

## کاربردی از ارزیابی خطای اندازه‌گیری به‌روش تحلیل رده نهن

حمیدرضا نواب‌پور<sup>۱</sup>، اکرم صفرنژاد بروجنی<sup>۲</sup> و طیبه چگینی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۷/۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱/۳۰

### چکیده:

تحلیل رده نهن (LCA) روشی برای ارزیابی خطاهای غیر نمونه‌گیری، به‌خصوص خطای اندازه‌گیری داده‌های رسته‌ای است. [۱]، چهار رهیافت مدل‌بندی رده نهن، یعنی پارامتری‌سازی مدل احتمالاتی، مدل لگ خطی، مدل مسیر تعدیل‌یافته و مدل نموداری را با استفاده از نمودارهای مسیر معرفی کرده است. این مدل‌ها قابل تبدیل به یکدیگرند. مدل‌های احتمالاتی رده نهن، درست‌نمایی جدول رده‌بندی تقاطعی متغیرها را بر حسب احتمال‌های شرطی و حاشیه‌ای مربوط به هر خانه این جدول بیان می‌کند. در این رهیافت پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم EM برآورد می‌شوند. برای آزمون مدل رده نهن، آماره‌ی دو به‌عنوان ملاک نیکویی برازش معرفی شده است. در این مقاله از LCA و داده‌های یک آمارگیری کوچک مقیاس برای محاسبه خطای بدرده‌بندی (که یک نوع خطای اندازه‌گیری است) نسبت دانشجویانی که دست کم در یک درس مردود شده‌اند و نیز خطای بدرده‌بندی نسبت دانشجویانی که دست کم یک‌بار مشروط شده‌اند، استفاده شده است.

**واژه‌های کلیدی:** خطای کل آمارگیری، خطای اندازه‌گیری، مدل احتمالاتی، تحلیل رده نهن، استاندارد طلایی، خطای بدرده‌بندی.

## ۱ مقدمه

را ارزیابی کند؛ اما در این مقاله توجه ما بر اندازه‌گیری‌های رسته‌ای و خطاهای رده‌بندی، یعنی بدرده‌بندی کردن یک رسته واقعی به یکی از رسته‌های ممکن آن متغیر (خطای اندازه‌گیری) است. ایده کلی مدل‌های رده نهن به کارهای اولیه لازارسفلد [۹ و ۱۰] برمی‌گردد. [۳ و ۴] استفاده گسترده از این روش تا زمانی که روش ماکسیمم درست‌نمایی را برای برآورد پارامترهای مدل پیشنهاد داد به تأخیر افتاد. [۵ و ۱۱] دانش مدل‌های رده نهن (LC) و تطبیق‌پذیری‌شان را در تحلیل داده‌های رسته‌ای گسترش دادند. کاربردهای جدید LCA نیز کشف و به نوشته‌های جدیدی منتهی شده است که می‌توان به [۲، ۶، ۸ و ۱۲] اشاره کرد. در بخش ۲ در ابتدا ساده‌ترین حالت متغیر رسته‌ای که دارای دو رده است و کم‌ترین تعداد تکرار مورد نیاز برای برآورد خطای اندازه‌گیری که دو اندازه‌گیری روی هر واحد نمونه‌ای است، در نظر گرفته می‌شود و بر اساس LCA، مدل خطای اندازه‌گیری و احتمال خطای پاسخ آن مورد بحث قرار می‌گیرد. سپس این حالت به حالت‌های کلی‌تر مثل دو اندازه‌گیری روی متغیر

از جمله روش‌هایی که برای تحلیل خطاهای غیر نمونه‌گیری به‌ویژه خطای اندازه‌گیری وجود دارد، رهیافت تحلیل رده نهن (LCA) است. زمانی که برخی از متغیرها نهن یا مشاهده‌نشده باشند، توزیع متغیر نهن بر اساس چند متغیر مشاهده‌شده نشان‌گر که برای اندازه‌گیری متغیر نهن ساخته شده‌اند، بررسی می‌شود. زمانی LCA به کار گرفته می‌شود که متغیر نهن و متغیرهای نشان‌گر، همگی متغیرهای رسته‌ای باشند. تحلیل رده نهن برای برآورد پارامترهای مدل خطای آمارگیری به کار می‌رود. این برآوردها، در ارزیابی میانگین توان دوم خطاها (MSE) و خطای کل آمارگیری (TSE) مفید هستند. همچنین این روش تحلیل می‌تواند با برآورد احتمال خطای اندازه‌گیری مربوط به یک پرسش، طراح پرسش‌نامه را در انتخاب پرسش‌های بهتر یاری کند. در کل، LCA می‌تواند به‌عنوان ابزاری مفید برای همه هدف‌های ارزیابی خطای تلقی شود و منبع‌های خطای آمارگیری

<sup>۱</sup> عضو هیئت علمی گروه آمار، دانشگاه علامه طباطبایی، ایران

<sup>۲</sup> دانش‌آموخته کارشناسی ارشد آمار، دانشگاه علامه طباطبایی، ایران

<sup>۳</sup> دانش‌آموخته کارشناسی ارشد آمار، دانشگاه علامه طباطبایی، ایران

اندازه گیری، مدل زیر در نظر گرفته می شود:

$$Y_i = \mu_i + \epsilon_i, \quad i = 1, \dots, N$$

که در آن  $\epsilon_i$  مولفه خطای اندازه گیری است و به صورت زیر تعریف می شود:

$$\epsilon_i = \begin{cases} 1; & y_i = 1, \mu_i = 0 \\ -1; & y_i = 0, \mu_i = 1 \\ 0; & y_i = \mu_i \end{cases}$$

[۱] به بررسی اثر خطاها در برآورد شیوع جامعه ای  $\pi$  با استفاده از احتمال های خطای  $\theta_i$  و  $\phi_i$ ، مفهوم های اعتبار، قابلیت اعتماد، واریانس پاسخ ساده، ارزیابی اندازه گیری و خطای بدرده بندی در داده های دوحالتی را ارزیابی کرده و نشان داده است که این معیارها بر اساس سه متغیر  $\theta_i$  و  $\phi_i$  و شیوع جامعه ای  $\pi$ ، به طور کامل شناسایی می شوند. میانگین احتمال نادرست مثبت ( $\phi$ ) و میانگین احتمال نادرست منفی ( $\theta$ ) به صورت زیر تعریف می شوند:

$$\phi = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_1} \phi_i, \quad \theta = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \theta_i$$

که جمع اول روی عضو هایی از جامعه است که مثبت واقعی هستند (یعنی  $\mu_i = 1$ )، جمع دوم روی عضو هایی از جامعه عمل می کند که منفی واقعی هستند (یعنی  $\mu_i = 0$ )،  $N_1 = \sum_{i=1}^N \mu_i$  تعداد افراد مثبت واقعی در جامعه است و  $N_0 = N - N_1$  تعداد افراد منفی واقعی در جامعه می باشد.

جدول رده بندی تقاطعی  $\times$  متغیر های  $l$  و  $l'$  و  $y_i = l$  و  $\mu_i = l'$  با نسبت های خانه ای  $P_{ll'}$  (که  $l$  و  $l'$  مقادیر های ۰ و ۱ را اختیار می کنند) را در نظر بگیرید (جدول ۱).

رسته ای چندحالتی و همچنین حالت سه اندازه گیری روی متغیر رسته ای چندحالتی، تعمیم داده می شود. نماد گذاری ها بر اساس نماد گذاری [۱] صورت گرفته است. در بخش های ۳ و ۴ برای توصیف مدل رده نهان، یکی از رهیافت های مدل بندی با عنوان پارامتری سازی مدل احتمالاتی شرح داده می شود. در بخش ۵ شیوه ارزیابی مدل تشریح می شود و در بخش ۶ با استفاده از داده های یک آمار گیری کوچک مقیاس، خطای بدرده بندی با استفاده از روش LCA برآورد می شود.

