روش‌های وزن‌دهی[1]

گراهام کالتون و اسماعیل فلورس ـ سروانتس[2]
مترجم: مهدی باقرپور سهزابی[3]

چکیده

تعدیل‌های وزن‌دهی[4] معمولاً در آمارگیری‌ها برای تصحیح بی‌پاسخی[5] و ناپوشانش[6] به کار می‌رود و برآوردهای موزون نمونه را با مقادیر خارجی همگون می‌سازد. در سال‌های اخیر توسعه‌های نظری و استفاده‌ی روزافزون از روش‌هایی که مقدار قابل توجهی از اطلاعات کمکی را در ساخت این تعدیل‌ها لحاظ می‌کنند، دیده شده است. این مقاله برای توصیف روش‌هایی نظیر وزن‌دهی خانه‌ای[7]، چنگک‌زنی[8]، وزن‌دهی

پرتال جامع علوم انسانی

---

[1] Weighting Methods

این مقاله در نشریه‌ی آمارهای رسمی سوئد، دوره دوم، شماره‌ی ۱۹ (ژوئن ۲۰۰۳) منتشر شده است.

[2] Graham Kalton & Ismael Flores-Cervantes

[3] کارشناس پژوهشکده‌ی آمار

[4] weighting adjustments

[5] nonresponse

[6] noncoverage

[7] cell weighting

[8] raking

رگرسیونی تعمیم یافته[۱]، وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک[۲]، ترکیبی از روش‌ها، و روش‌های محدود کردن دامنه‌ی تعدیل‌های به دست آمده، از مثال ساده‌ای استفاده می‌کند. همچنین این مقاله چگونگی امکان انتخاب متغیرهای کمکی را برای استفاده در تعدیل‌ها به بحث می‌گذارد و بعضی از کاربردها را تشریح می‌کند.

واژه‌های کلیدی: کالیبدن[۳]؛ برآورد رگرسیونی تعمیم‌یافته؛ پس‌طبقه‌بندی[۴]؛ چنگک‌زنی، پیرایش[۵] وزن‌ها.

مقدمه

معمولاً در فایل داده‌های آمارگیری وزن‌هایی به سوابق پاسخگو منتسب می‌شوند به‌طوری که سوابق موزون تا حد ممکن نشان‌دهنده‌ی جامعه‌ی استنباط باشد. معمولاً این وزن‌ها طی چند مرحله توسعه می‌یابند تا احتمال‌های انتخاب نابرابر، بی‌پاسخی، ناپوشانش، و نوسان‌های نمونه‌گیری حاصل از مقادیر معلوم جامعه را تصحیح کنند (بریک و کالتون ۱۹۹۶).

معمولاً اولین مرحله‌ی وزن‌دهی به احتمال‌های انتخاب نابرابر سرراست است. به هر عنصر نمونه‌گیری شده (خواه باپاسخ یا خواه بی‌پاسخ) یک وزن پایه منتسب می‌شود که وارون احتمال انتخاب این عنصر است یا متناسب با آن وارون است. در نمونه‌گیری احتمالی، احتمال‌های انتخاب معلوم‌اند، و معمولاً وزن‌های پایه به آسانی تعیین می‌شوند. مشکلی که گاهی در وزن‌های پایه رخ می‌دهد ناشی از مسائل چارچوب نمونه‌گیری است که به بعضی از عنصرهای نمونه‌گیری شده منجر می‌شود که با احتمال‌های علناً متفاوت با احتمال‌های مطلوب انتخاب می‌شوند. برای مثال، ممکن است عنصری در طبقه‌ی نادرستی رده‌بندی شود و بنابراین دارای احتمال انتخاب خیلی کمتری از مقدار

---

۱ *generalised regression weighting*
۲ *logistic regression weighting*
۳ *calibration*
۴ *poststratification*
۵ *trimming*

مطلوب باشد، به این عنصر، در صورتی که نمونه‌گیری شود، وزن پایه‌ی بزرگی منتسب خواهد شد که به افت دقت برآوردهای آمارگیری منتهی می‌شود. برای کاهش این افت دقت، ممکن است وزن‌های پایه‌ی چنین عنصرهایی، به همان طریق پیرایش وزن‌های تعدیل شده‌ی بی‌پاسخی مورد بحث در بخش ۳ پیرایش شوند. در این مقاله وزن‌های پایه مورد توجه بیشتر قرار نخواهند گرفت.

مرحله‌ی دوم توسعه‌ی وزن، معمولاً تلاش در جهت تصحیح بی‌پاسخی واحد یا سرجمع بی‌پاسخی است. وزن‌های پایه‌ی باپاسخ‌ها به منظور تصحیح بی‌پاسخ‌ها تعدیل می‌شوند. راهکار کلی این است که برحسب اطلاعات کمکی که هم برای با پاسخ‌ها و هم برای بی‌پاسخ‌ها موجود است، اقدام به شناسایی باپاسخ‌هایی شود که مشابه بی‌پاسخ‌ها هستند. سپس وزن‌های پایه‌ی باپاسخ‌ها را طوری افزایش می‌دهند که معرف بی‌پاسخ‌های مشابه شوند. در بسیاری از موارد اطلاع کمی در مورد بی‌پاسخ‌ها معلوم است (اغلب فقط طبقه و خوشه‌ی آنها)، در چنین حالتی ممکن است از یک تعدیل وزن‌دهی خانه‌ای ساده استفاده شود. باپاسخ‌ها و بی‌پاسخ‌ها در خانه‌های وزن‌دار تشکیل شده از اطلاعات کمکی موجود مرتب می‌شوند، وزن‌های باپاسخ‌ها در هر خانه با یک ضریب طوری افزایش می‌یابند که باپاسخ‌ها در آن خانه، بی‌پاسخ‌ها را نشان دهند. (ن.ک. بخش ۲). وقتی در ارتباط با بی‌پاسخ‌ها اطلاعات کمکی محدودی وجود دارد، این روش کاملاً مؤثر خواهد بود. اما، وقتی مقدار تقریباً زیادی از اطلاعات کمکی موجود است، و محقق می‌خواهد مقداری از آن را در تعدیل‌های وزن‌دهی بی‌پاسخی وارد کند، آن‌گاه یکی دیگر از روش‌های توصیف شده در بخش ۲ لازم است.

برای بیشتر آمارگیری‌هایی که گردآوری داده‌ها در آنها در یک دور انجام می‌شود، تعدیل‌های بی‌پاسخی یک بار انجام می‌شوند. با وجود این، در آمارگیری‌های پانلی و چندفازی، که امکان بروز بی‌پاسخی در هر دور متوالی گردآوری داده‌ها وجود دارد، ممکن است تعدیل‌های بی‌پاسخی نیز به طور متوالی به کار گرفته شود. در این حالت، مقدار قابل توجهی از اطلاعات کمکی درباره‌ی بی‌پاسخی‌های دور بعدی، از روی با پاسخ‌های نخستین دورها قابل دسترسی است. در این صورت ممکن است برای لحاظ کردن مقدار تقریباً زیادی از این اطلاعات در به کار بستن تعدیل‌های بعدی نیاز به

صورت‌های پیچیده‌ی تعدیل‌های وزن‌دهی باشد. به مثال مربوط به یک آمارگیری پانلی، آمارگیری از میزان درآمد و مشارکت در برنامه (SIPP)[1] ایالات متحده، در پاراگراف‌های بعدی توجه کنید.

مرحله‌ی سوم توسعه‌ی وزن، تعدیل بیشتر در وزن‌هاست تا این امکان فراهم شود که برای بعضی از متغیرهای کلیدی، برآوردهای موزون حاصل از نمونه با مقادیر معلوم جامعه همگون شوند. صورت مشترکی از این نوع تعدیل باعث می‌شود که توزیع توأم نمونه‌ای متغیرهای معین (مثلاً، توزیع جنس برحسب گروه سنی) با توزیع توأم معلوم جامعه جور شود. اغلب این نوع تعدیل پس‌طبقه‌بندی نامیده می‌شود. این مرحله از تعدیل برای تصحیح ناپوشانش و برای بهبود دقت برآوردهای آمارگیری مفید است. همچنین می‌توان از آن برای تصحیح بی‌پاسخی استفاده کرد. باید توجه داشت که در نظریه‌ی پس‌طبقه‌بندی که در متون نمونه‌گیری پیمایشی ارائه می‌شود، پاسخ و پوشش کامل فرض می‌شود. در این وضعیت، اگر اندازه‌های نمونه در پس‌طبقه‌ها به‌طور معقول بزرگ باشند، و به‌طور متوسط انتظار رود که پس‌طبقه‌بندی منجر به افزایش دقت برآوردهای آمارگیری می‌شود، معمولاً تعدیل‌ها نسبتاً کوچک‌اند (مثلاً، ن.ک. هولت و اسمیت ۱۹۷۹ ؛ کیش ۱۹۶۵). با وجود این، وقتی ناپوشانش و / یا بی‌پاسخی تقریباً زیادی وجود دارد، تعدیل‌ها نیز قابل ملاحظه خواهند بود؛ در این حالت برای کاهش اریبی برآوردهای آمارگیری از تعدیل‌ها استفاده می‌شود، اما ممکن است خطاهای استاندارد برآوردهای نامرتبط با متغیرهای تعدیل افزایش یابند.

