرا شد. با توجه به این که در مقایسه با روش چنگک‌زنی محدود شده، رسیدن به همگرایی در این روش دشوارتر است، با استفاده از این مرزها در بیش‌تر استان‌ها همگرایی حاصل نشد. به این ترتیب برای دست‌یابی به مرزهای مناسب، به‌ناچار در هر استان با دست‌کاری مرزهای پایینی و بالایی، مقادیر مناسب برای مرزها به دست آمد که در جدول ۲ قابل مشاهده است.

۵ بحث و نتیجه‌گیری

با استفاده از چهار براوردگر کالیبیده که در بخش‌های قبل معرفی شدند و داده‌های مربوط به

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. مرزهای تعیین‌شده برای روش D&S

استان	L	U	استان	L	U
مرکزی	۰٫۸۸	۱٫۵۲	لرستان	۰٫۸	۱٫۴۸
گیلان	۰٫۸۲	۱٫۵۶	ایلام	۰٫۸۹	۱٫۷۲
مازندران	۰٫۸۵	۱٫۵۸	کهگیلویه و بویراحمد	۰٫۸۲	۱٫۹
آذربایجان شرقی	۰٫۸۱	۱٫۳۹	بوشهر	۰٫۸۵	۱٫۴۷
آذربایجان غربی	۰٫۸۹	۱٫۴۸	زنجان	۰٫۸۵	۱٫۴۹
کرمانشاه	۰٫۸۹	۱٫۴۷	سمنان	۰٫۸۸	۱٫۵۳
خوزستان	۰٫۸۸	۱٫۵۳	یزد	۰٫۸۷	۱٫۶۱
فارس	۰٫۸۸	۱٫۵۸	هرمزگان	۰٫۸۳	۱٫۵۴
کرمان	۰٫۸۱	۱٫۶	تهران	۰٫۸	۱٫۷۴
خراسان رضوی	۰٫۷	۱٫۲۸	اردبیل	۰٫۸۵	۱٫۴۹
اصفهان	۰٫۸۵	۱٫۵۶	قم	۰٫۷۵	۱٫۴۸
سیستان و بلوچستان	۰٫۸۹	۱٫۶۷	قزوین	۰٫۸۵	۱٫۵۷
کردستان	۰٫۸۹	۱٫۷۶	گلستان	۰٫۸۹	۱٫۵۷
همدان	۰٫۸	۱٫۵۲	خراسان شمالی	۰٫۸۵	۱٫۵۱
چهار محال و بختیاری	۰٫۸	۱٫۵۱	خراسان جنوبی	۰٫۸	۱٫۴۹

طرح آمارگیری نیروی کار در فصل پاییز سال ۱۳۸۴، وزن‌دهی کالبیده و براوردهای حاصل از این وزن‌ها، به‌روشی که قبلاً توضیح داده شد، برای نرخ بیکاری و جمعیت افراد بیکار در نقاط شهری و روستایی هر یک از ۳۰ استان محاسبه شده است. با توجه به این که براوردگرهای کالبیده به‌منظور جبران اثرهای ناشی از بی‌پاسخی واحد، نقص چارچوب و احتمال‌های انتخاب نابرابر به کار می‌روند، طبیعی است که کارایی این روش‌ها در مواردی که فایل داده‌ها با مشکلات بیش‌تری از این قبیل مواجه باشد، محسوس‌تر است. با این حال هرچند در داده‌های مربوط به طرح نیروی کار، وزن‌های کرانگین کم‌تری در وزن‌های پایه‌ی طرح دیده می‌شوند و همچنین مشکل بی‌پاسخی واحد نیز در بسیاری از نقاط قابل توجه نبوده است، تفاوت بین روش‌های وزن‌دهی کالبیده را می‌توان در ابعاد کوچک‌تری مشاهده کرد.