## ۲ احتمال خطای پاسخ در حالت دو

### اندازه گیری روی متغیر رسته ای

طبق تعریف  $[E(Y_i | i)]$ ، امتیاز واقعی  $\tau_i$  برای متغیر های دوحالتی که اگر پاسخ مثبت باشد، مقدار ۱ و اگر پاسخ منفی باشد، مقدار صفر اختیار می کند، به صورت « احتمال پاسخ مثبت برای  $i$  امین پاسخگو » تعبیر می شود. اگر  $\mu_i$  مقدار واقعی خصیصه مورد نظر که با  $y_i$  اندازه گیری می شود،  $\phi_i$  احتمال خطای مثبت کاذب<sup>۴</sup> و  $\theta_i$  احتمال خطای منفی کاذب<sup>۵</sup> در اندازه گیری  $Y_i$  باشند، این احتمال ها به صورت زیر تعریف می شوند:

$$\begin{aligned} \phi_i &= P(Y_i = 1 | \mu_i = 0), \\ \theta_i &= P(Y_i = 0 | \mu_i = 1). \end{aligned} \quad (1)$$

در این صورت  $\tau_i$  به صورت زیر نوشته می شود:

$$\tau_i = P(Y_i = 1 | i) = \begin{cases} 1 - \theta_i; & \mu_i = 1 \text{ اگر} \\ \phi_i; & \mu_i = 0 \text{ اگر} \end{cases}$$

برای نشان دادن ارتباط بین احتمال های رده بندی و خطای

جدول ۱. جدول رده بندی تقاطعی متغیر های دوحالتی  $y_i$  و  $\mu_i$

	$\mu_i = 1$	$\mu_i = 0$	
$y_i = 1$	$P_{11} = \frac{a}{n}$	$P_{10} = \frac{b}{n}$	$P_{1+} = P_{11} + P_{10}$
$y_i = 0$	$P_{01} = \frac{c}{n}$	$P_{00} = \frac{d}{n}$	$P_{0+} = P_{01} + P_{00}$
	$P_{+1} = P_{11} + P_{01}$	$P_{+0} = P_{10} + P_{00}$	

<sup>۴</sup> False-Positive

<sup>۵</sup> False-Negative

احتمال‌های خطا:  $\pi_{1|2}^{A|X}, \pi_{2|1}^{A|X}, \pi_{1|2}^{B|X}, \pi_{2|1}^{B|X}$

برآوردگرهای ناریب  $\phi$  و  $\theta$  در حالت معلوم بودن مقادیرهای واقعی به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$\hat{\phi} = \frac{P_{1\cdot}}{P_{1\cdot} + P_{2\cdot}} = \frac{b}{b+d},$$

$$\hat{\theta} = \frac{P_{\cdot 1}}{P_{\cdot 1} + P_{\cdot 2}} = \frac{c}{c+a}. \quad (2)$$

احتمال خطای نادرست منفی و احتمال خطای مثبت کاذب تعریف شده در (۱) متناظر با اندازه‌گیری اول، طبق نمادگذاری بالا به صورت زیر هستند:

$$\theta = P(A = 2 | X = 1) = \pi_{2|1}^{A|X}$$

$$\phi = P(A = 1 | X = 2) = \pi_{1|2}^{A|X} \quad (6-)$$

[۷] نیز روشی برای برآورد  $\theta$  و  $\pi$  و  $\phi$  زمانی که دو اندازه‌گیری برای متغیر  $Y$  موجود است، ارائه دادند. در روش آنها نیازی به دسترسی به اندازه‌های استاندارد طلایی و نیز فرض موازی بودن دو اندازه‌گیری  $y_1$  و  $y_2$  نیست، ولی به فرض استقلال موضعی دو اندازه‌گیری نیاز است. همچنین فرض می‌کنند که جامعه می‌تواند به دو گروه تقسیم شود به طوری که  $\theta$  و  $\phi$  برای دو گروه، یکسان، ولی ممکن است  $\pi$  برای این دو گروه متفاوت باشد. در این قسمت، روش آنها که مقدمه‌ای بر رهیافت LCA است، بیش تر شرح داده می‌شود.

جدول رده‌بندی GAB برای مشاهده‌ها تشکیل داده می‌شود. بردار شمارهای خانه‌ای  $n = [n_{111}, \dots, n_{222}]$  دارای توزیع چندجمله‌ای با بردار احتمال

$$\pi = [\pi_{111}^{GAB}, \pi_{112}^{GAB}, \dots, \pi_{222}^{GAB}]'$$

فرض کنید  $X_i$  مقدار واقعی (مثبت واقعی با مقدار  $X = 1$  و منفی واقعی با  $X = 2$  نشان داده می‌شود)،  $A$  اولین اندازه‌گیری،  $B$  دومین اندازه‌گیری و  $G$  متغیر گروه‌بندی باشد که عضویت واحدها به زیرگروه‌های جامعه‌ای را نشان می‌دهد. متغیرهای  $A$  و  $B$  در صورت رده‌بندی مثبت، مقدار ۱ و در صورت رده‌بندی منفی، مقدار ۲ را اختیار می‌کنند.

است به طوری که  $n_{gab}; g, a, b = 1, 2$  تعداد مشاهده‌های رده‌بندی شده در خانه  $G = g, A = a, B = b$  جدول GAB و  $\pi_{gab}^{GAB}$  احتمال توأم این که واحد نمونه‌ای به خانه  $(g, a, b)$  رده‌بندی شود، می‌باشند. برای برآورد احتمال‌ها از روش ماکسیمم درست‌نمایی استفاده می‌شود که هسته لگاریتم درست‌نمایی در این حالت به صورت زیر است:

$$\ell(\pi | n) = \sum_{g=1}^2 \sum_{a=1}^2 \sum_{b=1}^2 n_{gab} \log \left( \pi_{gab}^{GAB} \right) \quad (5-)$$

[۷] هدف برآورد احتمال‌های خطا و یافتن برآوردی برای احتمال شیوع جامعه‌ای است. به این منظور نمادهای زیر را برای احتمال‌های مربوط معرفی کردند:

که پارامترهای آن با فرض استقلال موضعی میان دو اندازه‌گیری  $A$  و  $B$  در هر گروه عبارت‌اند از:

$$\pi_1^X = p(X = 1) \quad \text{احتمال شیوع جامعه‌ای}$$

$$\frac{\pi_1^G \pi_{1|1}^{X|G} \pi_{1|2}^{X|G} \pi_{1|21}^{A|XG} \pi_{1|22}^{A|XG} \pi_{2|11}^{A|XG} \pi_{2|12}^{A|XG}}{\pi_{1|21}^{B|XG} \pi_{1|22}^{B|XG} \pi_{2|21}^{B|XG} \pi_{2|22}^{B|XG}}$$

نسبتی از جامعه که متعلق به زیر گروه ۱ است:

نسبتی از جامعه که متعلق به زیر گروه ۲ است:

احتمال‌های حاشیه‌ای:

احتمال خانه‌های مشاهده شده:

احتمال شیوع مثبت

برای گروه  $G = g$ :

احتمال شیوع مقدار منفی برای

گروه  $G = g$ :

احتمال‌های پاسخ مصاحبه اول:

احتمال‌های پاسخ بازمصاحبه:

با توجه به عبارت زیر می‌توان نشان داد که رابطه (۴) دارای ۱۱ پارامتر بالا است [۱].

$$P(G = g, A = a, B = b) = P(G = g)P(A = a, B = b | G = g)$$

$$= \pi_g^G \pi_{ab|g}^{AB|G}$$

بنا بر این نمی‌توان برآوردهای یکتایی برای این پارامترها به دست آورد. برای شناسایی پذیر کردن مدل، باید قیدهایی به این مدل تحمیل شود.