سال‌های متمادی از تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای بی‌پاسخی و تعدیل‌های پس‌طبقه‌بندی، به طور گسترده استفاده شده است. توسعه‌ی اخیر به‌موجب استفاده‌ی روزافزون از روش‌های تعدیل پیچیده‌تر بوده است که اطلاعات کمکی را بیشتر از آنچه که در روش‌های تعدیل خانه‌ای ممکن است، در بر می‌گیرد. احتمال دارد از این روش‌های جدیدتر، هم برای تصحیح بی‌پاسخی، به‌خصوص در دورهای بعدی آمارگیری که چندین دور از گردآوری داده‌ها را شامل می‌شود، و هم برای همگون کردن

[1] *Survey of Income and Program Participation*

روش‌های وزن‌دهی ـــ

variance inflation factor [1]

این مقاله به مرور تعدادی از روش‌های وزن‌دهی می‌پردازد که در حال حاضر به کار می‌روند. این روش‌ها در بخش بعدی با نمایش کاربرد آنها با یک مثال ساختگی ساده توصیف می‌شوند. و سپس روش‌های مقیدسازی تغییرپذیری وزن‌ها توصیف می‌شوند. آن‌گاه درباره‌ی این امکان که در صورت وجود متغیرهای کمکی زیاد چگونه چنین متغیرهایی برای استفاده در تعدیل‌های وزن‌دهی انتخاب می‌شوند، بحث خواهد شد. در ادامه، بعضی از کاربردهای موجود در آمارگیری‌های واقعی بحث می‌شوند. این مقاله با بیان چند نتیجه به پایان می‌رسد.

مروری بر روش‌های وزن‌دهی

این بخش گزیده‌ای از روش‌های مورد استفاده در ساخت تعدیل‌های وزن‌دهی را برای بی‌پاسخی و همگون کردن برخی از توزیع‌ها یا برآوردهای نمونه‌ای موزون را با توزیع‌ها یا برآوردهای حاصل از سایر منبع‌ها به اجمال شرح می‌دهد. برای هر یک از این دو هدف می‌توان روش‌های یکسانی را به کار برد. به‌منظور تعدیل وزن‌های پایه، تعدیل‌های وزن‌دهی بی‌پاسخی طوری به کار برده می‌شوند که توزیع‌های عنصر باپاسخ موزون برخی از متغیرها با توزیع‌های نمونه‌ای سرجمع این متغیرها همگون باشند. تعدیل‌های بعدی برای همگون کردن توزیع‌ها یا برآوردهای نمونه‌ای حاصل شده‌ی عنصر باپاسخ موزون با توزیع‌ها یا برآوردهای حاصل از یک منبع خارجی (مثل توزیع‌ها یا سرجمع‌های جامعه که از چارچوب نمونه‌گیری به دست آمده‌اند)، از منبع دیگر (مثل برآوردهای جامعه برحسب سن و جنس) و یا از یک آمارگیری با کیفیت بالا (مثل آمارگیری نیروی کار) به کار برده می‌شوند. کالتون و کاسپریزیک (۱۹۸۶) نوع اول تعدیل‌ها را « تعدیل‌های وزن‌دهی نمونه‌ای » و نوع دوم را « تعدیل‌های وزن‌دهی جامعه‌ای» نامیدند. در هر دو حالت، از تعدیل‌ها برای همسو کردن داده‌های نمونه‌ای عنصر با پاسخ موزون با سایر داده‌ها استفاده می‌شود. برای سهولت امر، نمایش این موضوع برحسب همگون کردن داده‌های نمونه‌ای موزون با داده‌های جامعه انجام

روش‌های وزن‌دهی ـــ

خواهد شد، اما باید در نظر گرفت که این امر می‌تواند به آسانی با تفسیر «داده‌های جامعه‌ای» به عنوان «داده‌های نمونه‌ای سرجمع» به تعدیل‌های بی‌پاسخی تبدیل شود.

رهیافت اتخاذ شده در این بخش توصیف مختصر هر یک از روش‌های تعدیلی و فرض‌های مدل آماری زیرساختی آن و تشریح کاربرد آن با یک مثال ساده است. همه جا از مثال یکسانی استفاده می‌شود تا بتوان نتایج را از روی روش‌ها مقایسه کرد. برای نمایش موضوع به طریقی ساده، در این مثال دو متغیر کمکی A و B در ایجاد تعدیل‌های وزن‌دهی به کار می‌رود. از آنجا که تعدیل‌های وزن‌دهی پیچیده بیشتر در مواقعی عملی‌اند که از چندین متغیر کمکی در برقراری تعدیل‌ها استفاده شود، این مثال ساختگی است. با این حال، این مثال برای یک شرح مفید مناسب است. در بیشتر روش‌ها A و B متغیرهای رسته‌ای قلمداد می‌شوند، که A دارای چهار رسته (A1 ، A2، A3 وA4) و B دارای سه رسته (B1 ، B2 و B3) است. توزیع توأم نمونه‌ای از ابتدا موزون و توزیع توأم جامعه‌ای A و B در جدول ۱ ارائه شده‌اند.

از جدول ۱ مشاهده می‌شود که مجموع سرجمع‌های نمونه و جامعه برابر ۱۰۰۰ و ۱۵۰۰ هستند. به‌دلیل بی‌پاسخی (در حالت تعدیل‌های وزن‌دهی بی‌پاسخی) یا ناپوشانش (در حالت تعدیل‌های شاهدهای خارجی)، سرجمع نمونه کمتر از سرجمع جامعه در نظر گرفته می‌شود. مقایسه‌ای از اعداد درون خانه‌های متناظر جدول‌های نمونه و جامعه بعضی از اختلاف‌های اساسی در کمیت‌های نسبی (برای مثال نسبت سرجمع جامعه به سرجمع نمونه در خانه‌ی A1 / B1 برابر ۴ است در صورتی که این نسبت در خانه‌ی A1 / B2 برابر ۱ است) را نشان می‌دهد. ممکن است این اختلاف‌ها به وسیله‌ی نرخ‌های بی‌پاسخی یا ناپوشانش متفاوت، توجیه شوند.

جدول ۱. توزیع‌های توأم از ابتدا موزون نمونه و جامعه برای متغیرهای کمکی A و B

نمونه

	B1	B2	B3	سرجمع
A1	۲۰	۴۰	۴۰	۱۰۰
A2	۵۰	۱۴۰	۳۱۰	۵۰۰
A3	۱۰۰	۵۰	۵۰	۲۰۰
A4	۳۰	۱۰۰	۷۰	۲۰۰
سرجمع	۲۰۰	۳۳۰	۴۷۰	۱۰۰۰

جامعه

	B1	B2	B3	سرجمع
A1	۸۰	۴۰	۵۵	۱۷۵
A2	۶۰	۱۵۰	۳۴۰	۵۵۰
A3	۱۷۰	۶۰	۲۰۰	۴۳۰
A4	۵۵	۱۶۵	۱۲۵	۳۴۵
سرجمع	۳۶۵	۴۱۵	۷۲۰	۱۵۰۰

اکنون شش روش توصیف خواهد شد. تعدیل‌های وزن‌دهی حاصل از به کار بردن هر یک از این شش روش روی داده‌های جدول ۱ در جدول ۲، بخش‌های A تا F، نشان داده می‌شوند. این روش‌ها در زیر مورد بحث قرار می‌گیرند. بخش‌های G و H جدول ۲، تعدیل‌های وزن‌دهی را در مورد دو روشی ارائه می‌کنند که دامنه‌ی تعدیل‌ها را مقید می‌سازند. اینها و روش‌های دیگر مقیدسازی تغییرپذیری تعدیل‌های وزن‌دهی در بخش ۳ بحث می‌شوند.

وزن‌دهی خانه‌ای

شیوه‌ی وزن‌دهی خانه‌ای استاندارد عبارت است از تعدیل وزن‌های نمونه طوری که سرجمع‌های نمونه خانه به خانه با سرجمع‌های جامعه همگون شوند. از این رو تعدیل وزن‌دهی برای خانه‌ی A1/B1 برابر $\frac{۸۰}{۲۰}$ = ۴/۰۰ و برای خانه‌ی A1/B2 برابر $\frac{۴۰}{۴۰}$ = ۱/۰۰ است. تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای عناصر نمونه در هر یک از خانه‌ها در بخش A از جدول ۲ ارائه می‌شوند.

فرض زیرساخت تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای برای بی‌پاسخی این است که باپاسخ‌های درون یک خانه نمایانگر بی‌پاسخ‌های درون آن خانه است. با استفاده از یک مدل احتمال پاسخ، این فرض برقرار می‌شود چنانچه هر عنصر جامعه در یک خانه دارای همان

احتمال پاسخگویی درصورت نمونه‌گیری شدن باشد (کالتون و مالیگالیگ ۱۹۹۱). این امر با فرض گم شدن تصادفی[1] (MAR) لیتل و روبین (۲۰۰۲) متناظر است. اگر تعدیل برای ناپوشانش برقرار شود مدل مشابهی به کار می‌رود. برخلاف سایر روش‌ها، وزن‌دهی خانه‌ای درباره‌ی ساختار احتمال‌های پاسخ (یا پوشانش) روی خانه‌ها هیچ‌گونه فرضی نمی‌کند. از وزن‌دهی خانه‌ای سال‌های متمادی برای تصحیح بی‌پاسخی استفاده شده است و سابقه‌ای اساسی درباره‌ی این روش موجود است (مثلاً، ن.ک. اوه و شی‌یورن ۱۹۸۳ ؛ کالتون ۱۹۸۳؛ لیتل ۱۹۸۶؛ الیوت ۱۹۹۱؛ بریک و کالتون ۱۹۹۶). چپمن، بیلی و کاسپریزیک (۱۹۸۶) کاربردهایی در چند آمارگیری ایالات متحده را توصیف می‌کنند.

