

## یک روش پاسخ تصادفیده جدید و مقایسه آن با روش سیمونس

سید محمدرضا علوی، محبوبه تاج‌الدینی  
گروه آمار، دانشگاه شهید چمران اهواز

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۲۹ تاریخ آخرین بازنگری: ۱۳۹۳/۱۲/۲۳

**چکیده:** معمولاً در نمونه‌گیری پاسخگو به سؤال‌های حساس پاسخ واقعی را نمی‌دهد. روش‌های پاسخ‌های تصادفیده برای حفاظت از محرمانگی پاسخ پاسخگو طراحی شده‌اند. در این مقاله تمرکز بر روش پاسخ تصادفیده برای متغیرهای کیفی بر اساس روش سیمونس است. با استفاده از ایده تکرار، روش جدید پاسخ تصادفیده مکرر معرفی و کارایی آن با روش سیمونس مقایسه شده است. سپس با این روش نسبت تقلب دانشجویان در امتحانات در دانشگاه شهید چمران اهواز برآورد گردیده است.

**واژه‌های کلیدی:** پاسخ تصادفیده، متغیر حساس، سؤال نامرتبیطه توزیع پواسون اریب اندازه، نمونه‌گیری طبقه‌بندی.

### ۱ مقدمه

در بسیاری از طرح‌های نمونه‌گیری از جامعه‌های انسانی دستیابی به پاسخ‌های صادقانه سؤال‌هایی که به‌طور مستقیم مطرح می‌شوند، بسیار مشکل است و در برخی موارد پاسخگویان به دلیل حساس بودن بعضی از سؤال‌ها حاضر به همکاری

آدرس الکترونیک مسئول مقاله: سید محمد رضا علوی، alavi-m@scu.ac.ir  
کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۱۰): ۶۲D۰۵

نمی‌شوند. این قبیل سؤالات ممکن است برای بعضی افراد ترساننده یا عذاب آور باشند و پاسخگو به راحتی پاسخ ندهد یا پاسخ واقعی را بیان نکند. برخی از سؤالات حساس فرار از پرداخت مالیات، رانندگی بی‌دقت، قماربازی، اعتیاد به الکل، تقلب در امتحانات و غیره است. در چنین وضعیت‌هایی، به‌جای تلاش برای نشان دادن یک پاسخ مستقیم<sup>۱</sup>، روش جالب توجه برای حفاظت از حریم شخصی فرد پاسخگو استفاده از روش پاسخ تصادفیده<sup>۲</sup> است.

ایده اصلی پاسخ‌های تصادفیده، به منظور تشویق به همکاری و پاسخ دادن صادقانه، توسط وارنر (۱۹۶۵) مطرح شد. روش پاسخ‌های تصادفیده با ادغام سؤال حساس در یک سؤال دیگر این امکان را فراهم می‌آورد که پاسخگو اطمینان داشته باشد که پاسخ واقعی علیه او به کار نمی‌رود.

سؤال دوم ممکن است مرتبط با سؤال حساس یا نامرتب با آن مطرح شود. وارنر (۱۹۶۵) سؤال دوم را نقیض سؤال حساس مطرح کرد و پاسخ دهنده پس از انتخاب سؤال با استفاده از یک ابزار تصادفی کردن مانند پرتاب تاس، پرتاب سکه، دسته کارت یا غیره به آن پاسخ «بلی» یا «خیر» می‌دهد.

گرین برگ و همکاران (۱۹۶۹) استفاده از سؤال نامرتب غیر حساس را برای پرسش دوم معرفی کردند که روش سیمونس نامیده می‌شود. گرین برگ و همکاران (۱۹۷۱) کاربرد روش پاسخ تصادفیده را در به‌دست آوردن داده‌های کمی مورد بررسی قرار دادند. آرناب (۱۹۹۹) در جریان نمونه تصادفی ساده با جایگذاری براساس تکرار افراد و با فرض مستقل بودن این تکرارها، برآوردکننده‌هایی برای نسبت حساس معرفی کرد. کریستوفیدز (۲۰۰۵) روش پاسخ تصادفیده را در نمونه‌گیری طبقه‌بندی<sup>۳</sup> به کار برد. چادری و پال (۲۰۰۸) پاسخ تصادفیده وارنر (۱۹۶۵) را بر اساس افراد متمایز نمونه به کار بردند. چادری و همکاران (۲۰۱۱) چند روش تصادفیده را با هم مقایسه کردند. علوی (۱۳۸۶) روش پاسخ‌های تصادفیده چند گزینه‌ای و علوی و چینی پرداز (۱۳۸۴) روش پاسخ‌های تصادفیده را