[۷] علاوه بر فرض استقلال موضعی، یعنی

$$\pi_{ab|xg}^{AB|XG} = \pi_{a|xg}^{A|XG} \pi_{b|xg}^{B|XG}$$

کردند:

۱. احتمال های خطای اندازه گیری گروه های مختلف با هم

برابرند؛ یعنی

$$\pi_{a|x}^{A|XG} = \pi_{a|x^2}^{A|XG} = \pi_{a|x}^{A|X}, \quad a \neq x$$

$$\pi_{b|x}^{B|XG} = \pi_{b|x^2}^{B|XG} = \pi_{b|x}^{B|X}, \quad b \neq x$$

و

۲. احتمال شیوع در دو گروه متفاوت است؛ یعنی:

$$\pi_{1|1}^{X|G} \neq \pi_{1|2}^{X|G} \phi.$$

با توجه به این فرض ها، پارامترهای مدل مقید عبارت اند از:

$$\pi_1^G, \pi_{1|1}^{X|G}, \pi_{1|2}^{X|G}, \pi_{1|2}^{A|X}, \pi_{2|1}^{A|X}, \pi_{1|2}^{B|X}, \pi_{2|1}^{B|X}$$

همچنین با تحمیل این قیدها، احتمال رده بندی یک واحد نمونه ای به خانه  $(g, a, b)$  به شکل زیر درمی آید:

$$\pi_{gab}^{GAB} = \pi_1^G \left( \pi_{1|g}^{X|G} \pi_{a|1g}^{A|XG} \pi_{b|1g}^{B|XG} + \pi_{2|1}^{X|G} \pi_{a|2g}^{A|XG} \pi_{b|2g}^{B|XG} \right)$$

با جایگذاری این احتمال ها در فرمول هسته لگاریتم درست نمایی (۴) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \ell(\pi | n) = & \sum_{g=1}^2 \sum_{a=1}^2 \sum_{b=1}^2 n_{gab} \left[ \log \pi_g^G \right. \\ & + \log \left( \pi_{1|g}^{X|G} \pi_{a|1g}^{A|XG} \pi_{b|1g}^{B|XG} \right. \\ & \left. \left. + \pi_{2|1}^{X|G} \pi_{a|2g}^{A|XG} \pi_{b|2g}^{B|XG} \right) \right] \end{aligned}$$

برآوردهای ماکسیمم درست نمایی پارامترها (احتمال های خانه ای و به خصوص احتمال های خطا و احتمال شیوع) با استفاده از روش های عددی مثل الگوریتم EM به دست می آیند.

این گونه تحلیل خطای رده بندی به راحتی به حالتی که متغیر مورد نظر، متغیری چندحالتی است (با فرض دو اندازه گیری) تعمیم داده می شود. فرض کنید  $X$  و در نتیجه  $A$  و  $B$  هر یک  $K$  رسته دارند و متغیر گروه بندی، جامعه را به  $L$  گروه تقسیم کند. همچنین فرض کنید  $x = 1, \dots, K$ ،  $\pi_{x|g}^{X|G}$  شیوع واقعی هر رسته در هر یک از زیر گروه های جامعه ( $\sum_{x=1}^K \pi_{x|g}^{X|G} = 1$ ) و همچنین  $\pi_{a|xg}^{A|XG}, \pi_{b|xg}^{B|XG}, a \neq x, b \neq x$  و باشند. در این صورت، هسته لگاریتم درست نمایی برای جدول  $GAB$  به صورت زیر است:

$$\ell(\pi | GAB) = \sum_g \sum_a \sum_b n_{gab} \log \left( \pi_{gab}^{GAB} \right)$$

که تحت شرط استقلال موضعی خطاهای اندازه گیری داریم:

$$\pi_{gab}^{GAB} = \sum_x \pi_g^G \pi_{x|g}^{X|G} \pi_{a|xg}^{A|XG} \pi_{b|xg}^{B|XG}$$

در این حالت، تعداد خانه های جدول رده بندی تقاطعی  $GAB$  برابر با  $LK^2$  و در نتیجه درجه آزادی آن برابر با  $LK^2 - 1$  است زیرا مجموع شمارهای همه خانه ها برابر با تعداد کل مشاهده ها ( $n$ ) است. برای برآورد  $LK(2K - 1) - 1$  پارامتر مدل از فرض برابری احتمال های خطا در زیر گروه ها استفاده می شود، بنا بر این تعداد پارامترها  $LK + 2k(k - 1) - 1$  است.

برای حالت  $L = 2$  تعداد پارامترهای مدل برابر با درجه آزادی جدول، یعنی  $2K^2 - 1$  می شود و بنا بر این این مدل همواره اشباع شده است؛ در نتیجه صورت بسته ای برای برآورد ماکسیمم درست نمایی (MLE) پارامترهای مدل به دست می آید. ولی برای حالت هایی که  $L \geq 3$ ، مدل اشباع نشده بوده و برای تعیین MLE باید از روش های عددی مانند الگوریتم EM استفاده کرد.

حالت کلی تر، وجود بیش از دو اندازه گیری برای متغیر رسته ای چندحالتی نیز قابل تصور است. به عنوان مثال اگر سه اندازه گیری  $A$  و  $B$  و  $C$  برای متغیر نهان  $X$  با  $K$  رسته وجود داشته باشد، فرض استقلال موضعی به صورت زیر نوشته می شود:

$$\pi_{abc|x}^{ABC|X} = \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X}$$

و در هسته تابع درست نمایی، احتمال زیر قرار داده می شود:

$$\pi_{abc}^{ABC} = \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X}$$

درجه آزادی جدول  $ABC$  برابر با  $K^3 - 1$  و تعداد پارامترهای مدل نامقید برابر با  $(3K + 1)(K - 1)$  است. در بخش بعدی، حالت کلی مدل بندی خطای رده بندی، فرض هایی که برای شناسایی پذیری مدل های خطای رده بندی نیاز است و همچنین روش های برآورد آنها با فرض سه اندازه گیری  $A$  و  $B$  و  $C$  روی متغیر  $X$  ارائه می شوند.

### ۳ مدل رده نهان استاندارد

در این قسمت، حالت سه اندازه گیری یا بیش تر را بررسی می کنیم و به بیان یک ساختار اندازه پذیر توسط چند نشان گر که برای اندازه گیری آن ساختار طراحی شده اند، می پردازیم. گفته شد که

رده بندی تقاطعی  $ABC$  بر حسب  $X$  به صورت زیر نوشته می شود:

$$\pi_{abc}^{ABC} = \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X} \quad (۴-)$$

مدل (۵) یکی از ساده ترین مدل های رده نهن است که مدل  $LC$  استاندارد نامیده می شود.

## ۴ پارامتری سازی مدل رده نهن

برای توصیف یک مدل رده نهن، چهار رهیافت مدل بندی یا پارامتری سازی را معرفی کرده است [۱]، که عبارت اند از: رهیافت پارامتری سازی مدل احتمالاتی،<sup>۶</sup> رهیافت مدل لگ خطی<sup>۷</sup> با یک متغیر نهن، رهیافت مدل مسیر تعدیل یافته<sup>۸</sup> و رهیافت مدل نموداری<sup>۹</sup> با استفاده از نمودارهای مسیر. در این بخش فقط به رهیافت پارامتری سازی مدل احتمالاتی اشاره می شود.

### ۱.۴ پارامتری سازی مدل احتمالاتی $LC$ مدل استاندارد

مدل احتمالاتی، درست نمایی جدول رده بندی تقاطعی مشاهده شده را بر حسب احتمال های شرطی و حاشیه ای مربوط به هر خانه این جدول بیان می کند. مدل احتمالاتی رده نهن، مدل احتمالاتی ای است که شامل یک یا چند متغیر نهن باشد.