جدول۲. تعدیل‌های وزن‌دهی به دست آمده از روش‌های وزن‌دهی مختلف برای داده‌های جدول۱

A : وزن‌دهی خانه‌ای

	B1	B2	B3
A1	۴/۰۰	۱/۰۰	۱/۳۸
A2	۱/۲۰	۱/۰۷	۱/۱۰
A3	۱/۷۰	۱/۲۰	۴/۰۰
A4	۱/۸۳	۱/۶۵	۱/۷۹

F = ۱/۲۴

B : چنگک‌زنی

	B1	B2	B3
A1	۱/۸۱	۱/۴۵	۲/۰۲
A2	۱/۰۸	۰/۸۷	۱/۲۱
A3	۲/۲۰	۱/۷۶	۲/۴۵
A4	۱/۸۳	۱/۴۷	۲/۰۴

F = ۱/۱۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] *missing at random*

C : وزن‌دهی خطی

	B1	B2	B3
A1	۱/۸۲	۱/۵۰	۱/۹۷
A2	۱/۰۹	۰/۷۸	۱/۲۴
A3	۲/۱۹	۱/۸۸	۲/۳۴
A4	۱/۸۳	۱/۵۲	۱/۹۸

F = ۱/۱۰

D : وزن‌دهی رگرسیونی تعمیم‌یافته

	B1	B2	B3
A1	۱/۲۱	۱/۱۷	۱/۱۴
A2	۱/۴۳	۱/۴۰	۱/۳۶
A3	۱/۶۶	۱/۶۲	۱/۵۹
A4	۱/۸۸	۱/۸۵	۱/۸۱

F = ۱/۰۲

E : وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک

	B1	B2	B3
A1	۱/۸۷	۱/۳۵	۱/۹۹
A2	۱/۱۱	۱/۰۴	۱/۱۳
A3	۲/۲۳	۱/۴۹	۲/۴۰
A4	۲/۰۵	۱/۴۲	۲/۲۰

F = ۱/۱۰

F : آمیخته

	B1	B2	B3
A1	۱/۷۱	۱/۳۳	۲/۱۹
A2	۱/۳۲	۱/۰۳	۱/۱۰
A3	۲/۱۲	۱/۶۵	۲/۷۱
A4	۱/۷۵	۱/۳۶	۲/۲۴

F = ۱/۱۲

G : وزن‌دهی لوجیت

	B1	B2	B3
A1	۱/۸۷	۱/۴۶	۱/۹۸
A2	۱/۰۸	۰/۷۴	۱/۲۷
A3	۲/۱۷	۲/۰۹	۲/۱۸
A4	۱/۸۹	۱/۴۹	۱/۹۹

F = ۱/۱۰

H : وزن‌دهی خطی بریده

	B1	B2	B3
A1	۱/۸۱	۱/۴۸	۱/۹۹
A2	۱/۰۸	۰/۷۶	۱/۲۶
A3	۲/۲۰	۲/۰۰	۲/۲۰
A4	۱/۸۳	۱/۵۰	۲/۰۰

F = ۱/۱۰

یک عیب بالقوه‌ی وزن‌دهی خانه‌ای این است که در توزیع تعدیل‌های وزن‌دهی به تغییرپذیری بزرگی منجر می‌گردد که در نتیجه باعث متورم شدن واریانس‌های مربوط

به برآوردهای آمارگیری می‌شود. وزن‌های خانه‌ای در جدول ۲ دارای یک تغییر چهار برابر از ۱/۰۰ در خانه‌ی A1/ B2 تا ۴/۰۰ در خانه‌های A1 / B1 و A3 / B3 هستند که به یک عامل تورم واریانس F = ۱/۲۴ ، یعنی، به یک فروکاهی تقریباً ۲۰ درصدی در اندازه‌ی نمونه‌ی مؤثر، منتهی می‌شود. وقتی اندازه‌های نمونه در چند خانه‌ی تعدیلی کوچک‌اند (همچنین وقتی خانه‌های زیادی وجود دارد) تورم واریانس نگرانی مهمی است، زیرا اندازه‌های نمونه‌ای کوچک موجب ناپایداری تعدیل‌ها می‌شوند. این مشخصه‌ای است که موجب استفاده از روش‌های پیرایش وزن یا سایر روش‌های تعدیل می‌شود.

چنگک‌زنی

وزن‌دهی خانه‌ای موجب همگونی توزیع توأم نمونه‌ای متغیرهای کمکی با توزیع توأم جامعه می‌شود، در صورتی که چنگک‌زنی تنها روی توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرهای کمکی عمل می‌کند. چنگک‌زنی یک شیوه‌ی برازاندن متناسب تکراری است: ابتدا، سرجمع‌های سطری نمونه با سرجمع‌های سطری جامعه همگون می‌شوند؛ سپس سرجمع‌های ستونی تعدیل یافته‌ی نمونه با سرجمع‌های ستونی جامعه همگون می‌شوند؛ بعد سرجمع‌های سطری برای همگونی بازتعدیل می‌شوند؛ و الی آخر تا این که همگرایی حاصل شود. معمولاً همگرایی قابل قبول نسبتاً سریع حاصل می‌شود. با وجود این، همگرایی در بعضی موارد کند است و تضمین نمی‌شود (ایره‌لند و کول بک ۱۹۶۸).

اولین مرحله‌ی تکرار چنگک‌زنی برای داده‌های جدول ۱ در جدول ۳ ارائه شده است. گام ۱ سرجمع‌های سطری نمونه را با سرجمع‌های سطری جامعه در جدول ۱ همگون می‌سازد. از این رو، تمام درایه‌های خانه‌ای سطر A1 در $\frac{۱۷۵}{۱۰۰}$، و درایه‌های سطر A2 در $\frac{۵۵۰}{۱۰۰}$ ، و ... ضرب می‌شوند. اینک گام ۲ درایه‌های خانه‌ای حاصل از گام ۱ را برای همگون ساختن سرجمع‌های ستونی با سرجمع‌های ستونی جامعه در جدول ۱ تعدیل می‌کند. درایه‌های خانه‌ای ستون B1 در $\frac{۳۶۵}{۳۶۵/۷۵}$، درایه‌های ستون B2 در $\frac{۴۱۵}{۵۰۴}$ ، و درایه‌های ستون B3 در $\frac{۷۲۰}{۶۳۹/۲۵}$ ضرب می‌شوند. به‌موجب گام ۲، دیگر سرجمع‌های سطری با سرجمع‌های سطری جامعه همگون نیست. بنابراین فرایند تکرار تا زمانی ادامه

گزیده مطالب آماری - ۶۱ ـــ

جدول ۳. اولین تکرار چنگک‌زنی برای داده‌های جدول ۱

	گام ۱				گام ۲			
	B1	B2	B3	سرجمع	B1	B2	B3	سرجمع
A1	۳۵/۰۰	۷۰/۰۰	۷۰/۰۰	۱۷۵/۰۰	۳۵/۸۱	۵۷/۶۴	۷۸/۸۴	۱۷۲/۲۹
A2	۵۵/۰۰	۱۵۴/۰۰	۳۴۱/۰۰	۵۵۰/۰۰	۵۶/۲۷	۱۲۶/۸۱	۳۸۴/۰۸	۵۶۷/۱۶
A3	۲۱۵/۰۰	۱۰۷/۵۰	۱۰۷/۵۰	۴۳۰/۰۰	۲۱۹/۹۷	۸۸/۵۲	۱۲۱/۰۸	۴۲۹/۵۷
A4	۵۱/۷۵	۱۷۲/۵۰	۱۲۰/۷۵	۳۴۵/۰۰	۵۲/۹۵	۱۴۲/۰۴	۱۳۶/۰۰	۳۳۰/۹۹
سرجمع	۳۶۵/۷۵	۵۰۴/۰۰	۶۳۹/۲۵	۱۵۰۰/۰۰	۳۶۵/۰۰	۴۱۵/۰۰	۷۲۰/۰۰	۱۵۰۰/۰۰

وقتی که برای تعدیل‌های بی‌پاسخی از چنگک‌زنی استفاده می‌شود، در مدل احتمال پاسخ فرض می‌شود که همانند حالت وزن‌دهی خانه‌ای، احتمال‌های پاسخ برای تمام عناصر جامعه‌ای درون خانه‌ها برابرند، و نیز فرض می‌شود که احتمال‌های پاسخ خانه‌ی (h , k) به‌صورت $\phi_{hk} = \alpha_h \beta_k$ است، که α_h و β_k نشانگر اثرهای سطری و ستونی‌اند (کالتون و مالیگالیگ ۱۹۹۱). این فرض اضافه در مدل چنگک‌زنی منجر به تغییرپذیری کمتر در وزن‌ها می‌شود و در نتیجه در مثال مذکور F از ۱/۲۴ در وزن‌دهی خانه‌ای به ۱/۱۰ در چنگک‌زنی کاهش می‌یابد. با وجود این توجه کنید که این فرض اضافه به اختلاف‌های اساسی در وزن‌های بسیاری از خانه‌ها نسبت به روش وزن‌دهی خانه‌ای می‌شود (برای مثال به خانه‌های A1 / B1 و A1 / B3 نگاه کنید). در چنین حالتی مناسب بودن مدل چنگک‌زنی مستلزم توجه دقیق است.

سال‌های متمادی از چنگک‌زنی به‌طور گسترده برای محک زدن توزیع‌های نمونه با توزیع‌های خارجی استفاده شده است (مثلاً، ن.ک. دمینگ و استفان ۱۹۴۰). به‌هنگام محک‌زنی با توزیع‌های جامعه‌ای حاصل از منبع‌های خارجی، گاهی تنها توزیع‌های

حاشیه‌ای متغیرهای کمکی موجودند، که در چنین حالتی امکان چنگک‌زنی وجود دارد اما وزن‌دهی خانه‌ای ممکن نیست. وقتی توزیع توأم موجود است، انتخاب بین چنگک‌زنی و وزن‌دهی خانه‌ای مستلزم متعادل کردن زیان کمتر در دقت چنگک‌زنی حاصل از تغییرپذیری فروکاسته‌ی وزن‌ها در مقابل اریبی ناشی از نقص ساختار مفروض احتمال‌های پاسخ روی خانه‌هاست. وقتی تعداد خانه‌ها نسبتاً کم است و اندازه‌های نمونه‌ی خانه‌ها خیلی بزرگ هستند، معمولاً وزن‌دهی خانه‌ای ارجح است. با وجود این، وقتی خانه‌های زیادی وجود دارد (که به علت استفاده از تعداد زیاد متغیرهای کمکی حاصل می‌شود) ممکن است چنگک‌زنی انتخاب بهتری باشد.