<sup>۱</sup> Direct response

<sup>۲</sup> Randomized response technique

<sup>۳</sup> Stratification sampling

برای برآورد نسبت تقلب در دانشگاه استفاده کردند. در بخش ۲ روش پاسخ تصادفیده سیمونس معرفی می‌شود. در بخش ۳ با استفاده از ایده تکرار پاسخ تصادفیده توسط فرد پاسخگو، روشی جدید به نام تصادفیده مکرر معرفی و برآورد نسبت حساس توسط این روش پیشنهادی ارائه می‌شود. در بخش ۴ کارایی<sup>۴</sup> گونه‌ای خاص از آن با نام روش تصادفیده مکرر پواسون اریب اندازه<sup>۵</sup> با روش سیمونس مقایسه می‌شود و در بخش ۵ با روش پیشنهادی نسبت تقلب دانشجویان دانشگاه شهید چمران برآورد می‌شود.

## ۲ روش پاسخ تصادفیده سیمونس

در روش سیمونس از فرد  $i$ ام نمونه تقاضا می‌شود یک آزمایش برنولی با احتمال پیروزی  $p$  انجام دهد. اگر پیروزی رخ دهد، پاسخ سؤال حساس و اگر شکست رخ دهد، پاسخ سؤال نامرتب را ارائه دهد. اگر متغیرهای مستقل برنولی  $T_i$  و  $X_i$ ،  $Y_i$  برای  $i = 1, \dots, n$  به ترتیب بیانگر پاسخ سؤال حساس، پاسخ سؤال نامرتب و نتیجه آزمایش برنولی با احتمال‌های به ترتیب  $\theta$ ،  $\mu_X$  و  $p$  باشند، واضح است که پاسخ تصادفیده  $I_i$  به صورت

$$I_i = Y_i(T_i) + X_i(1 - T_i) \quad i = 1, \dots, n$$

است، که یک متغیر برنولی با احتمال پیروزی  $\gamma$  به صورت

$$\gamma = E(I_i) = E_1 E_2(I_i) = E_1(pY_i + (1-p)X_i) = p\theta + (1-p)\mu_X$$

می‌باشد، که در آن  $E_1$  بیانگر امید ریاضی روی تمام نمونه‌های ممکن و  $E_2$  امیدگیری تحت ابزار تصادفی کردن است. بر اساس یک نمونه تصادفی از پاسخ‌های تصادفیده، برآورد نااریب  $\theta$  و واریانس آن به ترتیب به صورت

$$\hat{\theta} = \frac{\bar{I} - (1-p)\mu_X}{p}$$

<sup>۴</sup> Efficiency

<sup>۵</sup> Size biased Poisson-randomized response technique

۲۳۰ ..... یک روش پاسخ تصادفیده جدید و مقایسه آن با روش سیمونس

$$V(\hat{\theta}) = \left[ \frac{\theta(1-\theta)}{n} + \frac{\theta(1-p)(1-\mu_X)}{np} + \frac{\mu_X(1-p)(1-\mu_X(1-p))}{np^2} \right] \quad (1)$$

معرفی شد، که در آن میانگین پاسخ بله در نمونه و برآوردی نارایب برای  $\gamma$  است، یعنی

$$\hat{\gamma} = \frac{n'}{n} = \bar{I}$$

که در آن حجم نمونه و  $n'$  تعداد پاسخ بله در نمونه است. برآوردی برای  $V(\hat{\theta})$  به صورت

$$\hat{V}(\hat{\theta}) = \frac{V(\bar{I})}{p^2} = \frac{\hat{\gamma}(1-\hat{\gamma})}{np^2}$$

قابل حصول است.