برای مقایسه‌ی روش‌ها، علاوه بر آماره‌های توصیفی که برای وزن‌های کالبیده و عامل‌های تعدیل به کار رفته است، معیار اثر وزن‌دهی نابرابر (UWE) برای سنجش میزان فشاری که یک نظام وزن‌دهی به توزیع وزن‌های پایه‌ای اعمال کرده است، به کار می‌رود. علاوه بر این، اندازه‌ی UWE یک تقریب از میزان تورم واریانس حاصل از یک نظام وزن‌دهی نیز می‌باشد. این معیار از رابطه‌ی $\mathrm{UWE} = ۱ + \frac{n-۱}{n}\{\mathrm{CV}(w_k)\}^۲$ محاسبه می‌شود که $\mathrm{CV}(w_k)$ ضریب تغییرات وزن‌های w_k است (کالتون و فلورس سروانتس، ۲۰۰۳).

© ۱۳۸۶، پژوهشکده‌ی آمار

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. انحراف استاندارد برای براورد نرخ بیکاری و جمعیت بیکار در کل کشور

روش	نرخ بیکاری	جمعیت بیکار
رگرسیون خطی	۰/۰۲۸۴۶	۳۲۰۴۹
چنگک‌زنی	۰/۰۲۸۴۱	۳۲۰۴۵
چنگک‌زنی محدود شده	۰/۰۲۸۳۸	۳۲۰۲۵
D&S	۰/۰۲۸۴۰	۳۲۰۵۵

جدول ۴. مقدار UWE برای روش‌های وزن‌دهی

روش	UWE
رگرسیون خطی	۱/۴۵۰۶
چنگک‌زنی	۱/۴۵۰۱
چنگک‌زنی محدود شده	۱/۴۵۲۴
D&S	۱/۴۵۳۴

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، براوردهای جمعیت بیکار و نرخ بیکاری حاصل از روش‌های محدود شده (چنگک‌زنی محدود شده و D&S) نسبت به سایر روش‌ها از لحاظ انحراف استاندارد مقدار کم‌تری دارند. در جدول ۴ ملاحظه می‌شود که روش چنگک‌زنی محدود شده به‌دلیل این‌که نسبت به‌روش D&S از ضریب تغییرات کم‌تری برخوردار است، مقدار UWE کم‌تری نیز دارد؛ به این مفهوم که مرزهای تعیین‌شده برای این روش، نسبت به‌روش D&S فشار کم‌تری به توزیع وزن‌های پایه‌ای وارد می‌کند. به عبارت دیگر، همان‌طور که از مقدار انحراف استاندارد نیز معلوم است، روش چنگک‌زنی محدود شده تورم کم‌تری در واریانس براوردگر حاصل ایجاد می‌کند. توزیع عامل‌های تعدیل در چهار روش براورد (شکل‌های ۱ و ۲) نیز مطلب بالا را تأیید می‌کند.

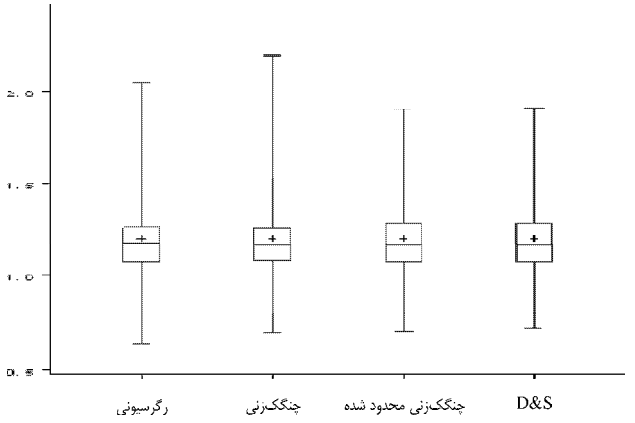
همان‌طور که از این نمودارها پیدا است، روش چنگک‌زنی نسبت به سایر روش‌ها دارای مقدارهای کرانگین بیش‌تری است که موجب تورم بیش از حد براورد واریانس این براوردگر شده است.