روش چنگک‌زنی که در بالا توصیف شد به روش نسبت چنگک‌زنی نیز معروف است. شاروت (۱۹۸۶) این روش را وزن‌دهی کناره‌ای می‌نامد. برای بحث بیشتر درباره‌ی چنگک‌زنی ، ن.ک. اوه و شی‌یورن (۱۹۸۳) و برک استون و رائو (۱۹۷۹) و برای کاربرد آن، ن.ک. بری ، فلت ، و پی‌یرس (۱۹۹۶). این روش شکلی از روش‌های چنگک‌زنی تعمیم‌یافته‌ی دویل ، سارندال ، و ساوتوری (۱۹۹۳) است (همچنین ن.ک. دویل و سارندال ۱۹۹۲). این رده از روش‌ها برای مینیمم کردن تعدیل‌های وزن‌دهی طراحی می‌شود که طبق تابع فاصله‌ی تعریف شده‌ای مستلزم همگون کردن توزیع‌های حاشیه‌ای نمونه با توزیع‌های حاشیه‌ای جامعه است. بعضی از این روش‌ها نیز برای تعدیل‌ها حدود بالایی و پایینی را تعیین می‌کنند.

وزن‌دهی خطی

وزن‌دهی خطی صورت دیگر چنگک‌زنی تعمیم یافته است که شبیه چنگک‌زنی است جز این که از تابع فاصله‌ی متفاوتی استفاده می‌کند (دویل، ساندرال، و ساوتوری ۱۹۹۳). همانند چنگک‌زنی، وزن‌ها را تعدیل می‌کند تا توزیع‌های حاشیه‌ای نمونه را با توزیع‌های حاشیه‌ای جامعه همگون کند. وزن‌دهی خطی برای توزیع‌های حاشیه‌ای حالت خاصی از برآورد رگرسیونی تعمیم یافته است (ن.ک. پایین). در اینجا برای تشریح تشابه آن با چنگک‌زنی به‌طور جداگانه بحث می‌شود.

تعدیل‌های وزن‌دهی صورت گرفته با استفاده از وزن‌های خطی برای این مثال، در بخش C از جدول ۲ ارائه شده است. عامل تورم واریانس F برابر ۱/۱۰ است که با F تعدیل‌های وزن‌دهی چنگک‌زنی برابر است. تعدیل‌های وزن‌دهی خطی در بخش C از جدول ۲ نسبتاً متفاوت از تعدیل‌های وزن‌دهی چنگک‌زنی در بخش B هستند، اما اختلاف‌ها بزرگ نیستند و قدری کمتر از اختلاف‌های بین هر یک از این مجموعه‌های تعدیل‌ها و تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای‌اند.

وزن‌دهی خطی ویژگی نامطلوبی دارد که می‌تواند در موقعیت‌هایی موجب بروز وزن‌های منفی شود. همان‌طور که در بخش بعدی بحث شده، ممکن است این روش با اعمال قیدهایی روی تعدیل‌هایی که مانع این برآمد می‌شوند، اصلاح شود.

وزن دهی رگرسیونی تعمیم‌یافته

در رابطه با این موضوع، تعدیل‌های وزن‌دهی برای برابر قرار دادن توزیع‌های توأم یا حاشیه‌ای با توزیع‌های جامعه توسعه یافته‌اند. همگون کردن برآوردهای نمونه‌ای موزون متغیرهای کمی با پارامترهای جامعه صورت دیگری از محک زدن است. برای مثال، ممکن است برآورد بازده سرجمع حاصل از نمونه‌ای از کار و کسب‌ها با بازده سرجمع جامعه برابر فرض شود. برای نشان دادن این رهیافت، مقادیر ۱، ۲، ۳ و ۴ را به رده‌بندی‌های A1 ، A2 ، A3 و A4 ، و به‌طور مشابه مقادیر ۱، ۲، و ۳ را به B1 ، B2، و B3 منتسب کنید. آن‌گاه سرجمع جامعه برای A برابر ۳۹۴۵ است و سرجمع نمونه‌ای تعدیل نشده برابر ۲۵۰۰ است؛ سرجمع‌های متناظر برای B برابر با ۳۳۵۵ و ۲۲۷۰ است. وزن‌دهی رگرسیونی تعمیم‌یافته وزن‌ها را طوری تعدیل می‌کند که سرجمع نمونه‌ای موزون برای A برابر ۳۹۴۵ و برای B برابر ۳۳۵۵ شود. وزن‌های مورد نیاز برای دستیابی به این مشخصات در بخش D از جدول ۲ ارائه می‌شوند.

از آنجا که میانگین نمونه‌ای تعدیل نشده‌ی A برابر ۲/۵۰ است در صورتی که میانگین جامعه ۲/۶۳ است، انتظار می‌رود که تعدیل‌های وزن‌دهی برای نمره‌های پایین A ، کمتر از متوسط تعدیل ۱/۵۰ و برای نمره‌های بالای A ، بیشتر از این متوسط

باشند، و این مورد صدق خواهد کرد. میانگین نمونه‌ای تعدیل نشده‌ی B برابر ۲/۲۷ و میانگین جامعه تقریباً برابر ۲/۲۴ است، طوری‌که در این حالت انتظار می‌رود مقادیر بالای B تعدیل‌های نسبتاً پایین‌تری داشته باشند، و این مورد نیز صدق خواهد کرد.

تعدیل وزن‌دهی رگرسیونی تعمیم‌یافته از برآوردگر رگرسیونی استاندارد در نمونه‌گیری پیمایشی (مثلاً، ن.ک. کوکران ۱۹۷۷ ، فصل ۷) به دست می‌آید. این روش مستلزم اعمال تعدیل مربوط به متغیرهای کمکی مورد استفاده در برآوردگر رگرسیونی به‌عنوان تعدیلی از وزن‌هاست (بثله‌هیم و کلر ۱۹۸۷ ؛ بثله‌هیم ۱۹۸۸؛ دویل و سارندال ۱۹۹۲؛ فولر ، مک‌لاگلن ، و باکر ۱۹۹۴ ؛ فولر ۲۰۰۲). برای یک نمونه‌ی با احتمال برابر بدون بی‌پاسخی یا ناپوشانش، برآوردگر رگرسیونی سرجمع جامعه؛ Y ، به‌سادگی به‌صورت زیر تشریح می‌شود؛

$$\hat{Y}_R = \hat{Y} + b(X - \hat{X})$$

که $\hat{Y} = \sum dy_i$ ، $\hat{X} = \sum dx_i$ ، X عبارت است از سرجمع معلوم جامعه به‌ازای متغیر کمکی x، b ضریب رگرسیونی نمونه برای رگرسیون y روی x است، و d وارون کسر نمونه‌گیری (وزن پایه) است. این برآورد ممکن است به‌صورت دیگری مثل $\hat{Y}_R = \sum w_i y_i$ بیان شود، که در آن وزن تعدیل‌یافته‌ی w_i به‌صورت زیر است:

$$w_i = d + \left[(X - \hat{X})(x_i - \bar{x}) / \sum (x_i - \bar{x})^2\right]$$

رهیافت وزن‌دهی رگرسیونی تعمیم‌یافته به‌آسانی برای پوشش چند متغیر کمکی در مدل رگرسیونی و ترکیب وزن‌های نابرابر بسط می‌یابد. همانند مدل‌بندی رگرسیونی استاندارد، می‌توان از تبدیل‌های متغیرها استفاده کرد و جمله‌های اثر متقابل را در نظر گرفت. توجه کنید که، اگر چه وزن‌های رگرسیونی تعمیم‌یافته از یک مدل رگرسیونی با متغیر وابسته‌ی y حاصل می‌شود، اما وزن‌ها به y وابسته نیستند. آنها وزن‌های کلی هستند که برای تمام تحلیل‌های داده‌های آمارگیری به کار می‌روند. استفاده از وزن‌دهی

رگرسیونی تعمیم‌یافته در نظام برآورد تعمیم‌یافته‌ی اداره‌ی آمار کانادا توسط استیوائو، هیدیروگلو ، و سارندال (۱۹۹۵) توصیف می‌شود.

وزن‌دهی خطی توصیف شده در بالا حالت خاصی از وزن‌دهی رگرسیونی تعمیم‌یافته است وقتی که متغیرهای کمکی، متغیرهای رسته‌ای‌اند، یا متغیرهای رسته‌ای تلقی می‌شوند. توجه کنید که با همگون کردن توزیع‌های حاشیه‌ای نمونه‌ای موزون با توزیع‌های حاشیه‌ای جامعه، وزن‌دهی خطی نیز سرجمع‌های نمونه‌ای موزون را با سرجمع‌های جامعه همگون می‌کند چنانچه A و B متغیرهای گسسته باشند، یعنی همان‌گونه که در بخش D از جدول ۲ مفروض است. برابر قرار دادن سرجمع‌های نمونه‌ای موزون با سرجمع‌های جامعه، قیدهای به مراتب کمتری نسبت به وزن‌دهی خطی (بخش C) روی تعدیل‌های وزن‌دهی اعمال می‌کند. در نتیجه، تغییرات خانه به خانه در تعدیل‌های وزن‌دهی موجود در بخش C کمی کاهش می‌یابد، و عامل تورم واریانس، فقط F=۱/۰۲ است.

وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک

مدل‌بندی رگرسیونی لوژستیک برای توسعه‌ی تعدیل‌های وزن‌دهی بی‌پاسخی مورد استفاده واقع شده است. اگر نمونه‌گیری بر پایه‌ی اطلاعات کمکی باشد، یک مدل رگرسیونی لوژستیک برای پیشگویی احتمال پاسخگویی بنا می‌شود، و سپس هر تعدیل وزن‌دهی باپاسخ با وارون احتمال پاسخ پیشگویی شده‌ی باپاسخ برابر می‌شود (مثلاً، ن.ک. یاناچیونه ، میلنه ، و فالسوم ۱۹۹۱؛ لپکوفسکی ، کالتون، و کاسپرزیک ۱۹۸۹). وقتی اطلاعات کمکی، مجموعه‌ای از متغیرهای رسته‌ای است و مدل رگرسیونی لوژستیک شامل هیچ اثر مقابلی نیست، وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک شبیه به چنگک‌زنی است. با وجود این، برخلاف چنگک‌زنی، نمی‌تواند تعدیل‌های وزن‌دهی کمتر از ۱ را ارائه کند. وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک از این حیث که می‌تواند پیشگوهای پیوسته را بدون رسته‌بندی آنها در برگیرد انعطاف‌پذیرتر از چنگک‌زنی است. همچنین

به‌آسانی می‌تواند جمله‌های اثر متقابل را آن‌گونه که برای بهترین پیشگویی احتمال‌های پاسخ مورد نیاز است، در بر گیرد. برای مثال جمله‌های اثر متقابل می‌توانند همراه با چنگک‌زنی با استفاده از خانه‌های رده‌بندی متقاطع دو متغیر برای مثال به عنوان شاهد حاشیه‌ای منحصر به فرد لحاظ شوند، اما این فرایند کمتر خودکار است.