### ۳ روش پاسخ تصادفیده مکرر

در این بخش بر مبنای روش سیمونس روش پیشنهادی معرفی می شود، که در آن از هر فرد در نمونه تصادفی خواسته می شود که چند بار روش تصادفیده سیمونس را تکرار کند. فرض کنید  $f_i$  تعداد تکرار پاسخ تصادفیده فرد  $i$ ام، از متغیر تصادفی گسسته  $N$  با تابع چگالی احتمال  $f_N(f_i)$  پیروی کند. اگر  $X_{ij}, Y_{ij}, T_{ij}$  به ترتیب بیانگر پاسخ سؤال حساس، پاسخ سؤال نامرتبط و نتیجه آزمایش برنولی فرد  $i$ ام در تکرار  $j$ ام با احتمال های به ترتیب  $\theta, \mu_X$  و  $p$  باشند، در آن صورت پاسخ تصادفیده فرد  $i$ ام در تکرار  $j$ ام ( $I_{ij}$ ) دارای توزیع برنولی با احتمال پیروزی

$$\gamma = p\theta + (1-p)\mu_X$$

است. واضح است که توزیع شرطی تعداد پاسخ بله فرد  $i$ ام، دوجمله ای است یعنی

$$\sum_{j=1}^{f_i} I_{ij} | N = f_i \sim B(f_i, \gamma)$$

در نتیجه  $m_i = \frac{\sum_{j=1}^{f_i} I_{ij}}{f_i}$  یک برآورد ناریب برای  $\gamma$  است. بنابراین یک برآورد ناریب برای نسبت حساس بر اساس پاسخ‌های تصادفیده فرد  $i$ ام نمونه به صورت

$$\hat{\theta}_i = \frac{m_i - (1-p)\mu_X}{p} \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

به دست خواهد آمد. واریانس این برآوردکننده برابر است با:

$$V(\hat{\theta}_i) = \frac{1}{p^2} [p(1-p)(\theta + \mu_X + 2\theta\mu_X) + (1-p)^2\mu_X(1-\mu_X)]E\left(\frac{1}{N}\right) + \theta(1-\theta)$$

و برآورد این واریانس به صورت

$$\hat{V}(\hat{\theta}_i) = \frac{\hat{V}(m_i)}{p^2} = \frac{m_i(1-m_i)}{f_i p^2} \quad (3)$$

است. با استفاده از تمام مشاهدات نمونه برآوردی دیگر برای  $\theta$  به صورت

$$\hat{\theta}_P = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\theta}_i \quad (4)$$

حاصل می‌شود، که واریانس آن برابر است با:

$$V(\hat{\theta}_P) = \frac{1}{n^2 p^2} [p(1-p)(\theta + \mu_X + 2\theta\mu_X) + (1-p)^2\mu_X(1-\mu_X)]E\left(\frac{1}{N}\right) + \frac{\theta(1-\theta)}{n} \quad (5)$$

با فرض مستقل بودن  $X$ ،  $Y$  و  $N$  برآورد واریانس برآوردکننده  $\theta$  به صورت

$$\hat{V}(\hat{\theta}_P) = \frac{1}{n^2 p^2} \sum_{i=1}^n \hat{V}(\hat{\theta}_i) = \frac{1}{n^2 p^2} \sum_{i=1}^n \frac{m_i(1-m_i)}{f_i} \quad (6)$$

حاصل می‌شود. چون هر فرد در نمونه حداقل یک بار لازم است که روش تصادفیده سیمونس را انجام دهد، یکی از توزیع‌های مناسب برای  $N$  توزیع پواسون اریب اندازه (علوی و چینی پرداز، ۲۰۰۹) با تابع چگالی احتمال

$$f_N(f_i) = \frac{\mu^{f_i-1} e^{-\mu}}{(f_i-1)!} \quad f_i = 1, \dots$$

است و داریم

$$E\left(\frac{1}{N}\right) = \frac{(1 - e^{-\mu})}{\mu}$$

که با جایگذاری آن در (۵) داریم:

$$V(\hat{\theta}_P) = \frac{1}{np^2} [p(1-p)(\theta + \mu_X + 2\theta\mu_X) + (1-p)^2 \mu_X (1 - \mu_X)] \frac{(1 - e^{-\mu})}{\mu} + \frac{\theta(1-\theta)}{n} \quad (7)$$