به عنوان مثال، فرض کنید  $LCA$  شامل سه نشان گر  $A$  و  $B$  و  $C$  برای متغیر نهن  $X$  به ترتیب با تعداد رده های  $k_A, k_B, k_C$  و  $k_x$  باشد (در بیش تر مدل ها فرض می شود  $k_A = k_B = k_C = k_x$ ). یک مدل درست تعیین شده برای جدول رده بندی تقاطعی  $ABC$  باید بدون ابهام این، احتمال این که واحد انتخاب شده  $i$ ام درون خانه  $(a, b, c)$  جدول قرار گیرد را بر حسب پارامترهای  $\pi_x^X, \pi_{a|x}^{A|X}, \pi_{b|x}^{B|X}, \pi_{c|x}^{C|X}$  که  $x = 1, \dots, k_x - 1$  تعداد پارامترها در این مدل برابر با  $k_x(k_A + k_B + k_C - 2)$  است (که از جمع  $k_x - 1$  پارامتر مستقل متناظر با  $\pi_x^X, k_x(k_A - 1)$  پارامتر مستقل متناظر با  $\pi_{a|x}^{A|X}, k_x(k_B - 1)$  پارامتر مستقل متناظر با  $\pi_{b|x}^{B|X}$  و  $k_x(k_C - 1)$  پارامتر مستقل متناظر با  $\pi_{c|x}^{C|X}$  حاصل می شود). احتمال خانه  $(a, b, c)$  در مدل  $LC$  استاندارد، برابر است

$LCA$  چارچوبی برای بررسی رابطه میان متغیر واقعی و متغیرهایی که برای اندازه گیری آن طراحی شده اند، فراهم می آورد. یعنی اگر  $X$  متغیر نهن (متغیر واقعی) و  $A$  و  $B$  و  $C$  نشان گرهای  $X$  (که برای اندازه گیری  $X$  طراحی شده اند) باشند،  $LCA$  به بررسی رابطه بین  $X$  و  $A$  و  $B$  و  $C$  می پردازد.

[۱] با تعمیم روش [۷]، رهیافت  $LCA$  را به تفصیل، معرفی کرده است. او با تعریف متغیرهای زیر و تحت شرطهایی که اصل های رده بندی هستند، ساده ترین مدل رده نهن را که  $LC$  استاندارد نامیده می شود، ارائه کرد.

متغیرهای مدل رده نهن به صورت زیر در نظر گرفته می شوند: متغیر نهن  $X$ : که فرض می شود در شرایط آرمانی، اندازه پذیر است، ولی در شرایط واقعی با خطا اندازه گیری می شود، رده های نهن: رسته های  $X$ ، متغیر آشکار: متغیرهایی مثل  $A$  و  $B$  و  $C$  و  $G$  که مشاهده می شوند،

متغیر نشان گر: متغیر آشکاری که به طور ویژه برای اندازه گیری  $X$  طراحی شده است (مثل  $A$  و  $B$  و  $C$ )، متغیر گروه بندی: متغیر آشکار دیگری که برای شرح پراکندگی متغیر نهن یا احتمال های خطا در مدل ظاهر می شود (مثل  $G$ ). این متغیر بر خلاف متغیر نشان گر برای اندازه گیری  $X$  طراحی نشده است.

احتمال پاسخ مثل  $\pi_{a|x}^{A|X} = P(A = a | X = x)$  احتمال شرطی نشان گرها به شرط متغیر نهن،

احتمال خطا  $\pi_{a|x}^{A|X}, \forall a \neq x$  نوعی احتمال پاسخ است که مورد هایی را که در آنها  $X$  و نشان گر آن موافق نیستند را در نظر می گیرد، و

احتمال درستی  $\pi_{a|x}^{A|X}, \forall a = x$  نوعی احتمال پاسخ است که مورد هایی که در آن رسته متغیر نشان گر و رده نهن یکسان اند در نظر می گیرد.

رابطه زیر برای  $\pi_{a|x}^{A|X}$  برقرار است:

$$\sum_{a \neq x} \pi_{a|x}^{A|X} = 1 - \pi_{a|x}^{A|X}$$

تحت شرط استقلال موضعی، هسته تابع درست نمایی برای جدول

<sup>۶</sup> Proability Model

<sup>۷</sup> Log-Linear Model

<sup>۸</sup> Modified Path Model

<sup>۹</sup> Graphical Model

با:

جدول رده بندی تقاطعی XABC به صورت زیر است:

$$\ell = \sum_x \sum_a \sum_b \sum_c n_{xabc} \log(\pi_{xabc}^{XABC}) \quad (2-)$$

$$\pi_{abc}^{ABC} = \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X}$$

که در آن  $n_{xabc}$  فراوانی خانه  $(x, a, b, c)$  جدول تقاطعی XABC است و  $\pi_{xabc}^{XABC}$  احتمال قرار گیری واحد  $i$ ام نمونه در خانه  $(x, a, b, c)$  است و از مدلی که باید تعیین کنیم، پیروی می کند. برای محاسبه برآورد ماکسیمم درست نمایی در این شرایط، نرم افزارهای آماری بسیاری موجودند.

تابع درست نمایی چند جمله ای کامل در مدل LC استاندارد به صورت زیر نوشته می شود (برای جدول رده بندی تقاطعی ABC که  $n_{abc}$  فراوانی خانه  $(a, b, c)$  است):

$$n = \sum_{abc} n_{abc}$$

$$\ell(\pi | n) = \frac{n!}{\prod_a \prod_b \prod_c n_{abc}!} \times \prod_a \prod_b \prod_c \left( \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X} \right)^{n_{abc}}$$

و لگاریتم تابع درست نمایی برابر است با:

$$\ell(\pi | n) = const + \sum_a \sum_b \sum_c n_{abc} \log \left( \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X} \right)$$

بنا بر این هسته لگ تابع درست نمایی مدل LC استاندارد به صورت زیر نوشته می شود:

$$\ell = \sum_a \sum_b \sum_c n_{abc} \log \left( \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X} \right) \quad (3-)$$

طبق تعریف، مجموع احتمال ها روی رسته های دوه ۲ و دوه ۱ ناسازگار، برابر با ۱ است:

$$\sum_x \pi_x^X = \sum_a \pi_{a|x}^{A|X} = \sum_b \pi_{b|x}^{B|X} = \sum_c \pi_{c|x}^{C|X} = 1$$

تنها شرط مدل LC استاندارد، همین است و به همین دلیل، به آن مدل رده نمان نامقید هم گفته می شود.

در مدل های LC مقید، قیدهای اضافی بر اساس ملاحظه های عملی یا نظری به مدل نامقید تحمیل می شوند. معمول ترین قیدها عبارت اند از:

۱. یک احتمال را برابر با برخی مقادیر ثابت فرض می کنند.
۲. دو یا چند احتمال را با هم برابر می گیرند.

در حالتی که X مشاهده نشده است و فقط  $n_{abc} = \sum_x n_{xabc}$  در دست است، داریم:

$$m_{abc} = E(n_{abc})$$

$$\pi_{abc}^{ABC} = \sum_x \pi_{xabc}^{XABC}$$

در نتیجه:

$$m_{abc} = n \pi_{abc}^{ABC} = n \sum_x \pi_{xabc}^{XABC}$$

$$\ell = \sum_a \sum_b \sum_c n_{abc} \log \left( \sum_x \pi_{xabc}^{XABC} \right)$$

وجود تابع مجموع، درون لگاریتم در برآورد ماکسیمم درست نمایی، مشکل هایی به همراه دارد که برای رهایی از آنها می توان از روش های عددی مثل الگوریتم EM و نیوتن-رافسون کمک گرفت. الگوریتم EM با استفاده از بسیاری نرم افزارها از جمله  $\ell_{EM}$  [۱۳] قابل دسترس است.

#### ۲.۱.۴ الگوریتم EM برای پارامتری سازی احتمالاتی

در جدول ABC شمارش در خانه  $(a, b, c)$  با نماد  $n_{abc}$  نشان داده می شود. فرض می شود X متغیر نمان و سه نشان گر آن  $(A, B, C)$  دو حالتی هستند. پس تعداد پارامترها  $7 = 2^3 - 1$  -۲) می کند تا ملاک همگرایی تعیین شده، برقرار شود. مقادیر پارامترها در  $\pi_{a|x}^{A|X}$ ،  $\pi_{b|x}^{B|X}$ ،  $\pi_{c|x}^{C|X}$  و  $\pi_x^X$  تکرار با  $\pi_x^{(t)}$  نشان داده می شوند.