بخش E از جدول ۲ تعدیل‌های وزن‌دهی را برای داده‌های جدول ۱ ارائه می‌کند که با استفاده از وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک با انتخاب A و B به‌عنوان دو متغیر رسته‌ای و بدون وجود جمله‌های اثر متقابل در مدل به دست آمده‌اند. عجیب نیست که این تعدیل‌های وزن‌دهی تا اندازه‌ای شبیه به تعدیل‌هایی به نظر می‌رسد که از چنگک‌زنی، همان‌طور که در بخش B از جدول ۲ نشان داده شده است، به دست آمده‌اند. با وجود این، استفاده‌ی ساده از مدل‌بندی رگرسیونی لوژستیک به گونه‌ای که در اینجا صورت گرفته همگونی توزیع‌های حاشیه‌ای نمونه‌ای موزون را با توزیع‌های حاشیه‌ای جامعه تضمین نمی‌کند، یاناچیونه، میلنه، و فالسوم (۱۹۹۱) این مسئله را مورد توجه قرار داده‌اند.

شق دیگر این رهیافت عبارت است از قرار دادن سرجمع نمونه روی یک پیوستار به ترتیب احتمال‌های پاسخ پیشگویی شده‌ی آنها از روی مدل رگرسیونی لوژستیک و تقسیم کردن پیوستار به تعداد خانه‌ها. سپس روش وزن‌دهی خانه‌ای که بیشتر توصیف شده در مورد خانه‌ها به کار برده می‌شود (مثلاً، ن.ک. لیتل و روبین ۲۰۰۲). در اصل، این رهیافت مستلزم ساخت یک تک‌متغیر مرکب به‌عنوان ترکیبی خطی از متغیرهای کمکی در مدل، و سپس تشکیل خانه‌های مبتنی بر این متغیر مرکب است.

ترکیب وزن‌دهی خانه‌ای با روش دیگر

وزن‌دهی خانه‌ای از حیث اجتناب از فرض‌های غیر از فرض گمشدگی تصادفی (MAR) که در تمام روش‌های مورد بررسی مشترک است، دارای جاذبه‌ی بیشتر از سایر روش‌هاست. با وجود این، ممکن است موجب بروز تعدیل‌های وزن‌دهی ناپایدار شود، به‌خصوص وقتی که اندازه‌های نمونه در بعضی خانه‌ها کوچک‌اند. استفاده از وزن‌دهی خانه‌ای برای خانه‌های با اندازه‌های نمونه‌ای بزرگ و روش وزن‌دهی دیگر برای سایر

خانه‌ها یک رهیافت بینابینی است. برای مثال، اوه و شی‌یورن (۱۹۸۷) به همین طریق از ترکیبی از وزن‌دهی خانه‌ای و چنگک‌زنی استفاده کرده و این روش را چنگک‌زنی اصلاح شده نامیده‌اند.

برای تشریح این رهیافت کلی، استفاده از تعدیل وزن‌دهی خانه‌ای را برای خانه‌ی بزرگ A2/B3 ، و چنگک‌زنی برای سایر خانه‌ها را بعد از حذف خانه‌ی A2/B3 در نظر بگیرید. نتایج این شیوه در بخش F از جدول ۲ نشان داده شده است. تعدیل وزن‌دهی برای خانه‌های A2/B3 مانند وزن‌دهی خانه‌ای در بخش A از این جدول برابر ۱/۱۰ تعیین می‌شود، در نتیجه کمتر از ۱/۲۱ مربوط به چنگک‌زنی کلی در بخش B است. بنابراین در عوض، سایر تعدیل‌های وزن‌دهی واقع در سطر A2 و ستون B3 بیشتر از تعدیل‌های چنگک‌زنی هستند، و این امر، به نوبه‌ی خود ، در خانه‌های باقیمانده به تعدیل‌های وزن‌دهی کمتر منجر می‌شود.

روش‌های مقیدسازی تعدیل‌های وزنی

عامل تورم واریانس F با تشدید تعدیل‌های وزن‌دهی، خیلی افزایش می‌یابد. برای جلوگیری از این افزایش، چند شیوه‌ی بدیل برای حذف تعدیل‌های وزن‌دهی خیلی بزرگ به کار رفته است.

با وزن‌دهی خانه‌ای، قرار است که شیوه‌های معمول، تعدیل‌های وزن‌دهی بزرگ را تا سطح معینی پیرایش یا خانه‌ها را تلفیق کنند. مثلاً، اگر ماکسیمم تعدیل وزن‌دهی مجاز مشخص شود، خانه‌های با تعدیل‌های بزرگ‌تر از این ماکسیمم به تعدیل ماکسیمم منتسب می‌شوند، در حالی‌که تعدیل‌های سایر خانه‌ها به گونه‌ای صورت می‌گیرد تا اطمینان حاصل شود که سرجمع موزون بدون تغییر باقی می‌ماند. به شقی دیگر، این خانه‌ها با سایر خانه‌ها تلفیق می‌شوند طوری‌که تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌های تلفیقی بیش از ماکسیمم معین نباشند. پاتر (۱۹۸۸، ۱۹۹۰، ۱۹۹۳) شیوه‌های پیرایش وزن‌ها را مرور می‌کنند. کالتون و مالیگالیگ (۱۹۹۱)، لیتل (۱۹۹۳)، لازرونی و لیتل (۱۹۹۸) و تریمبلی (۱۹۸۶) روی شیوه‌های تلفیق خانه‌ها بحث می‌کنند.

با وزن‌های تعدیل یافته‌ی مورد بحث در بخش ۲، سرجمع نمونه‌ای موزون - که با مجموع حاصلضرب وزن خانه در تعداد نمونه‌ی آن خانه روی خانه‌ها به دست می‌آید - با سرجمع جامعه برابر می‌شود. مثلاً، با استفاده از وزن‌های خانه‌ای در بخش A از جدول ۲ و اعداد نمونه‌ای درجدول ۱، سرجمع نمونه‌ای موزون عبارت است از ۱۵۰۰ = (۷۰*۱/۷۹)+ ... + (۴۰*۱/۰۰)+(۲۰*۴/۰۰). با وجود این، اگر وزن‌های خانه‌های A1/B1 و A3/B3 دوباره از ۴/۰۰ تا مثلاً ۲/۵۰ پیرایش شوند، نسبت این دو خانه به سرجمع نمونه‌ای موزون از ۲۸۰ به ۱۷۵ افت می‌کند. در نتیجه، سرجمع نمونه‌ای موزون به ۱۳۹۵ کاهش می‌یابد. برای رساندن سرجمع جامعه‌ای موزون مجدداً به ۱۵۰۰، لازم است تا سرجمع نمونه‌ای موزون در سایر خانه‌ها از ۱۲۲۰=(۲۸۰-۱۵۰۰) به ۱۳۲۵=(۱۷۵-۱۵۰۰) افزایش یابد. این افزایش با ضرب وزن‌های هر یک از سایر خانه‌ها در $۱/۰۹ = \frac{۱۳۲۵}{۱۲۲۰}$ به‌دست می‌آید. لذا، شیوه‌ی پیرایش به یک بازتوزیع وزن‌ها در حالی‌که بخشی از جامعه در خانه‌های A1/B1 و A3/B3 به‌وسیله‌ی عناصر نمونه در سایر خانه‌ها بازنمایی می‌شوند، منجر می‌شود.

شیوه‌ی دیگر تلفیق خانه‌ها اثر مشابهی دارد. مسئله‌ی خانه‌ی A1/B1 را در نظر بگیرید. با تلفیق، این خانه با یک خانه مجاور، مثلاً A1/B2 ترکیب می‌شود. سپس تعدیل وزن‌دهی برای خانه‌ی تلفیقی برابر با نسبت سرجمع جامعه (۱۲۰) به سرجمع نمونه (۶۰) است، یعنی، تعدیلی برابر ۲/۰۰. بنابراین اثر این تلفیق این است که نیمی از جامعه در خانه‌ی A1/B1 توسط عناصر نمونه در خانه‌ی A1/B2 بازنمایی می‌شود.

فنون پیرایش وزن و تلفیق خانه‌ها را می‌توان همراه هر روشی به کار برد اما امکان‌هایی با این مزیت وجود دارند که به‌جای اصلاحات بعد از کشف وزن‌های بزرگ، درون فرایند تعدیل وزن‌دهی تشکیل می‌شوند. هوآنگ و فولر (۱۹۷۸)، جایاسوریا و والیانت (۱۹۹۶)، سینگ و مول (۱۹۹۶)، رائو و سینگ (۱۹۹۷)، و چن ، سیتر ، و وو (۲۰۰۲) با وزن‌دهی رگرسیونی روش‌های تضمین وزن‌های نامنفی را توصیف می‌کنند. دویل، سارندال، و ساوتوری (۱۹۹۳) روش لوجیت که متناظر با چنگک‌زنی است و روش خطی بریده را که متناظر با روش خطی است، توصیف می‌کنند که در هر دوی آنها کاربر می‌تواند کرانه‌های پایینی و بالایی تعدیل‌های وزن‌دهی را مشخص کند. هردوی

این روش‌ها را می‌توان، همانند چنگک‌زنی نامقید و روش خطی، با استفاده از برنامه‌ی کالبیدن روی حاشیه‌ها[1] (CALMAR) به کار برد[2].