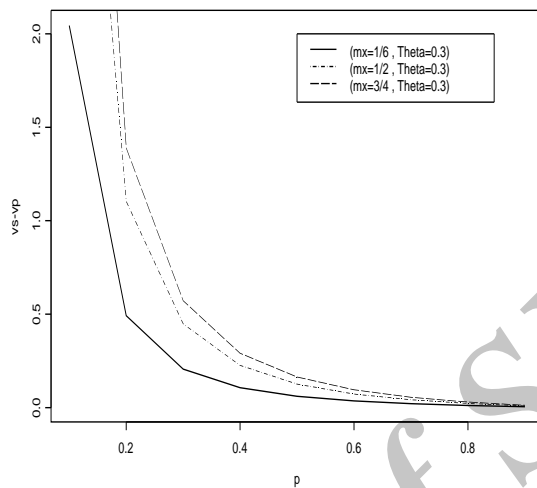
#### ۴ مقایسه کارایی دو روش پیشنهادی و سیمونس

با توجه به نااریب بودن برآورد نسبت حساس در هر دو روش، برای ارزیابی و مقایسه کارایی دو روش پیشنهادی و سیمونس از تفاضل عبارات (۷) و (۱) داریم:

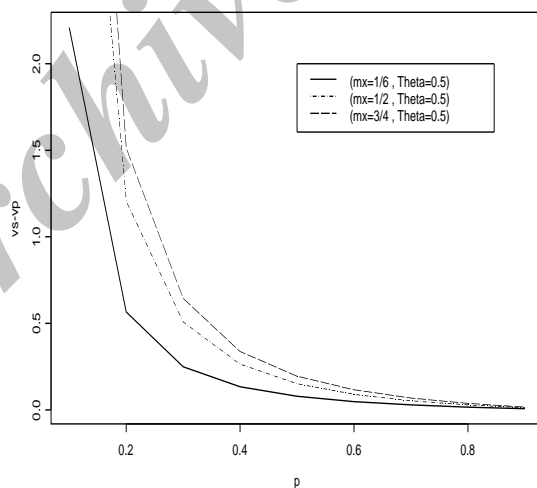
$$V_S - V_P = \left(1 - \frac{1 - e^{-\mu}}{\mu}\right) \left[ \frac{\theta(1-p)}{np} + \frac{(1-p)\mu_X}{np^2} (1 - (1-p)\mu_X) \right] - \left[ \frac{2\theta(1-p)\mu_X}{np} \left(1 + \frac{1 - e^{-\mu}}{\mu}\right) + \frac{(1-p)^2 \mu_X (1 - e^{-\mu})}{np^2 \mu} \right]$$

که در آن  $V_P$  و  $V_S$  به ترتیب واریانس برآوردکننده‌ها با روش‌های سیمونس و پیشنهادی هستند. شکل‌های ۱ تا ۳ تفاوت واریانس دو روش ( $V_S - V_P$ ) را برای اندازه نمونه  $n = 100$  و  $\mu = 3$  به ازای مقادیر مختلف  $p$ ،  $\mu_X$  و  $\theta$  نشان می‌دهند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اختلاف واریانس روش سیمونس از روش پیشنهادی، همیشه مثبت است و با افزایش  $p$  این اختلاف کاهش می‌یابد. با افزایش اندازه نمونه و مقدار  $\mu$  همین روند نیز مشاهده می‌شود که از رسم نمودارهای آن‌ها برای اختصار صرف نظر شده است. بنابراین کارایی روش پیشنهادی از روش سیمونس بیشتر است.

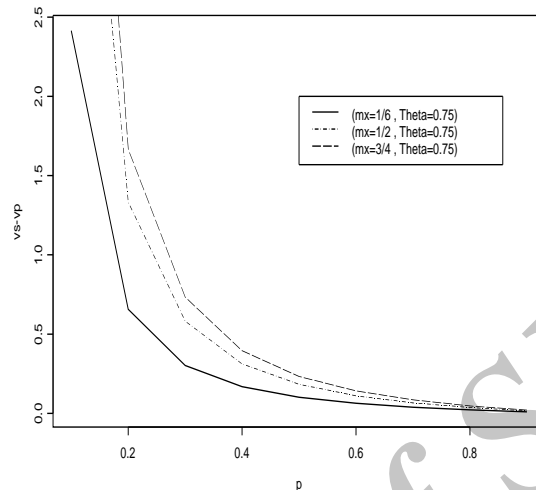
از طرفی بیشترین احساس حفاظت از محرمانگی برای پاسخگو وقتی حاصل می‌شود که احتمال انتخاب بین سؤال حساس و نامرتبط یکسان، یعنی  $p$  برابر  $0/5$  باشد. به همین جهت در بخش کاربرد برای اجرای روش پیشنهادی از انداختن سکه برای انتخاب سؤال حساس و نامرتبط استفاده شده است.