در ابتدا مقادیرهای آغازین پارامترها در گام E وارد می شوند (این مقادیرها توسط کاربر یا به طور تصادفی توسط نرم افزار اختیار می شوند). در این گام برای  $\pi_x^{(t)}$  تکرار، برآوردی از جدول رده بندی تقاطعی داده های کامل که با  $XABC^{(t)}$  نشان داده

#### ۱.۱.۴ برآورد پارامترهای مدل LC

اگر X به جای این که متغیر نمان باشد، یک متغیر مشاهده شده (آشکار) باشد، لگاریتم تابع درست نمایی برای خانه  $(x, a, b, c)$  از

پارامترها نیازمند هستند، که این باعث کند شدن سرعت همگرایی آنها نسبت به الگوریتم EM می شود که به مشتق دوم (مگر برای برآوردهای مدل مبنای خطای استاندارد برآوردهای پارامترهای مدل) نیاز ندارد. همچنین این روشها بر خلاف الگوریتم EM به بسیار وابسته مقادیرهای آغازین هستند.

## ۵ ارزیابی مدل

مدل های رده نهنان می توانند با استفاده از آماره نیکویی برازش خردی دو مثل مدل های لگ خطی سنتی، آزمون شوند. فرض کنید  $n_{abc}$  شمارش مشاهده شده برای خانه (a,b,c) از جدول رده بندی تقاطعی ABC، و  $\hat{m}_{abc}$  شمارش برآورد شده تحت مدل مفروض باشند. در این صورت آماره خردی دو پی یرسون به صورت زیر به دست می آید:

$$X^2 = \sum_{abc} \frac{(n_{abc} - \hat{m}_{abc})^2}{\hat{m}_{abc}}$$

و آماره انحراف عبارت است از:

$$G^2 = 2 \sum_{abc} n_{abc} \log \left( \frac{n_{abc}}{\hat{m}_{abc}} \right)$$

شرط پذیرفته شدن مدل این است که مقدار محاسبه شده  $X^2$  یا  $G^2$  کوچک تر از مقدار  $\chi^2_{df}$  معیار با درجه آزادی

$$df = k - np - 1 \quad (1-)$$

باشد، که  $k$  تعداد خانه های جدول و  $np$  تعداد پارامترهای مدل می باشند. همچنین اگر  $p$  مقدار آماره  $X^2$  کوچک باشد (به عنوان مثال، کم تر از ۰/۰۵) مدل رد می شود و قضاوت می شود که برازش خوبی به داده ها صورت نگرفته است.

اگر  $df = 0$ ، مدل اشباع شده است. اما اگر  $df < 0$ ، مدل شناسایی ناپذیر است و نمی توان پارامترها را برآورد کرد. در این حالت باید یا قید به مدل تحمیل شود یا تعداد خانه های جدول افزایش یابد؛ به عنوان مثال، متغیر گروه بندی وارد مدل شود.

## ۶ کاربرد

به منظور تحلیل خطاها، یک آمارگیری در سطح یکی از دانشکده های دانشگاه های تهران اجرا شد. با توجه به نیاز به وجود مقادیرهای واقعی متغیرها برای برآورد اریبی ها، موضوع آمارگیری باید طوری انتخاب و اجرا می شد که مقدار به طور

می شود، قابل محاسبه است. شمار خانه (x,a,b,c) در جدول  $XABC^{(t)}$  به صورت زیر به دست می آید:

$${}^{(t)}n_{xabc} = {}^{(t)}\pi_{x|abc}^{X|ABC} n_{abc}$$

با استفاده از قاعده بیز داریم:

$${}^{(t)}\pi_{x|abc}^{X|ABC} = \frac{{}^{(t)}\pi_{xabc}^{XABC}}{{}^{(t)}\pi_{xabc}^{XABC} + {}^{(t)}\pi_{xabc}^{XABC}}$$

بر اساس فرض های مدل LC، هر قید ثابتی که بر پارامترها تحمیل شود، باید در این گام با مقادیرهای متناظرش، جایگزین شود. در گام M، از این برآوردهای جدول XABC برای محاسبه MLE پارامترها با استفاده از درست نمایی داده های کامل استفاده می شود.

$$\ell_{full} = \log(\ell_{full}) = \sum_x \sum_a \sum_b \sum_c n_{xabc} \log \left( \sum_x \pi_x^X \pi_{a|x}^{A|X} \pi_{b|x}^{B|X} \pi_{c|x}^{C|X} \right)$$

با هفت بار مشتق گرفتن از این تابع، نسبت به هفت پارامتر مورد نظر، به هفت معادله درست نمایی می رسیم که با برابر با صفر قرار دادن این معادله ها، برآورد پارامترها به صورت زیر به دست می آید.

$$\begin{aligned} {}^{(t+1)}\pi_1^X &= \frac{{}^{(t)}n_{x+++}}{n}, \\ {}^{(t+1)}\pi_{a|x}^{A|X} &= \frac{{}^{(t)}n_{ax+++}}{{}^{(t)}n_{x+++}}, \\ {}^{(t+1)}\pi_{b|x}^{B|X} &= \frac{{}^{(t)}n_{x+b+}}{{}^{(t)}n_{x+++}}, \\ {}^{(t+1)}\pi_{c|x}^{C|X} &= \frac{{}^{(t)}n_{x+++c}}{{}^{(t)}n_{x+++}}. \end{aligned}$$

از این برآوردها استفاده شده، تکرار بعدی الگوریتم EM شروع می شود و تا جایی پیش می رود که تفاوت حل های برآوردهای پارامترها بین دو تکرار، کوچک تر از مقدار همگرایی شود. در این جا گفته می شود الگوریتم به طور کامل همگرا شده است و بنا بر این احتمال شیوع و احتمال های خطا برآورد می شوند.

بیشترین فایده الگوریتم EM زمانی است که هیچ صورت بسته ای برای معادله های درست نمایی داده های ناکامل موجود نباشد، در حالی که معادله های درست نمایی داده های کامل به راحتی قابل حل باشند. پس الگوریتم EM برای بسیاری از مدل های LC آرمانی است. روش های نیوتن-رافسون و امتیازبندی فیشر به مشتق دوم معادله های درست نمایی بر حسب

تقریبی بدون خطای متغیرها قابل دسترسی باشند. در قسمت آموزش این دانشکده برخی اطلاعات در مورد وضعیت تحصیلی دانشجویان ثبت می‌شود که می‌توان این اندازه‌ها را اندازه‌های استاندارد طلایی تلقی کرد. بنا بر این در این بررسی، هدف‌ها و جامعه هدف به صورت زیر در نظر گرفته شدند.

## ۱.۶ طرح مطالعه

جامعه هدف در این کاربرد، همه دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد ورودی سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دانشکده مورد نظر بوده است که در نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ در رشته‌های موجود در این دانشکده اشتغال به تحصیل داشته‌اند. در این مطالعه پرسش‌نامه‌ای طراحی و واحدهای نمونه‌ای به تصادف به سه پرسشگر مورد استفاده منتسب شدند و به صورت تلفنی مورد مصاحبه قرار گرفتند.

چارچوب نمونه‌گیری شامل فهرست همه شماره‌های دانشجویی دانشجویان کارشناسی ارشد ورودی سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ همه رشته‌های این دانشکده به همراه با معدل کل، تعداد واحدهای گذرانیده شده، تعداد ترم‌های مشروطی تا انتهای نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ و نیز شماره تماس آنها بود که از طریق اداره تحصیلات تکمیلی این دانشکده در اختیار پژوهشگر قرار گرفت.