نتایج به کارگیری روش‌های لوجیت و خطی بریده، به ترتیب با کرانه‌های پایینی و بالایی ۰/۵ و ۲/۲۰، برای داده‌های جدول ۱ در بخش‌های G و H از جدول ۲ نشان داده شده‌اند. همان‌طور که از بخش‌های B و C این جدول دیده می‌شود، با چنگک‌زنی و وزن‌دهی خطی فقط خانه‌ی A3/B3 دارای تعدیل وزن‌دهی بیش از ۲/۲۰ است. اعمال قید ماکسیمم تعدیل وزن‌دهی برابر با ۲/۲۰، تعدیل وزن‌دهی را برای آن خانه تا آن مقدار کاهش می‌دهد و وزن اضافه را در سایر خانه‌ها، به خصوص در خانه‌های واقع در سطر A3 و ستون B3 ، توزیع می‌کند.

انتخاب متغیرهای کمکی

وقتی تعداد قابل ملاحظه‌ای از متغیرهای کمکی برای استفاده در برقراری تعدیل‌های وزن‌دهی موجود است، احتمال دارد که حتی هنگام به کار بردن روش‌های توصیف شده در بخش قبلی، فقط گزیده‌ای از آنها به کار گرفته شود. این گزینش متأثر از تحلیل‌های رابطه‌های متغیرهای کمکی با نرخ‌های پاسخ یا پوشش و با متغیرهای آمارگیری است.

در استفاده از میانگین نمونه‌ای (پایه‌موزون) ناتعدیل‌یافته‌ی ساده $(\bar{y})$ برای برآورد میانگین جامعه $(\bar{Y})$، اریبی ناشی از بی‌پاسخی را در نظر بگیرید. می‌توان این اریبی را تقریباً به‌صورت

$$B(\bar{y}) \approx \frac{1}{N\bar{\phi}} \Sigma (Y_i - \bar{Y})(\phi_i - \bar{\phi})$$

بیان کرد که ϕ_i احتمال پاسخ عنصر i $(\phi_i > 0)$، $\bar{\phi}$ متوسط احتمال پاسخ در جامعه، و N اندازه‌ی جامعه است. همان‌طور که از این فرمول برمی‌آید، اریبی $\bar{y}$ از احتمال‌های

---

[1] *calibration on margins*

[2] *این برنامه به همراه مستندات آن به زبان فرانسوی در وبسایت INSEE موجود است:*
http://www.insee.fr/fr/ppp/macro/macro.htm

پاسخ تفاضلی ناشی می‌شود که به مقادیر y مربوط می‌شوند. اگر به‌ازای تمام عنصرهای جامعه $\phi_i = \bar{\phi}$ ، $\bar{y}$ برای $\bar{Y}$ نااریب است.

برای نشان دادن اثر تعدیل‌های وزن‌دهی، وزن‌دهی خانه‌ای را در نظر بگیرید. می‌توان اثر وزن‌دهی خانه‌ای را با بیان اریبی میانگین ناتعدیل‌یافته به‌صورت

$$B(\bar{y}) \approx \frac{1}{N\bar{\phi}} \sum\sum (Y_{ci} - \bar{Y}_c)(\phi_{ci} - \bar{\phi}_c) + \frac{1}{N\bar{\phi}} \sum\sum N_c (\bar{Y}_c - \bar{Y})(\bar{\phi}_c - \bar{\phi})$$

مشاهده نمود که c نشان دهنده‌ی خانه‌ی c است، Y_{ci} و ϕ_{ci} مقدار y و احتمال پاسخ عنصر i درخانه‌ی c هستند، N_c تعداد عنصرهای جامعه درخانه‌ی c است، و $\bar{Y}_c$ و $\bar{\phi}_c$ میانگین y و متوسط احتمال پاسخ در خانه‌ی c هستند (بریک و کالتون ۱۹۹۶). اثر وزن‌دهی خانه‌ای حذف جمله‌ی دوم از اریبی است. هم متوسط احتمال‌های پاسخ و هم متوسط مقادیر y باید درون خانه‌ها متفاوت باشند تا این‌که این جمله غیر صفر شود. تا این دو شرط صدق نکنند، تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای بی‌تأثیرند.

چنانچه اولین جمله صفر باشد، که وقتی روی می‌دهد که مقادیر y و احتمال‌های پاسخ درون خانه‌ها نامرتبط‌اند، میانگین نمونه‌ای محاسبه شده با تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای، برای $\bar{Y}$ نااریب است. اگر مقادیر y یا احتمال‌های پاسخ در درون خانه‌ها ثابت باشند، میانگین تعدیل نااریب خواهد بود. در عمل، مسلماً این انتظار که تعدیل‌های وزن‌دهی موجب حذف اریبی خواهند شد واقع بینانه نیست، اما امید آن می‌رود که موجب فروکاهی اریبی خواهند شد. با وجود این، اگر دو جمله‌ی موجود در برابری فوق دارای علامت مخالف باشند، در واقع امکان دارد که تعدیل‌ها اریبی مطلق را افزایش دهند (تامسن ۱۹۷۳).

برای مؤثر واقع شدن، خانه‌های تعدیلی باید از نظر متوسط احتمال‌های پاسخ و مقادیر y متفاوت باشند. نظر به این‌که کلاً در آمارگیریها داده‌ها در مورد بسیاری از متغیّرها جمع‌آوری می‌شود، معمولاً بر ساخت خانه‌هایی که دارای احتمال‌های پاسخ متفاوت باشند، تأکید بیشتری می‌شود زیرا احتمال دارد که حداقل بعضی از متغیرهای آمارگیری در سرتاسر چنین خانه‌هایی از نظر سطح متفاوت باشند. فنون شناسایی متغیرهای کمکی برای استفاده در تشکیل خانه‌های تعدیلی با احتمال‌های پاسخ

متفاوت شامل رگرسیون لوژستیک و الگوریتم‌های درختی است (مثلاً، ن.ک. ریزو ، کالتون، و بریک (۱۹۹۶).

رهیافت رگرسیون لوژستیک برای تعدیل‌های بی‌پاسخی مستلزم بسط یک مدل رگرسیونی لوژستیک برای پیشگویی وضعیت پاسخ (باپاسخ (۱) در مقابل بی‌پاسخ (.)) از روی مجموعه‌ی متغیرهای کمکی شناخته شده برای باپاسخ‌ها و بی‌پاسخ‌ها است. آن‌گاه این مدل را می‌توان برای پیشگویی احتمال پاسخ هر یک از اعضای نمونه به کار برد. سپس همان‌طور که در بخش ۲ توصیف شد، می‌توان مستقیماً یا از احتمال‌های پاسخ پیشگویی شده‌ی باپاسخ‌ها به‌عنوان مبنای تعدیل‌های وزن‌دهی یا از احتمال‌های پاسخ پیشگویی شده برای تمام اعضای نمونه به‌منظور تشکیل خانه‌ها جهت تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای استفاده کرد.

رهیافت الگوریتم درختی مستلزم استفاده از یک الگوریتم شاخه‌ای مثل CHAID ، CART، یا SEARCH (مثلاً، ن.ک. بریمن ، فریدمن ، اولشن ، و استون ۱۹۹۳) برای تشکیل خانه‌های تعدیل بی‌پاسخی است. این الگوریتم در میان متغیرهای کمکی جستجو می‌کند تا متغیری را بیابد که بتوان از آن برای تقسیم نمونه‌ی کامل به دو (یا چند) بخش (خانه) استفاده کرد به طریقی که وضعیت پاسخ را به بهترین وجه تبیین کند. سپس، این الگوریتم روی هر یک از دو خانه همان عمل را به‌طور جداگانه انجام می‌دهد. آن‌گاه الگوریتم همان عمل را روی هر یک از چهار خانه‌ی حاصل ادامه می‌دهد، و الی آخر. این فرایند تا زمانی ادامه می‌یابد که تقسیم‌ها دیگر توان توضیحی مفید را برای وضعیت پاسخ نداشته باشند یا تا زمانی که اندازه‌ی نمونه‌ی خانه‌ای به یک سطح مینیمم معین برسد. آن‌گاه خانه‌های نهایی این درخت به دست آمده به‌عنوان خانه‌های تعدیل وزن‌دهی استاندارد تلقی می‌شوند.

وقتی در یک آمارگیری داده‌هایی فقط در مورد چند متغیر گردآوری می‌شود، یا تنها چند متغیر مورد نظر کلیدی موجود است، در آن صورت می‌توان برای پیشگویی متغیرهای کلیدی از روی متغیرهای کمکی، مدل‌های آماری مناسبی را ساخت. آن‌گاه

برای ایجاد خانه‌های تعدیلی استفاده از ترکیبی از پیشگوهای مهم از روی این مدل‌ها و از روی مدل‌های پیشگویی‌کننده‌ی احتمال‌های پاسخ امکان‌پذیر است.

در تعدیل‌های بی‌پاسخی عموماً توجه اصلی در انتخاب متغیرهای کمکی معطوف به این است که آنها احتمال‌های پاسخ را پیشگویی کنند. اما در تعدیل‌های وزن‌دهی برای همگون ساختن داده‌های نمونه با منبع‌های خارجی، اغلب توجه اصلی معطوف به این است که متغیرهای کمکی، متغیرهای آمارگیری کلیدی را پیشگویی کنند. این امر به این دلیل است که محک زدن به منبع‌های خارجی که ارتباط تنگاتنگی با متغیرهای آمارگیری‌کلیدی دارند دقت برآوردهای آمارگیری مبتنی بر آن متغیرها را افزایش می‌دهد.