شکل ۱: تفاوت واریانس‌های دو روش به‌ازای مقادیر مختلف  $p$ ،  $\mu_X$  و  $\theta = 0.3$



شکل ۲: تفاوت واریانس‌های دو روش به‌ازای مقادیر مختلف  $p$ ،  $\mu_X$  و  $\theta = 0.5$



شکل ۳: تفاوت واریانس های دو روش به ازای مقادیر مختلف  $p$ ،  $\mu_X$  و  $\theta = 0.75$

### ۵ برآورد نسبت تقلب با روش پیشنهادی

تقلب در امتحانات از جمله آفت های آموزشی در دانشگاه ها و مراکز آموزشی است که باعث افت تحصیلی نیز می شود. درصد تقلب دانشجویان در دانشگاه می تواند معیاری برای سلامت برنامه های آموزشی هر دانشگاهی محسوب شود. پرسش درباره تقلب در امتحانات برای اکثر دانشجویان، موضوعی بسیار حساس است. در این بخش از روش تصادفیده مکرر پواسون اریب اندازه برای برآورد نسبت تقلب در دانشگاه استفاده شده است. در این پژوهش دانشجویان دانشگاه شهید چمران اهواز به عنوان جامعه آماری در نظر گرفته شده و از نمونه گیری تصادفی طبقه بندی استفاده شده است. دانشکده ها به عنوان طبقه ها منظور شده و از هر طبقه نمونه ای تصادفی انتخاب شده است.

گردآوری داده ها در ماه اردیبهشت سال ۱۳۹۲ با مراجعه به دانشکده های مختلف صورت گرفته است. از هر دانشکده چندین کلاس به طور تصادفی انتخاب و پرسش نامه ها میان دانشجویان توزیع شده اند. سؤال نامرتبط در پرسش نامه می بایست از دو



ویژگی برخوردار می‌بود. اول معلوم بودن احتمال پاسخ بله آن سؤال، برای مجریان طرح نمونه‌گیری و دوم مخفی ماندن پاسخ آن سؤال از مصاحبه‌کننده. به همین جهت آمدن عدد شش در انداختن تاس به عنوان سؤال نامرتب در پرسش‌نامه در نظر گرفته شد. به همراه هر پرسش‌نامه یک عدد سکه و یک تاس به دانشجو تحویل داده شده و از او درخواست شده بود به تعداد  $f_i$  بار روش تصادفیده مطرح شده در پرسش‌نامه را که شامل دو مرحله بود انجام دهد و پاسخ‌های تصادفیده را در محل مورد نظر درج نماید. اعداد  $f_i$  درج شده در پرسش‌نامه‌ها قبلاً توسط محقق از توزیع پواسون اریب اندازه با پارامتر  $\mu = 3$  با استفاده از نرم افزار  $R$  تولید شده بودند. دو مرحله روش تصادفیده به شرح زیر در پرسش‌نامه مطرح شده بودند:

مرحله ۱- تاس را به دور از چشم دیگران پرتاب کرده و شماره ظاهر شده را به ذهن خود بسپارید.

مرحله ۲- سکه را به تصادف بیندازید، اگر شیر آمد فقط به سؤال الف و اگر خط آمد فقط به سؤال ب پاسخ دهید و نتیجه را در پاسخ‌نامه درج شده در انتهای پرسش‌نامه وارد نمایید.

الف- آیا شما جزء دانشجویانی هستید که تا کنون در امتحانات رسمی تقلب کرده‌اند؟

ب- آیا نتیجه انداختن تاس شما عدد ۶ است؟

مراحل ۱ و ۲ را به تعداد  $f_i$  بار تکرار کنید و هر بار نتیجه را در پاسخ‌نامه علامت گذاری کنید.