از آن‌جا که به نظر می‌رسید وضعیت نمره‌ها و شرایط درسی برای رشته‌های مختلف متفاوت باشد، برای گزینش نمونه از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای استفاده شد. چارچوب بر اساس رشته‌های تحصیلی طبقه‌بندی شد و سه طبقه آمار اقتصادی-اجتماعی (طبقه اول)، آمار ریاضی (طبقه دوم) و ریاضیات مالی (طبقه سوم) تشکیل شدند.

واحد نمونه‌گیری در این آمارگیری، هر یک از دانشجویان کارشناسی ارشد رشته‌های آمار اقتصادی-اجتماعی، آمار ریاضی، و ریاضیات مالی ورودی سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دانشکده مورد نظر بوده است که در نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ اشتغال به تحصیل داشته‌اند. جامعه هدف در این مطالعه شامل  $N = 94$  دانشجو بوده است. اندازه‌های جامعه هر یک از طبقه‌ها در جدول ۲ آمده است.

برای تعیین تعداد واحدهای نمونه‌ای در هر طبقه،  $m_h$  یک نمونه مقدماتی از هر طبقه به اندازه  $n_{hpre}$  به صورت تصادفی انتخاب و اندازه نمونه نهایی برای هر طبقه از فرمول زیر محاسبه

$$n_h = \frac{Z_{\frac{\alpha}{2}}^2 \frac{s_h^2}{\bar{y}_h}}{e_h^2 + \frac{Z_{\frac{\alpha}{2}}^2 \frac{s_h^2}{N_h}}{N_h}} \quad (۰)$$

که در آن  $s_h^2 = \frac{n_{hpre}}{n_{hpre}-1} \hat{p}_{hpre}(1 - \hat{p}_{hpre})$  و  $N_h$  اندازه جامعه طبقه  $h$ ،  $n_{hpre}$  اندازه نمونه مقدماتی از طبقه  $h$ ،  $\hat{p}_{hpre}$  برآورد نسبت متناظر با طبقه  $h$ ،  $e_h$  حاشیه خطای طبقه  $h$  و  $Z_{\frac{\alpha}{2}}$  صدک  $(1 - \frac{\alpha}{2})$ م توزیع نرمال استاندارد می‌باشند. در این مطالعه  $\alpha = 0.1$  و  $e_h = 0.2$ ،  $h = 1, 2, 3$  در نظر گرفته شدند.

متغیرهای مورد بررسی، از طریق پرسش‌های زیر اندازه‌گیری شدند:

Q۲: آیا تا پایان ترم اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ نمره ضعیف و ناخوشایندی از هیچ‌یک از درس‌های کارشناسی ارشدتان گرفته‌اید؟

بله  خیر

Q۳: کم‌ترین معدل ترمی شما تا پایان نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ در کدام یک از رشته‌های زیر قرار داشته است؟

کم‌تر از ۱۴  ۱۴-۱۶  ۱۶-۱۸

بیش‌تر از ۱۸

Q۴: آیا تا پایان نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ از هیچ‌یک از درس‌های کارشناسی ارشدتان افتاده‌اید؟

بله  خیر

Q۷: آیا در هیچ ترمی تا پایان نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ مشروط شده‌اید؟

بله  خیر

متغیرهای دوحالتی  $Y_2, Y_3, Y_4, Y_7$  به ترتیب متناظر با چهار پرسش  $Q_2, Q_3, Q_4, Q_7$  تعریف می‌شوند، به طوری که متغیرهای  $Y_2, Y_4, Y_7$  در صورتی که دانشجو پاسخ بله را انتخاب کند، مقدار ۱ و در صورت انتخاب گزینه «خیر»، مقدار «صفر» را اختیار می‌کنند. متغیر  $Y_3$  نیز در صورتی که فرد رسته کم‌تر از ۱۴ را انتخاب کرده باشد، مقدار ۱ و در صورت انتخاب بقیه گزینه‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند.

برای محاسبه اندازه نمونه هر طبقه، بزرگ‌ترین واریانس متناظر با این چهار متغیر در نظر گرفته شد. با قرار دادن  $\alpha = 0.1$  و  $e_h = 0.2$  در فرمول (۹)، اندازه نمونه برای هر طبقه برآورد شد. جدول ۳ اندازه نمونه محاسبه شده برای هر طبقه را نشان می‌دهد.

جدول ۲. اندازه جامعه هر یک از طبقه‌ها

طبقه	آمار اقتصادی-اجتماعی	آمار ریاضی	ریاضیات مالی
اندازه جامعه‌ای	$N_1 = 31$	$N_2 = 34$	$N_3 = 29$

جدول ۳. اندازه نمونه هر یک از طبقه‌ها

طبقه	آمار اقتصادی-اجتماعی	آمار ریاضی	ریاضیات مالی
اندازه نمونه مقدماتی	۳	۷	۴
$S^2$ بزرگ‌ترین	۰/۳۳۳	۰/۲۸۵	۰/۳۳۳
مقدار فرمول (۹)	۱۳/۰۰۷	۱۲/۲۵۵۷	۱۲/۶۳۵۲
اندازه نمونه	$n_1 = 13$	$n_2 = 13$	$n_3 = 13$
تعداد نمونه مانده	۱۰	۶	۹

اما جدول ۴ برای انتخاب پرسش مناسب‌تر برای نیل به هدف تعیین نسبت مشروطی اطلاعی به دست نمی‌دهد. با مقایسه پاسخ‌های پرسش‌ها با داده‌های ثبتي (داده‌های کارنامه‌ای  $(Y_M)$ ، پرسشی که مطابقت بیشتری با رده‌بندی داده‌های ثبتي داشته باشد، مناسب‌تر است (جدول ۵).

## ۲.۶ برآورد خطاها با استفاده از LCA

در این قسمت، خطای رده‌بندی مربوط به هر پرسش، در ابتدا در حالتی که مقدارهای واقعی در دست است و سپس در حالت عدم دسترسی به اندازه‌های واقعی با کمک LCA برآورد می‌شوند.

### ۱.۲.۶ برآورد $\phi$ و $\theta$ با استفاده از داده‌های ثبتي

جدول ۵. جدول رده‌بندی تقاطعی پاسخ‌های دو پرسش و داده‌های

ثبتي  $Q_3$  و  $Q_7$

		$Y_M$		کل
		بله	خیر	
$Y_7$	بله	۵	۱	۶
	خیر	۴	۲۹	۳۳
	کل	۹	۳۰	۳۹
$Y_3$	بله	۸	۰	۸
	خیر	۱	۳۰	۳۱
	کل	۹	۳۰	۳۹

با توجه به جدول ۵ (که در آن داده‌های ثبتي کارنامه‌ای، اندازه‌های استاندارد طلائی،  $Y_M$ ، فرض شده‌اند)، یک نفر وجود دارد که پاسخ او به پرسش  $Q_3$  مثبت بوده، یعنی اعلام کرده که ترم مشروطی داشته، در حالی که طبق کارنامه وی درس افتاده نداشته است. همچنین چهار نفری که اعلام نکرده‌اند ترم مشروطی داشته‌اند، در معدل‌های ترمی آنها معدل زیر ۱۴ یافت شده است. بنا بر این بین پاسخ‌های افراد به  $Q_3$  و اندازه‌های استاندارد طلائی ( $Y_M$ ) به‌طور کامل مطابقت وجود ندارد. با نظر به پرسش  $Q_7$  نیز مشاهده می‌شود که یک نفری که ترم مشروطی داشته، آن را اظهار نکرده و پاسخ منفی به این پرسش داده است؛ پس هیچ‌یک از دو پرسش  $Q_3$  و  $Q_7$  بدون خطا نبوده‌اند.