دو مثال تشریحی

در این بخش کاربرد تعدیل‌های وزن‌دهی پیچیده در دو برنامه‌ی آمارگیری بزرگ‌مقیاس ایالات متحده به‌طور خلاصه ارائه می‌شود. در یک برنامه داده‌های مربوط به مقدار جذب مواد غذایی توسط افراد گردآوری می‌شود و برنامه‌ی دیگر یک آمارگیری پانلی از میزان درآمد و مشارکت در برنامه‌های رفاهی است.

آمارگیری‌هایی از مقدار جذب مواد غذایی

در آمارگیری سراسری مقدار مصرف مواد غذایی ۱۹۸۷ـ۱۹۸۸ اداره‌ی کشاورزی ایالات متحده (USDA)[۱]، اطلاعات مصرف مواد غذایی خانوارهای نمونه‌گیری شده با مصاحبه‌های گسترده در طول فصل‌های سال گردآوری شد. از آنجا که تنها ۳۷ درصد واحدهای مسکونی اشغال شده داده‌های مورد نیاز را ارائه کردند، درباره‌ی اریبی بی‌پاسخی نگرانی جدی وجود داشت. برای پرداختن به این نگرانی‌ها محک زدن جامع به شاهدهای خارجی با وزن‌دهی رگرسیونی انجام شد (فولر، مک‌لاگلن، و باکر ۱۹۹۴). از پانزده متغیر کمکی که اعتقاد می‌رفت با رفتار غذایی مرتبط هستند ـ شامل متغیرهایی چون درآمد خانوار به‌عنوان درصدی از سطح فقر، اندازه‌ی خانوار، وجود یک

---
[۱] *U.S. Department of Agriculture*

کودک زیر۷ سال سن ، سن سرپرست خانوار، و منطقه‌ی جغرافیایی ـ استفاده شد. همه‌ی شاهدهای خارجی به‌جز دو شاهد، حاصل از آمارگیری جمعیت جاری (CPS)[1] ایالات متحده در مارس ۱۹۸۷ هستند. شاهدهای مربوط به شهرنشینی برگرفته از منبع دیگری بودند و شاهد مربوط به فصل، توزیعی زوج روی چهار فصل بود. تمام متغیرها به‌جز اندازه‌ی خانوار، متغیرهای رسته‌ای قلمداد شدند. علاوه بر ۲۵ متغیر نشانگر برای متغیرهای رسته‌ای، اندازه‌ی خانوار و توان دوم اندازه‌ی خانوار در رگرسیون حضور داشتند. وزن‌های رگرسیونی برای قرار گرفتن در درون حدهای تعریف شده با محدود کردن عامل تورم واریانس به ۱/۳۲ مقید شدند.

آمارگیری مستمر از مقدار جذب مواد غذایی توسط افراد (CSFII)[2] که طی سال‌های ۱۹۹۴ـ۱۹۹۶ از سوی USDA انجام گرفت، نسبت به آمارگیری ۱۹۸۷ـ۱۹۸۸ به نرخ پاسخ بیشتری منجر شد، اما از محک زدن جامعه به شاهدهای خارجی که اساساً برگرفته از CPS بود، نیز استفاده شد. در CSFII، تعدیل‌های بی‌پاسخی در دو مرحله صورت گرفت. مرحله‌ی اول مستلزم تعدیل‌هایی برای بی‌پاسخی‌ها نسبت به یک مصاحبه‌ی غربال‌گر بود و بر ویژگی‌های بخشی (خوشه‌ی مرحله آخر) که در آن قرار داشتند، مبتنی بودند. تعدیل مرحله‌ی دوم بی‌پاسخی نسبت به مصاحبه‌ی مربوط به جذب مواد غذایی اولین روز را تصحیح کرد. تعدیل‌های وزن‌دهی خانه‌ای با خانه‌های معرفی شده به‌وسیله‌ی تحلیل CHAID و با متغیرهای کمکی انتخاب شده از روی ویژگی‌های بخش و پاسخ‌های غربال‌گر (مثلاً، سن، جنس، وضع درآمد) صورت گرفت. چنگک‌زنی به داده‌های CPS و به توزیع‌های هم‌ارز برحسب فصل و روز هفته، تعدیل نهایی بود. ۱۶ بعد چنگک‌زنی شبیه به آن‌هایی بودند که برای آمارگیری ۱۹۸۷ـ۱۹۸۸ استفاده شد، درحالی‌که اندازه‌ی خانوار به‌عنوان یک متغیر رسته‌ای قلمداد شد. چنگک‌زنی به‌طور جداگانه برای چهار زیرگروه (مردان، ۲۰ ساله یا بیشتر، زنان ۲۰ساله یا بیشتر، بچه‌های ۰-۵ ساله، اشخاص ۶ـ۱۹ ساله) انجام شد، که به‌موجب آن بعضی از

---

[1] *Current Population Survey*

[2] *Continuing Survey of Food Intakes by Individuals*

اثرهای متقابل را پوشش می‌دهد. اثرهای متقابل بعدی به‌وسیله‌ی رده‌بندی متقاطع متغیرهای کمکی (مثلاً، گروه سنی و مالکیت خانه برای افراد ۲۰ ساله یا بیشتر؛ گروه سنی و جنسی برای افراد زیر ۲۰ سال) و خانه‌های رده‌بندی متقاطع به‌عنوان یک متغیر شاهد تکی محسوب شدند. چو و گلدمن (۱۹۹۷) جزئیات بیشتر در این باره را ارائه کرده‌اند.

آمارگیری از میزان درآمد و مشارکت در برنامه

آمارگیری از میزان درآمد و مشارکت در برنامه (SIPP) یک آمارگیری پانلی خانواری مکرر است که دفتر سرشماری ایالات متحده اجرای آن را برعهده دارد. پانل‌های جدید هر سال از ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۳ آغاز شده بودند و یک طرح پانلی تجدید نظر شده در سال ۱۹۹۶ معرفی شده بود. بحث جاری به پانل SIPP سال ۱۹۸۷ مربوط است. این پانل با نمونه‌ای شامل حدوداً ۱۲۳۰۰ خانوار آغاز شد، و به اعضای آن خانوارها در هفت دور مصاحبه که در بازه‌های زمانی چهارماهه اجرا می‌شد، مراجعه شد. وزن‌های پانلی تخصیص‌یافته برای پانل سال ۱۹۸۷ تنها به پاسخگویان واجد شرایط در تمام هفت دور بستگی دارد. تعدیل‌های بی‌پاسخی در دور آغازین برای ۶/۷ درصد خانوارهای بی‌پاسخ و برای ۲۰/۸ درصد بی‌پاسخ‌های پانل انجام می‌شوند؛ یعنی، برای پاسخگویان دور آغازین که موفق به پاسخگویی به یک یا چند دور بعدی که واجد شرایط آنها بودند، نشده‌اند.

در تعدیل‌های وزن‌دهی برای بی‌پاسخی‌های پانل می‌توان پاسخ‌های دور آغازین مصاحبه‌ها را به‌عنوان متغیرهای کمکی به کار برد. برای برقراری این تعدیل‌های وزن‌دهی چندین رهیافت بررسی شده است. ریزو، کالتون، و بریک (۱۹۹۶) برای تعیین این‌که کدام‌یک از ۵۸ قلم دور آغازین باید حفظ شود، تحلیل‌های رگرسیونی لوژستیک را انجام دادند و به این ترتیب تعداد اقلام به ۳۱ کاهش یافت. آنها امکان استفاده از چند تعدیل وزن‌دهی دیگر از جمله وزن‌دهی خانه‌ای با خانه‌های به دست آمده از تحلیل CHAID، وزن‌دهی رگرسیونی لوژستیک، چنگک‌زنی و ترکیبی از وزن‌دهی خانه‌ای برای خانه‌های با اندازه‌های نمونه‌ای بزرگ و وزن‌دهی رگرسیونی

لوژستیک برای سایر خانه‌ها را بررسی کردند. آنها به درجه‌ی نسبتاً مطلوبی از تشابه بین وزن‌های به دست آمده با اعمال این روش‌های متفاوت دست یافتند. با وجود این، تمام این مجموعه‌های وزن‌ها تا اندازه‌ای با وزن‌های جاری که مبتنی بر مجموعه‌ی متفاوتی از متغیرهای کمکی بودند، فرق داشتند.

فالسوم و ویت (۱۹۹۴) برای تصحیح بی‌پاسخی پانلی در پانل SIPP سال ۱۹۸۷، امکان استفاده از یک مدل رگرسیونی لوژستیک مقید را بررسی کردند. تحلیل آنها نشان داد که باید تعدیل‌های وزنی به‌طور جداگانه برای هفت زیرگروه جمعیتی تعریف شده بر حسب درآمد خانوار، نژاد/ قومیت، وضعیت ازدواج و منطقه‌ی جغرافیایی صورت گیرد. تعداد قابل ملاحظه‌ای از متغیرهای پیشگو در اغلب مدل‌ها وجود داشت.

آن ، بریت ، و فولر (۱۹۹۴) در تشکیل تعدیل‌های وزن‌دهی رگرسیونی برای باپاسخ‌های پانلی در اغلب مدل‌ها SIPP سال ۱۹۸۷، ۹۷ متغیر نشانگرCPS و ۷۹ متغیر نشانگر دور آغازین را به کار بردند. در توالی گام‌ها نیز تعدیل‌ها برقرار شد. سه برنامه‌ی وزن‌دهی دیگر که مستلزم ترتیب متفاوتی برای استفاده از سرجمع‌های متغیر شاهد CPS بودند، به کار برده شدند و خطاهای استاندارد برآوردهای منتخب حاصل از وزن‌های به دست آمده از روی این سه برنامه مقایسه شدند.