جدول ۱: نمونه پاسخ‌نامه درج شده در انتهای پرسش‌نامه

شماره پاسخ‌نامه						
پاسخ	۱	۲	۳	.	۱۲	۱۳
بله						
خیر						

در این پرسش‌نامه چون از ابزار انداختن سکه برای انتخاب سؤال حساس استفاده شده است، لذا  $p = \frac{1}{4}$  در نظر گرفته شد. با توجه به اینکه بیشترین عدد

۲۳۶ ..... یک روش پاسخ تصادفیده جدید و مقایسه آن با روش سیمونس

تولید شده توسط نرم افزار از توزیع پیواسون اریب اندازه، عدد ۱۳ بوده، لذا در پاسخ نامه ۱۳ ستون در نظر گرفته شده است. خلاصه ای از پاسخ های تصادفیده دانشکده ها در جدول ۲ آمده است. با جایگذاری  $p = \frac{1}{4}$  و  $\mu_X = \frac{1}{4}$  در رابطه های (۲) و (۳) برآورد نسبت تقلب و برآورد واریانس آن براساس پاسخ های تصادفیده فرد  $h$ ام به صورت

$$\hat{V}(\hat{\theta}_i) = \frac{4m_i(1-m_i)}{f_i}, \quad \hat{\theta}_i = 2m_i - \frac{1}{4}$$

حاصل شده اند. براساس یک نمونه تصادفی برآورد نااریب کاراتر و برآورد واریانس آن بنابر روابط (۴) و (۶) به ترتیب به صورت

$$\hat{\theta}_P = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\theta}_i$$

$$\hat{V}(\hat{\theta}_P) = \frac{4}{n^2} \sum_{i=1}^n \frac{m_i(1-m_i)}{f_i}$$

به دست می آیند. با به کار بردن این روابط برای طبقه (دانشکده)  $h$ ام داریم:

$$\hat{\theta}_{hi} = 2m_{hi} - \frac{1}{4}$$

$$\hat{\theta}_{Ph} = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \hat{\theta}_{hi}$$

$$\hat{V}(\hat{\theta}_{Ph}) = \frac{4}{n_h^2} \sum_{i=1}^{n_h} \frac{m_{hi}(1-m_{hi})}{f_{hi}}$$

که در آن  $n_h$  حجم نمونه انتخابی از طبقه  $h$  و  $m_{hi}$  نسبت پاسخ های بله فرد  $h$ ام از طبقه  $h$ ام می باشد. اگر تعداد طبقات برابر  $L$  در نظر گرفته شود، برآورد نسبت تقلب برای کل جامعه به صورت

$$\hat{\theta}_P = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{N} \hat{\theta}_{Ph} = \sum_{h=1}^L W_h \hat{\theta}_{Ph}$$

به دست خواهد آمد، که در آن  $N_h$  حجم طبقه  $h$ ،  $N$  حجم کل جامعه ( $\sum_{h=1}^L N_h$ ) و

$W_h = \frac{N_h}{N}$  وزن طبقه  $h$  هستند. واریانس  $\hat{\theta}_P$  نیز به صورت

$$V(\hat{\theta}_P) = \sum_{h=1}^L W_h^2 V(\hat{\theta}_{Ph})$$

است و برآورد آن عبارت است از:

$$\hat{V}(\hat{\theta}_P) = \sum_{h=1}^L W_h^2 \hat{V}(\hat{\theta}_{Ph})$$

برآورد نسبت تقلب دانشکده‌های مختلف در جدول ۲ ارائه شده است. نسبت تقلب دانشجویان دانشگاه، براساس روش پیشنهادی به کار رفته در این پژوهش، ۰/۶۴ برآورد گردید. خطای معیار این برآورد ۰/۰۶ برآورد شد.

### بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله بر اساس ایده روش پاسخ تصادفیده سیمونس، روش پاسخ تصادفیده مکرر پواسون اریب اندازه برای برآورد نسبت حساس معرفی گردید و نشان داده شد که کارایی آن از روش سیمونس بیشتر است. نسبت تقلب دانشجویان با استفاده از این روش در دانشکده‌های مختلف دانشگاه شهید چمران اهواز محاسبه و در نهایت نسبت تقلب در این دانشگاه ۰/۶۴ با خطای معیار ۰/۰۶ برآورد گردید.