گفته شد که دو پرسش  $Q_3$  و  $Q_7$  پرسش‌نامه برای اندازه‌گیری خصیصه‌ای یکسان یعنی نسبت مشروطی دانشجویان طراحی شده‌اند و باید به پاسخ‌های مشابهی منتهی شوند (البته پرسش  $Q_3$  نیز به متغیر دو حالتی تبدیل شده است، در صورتی که پاسخگو رسته معدل کم‌تر از ۱۴ را انتخاب کرده باشد، متغیر  $Y_7$  مقدار ۱ و در صورت انتخاب بقیه رسته‌ها، مقدار صفر را می‌گیرد). با رسم جدول رده‌بندی تقاطعی این دو پرسش، خانه‌های غیر قطر اصلی جدول نشان‌دهنده عدم توافق بین پاسخ فرد به این دو پرسش و نشان‌دهنده وجود خطای رده‌بندی توسط دست کم یکی از پرسش‌ها می‌باشند. این جدول برای پرسش‌های  $Q_3$  و  $Q_7$  در جدول ۴ نشان داده شده است. در این جدول دیده می‌شود که یک نفر که به پرسش  $Q_3$  پاسخ مثبت داده، پاسخش به  $Q_7$  منفی بوده است و سه نفر که به  $Q_7$  پاسخ مثبت داده‌اند، به  $Q_3$  پاسخ منفی داده‌اند.

جدول ۴. جدول رده‌بندی تقاطعی پاسخ‌های دو پرسش  $Q_3$  و  $Q_7$ 

		$Y_7$		کل
		بله	خیر	
$Y_3$	بله	۵	۱	۶
	خیر	۲	۳۰	۳۳
	کل	۸	۳۱	۳۹

در این کاربرد، دو پرسش Q۳ (کدبندی شده به متغیر دو حالتی) و Q۷ به عنوان دو نشان گر A و B برای متغیر نمان X (که دست کم یک بار مشروط شدن دانشجو را نشان می دهد) در نظر گرفته شدند. فرض کنید

$$X = \begin{cases} ۱, & \text{اگر دانشجو مشروط شده باشد} \\ ۲, & \text{اگر دانشجو مشروط نشده باشد} \end{cases}$$

$$A, B = \begin{cases} ۱, & \text{اگر پاسخ مثبت باشد} \\ ۲, & \text{اگر پاسخ منفی باشد} \end{cases}$$

با توجه به پاسخ های دانشجویان حاضر در نمونه، جدول رده بندی تقاطعی AB تشکیل داده شد (جدول ۴). در به کار گیری مدل رده نمان فرض شد که خطای اندازه گیری نشان گرها مستقل از هم هستند؛ یعنی مدل های اندازه گیری  $y_{iA} = \mu_i + \epsilon_{iA}$  و  $y_{iB} = \mu_i + \epsilon_{iB}$  برای دو نشان گر A و B در نظر گرفته شدند، که در آنها  $y_{iA}$  پاسخ فرد i ام به اندازه گیری A،  $y_{iB}$  پاسخ فرد i ام به اندازه گیری B،  $\mu_i$  پاسخ واقعی (مقدار واقعی) فرد i ام،  $\epsilon_{iA}$  خطای اندازه گیری در اندازه گیری اول، و  $\epsilon_{iB}$  خطای اندازه گیری در باز اندازه گیری مجدد هستند.

جدول ۴. جدول رده بندی تقاطعی نشان گرها و نسبت مشروطی ها به تفکیک رشته تحصیلی

G			B		کل
			۲	۱	
۱	A	۱	۱	۱	۲
		۲	۱	۱۰	۱۱
		کل	۲	۱۱	۱۳
۲	A	۱	۳	۰	۳
		۲	۲	۸	۱۰
		کل	۵	۸	۱۳
۳	A	۱	۱	۰	۱
		۲	۰	۱۲	۱۲
		کل	۱	۱۲	۱۳

فرض استقلال  $\epsilon_{iA}$  و  $\epsilon_{iB}$  با استفاده از آزمون خی دو ( $\chi^2$ ) بررسی شد و این فرض در سطح معنی داری ۰/۰۱ رد نشد. مدل های مختلفی به داده ها برازش داده شد و بر اساس ملاک خی دو، مدل احتمالاتی انتخاب شد. سپس با استفاده از نرم افزار  $\ell EM$  (که الگوریتم EM را به کار می گیرد) از رهیافت مدل بندی احتمالاتی

فرض کنید  $\phi$  و  $\theta$  به ترتیب نشان دهنده احتمال های خطای مثبت کاذب یعنی احتمال این که فردی که در واقعیت مشروط نداشته، در رسته دانشجویان مشروط شده قرار داده شده باشد) و احتمال خطای نادرست منفی (یعنی احتمال این که فردی که در واقعیت مشروطی داشته به اشتباه در رسته دانشجویان غیر مشروطی رسته بندی شده باشد) برای اندازه گیری  $y$  باشند، که در ۱ تعریف شده اند. با دانستن مقدار واقعی  $\mu_i$  طبق رابطه ۲ می توان این احتمال ها را برآورد کرد. بنا بر این با استفاده از داده های جدول ۵ برآوردهای  $\theta$  و  $\phi$  برای Q۳ و Q۷ به صورت زیر به دست می آیند.

$$\hat{\phi}_3 = \frac{1}{1+29} = 0.033, \quad \hat{\phi}_7 = \frac{0}{0+30} = 0,$$

$$\hat{\theta}_3 = \frac{4}{4+5} = 0.44, \quad \hat{\theta}_7 = \frac{1}{1+8} = 0.11.$$

بر اساس پرسش اول (Q۳)، حدود ۳ درصد از دانشجویانی که مشروط نشده اند، اظهار داشته اند که مشروط شده اند و حدود ۴۴ درصد از دانشجویانی که دست کم در یک ترم از دوره کارشناسی ارشد تا نیم سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ مشروط شده اند، گفته اند که در هیچ ترمی مشروط نشده اند. بر اساس پرسش دوم (Q۷)، هیچ یک از دانشجویانی که تا نیم سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ مشروط نشده اند، پاسخ مثبت نداده اند (یعنی نگفته اند که مشروط شده ایم) و فقط حدود ۱۱ درصد از کسانی که مشروط شده اند، مشروط شدن شان را اعلام نکرده اند. به نظر می رسد که پرسش دوم به نتیجه های واقعی تری منتهی شده است. بنا بر این پرسش Q۷ برای هدف ما مناسب تر بوده است. دلیل این امر می تواند وجود عبارت «کمترین معدل ترم» در پرسش اول باشد که باعث گمراه شدن پاسخگو و بد فهمیده شدن منظور پرسش شده باشد، که البته با انجام دادن مصاحبه تشخیصی با دانشجویان می توان مشکل بد تفسیر شدن پرسش را رفع کرد. علاوه بر این ممکن است افراد، معدل های ترم های تحصیلی شان را فراموش کرده باشند؛ ولی عبارت مشروط شدن که در پرسش دوم آمده است، کم تر از ذهن پاسخگو پاک شده باشد.

### ۲.۲.۶ برآورد $\phi$ و $\theta$ به روش LCA

در حالتی که داده های مثبتی (اندازه های استاندارد طلایی) در دسترس نباشند، از روش LCA برای انتخاب پرسش مناسب تر به کمک برآورد پارامترهای  $\phi$  و  $\theta$ ی متناظر با پرسش ها و مقایسه آنها استفاده می شود.

$\{G | X | G | A | G | B | G\}$  می‌باشند.

بخشی از خروجی برنامه برازش این مدل احتمالاتی که در شکل ۱ آمده است، برآورد احتمال‌های پاسخ شرطی دو نشان‌گر A و B را نشان می‌دهد. احتمال‌های خطا که در LCA به صورت رابطه (۳) تعریف می‌شوند، از این قسمت از خروجی برنامه استخراج می‌شوند. احتمال خطای نادرست منفی برای A برابر با ۰.۳۷ درصد برآورد شده است؛ یعنی پرسش اول در حدود ۳۷ درصد از پاسخگویانی را که در واقع تا انتهای نیم‌سال اول سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۹۱ دست کم یک ترم مشروط شده بودند، به‌عنوان پاسخگویانی که تا انتهای این نیم‌سال مشروط نشده بودند، بدرده‌بندی کرده است. ولی پرسش دوم در حدود ۱۷ درصد (کم‌تر از نصف نسبت مربوط به پرسش اول) از افرادی را که در واقع مشروطی داشته‌اند به‌عنوان دانشجویانی که تا آن نیم‌سال در هیچ ترمی مشروط نشده بودند، بدرده‌بندی کرده است. تفاوت احتمال خطای نادرست منفی دو پرسش در حدود ۲۰ درصد بوده است.

هیچ‌یک از پرسش‌های اول و دوم، افرادی را که در واقع تا انتهای نیم‌سال اول سال تحصیلی ۹۰-۹۱ مشروط نشده بودند بدرده‌بندی نکرده است و این افراد را در رسته دانشجویانی که دست کم یک‌بار مشروط شده بودند، قرار نداده است؛ یعنی احتمال خطای مثبت کاذب این دو پرسش، صفر برآورد شده است. البته منطقی هم است که افراد به‌اشتباه اظهار نکنند که دارای یک صفت نامطلوب از نظر اجتماعی هستند و صفت مشروط شدن، خصیصه‌ای نیست که افراد به‌دنبال داشتن آن باشند، در حالی که عکس آن محتمل است؛ یعنی در صورت دارا بودن خصیصه نامطلوب، افراد سعی می‌کنند اعلام کنند که این صفت را ندارند. به همین دلیل، احتمال خطای نادرست منفی برای این دو پرسش بیش‌تر از احتمال خطای مثبت کاذب می‌باشد. بنا بر این پرسش دوم، یعنی  $Q_7$ ، بر پرسش اول ترجیح داده می‌شود.

## ۷ بحث و نتیجه‌گیری

تحلیل رده‌نهاد (LCA) برای برآورد برخی پارامترهای مدل خطای آمارگیری به کار می‌رود. همچنین این روش تحلیل، می‌تواند با برآورد احتمال خطای مربوط به یک پرسش، طراح پرسش‌نامه را در انتخاب پرسش‌های بهتر یاری کند. در یک آمارگیری کوچک مقیاس خطای بدرده‌بندی نسبت دانشجویانی

استفاده و مدل رده‌نهاد استاندارد (۵) (با این تفاوت که در این‌جا فقط دو نشان‌گر A و B وجود دارد) به شمارش‌های خانه‌ای جدول رده‌بندی تقاطعی (۴) طبق روش بیان‌شده در زیربخش ۲.۱.۴ برازش داده شد. پس از ۱۹ بار تکرار الگوریتم EM و با ملاک همگرایی  $0.0000008$  برآوردهایی برای احتمال‌های پاسخ و نسبت‌های شیوع واقعی به دست آمد. درجه آزادی مدل برازش یافته بر اساس رابطه (۸) برابر است با:

$$df = k - np - 1 = 4 - 5 - 1 = -2 < 0$$

P(G)	P(A X)
1	0.3333 (0.0755)
2	0.3333 (0.0755)
3	0.3333 (0.0755)
P(X G)	P(B X)
1   1	0.2461 (0.1260)
1   2	0.4102 (0.1471)
1   3	0.0820 (0.0791)
2   1	0.7539 (0.1260)
2   2	0.5898 (0.1471)
2   3	0.9180 (0.0791)

شکل ۱. برآورد احتمال‌های پاسخ شرطی دو نشان‌گر A و B وضعیت مشروطی

بنا بر این مدل شناسایی‌پذیر نیست. در این حالت می‌توان یک متغیر گروه‌بندی G مثل متغیر رشته تحصیلی را به‌منظور افزایش درجه آزادی، وارد مدل کرد. این متغیر در صورتی که دانشجو در رشته آمار اقتصادی - اجتماعی باشد، مقدار ۱، در صورت عضویت دانشجو در طبقه آمار ریاضی مقدار ۲، و در صورتی که پاسخگو دانشجوی رشته ریاضیات مالی باشد، مقدار ۳ را اختیار می‌کند. جدول رده‌بندی تقاطعی نشان‌گرهای A و B (متناظر با  $Y_3, Y_7$ ) به تفکیک رشته تحصیلی در جدول ۶ آمده است. شمارش‌های خانه‌ای این جدول، داده‌های ورودی برنامه برازش مدل احتمالاتی

که دست کم یک درس را افتاده‌اند و نیز خطای رده‌بندی نسبت دانشجویانی که دست کم یک بار مشروط شده‌اند، محاسبه شد. پرسش‌های Q۳ و Q۷ که برای اندازه‌گیری یک خصیصه یکسان (وضعیت مشروطی دانشجو) در پرسش‌نامه آورده شده‌اند، به‌عنوان نشان‌گرهایی برای خصیصه مورد بررسی (که متغیر نهان نامیده می‌شود) در نظر گرفته شدند. با به کارگیری روش تحلیل رده‌نهای، برآوردی از خطای رده‌بندی متناظر با هر پرسش به دست آمد. احتمال خطای نادرست منفی متناظر با پرسش Q۳ برابر با ۰/۳۷۵۰ و برای پرسش Q۷ برابر با ۰/۱۶۶۶ برآورد شدند. برآورد احتمال خطای مثبت کاذب هر دو پرسش نیز صفر به دست آمد.

پرسی که احتمال‌های خطاهای رده‌بندی متناظر با آن کوچک‌تر بودند، یعنی Q۷ به‌عنوان پرسش مناسب‌تر برگزیده شد.

## مراجع

- [1] Biemer, P. P. (2011), *Latent Class Analysis of Survey Error*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- [2] Collins, L. and Lanza, S. (2010), *Latent Class and Latent Transition Analysis*, Hoboken, NJ, New York: John Wiley & Sons Inc.
- [3] Goodman, L. A. (1974a), Exploratory Latent Structure Analysis Using Both Identifiable and Unidentifiable models, *Biometrika*, **61**, 215-231.
- [4] Goodman, L. A. (1974b), The Analysis of systems of Qualitative Variables When Some of the Variables Are Unobservable. Part I: A modified Latent Structure Approach, *American Journal of Sociology*, **79**, 1179-1259.
- [5] Haberman, S. J. (1979), *Analysis of Qualitative Data*, New York: John Wiley & Sons Inc. Academic Press.
- [6] Hagenaars, J. A. and McCutcheon, A. L. (2002), *Applied Latent Class Analysis*, New York: John Wiley & Sons Inc. Cambridge University Press.
- [7] Hui, S. L. and Walter, S. D. (1980), Estimating the Error Rates of Diagnostic Tests, *Biometrics*, **36**, 167-171.
- [8] Langeheine, R. and Rost, J. (1988), *Sample Survey Methods and Theory*, New York: John Wiley & Sons Inc. Plenum Press.
- [9] Lazarsfeld, P. F. (1950a), *The Logical and Mathematical Foundations of Latent Structure Analysis*, in S. A. Stouffer et al., eds., *Measurement and prediction*, Princeton: University Press, Chapter 10, 362-412.
- [10] Lazarsfeld, P. F. (1960b), *Some Latent Structures*, in S. A. Stouffer et al., eds., *Measurement and Prediction*, Princeton University Press, Princeton, Chapter 11, 362-412.
- [11] McCutcheon, A. L. (1987), *Latent Class Analysis, Quantitative applications in the Social Science Series*, Vol. 64, Sage Publication, Thousand Oaks, CA.
- [12] Rost, J. and Langeheine, R. (1977), *Application of Latent Trait and Latent Class Models in the Social Sciences*, New York: John Wiley & Sons Inc. Waxmann Munster.
- [13] Vermunt, J. K. (1977), *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*, Tilburg, Department of Methodology and Statistics, Tilburg University, Netherland.