به این ترتیب در طرح‌های آمارگیری که با مشکلاتی از قبیل بی‌پاسخی واحد اطلاعاتی، نقص چارچوب و احتمال‌های انتخاب نابرابر مواجه هستیم و نتایج حاصل تحت تأثیر این پدیده‌ها قرار می‌گیرند، برای جبران آثار ناشی از آن‌ها می‌توان از براوردگرهای کالیبره‌ای که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته‌اند، استفاده نمود. همان‌طور که در بالا اشاره شد، در بین روش‌های بررسی‌شده، روش‌های چنگک‌زنی محدود شده و D&S از دقت بالاتری برخوردارند. باید توجه داشت که تعیین مرزهای مورد نظر برای عامل‌های تعدیل وزنی، به‌گونه‌ای که همگرایی نیز حاصل شود، کار بسیار دشواری است. به این ترتیب، عوامل زمان و هزینه در انتخاب براوردگر کالیبره‌ی مناسب بسیار با اهمیت است. به عبارت دیگر بهتر است از روش‌های

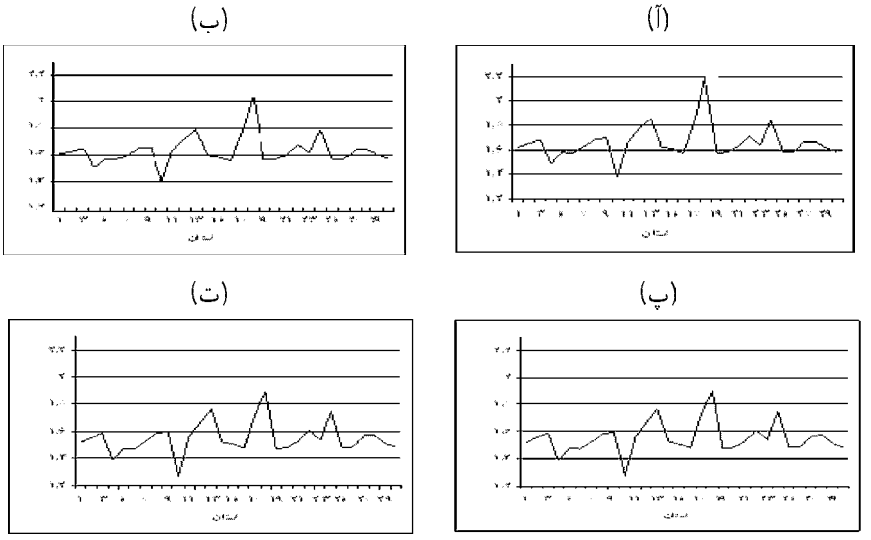
www.SID.ir

Archive of SID

محدود شده در طرح‌هایی که به مقدار قابل توجهی با مشکلات مذکور مواجه هستند، استفاده شود؛ زیرا در موارد دیگر تفاوت خیلی زیادی در نتایج حاصل از براوردگرهای کالیبده دیده نمی‌شود.



شکل ۱. نمودار شمایی عامل‌های تعدیل برای براوردگرهای کالیبده



شکل ۲. مقدار حد اکثر عامل‌های تعدیل در استان‌ها به تفکیک براوردگرهای کالیبده: (آ) چنگک‌زنی، (ب) رگرسیونی، (پ) D&S، (ت) رگرسیونی محدود شده.

© ۱۳۸۶، پژوهشکده‌ی آمار

www.SID.ir

Archive of SID

مرجع‌ها

Devill, J.C.; Särndal, C-E. (1992). Calibration Estimation in Survey Sampling. *JASA*, **87**, 376-382.

Devill, J.C.; Särndal, C-E.; Sautory, O. (1993). Generalized Raking Proceedures in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association* **88**, 1013-1020.

Fan, M.; Woltman, H.; Miskura, S.; Thompson, J. (1980). Census Variance Estimation Proceedure. Contributed paper presented at the 1981ASA meeting, August 1981.

Kalton, G.; Flores-Cervantes, I. (2003). Weighting Methods. *Journal of Official Statistics* **19**, 81-97.

Rao, J.N.K. (2003). *Small Area Estimation.* Wiley, New York.

Särndal, C-E.; Swensson, B.; Wretman, J.H. (1992). *Model Assisted Survey Sampling.* Springer-Verlag, New York.

آرمان بیداربخت‌نیا
مرکز آمار ایران،
خیابان دکتر فاطمی، نبش رهی معیری،
تهران، ایران.
پیام‌نگار: *bidar_a@yahoo.com*

حمیدرضا نواب‌پور
گروه آمار، دانشکده‌ی اقتصاد،
دانشگاه علامه طباطبایی،
خیابان شهید بهشتی، نبش خیابان احمد قصیر،
تهران، ایران.
پیام‌نگار: *h.navvabpour@srtc.ac.ir*

www.SID.ir