جدول ۲: خلاصه داده‌ها و برآورد نسبت تقلب دانشکده‌های مختلف

دانشکده	تعداد	حجم نمونه	وزن	میانگین بله	برآورد تقلب	برآورد واریانس
	$N_h$	$n_h$	$W_h$	$\theta_h$	$\hat{\theta}_h$	$\hat{V}(\hat{\theta}_h)$
ادبیات	۷۸۴	۶۶	۰/۰۹۸	۰/۲۸۹	۰/۴۷۱	۰/۰۰۲
اقتصاد	۱۵۰۶	۵۴	۰/۱۸۸	۰/۴۴۴	۰/۶۵۳	۰/۰۰۴
الهیات	۶۰۰	۶۰	۰/۰۷۵	۰/۳۴۹	۰/۵۳۷	۰/۰۰۲
تربیت بدنی	۱۹۰	۴۳	۰/۰۲۴	۰/۴۹۷	۰/۸۷۰	۰/۰۰۲
علوم	۷۶۳	۹۱	۰/۰۹۵	۰/۳۱۰	۰/۴۸۰	۰/۰۰۱
علوم آب	۱۸۳	۴۳	۰/۰۲۳	۰/۴۰۰	۰/۶۸۲	۰/۰۰۳
علوم تربیتی	۹۹۰	۷۳	۰/۱۲۳	۰/۴۰۰	۰/۶۶۷	۰/۰۰۲
علوم ریاضی	۸۰۰	۷۷	۰/۰۱۰	۰/۴۲۵	۰/۶۷۴	۰/۰۰۲
کشاورزی	۵۵۵	۵۰	۰/۰۷۰	۰/۳۹۲	۰/۵۹۸	۰/۰۰۲
مهندسی	۱۶۵۲	۸۸	۰/۲۰۶	۰/۴۵۴	۰/۷۶۷	۰/۰۰۱

## مراجع

علوی، س. م. ر. (۱۳۸۶)، تصادفی کردن پاسخ سوالات چند گزینه‌ای و برآورد نسبت گزینه‌های تقلب دانشجویان در دانشگاه شهید چمران اهواز، مجله اندیشه آماری، ۱۲، ۱۳-۱۹.

علوی، س. م. ر.، چینی پرداز، ر. (۱۳۸۴)، مقایسه تقلب دانشجویان در دانشکده‌ها با استفاده از روش پاسخ تصادفی شده، گزارش نهایی طرح تحقیقاتی شماره ۵۱۲، دانشگاه شهید چمران اهواز.

Alavi, S. M. R. and Chinipardaz, R. (2009), From-Invariance Under Weighted Sampling, *Statistics*, **43**, 81-90.

Arnab, R. (1999), On Use of Distinct Respondents in RR Survey, *Biometrika*, **41**, 507-513.

Chaudhuri, A., Bose, M. and Dihidar, K. (2011), Estimating Sensitive Proportions by Warner's Randomized Response Technique Using Multiple Randomized Response from Distinct Persons Sample, *Statistical Papers*, **52**, 111-124.

Chaudhuri, A. and Pal, S. (2008), Estimating Sensitive Proportions from Warner's Randomized Response in Alternative Ways Restricting to only Distinct Units Sampled, *Metrika*, **68**, 147-156.

Christofides, T. C. (2005), Randomized Response in Stratified Sampling, *Statistical Planning and Inference*, **128**, 303-310.

Greenberg, B. G., Abul-Ela, A. L. A., Simmons, W. R. and Horvitz, D. G. (1969), The Unrelated Question Randomized Response Model: Theoretical Framework, *American Statistical Association*, **64**, 520-539.

سید محمدرضا علوی، محبوبه تاج‌الدینی ..... ۲۳۹

Greenberg, B. G., Kuebler Jr, R. R., Abernathy, J. R. and Horvitz, D. G. (1971), Application of the Randomized Response Technique in Obtaining Quantitative Data, *American Statistical Association*, **66**, 243-250.

Warner, S. L. (1965), Randomized Response: A Survey Technique for Eliminating Evasive Answer Bias, *American Statistical Association*, **60**, 63-69.

Archive of SID