نتیجه‌گیری

در حال حاضر توسعه‌های اخیر تعدیل‌های وزن‌دهی پیچیده به‌طور روزافزون به کار می‌روند. این تعدیل‌ها با فراهم نمودن امکان استفاده از اطلاعات کمکی بیشتر، قابلیت کاهش اریبی‌های ناشی از بی‌پاسخی و ناپوشانش را دارند. محک زدن به داده‌های خارجی هم به اریبی ناپوشانش می‌پردازد و هم یک اثر پس‌طبقه‌بندی دارد که در راستای بهبود دقت بعضی از برآوردهای آمارگیری عمل می‌کند. با وجود این، باید مشخص شودکه وقتی ناپوشانش در سرتاسر جامعه بزرگ و متغیر است، اثر کلی محک‌زنی، احتمالاً دقت بعضی از برآوردهای آمارگیری را کاهش می‌دهد. استفاده از

روش‌هایی که تغییرپذیری تعدیل‌های وزن‌دهی را مقید می‌سازند یا وزن‌های بزرگ را پیرایش می‌کنند، می‌تواند مانع از افت‌های جدی در دقت شود.

به‌طور کلی وقتی اطلاعات کمکی قابل توجهی وجود دارد، این روش‌های پیچیده بسیار مفیدند. با در اختیار داشتن تعدیل نمونه‌ای برای بی‌پاسخی، این حالت اغلب در دورهای بعدی آمارگیری‌های پانلی و آمارگیری‌های با چند فاز گردآوری داده‌ها روی می‌دهد. در صورت وجود تعدیل‌های جامعه‌ای برای ناپوشانش و افزایش دقت، این حالت وقتی روی می‌دهد که داده‌های آمارگیری با آمارگیری بزرگ‌مقیاس دیگری محک زده می‌شود، و زمانی‌که درباره‌ی جامعه اطلاع زیادی معلوم باشد (مانند برخی از آمارگیری‌های کارگاهی). وقتی مقدار زیادی از اطلاعات کمکی موجود باشد، امکان استفاده از روش‌های گوناگون دیگری هست. در واقع بسیاری از روش‌ها نسبتاً مشابه‌اند و تعدیل‌های وزن‌دهی‌ای را که به دست می‌دهند، احتمالاً به شدت همبستگی دارند (دویل، سارندال، و ساوتوری ۱۹۹۳؛ ریزو، کالتون، و بریک ۱۹۹۶). بنابراین ممکن است انتخاب متغیرهای کمکی و نحوه‌ی به‌کارگیری آنها درتعدیل‌ها مهم‌تر از انتخاب روش خاصی باشد.

در به کارگیری یک شیوه‌ی تعدیل وزن‌دهی پیچیده، باید به مفروضات مدل آماری زیرساختی آن توجه کرد. اغلب مدل‌ها با استفاده از نوعی فرض « نبود اثر متقابل » بر داده‌های حاشیه‌ای نظارت می‌کنند. این فرض مستلزم ارزیابی دقیق است و اگر به‌طور مشخص اشتباه باشد، لازم است که اصلاحات انجام گیرد (مثلاً، به وسیله‌ی ترکیب متغیرهای کمکی با روش چنگک‌زنی درون یک تک‌متغیر، انجام تعدیل‌های جداگانه برای زیرمجموعه‌های مختلف جامعه، یا وارد کردن جمله‌های اثر متقابل در مدل‌های رگرسیونی). به همین ترتیب، روش‌هایی که دامنه‌ی تعدیل‌ها را به‌صورت خودکار مقید می‌کنند، تعدیل‌های اضافه‌ای را که از جهات دیگر به بعضی از پاسخ‌ها نسبت به سایر پاسخ‌ها داده می‌شوند، بازتوزیع می‌کنند. مناسب بودن این بازتوزیع باید امتحان شود. هر چند با استفاده از نرم‌افزار رایانه‌ای موجود ممکن است به‌آسانی روش پیچیده‌ای را به کار گرفت، ولی قابلیت کاربرد روش مورد نظر برای یک آمارگیری مفروض از یک بررسی دقیق بی‌نیاز نیست.

در خاتمه، باید توجه کرد که هنگام برآورد واریانس‌های برآوردهای آمارگیری نباید وزن‌های آمارگیری را که شامل تعدیل‌های وزن‌دهی بی‌پاسخی، ناپوشانش، و پس‌طبقه‌بندی‌گونه است و دقت را افزایش می‌دهد، اعداد ثابت قلمداد کرد. یک رهیافت که با این مسئله‌ی بغرنج سر و کار دارد، استفاده از شیوه‌ی برآورد واریانس جک‌نایف با تعدیل‌های وزن‌دهی از نو محاسبه شده برای هر تکرار است. رهیافت دیگر به کارگیری شیوه‌ی خطی‌سازی سری تیلور است که تغییرات وزن را در نظر می‌گیرد. مثلاً، ن.ک. استاکل ، هیدیروگلو، و سارندال (۱۹۹۶).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش‌های وزن‌دهی ـــ

\۷. مرجع‌ها

An, A.B.. Breidt. F.J.. and Fuller. W.A. (1994). Regression Weighting Methods for SIPP Data. Proceedings of the American Statistical Association. Section on Survey Research Methods. 434-439.

Berry, C.C. Flatt. S.W.. and Pierce. J.P. (1996). Correctiong Unit Nonresponse via Response Modeling and Raking in the California Tobacco Survey. Journal of Official Statistics. 12. 349-363.

Bethlehem, J.G. (1988). Reduction of Nonresponse Bias through Regression Estimation. Joumal of Official Statistics. 4. 251-260.

Bethlehem, J.G. and Keller. W.J. (1987). Linear Weighting of Sample Survey Data. Journal of Official Statistics. 3. 141-153.

Brackstone, G.J. and Rao. J.N.K.(1979). An Investigation of Raking Ratio Estimation. Sankhya. Series C. 41. 97-114.

Breiman, L.. Friedman. J.H.. Olshen. R.A.. and Stone. C.J. (1993). Classification and Regression Trees. New York: Chapman and Hall.

Brick, J.M. and Kalton. G. (1996). Handling Missing Data in Survey Research. Statistical Methods in Medical Research. 5. 215-238.

Chapman, D.W.. Bailey, L.. and Kasprzyk. D. (1986). Nonresponse Adjustment Procedures at the U.S. Bureau of the Census. Survey Methodology. 12. 161.-180.

Chen, J.. Sitter. R.R.. and Wu. C. (2002). Using Empirical Likelihood Methods to Obtain Range Restricted Weights in Regression Estimators for Surveys. Biometrika. 89. 230-237.

Chu, A. and Goldman. J. (1997). Weighting Procedures for USDAs Continuting Survey of Food Intakes by Individuals 1994-1996. Proceedings of the American Statistical Association. Section on Survey Research Methods. 802.807.

Cochran, W.G. (1977). Sampling Techniques (3rd ed.). New York: Wiley.

Deming, W.E. and Stephan. F.F. (1940). On a Least Squares Adjustment of a Sample Frequency Table When the Expected Marginal Tatals Are Known. Annals of Mathematical Statistics. 11. 427-444.

Deville, J.-C. and Särndal. C.-E. (1992). Calibration Estimators in Survey Sampling. Journal of the American Statistical Association. 87. 376-382.

Deville. J.-C.. Samdal. C.-E.. and Sautory. O. (1993). Generalized Räking Procedures in Survey Sampling. Journal of the American Statistical Association. 88. 1013-1020.

Elliot. D. (1991). Weighting for Non-Response. A Survey Researcher's Guide. London: Office of Population Censuses and Surveys.

Estevao. V.. Hidiroglou. M.A.. and Särndal. C.-E. (1995). Methodological Principles for a Generalized Estmation System at Statistics Canada. Journal of Official Statistics. 11.181-204.

Folsom. R.E. and Witt. M.B. (1994). Testing a New Attrition Nonresponse Adjustment Method for SIPP. Proceedings of the American Statistical Association. Section on Survey Research Methods. 428.433.

Fuller. W.A. (2002). Regression Estimation for Survey Samples. Survey Methodology. 28. 5-23.

Fuller. W.A.. Mcloughlin. M.M.. and Baker. H.D. (1994). Regression Weighting in the Presence of Nonresponse with Application to the 1987-1988 Nationwide Food Consumption Survey. Survey Methodology. 20. 75-85.

Holt. D. and Smith. T. M.F. (1979). Post Stratification. Joumal of the Royal Statistical Society. Series A.142. 33-46.

Huang. E.T. and Fuller. W.A. (1978). Nonnegative Regression Estimation for Survey Data.

Proceedings of the American Statistical Association. Social Statistics Section. 300-303.

lannacchione. V.G.. Milne. J.G.. and Folsom. R.E.. (1991). Response Probability Weight Adjustments Using Logistic Regression. Proceedings of the American Statistical Association. Section on Survey Research Methods. 637-642.

Lreland. C.T. and Kullback. S. (1968). Contingency Tables with Civen Marginals.Biometrika. 55. 179-188.

Jayasuriya. B.R. and Valliant. R. (1996). An Application of Regression Estimation in a Household Survey. Survey Data. Ann Arbor. Institute for Social Research. University of Michigan.

Kalton. G. and Kasprzyk. D. (1986). The Treatment of Missing Survey Data. Survey Methodology. 12. 1-16.

Kaltion. G. and Maligalig, D.S. (1991). A Comparison of Methods of Weighting Adjustment for Nonresponse. Proceedings of the U.S. Bureau of the Census Annual Research Conference. 409-428.

Kish. 1.. (1965). Survey Sampling. New York: Wiley.

Kish. 1.. (1992). Weighting for Unequal Pi-Journal of Official Statistics. 8. 183-200.

Lazzeroni. 1..C. and Little. R.J.A. (1998). Random-Effects Models for Smoothing Poststratication Weights. Journal of Official Statistics. 14. 61-78.

روش‌های وزن‌دهی ـــ

Stukel. D.M. Hidiroglou. M.A. and Sämdal. C.E. (1996). Variance Estimation for Calibration Estimators: A Comparison of Jackknifing Versus Taylor Linearization. Survey Methodology. 22. 117-125.

Thomsen. I. (1973). A Note on the Efficiency of Weighting Subclass Means to Reduce the Effects of Nonresponse when Analyzing Survey Data. Statistisk tidskrift. 4. 275-283.

Tremblay. V. (1986). Practical Criteria for Definition of Weighting Classes. Survey Methodology. 12. 85-97.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی