

استنباط پیشگو ناپارامتری فازی بهینه برای طرح نمونه‌گیری جهت پذیرش یک مرحله‌ای

سهیل شکری^۱، بهرام صادقیپور گیلده*^۲، غلامرضا محتشمی برزادران^۳، بهروز فتحی واجارگاه^۴

۱- دانشجوی دکتری تخصصی، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم ریاضی - پردیس بین الملل، گروه آمار، مشهد، ایران

۲- دانشیار، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم ریاضی، گروه آمار، مشهد، ایران

۳- استاد، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم ریاضی، گروه آمار، مشهد، ایران

۴- دانشیار، دانشگاه گیلان، دانشکده علوم ریاضی، گروه آمار، رشت، ایران

رسید مقاله: ۲۸ دی ۱۳۹۴

پذیرش مقاله: ۱۱ خرداد ۱۳۹۵

چکیده

نمونه‌گیری برای پذیرش یکی از اجزای اصلی در زمینه‌ی کنترل کیفیت آماری است، که در ابتدا برای بازرسی از محموله‌های ورودی یا خروجی استفاده می‌شود. روش‌های نمونه‌گیری جهت پذیرش می‌توانند، در یک برنامه کنترل پذیرش به‌منظور رسیدن به کیفیت بهتر با هزینه‌ی کم‌تر، بهبود کنترل و افزایش بهره‌وری، استفاده شود. در این مقاله نمونه‌گیری جهت پذیرش به روش استنباط پیشگو ناپارامتری را در محیط فازی بررسی می‌نماییم. در برخی از موارد، تعریف پارامترهای طرح نمونه‌گیری برای پذیرش به صورت مقادیر قطعی ممکن نیست. به خصوص در محیط‌های تولید، ممکن است تعریف پارامترهای تعداد عناصر منطبق یا حجم نمونه به عنوان ارزش قطعی آسان نباشد. در این موارد، این پارامترها می‌توانند با متغیرهای زبانی بیان شوند. نظریه‌ی مجموعه‌ی فازی را می‌توان با موفقیت برای مقابله با ابهام در این عبارات زبانی جهت نمونه‌گیری برای پذیرش به‌روش استنباط پیشگو ناپارامتری به‌کار برد. به عبارت دیگر هدف این مقاله ارایه‌ی روش جدید تحت عنوان استنباط پیشگو ناپارامتری فازی برای طرح نمونه‌گیری جهت پذیرش یک مرحله‌ای می‌باشد.

کلمات کلیدی: اعداد فازی، استنباط پیشگو ناپارامتری، نمونه‌گیری برای پذیرش.

۱ مقدمه و بررسی ادبیات

در فرایند تولید یک محصول عوامل متعددی تاثیر گذارند. این عوامل ممکن است قابل کنترل یا غیر قابل کنترل باشند؛ اما مشتری بدون توجه به آن‌ها خواهان محصول یک دست، بی‌عیب و باکیفیت است؛ بنابراین، به‌منظور تأمین خواسته‌های مشتری باید تا جای ممکن این عوامل را کنترل نمود. یکی از روش‌های کنترل این عوامل، کنترل کیفیت آماری است. کنترل کیفیت آماری به‌روش‌های مختلفی انجام می‌شود که یکی از انواع این روش‌ها، نمونه‌گیری برای پذیرش است. در نمونه‌گیری برای پذیرش محصول از انباشته‌هایی با اندازه‌های مشخص تشکیل می‌شود که پس از نمونه‌گیری از هر انباشته، در خصوص کیفیت آن قضاوت می‌گردد. در برخی

*عهده‌دار مکاتبات

آدرس الکترونیکی: sadeghpour@um.ac.ir

از موارد، تعریف پارامترهای طرح نمونه‌گیری برای پذیرش به صورت مقادیر قطعی ممکن نیست. به خصوص در محیط‌های تولید، ممکن است تعریف پارامترهای تعداد عناصر منطبق یا حجم نمونه به عنوان ارزش قطعی آسان نباشد. در این موارد، این پارامترها می‌توانند با متغیرهای زبانی بیان شوند. نظریه‌ی مجموعه‌ی فازی را می‌توان با موفقیت برای مقابله با ابهام در این عبارات زبانی جهت نمونه‌گیری برای پذیرش به کار برد. نظریه‌ی مجموعه‌های فازی می‌تواند بسیاری از مفاهیم و متغیرها و سیستم‌هایی را که نادقیق و مبهم هستند، صورتبندی ریاضی بدهد و زمینه را برای استدلال، استنتاج، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان فراهم آورد. در این مقاله هنگامی که در طرح نمونه‌گیری برای پذیرش یک مرحله‌ای به روش استنباط پیشگو ناپارامتری، تعداد عناصر منطبق و حجم نمونه یک عدد فازی است مساله را مورد بررسی قرار می‌دهیم. نشان می‌دهیم که منحنی مشخصه‌ی عملکرد (OC) طرح یک نوار با کران‌های بالا و پایین است.

کولن [۱] یک روش جدید برای استنباط آماری $A_{(n)}$ تحت عنوان استنباط پیشگو ناپارامتری^۱ ارائه نموده است. استنباط پیشگو ناپارامتری یک روش آماری بر اساس فرض هیل [۲] می‌باشد. که حاصل آن احتمال شرطی مستقیم به صورت احتمال رخداد یک کمیت تصادفی آتی مشاهده‌پذیر به شرط مقادیر مشاهده شده‌ی کمیت تصادفی مربوطه است. استنباط پیشگو ناپارامتری برای اندازه‌گیری احتمال پیشامدهایی که نمی‌توانند با استفاده از احتمال دقیق^۲ اندازه‌گیری شوند، کارا می‌باشد. به کارگیری فرض $A_{(n)}$ به همراه احتمالات بالایی و پایینی^۳ با تفسیر ویچسلبگر [۳-۵]، استنباط بدون نیاز به اطلاعات پیشین را فراهم می‌سازد. در احتمال و آمار عدم قطعیت^۴ به طور معمول با استفاده از احتمالات تک مقدار (دقیق) که از اصول موضوع کولموگوروف نتیجه می‌شود، اندازه‌گیری شده است. تعمیم نظریه احتمال کلاسیک منجر به تفاسیر متفاوت با محدودیت کم‌تر از عدم قطعیت می‌شود که مجموعاً به احتمال نادقیق^۵ مربوط می‌باشند. چندین روش برای استنباط آماری با استفاده از احتمال نادقیق پیشنهاد شده است، یکی از آنها استنباط پیشگو ناپارامتری است [۶].

کولن والزایتی [۷] روش‌های نمونه‌گیری برای پذیرش را به روش استنباط پیشگو ناپارامتری مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها کاربرد استنباط پیشگو ناپارامتری را برای طرح‌های مختلف نمونه‌گیری برای پذیرش از طریق بسط احتمالات پایینی و بالایی برای کمیت‌های تصادفی برنولی که در کولن [۱] بحث شد، ارائه دادند. موضوع استنباط پیشگو ناپارامتری برای نمونه‌گیری جهت پذیرش به تازگی ارائه شده و تاکنون این مفاهیم در فضای فازی مورد مطالعه قرار نگرفته است. در این مقاله نمونه‌گیری برای پذیرش به روش استنباط پیشگو ناپارامتری را در محیط فازی بررسی می‌نماییم. به عبارت دیگر هدف این مقاله ارائه‌ی روش جدید تحت عنوان استنباط پیشگو ناپارامتری فازی^۶ برای طرح نمونه‌گیری جهت پذیرش یک مرحله‌ای می‌باشد.

¹ Nonparametric predictive inference (NPI)

² Precise probability

³ Lower and upper probabilities

⁴ Uncertainty

⁵ Imprecise probability

⁶ Fuzzy Nonparametric predictive inference (FNPI)

ادامه‌ی مقاله به شرح ذیل سازمان داده شده است. در بخش دو مقدمه‌ای موجز بر استنباط پیشگو ناپارامتری و نظریه مجموعه‌های فازی، در بخش سوم استنباط پیشگو ناپارامتری فازی و در بخش چهار نتیجه‌گیری و بحث و بررسی ارایه شده است.

۲ مفاهیمی از استنباط پیشگو ناپارامتری و نظریه مجموعه‌های فازی

۱-۲ فرض $A_{(n)}$ هیل [۸]

فرض $A_{(n)}$ جهت پیشگویی در مواردی که دانش پیشین درباره‌ی شکل توزیع با ابهام شدید همراه است، توسط هیل [۹ و ۲] ارایه شده است. فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ کمیت‌های تصادفی پیوسته و تعویض‌پذیر^۱ باشند و آماره‌های ترتیبی کمیت‌های مشاهده شده x_1, x_2, \dots, x_n را با نماد $x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(n)} < \infty$ نشان‌دهیم و برای سهولت قرار می‌دهیم: $x_{(0)} = -\infty$ و $x_{(n+1)} = \infty$.

فرض کنید که احتمال وجود گره برابر صفر است و مشاهدات خط حقیقی را به $n+1$ بازه به صورت

$$I_j = (x_{(j-1)}, x_{(j)}) \text{ برای } j = 1, 2, \dots, n+1, \text{ افراز نمایند.}$$

برای یک مشاهده آتی X_{n+1} بر مبنای n مقدار مشاهده شده فرض $A_{(n)}$ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$P(X_{n+i} \in I_j) = P(X_{n+i} \in (x_{(j-1)}, x_{(j)})) = \frac{1}{n+1} \text{ for } i \geq 1, j = 1, \dots, n+1 \quad (1)$$

این فرض نتیجه می‌دهد که رتبه در X_{n+i} در میان مقادیر مشاهده شده $x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(n)}$ احتمالی برابر با رخ دادن عضوی از مجموعه $\{1, 2, \dots, n+1\}$ دارد.

حال وقتی که m کمیت تصادفی $X_{n+1}, X_{n+2}, \dots, X_{n+m}$ را تحت مفروضات

$A_{(n)}, \dots, A_{(n+m-1)}$ در نظر بگیریم وضعیت پیچیده‌تر می‌شود؛ زیرا این کمیت‌های تصادفی به شرط n

مشاهده‌ی اول، به طور شرطی مستقل نمی‌باشند. برای مثال استنباط درباره‌ی دو کمیت آتی X_{n+1} و X_{n+2} بر

اساس n نمونه‌ی مشاهده شده‌ی اول و مفروضات $A_{(n)}$ و $A_{(n+1)}$ ، احتمالات توأم زیر را فراهم می‌سازد:

$$Pr(X_{n+1} \in I_j, X_{n+2} \in I_k) = Pr(X_{n+2} \in I_k | X_{n+1} \in I_j) Pr(X_{n+1} \in I_j) = \begin{cases} \frac{1}{(n+1)(n+2)} \text{ for } k \neq j, \\ \frac{2}{(n+1)(n+2)} \text{ for } k = j \end{cases}$$

در ادامه وضعیت کل m کمیت تصادفی آتی $X_{n+1}, X_{n+2}, \dots, X_{n+m}$ را در نظر می‌گیریم. کمیت تصادفی

$S_j (j = 1, \dots, n+1)$ را به عنوان تعدادی از این مشاهدات آتی که در بازه I_j قرار می‌گیرند، تعریف می‌کنیم؛

بنابراین:

$$S_j = \#\{X_{n+i} \in I_j, i = 1, \dots, m\}$$

¹ Exchangeable

تمام استنباط درباره m مشاهده‌ی آتی بر اساس مفروضات $A_{(n)}, \dots, A_{(n+m-1)}$ و با استفاده از احتمالات پیشامدهای $\{S_j = s_j\}$ امکان‌پذیر است. این احتمالات برابرند با:

$$Pr\left(\bigcap_{j=1}^{n+1}\{S_j = s_j\}\right) = \frac{1}{\binom{n+m}{n}}$$

توجه کنید این احتمالات وابسته به مقادیر S_j نمی‌باشند. همچنین به سادگی می‌توان دید که S_j ها تعویض‌پذیر می‌باشند. یک حالت خاص، پیشامد قرار گرفتن همه m مشاهده آتی در بازه مشخص I_j است که دارای احتمال

$$\binom{n+m}{n}^{-1} \text{ می‌باشد [۲].}$$

فرض $A_{(n)}$ ، فرض داده‌ی بعدی^۱ مربوط به ویژگی تعویض‌پذیری کمیت‌های تصادفی می‌باشد. هیل [۹] $A_{(n)}$ را با جزئیات بیش‌تر مورد بررسی قرار داده است. استنباط بر اساس فرض $A_{(n)}$ پیشگو و ناپارامتری می‌باشد و در مواقعی که اطلاعات دیگری در خصوص کمیت تصادفی مورد بررسی به جز n مشاهده در دست نیست یا شخص چنین اطلاعاتی را نخواهد به کار برد، برای مثال مطالعه‌ی اثرات فرض‌های اضافی اساسی در سایر روش‌های آماری، استنباط بر اساس فرض $A_{(n)}$ می‌تواند مفید واقع شود. فرض $A_{(n)}$ برای تعیین احتمال دقیق پیشامدها کافی نمی‌باشد؛ اما این فرض کران‌های احتمال بهینه را برای تمامی پیشامدهایی که X_{n+1} را در بر می‌گیرند، تعیین می‌نماید. این احتمال‌ها را احتمال‌های پایینی و بالایی در نظریه‌ی احتمال نادقیق و نظریه‌ی احتمال فاصله‌ای می‌نامند. این احتمالات دارای خواص سازگاری قوی می‌باشند. استنباط پیشگو ناپارامتری چارچوبی از نظریه و روش‌های آماری می‌باشد که احتمال‌های پایینی و بالایی را بر اساس فرض $A_{(n)}$ به کار برده و چندین تغییر در $A_{(n)}$ ، که برای تحلیل‌های متفاوت مناسب می‌باشد، در نظر می‌گیرد [۶].

۲-۲ احتمال فاصله‌ای پیشگو بر پایه فرض $A_{(n)}$

احتمال فاصله‌ای شامل احتمال پایینی $\underline{P} \in [0, 1]$ و احتمال بالایی $\bar{P} \in [0, 1]$ می‌باشد. احتمال کلاسیک حالتی خاص از احتمال فاصله‌ای وقتی که $\bar{P} = \underline{P}$ ، می‌باشد. و حالت تهی $\bar{P} = 1$ و $\underline{P} = 0$ بیانگر نبود دانش کلی درباره پیشامد است. پایه‌ی جامع از نظریه‌ی احتمال فاصله‌ای توسط والی [۱۰] و ویچسلبرگر [۳ و ۴] ارائه شده است. بیان والی از موضوع براساس تفسیر دی‌فینیتی [۱۱] از احتمالات می‌باشد. اساس احتمال فاصله‌ای ارائه شده توسط ویچسلبرگر بر تعمیم اصول موضوع کولموگروف به طور کاملاً نظری و بدون تحمیل تفسیر اضافی است. تئوری و اصطلاحات توسعه یافته توسط ویچسلبرگر در این مقاله استفاده خواهد شد.

برای فضای نمونه Ω فرض کنید مجموعه پیشامدها \mathcal{A} ، مجموعه توانی فضای نمونه Ω تعریف شود. مدل احتمال فاصله‌ای یک احتمال فاصله‌ای $P(A) \in [\underline{P}(A), \bar{P}(A)]$ را به هر پیشامد $A \in \mathcal{A}$ نسبت می‌دهد

¹ Post-data assumption

به طوری که $0 \leq \underline{P}(A) \leq \bar{P}(A) \leq 1$. به ازای همه $A \in \mathcal{A}$ ساختار مدل تعریف شده توسط ویچسلبرگر [۴] به صورت مجموعه‌ی زیر می‌باشد:

$$\mathcal{M} = \{p \mid \underline{P}(A) \leq p(A) \leq \bar{P}(A), \forall A \in \mathcal{A}\}$$

یعنی مجموعه‌ی همه‌ی توزیع‌های احتمال کلاسیک p که مطابق با حدود فاصله‌ای می‌باشند. احتمال فاصله‌ای توصیف شده توسط ویچسلبرگر یک F -احتمال می‌باشد هرگاه

$$\inf_{p \in \mathcal{M}} p(A) = \underline{P}(A), \sup_{p \in \mathcal{M}} p(A) = \bar{P}(A) \text{ for all } A \in \mathcal{A}$$

فرض کنید \mathcal{B} سیگما میدان بول روی \mathbb{R} باشد. برای هر عنصر $B \in \mathcal{B}$ ، توابع مجموعه‌ای $\underline{P}(\circ)$ و $\bar{P}(\circ)$ برای پیشامد $X_{n+1} \in B$ بر پایه‌ی داده‌های x_1, x_2, \dots, x_n که \mathbb{R} را به بازه‌های I_1, I_2, \dots, I_{n+1} افزایش می‌کنند، و فرض $A_{(n)}$ ، به صورت زیر تعریف می‌شود [۸]:

$$\underline{P}(X_{n+1} \in B) = \frac{1}{n+1} |\{j : I_j \subseteq B\}| \quad (2)$$

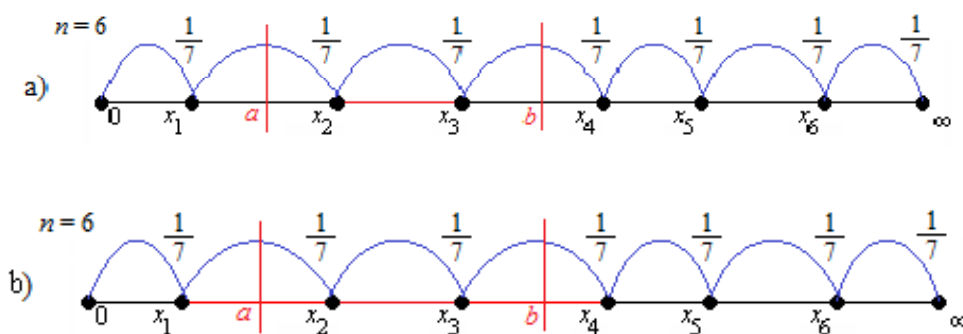
$$\bar{P}(X_{n+1} \in B) = \frac{1}{n+1} |\{j : I_j \cap B \neq \emptyset\}| \quad (3)$$

مثال (۲-۲-۱) فرض کنید $n=6$ مشاهده داریم که تشکیل ۷ بازه می‌دهند. فرض $A_{(n)}$ نتیجه می‌دهد که مشاهده‌ی بعدی X_7 در هریک از این بازه‌ها با احتمال $\frac{1}{7}$ قرار خواهد گرفت. به طوری که با توجه به روابط (۲) و (۳) داریم [۱۲]

$$\underline{P}(X_7 \in (a,b)) = \frac{1}{7}, \bar{P}(X_7 \in (a,b)) = \frac{3}{7}$$

عدم دقت برابر است با تفاضل بین احتمالات بالایی و پایینی که در این مثال به دست می‌آید:

$$\bar{P} - \underline{P} = \frac{3}{7} - \frac{1}{7} = \frac{2}{7}$$



شکل ۱. احتمالات پایینی (a) و بالایی (b) برای پیشامد $X_7 \in (a,b)$

آگوستین و کولن [۸] ثابت کردن احتمالات پایینی و بالایی به دست آمده براساس فرض $A_{(n)}$ F -احتمال در نظریه‌ی احتمال فاصله‌ای هستند. به عبارت دیگر این احتمالات دارای سازگاری درونی قوی می‌باشند.

۲-۳ استنباط پیشگو پارامتری برای متغیرهای تصادفی برنولی

این بخش احتمالات نادقیق شرطی مستقیم را برای تعداد موفقیت‌ها از تعداد متناهی آزمایش‌های آتی برنولی به شرط داشتن اطلاعات درباره‌ی تعداد متناهی از آزمایش‌های گذشته تعیین می‌کند. فرایند اساسی ساده‌ی تعیین تعداد شکست‌ها یا پیروزی‌های فرض شده مربوط به اصل بیز [۱۳]، با استفاده از استنباط پیشگو پارامتری می‌باشد [۱].

یک دنباله $n+m$ تایی از آزمایش‌های برنولی تعویض‌پذیر را در نظر بگیرید که نتیجه‌ی آن می‌تواند پیروزی یا شکست باشد که به شیوه‌ی مناسب آزمایش می‌شود. فرض کنید [۱]:

متغیر تصادفی تعداد کل پیروزی‌ها از m آزمایش ($n+1$ تا $n+m$) آتی برنولی $Y_{n+1}^{n+m} \rightarrow$

متغیر تصادفی تعداد پیروزی‌ها در n آزمایش (1 تا n) گذشته برنولی $Y_1^n \rightarrow$

برای سادگی تعریف می‌کنیم $\binom{s+r_t}{s} = 0$ ، بنابراین احتمالات پایینی و بالایی استنباط پیشگو پارامتری عبارت است از [۱]:

$$\bar{P}(Y_{n+1}^{n+m} \in R_t | Y_1^n = s) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=1}^t \left[\binom{s+r_j}{s} - \binom{s+r_{j-1}}{s} \right] \binom{n-s+m-r_j}{n-s} \quad (4)$$

$$\underline{P}(Y_{n+1}^{n+m} \in R_t | Y_1^n = s) = 1 - \bar{P}(Y_{n+1}^{n+m} \in R_t^c | Y_1^n = s) \quad (5)$$

که $R_t = \{r_1, \dots, r_t\}$ با $1 \leq t \leq m+1$ و $0 \leq r_1 < r_2 < \dots < r_t \leq m$ و $R_t^c = \{0, 1, \dots, m\} \setminus R_t$ با بسط روابط فوق برای پیشامد $(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_1^n \geq s)$ داریم [۷]:

$$\underline{P}(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_1^n \geq s) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \quad (6)$$

و

$$\bar{P}(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_1^n \geq s) = 1$$

که $0 \leq r \leq m$ و $0 \leq s \leq n$.

۲-۴ نمونه‌گیری برای پذیرش با آزمون‌های مخرب به روش استنباط پیشگو پارامتری

نمونه‌گیری برای پذیرش یکی از اجزای اصلی در کنترل کیفیت آماری است، که در ابتدا برای بازرسی از محموله‌های ورودی یا خروجی استفاده می‌شود. نمونه‌گیری برای پذیرش با استفاده از طرح‌های خاص نمونه‌گیری به منظور تعیین بهترین محموله و یا دنباله‌ای از محموله‌ها اشاره دارد. روش‌های نمونه‌گیری برای پذیرش می‌تواند، در یک برنامه‌ی کنترل پذیرش به منظور رسیدن به کیفیت بهتر با هزینه‌ی کم‌تر، بهبود کنترل و افزایش بهره‌وری، استفاده شود. در این مقاله روش استنباط پیشگو پارامتری برای نمونه‌گیری جهت پذیرش را

در محیط فازی بررسی می‌نماییم. به عبارت دیگر هدف ارایه‌ی روش جدید تحت عنوان استنباط پیشگو ناپارامتری فازی، برای طرح نمونه‌گیری برای پذیرش یک مرحله‌ای، می‌باشد.

فرض کنید که شخص می‌خواهد m عنصر برای تحویل به بازار تولید نماید و همچنین در کل n عنصر از تولید باید آزمون شود (بنابراین شخص در واقع $n+m$ عنصر تولید می‌کند). فرض کنید عناصر آزمون شده قابل استفاده نباشند؛ یعنی آزمون از نوع مخرب باشد، بر اساس نتایج این آزمون که نتیجه‌ی آن می‌تواند خوب (منطبق - پیروزی) یا بد (غیر منطبق - شکست) باشد، شخص تصمیم بر پذیرش یا رد m عنصر بعدی خواهد گرفت. اجازه دهید فرض کنیم شخص معیار زیر را برای پذیرش در یک طرح نمونه‌گیری برای پذیرش یک مرحله‌ای در نظر بگیرد [۷]:

$$P(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_n^n \geq s) \geq p, \quad (V)$$

به طوری که

Y_{n+1}^{n+m} متغیر تصادفی تعداد کل عناصر منطبق از m عنصر که تولید شده، اما آزمون نشده است \rightarrow

Y_n^n متغیر تصادفی تعداد عناصر منطبق در n عنصر اول تولیدی که آزمون شده است \rightarrow

که با توجه به کیفیت مور نظر مقادیر m ، r و p از پیش تعیین شده است.

وظیفه‌ی اصلی روش‌های استنباطی در نمونه‌گیری برای پذیرش تعیین زوج (n, s) می‌باشد که با استفاده از ملاک فوق به دست می‌آید. حال اگر پارامتر n و s در رابطه‌ی بالا به صورت نادقیق و مبهم گزارش شود، می‌خواهیم به کمک نظریه‌ی مجموعه‌های فازی مساله را حل نماییم [۷].

۲-۵ نظریه مجموعه‌های فازی

نظریه‌ی مجموعه‌ها و منطق فازی ابتدا در سال ۱۹۶۵ توسط پروفیسور لطفی زاده ریاضی‌دان و استاد دانشگاه برکلی مطرح شد. این نظریه کاربردهای گسترده‌ای در زمینه‌های کامپیوتر، تحلیل سیستمی، الکترونیک و اخیراً در علوم اجتماعی، اقتصاد و صنعت پیدا کرده است. منطق فازی نظریه‌ای برای شرایط عدم اطمینان است. این نظریه قادر است بسیاری از مفاهیم و متغیرها و سیستم‌هایی را که نادقیق و مبهم هستند، صورتبندی ریاضی بدهد و زمینه را برای استدلال، استنتاج، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان فراهم آورد.

در این بخش بعضی از مفاهیم نظریه‌ی مجموعه‌های فازی به کار رفته در این مقاله و برگرفته از منابع شماره

[۱۴ و ۱۵] را یادآوری می‌نماییم.

در صحبت‌های عامیانه اگر یک متغیر بتواند واژه‌هایی از زبان طبیعی را به‌عنوان مقدار پذیرد یک متغیر زبان شناختی نامیده می‌شود. برای فرموله کردن واژه‌ها در گزاره‌های ریاضی از مجموعه‌های فازی برای مشخص کردن واژه‌ها استفاده می‌کنیم و به عبارت دیگر: "اگر یک متغیر بتواند واژه‌هایی از زبان طبیعی را به‌عنوان مقدار خود بپذیرد آنگاه متغیر زبان شناختی نامیده می‌شود، که واژه‌ها به وسیله‌ی مجموعه‌های فازی در محدوده‌ای که متغیرها تعریف شده است مشخص می‌گردد".

تعریف (۲-۵-۱) عدد فازی

مجموعه‌ی \tilde{A} از R را یک عدد فازی گویند هرگاه در شرایط زیر صدق کند:

$$(۱) \quad \exists x_0 \in R ; \tilde{A}(x_0) = 1 \text{ یعنی } \tilde{A} \text{ نرمال باشد؛}$$

$$(۲) \quad \tilde{A} \text{ محدب باشد؛ یعنی برای هر } x_1, x_2 \in R \text{ و هر } \lambda \in [0, 1] \text{ داشته باشیم:}$$

$$\tilde{A}(\lambda x_1 + (1-\lambda)x_2) \geq \min(\tilde{A}(x_1), \tilde{A}(x_2))$$

$$(۳) \quad \tilde{A} \text{ نیمه پیوسته‌ی بالایی باشد.}$$

تعریف (۲-۵-۲) α -برش مجموعه فازی

مجموعه α -برش، A_α ، از عناصری تشکیل می‌شود که درجه عضویت آن‌ها در \tilde{A} کم‌تر از α نباشد

$$A_\alpha = \{x \in X \mid \tilde{A}(x) \geq \alpha\}, \quad 0 < \alpha \leq 1$$

مجموعه α -برش یک عدد فازی، فاصله‌ای بسته می‌باشد که به صورت $A_\alpha = A_\alpha^-, A_\alpha^+$ نشان داده می‌شود، که

در آن

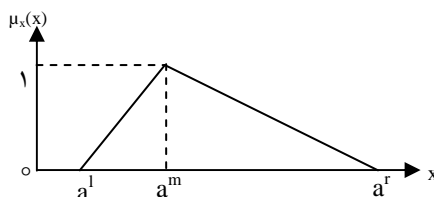
$$A_\alpha^- = \inf \{x \in R ; \tilde{A}(x) \geq \alpha\}$$

$$A_\alpha^+ = \sup \{x \in R ; \tilde{A}(x) \geq \alpha\}$$

بیش‌ترین اعداد فازی مورد استفاده، اعداد فازی مثلثی و ذوزنقه‌ای هستند. اعداد فازی مثلثی، به دلیل محاسبات ساده‌تر، بیش‌تر مورد استفاده قرار می‌گیرند. یک عدد فازی مثلثی A عددی با تابع عضویت تکه‌ای خطی μ_A به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\mu_A(x) = \begin{cases} (x - a^l) / (a^m - a^l), & a^l \leq x < a^m \\ 1, & x = a^m \\ (a^r - x) / (a^r - a^m), & a^m < x \leq a^r \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

که می‌تواند به صورت عدد فازی مثلثی (a^l, a^m, a^r) نشان داده شود. شکل (۲)، این تابع عضویت را نمایش می‌دهد.



شکل ۲. نمایش عدد فازی مثلثی

۳ استنباط پیشگو ناپارامتری فازی در طرح نمونه‌گیری برای پذیرش یک مرحله‌ای

در برخی از موارد، تعریف پارامترهای طرح نمونه‌گیری برای پذیرش به صورت مقادیر قطعی ممکن نیست. به خصوص در محیط‌های تولید، ممکن است تعریف پارامترهای تعداد عناصر منطبق یا حجم نمونه به عنوان ارزش قطعی آسان نباشد. در این موارد، این پارامترها می‌توانند با متغیرهای زبانی بیان شوند. نظریه‌ی مجموعه‌ی فازی را می‌توان با موفقیت برای مقابله با ابهام در این عبارات زبانی جهت نمونه‌گیری برای پذیرش به کار برد. در این مقاله، نمونه‌گیری برای پذیرش به روش احتمال پیشگو ناپارامتری با مقادیر فازی به کار گرفته شده و توابع احتمال پذیرش آن‌ها مشتق شده است. سپس طرح نمونه‌گیری برای پذیرش پیشگو ناپارامتری فازی بر اساس این احتمالات به دست آمده است.

۳-۱ تعداد عناصر منطبق (s) فازی^۱

یکی از حالت‌هایی که می‌تواند در نظر گرفته شود، این است که تعداد عناصر سالم به صورت متغیرهای زبانی تعریف شود. اعداد فازی را می‌توان برای نمایش تعداد عناصر سالم مورد استفاده قرار داد. فرض کنید که تعداد عناصر سالم به صورت اعداد فازی مثلثی زیر تعریف شود:

$$\tilde{s} = TFN(s_1, s_r, s_p) \text{ و } s(\alpha) = (s_1 + (s_r - s_1)\alpha, s_r + (s_p - s_r)\alpha)$$

بنابراین

$$\tilde{P}(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_1^n \geq s) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{\tilde{s}-1+j}{j} \binom{n-\tilde{s}+m-j}{m-j}$$

در نتیجه:

$$\tilde{P}(\alpha) = \left\{ \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \mid s \in s(\alpha) \right\} \quad 0 \leq \alpha \leq 1$$

$$\tilde{P}(\alpha) = [P_l(\alpha), P_r(\alpha)]$$

به طوری که:

^۱ Fuzzy number of functioning items

$$P_{-l}(\alpha) = \min \left\{ \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \mid s \in s(\alpha) \right\}$$

$$P_{-r}(\alpha) = \max \left\{ \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \mid s \in s(\alpha) \right\}$$

در صورتی که \tilde{s} عدد فازی مثلثی باشد:

$$P_{-l}(\alpha) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{(s_l + (s_r - s_l)\alpha) - 1 + j}{j} \binom{n - (s_l + (s_r - s_l)\alpha) + m - j}{m - j}$$

$$P_{-r}(\alpha) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{(s_r + (s_l - s_r)\alpha) - 1 + j}{j} \binom{n - (s_r + (s_l - s_r)\alpha) + m - j}{m - j}$$

۲-۳ اندازه ی نمونه (n) فازی^۱

یکی دیگر از حالت هایی که می تواند در نظر گرفته شود، این است که تعداد عناصر نمونه به صورت متغیرهای زبانی تعریف شود. اعداد فازی را می توان برای نمایش تعداد عناصر نمونه مورد استفاده قرار داد. فرض کنید که n اندازه نمونه به صورت اعداد فازی مثلثی زیر تعریف شود:

$$\tilde{n} = \text{TFN}(n_l, n_r, n_r) \text{ و } n(\alpha) = (n_l + (n_r - n_l)\alpha, n_r + (n_r - n_r)\alpha)$$

بنابراین:

$$\tilde{P}_{-l}(Y_{n+1}^{n+m} \geq r \mid Y_1^n \geq s) = \binom{\tilde{n}+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{\tilde{s}-1+j}{j} \binom{\tilde{n}-\tilde{s}+m-j}{m-j}$$

$$\tilde{P}_{-l}(\alpha) = \left\{ \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \mid s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}, 0 \leq \alpha \leq 1$$

به طوری که:

$$\tilde{P}_{-l}(\alpha) = [P_{-l}(\alpha), P_{-r}(\alpha)]$$

$$P_{-l}(\alpha) = \min \left\{ \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \mid s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

و

¹ Fuzzy sample size

$$P_r(\alpha) = \max \left\{ \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j} \mid s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

طرح نمونه گیری پیشگو ناپارامتری فازی بهینه بر اساس دو پارامتر زیر طراحی شده است:

۱- سطح کیفیت قابل تحمل که کسری ثابت از عناصر نامطلوب کل محموله‌هاست

۲- ریسک تولید کننده (α) که احتمال رد کردن به ناحق یک محموله است

وقتی پارامترهای طرح نمونه گیری مقادیر مبهم است مکان نقطه $(p_0, 1-\alpha)$ در بین نوار منحنی مشخصه‌ی

عملکرد می‌باشد. بر اساس نقطه $(\tilde{p}, 1-\alpha)$ در نوار منحنی مشخصه‌ی عملکرد مدل برنامه ریزی غیر خطی فازی

که مجموع مربعات خطا احتمال پذیرش را مینیمم می‌نماید، به صورت زیر نوشته می‌شود [۱۶]:

$$\min_n \varepsilon^2$$

نسبت به

$$\left(\tilde{n} + m \right)^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{\tilde{s}-1+j}{j} \binom{\tilde{n}-\tilde{s}+m-j}{m-j} - (1-\alpha) = \varepsilon$$

معادله‌ی (۸) با استفاده از الگوریتم برنامه ریزی غیر خطی فازی حل می‌شود [۱۷ و ۱۸].

۳-۳ مثال‌های عددی

مثال (۳-۳-۱) فرض کنید تعداد عناصر منطبق در $n=50$ عنصر تولید شده و آزمون شده به صورت "تقریباً ۴۸"

تعریف شود. تعداد عناصر منطبق باید به یک عدد فازی مثلثی به صورت $\tilde{s} = \text{TFN}(47, 48, 49)$ تبدیل شود.

می‌خواهیم احتمال مشاهده‌ی حداقل $r=22$ عنصر منطبق در $m=25$ عنصر تولید شده اما آزمون نشده را به روش

استنباط پیشگو ناپارامتری فازی به دست آوریم.

با توجه به رابطه‌ی (۶) داریم:

$$P_r(Y_{n+m}^{n+m} \geq r \mid Y_n^n \geq s) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j}$$

بنابراین بنابر مفروضات:

$$\tilde{P}_r(Y_{n+m}^{n+m} \geq 22 \mid Y_n^n \geq s) = \binom{75}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{\tilde{s}-1+j}{j} \binom{50-\tilde{s}+25-j}{25-j}$$

و

$$\tilde{s} = \text{TFN}(47, 48, 49) \text{ و } s(\alpha) = (47 + \alpha, 49 - \alpha)$$

$$\tilde{P}(\alpha) = \left\{ \binom{75}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{s-1+j}{j} \binom{75-s-j}{25-j} \mid s \in s(\alpha) \right\}$$

$$\tilde{P}(\alpha) = [P_l(\alpha), P_r(\alpha)]$$

که

$$P_l(\alpha) = \min \left\{ \binom{75}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{s-1+j}{j} \binom{75-s-j}{25-j} \mid s \in s(\alpha) \right\}$$

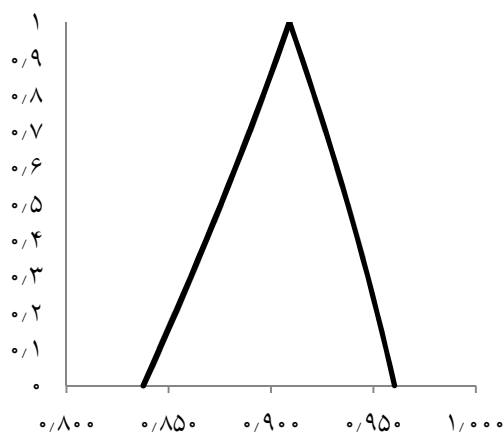
و

$$P_r(\alpha) = \max \left\{ \binom{75}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{s-1+j}{j} \binom{75-s-j}{25-j} \mid s \in s(\alpha) \right\}$$

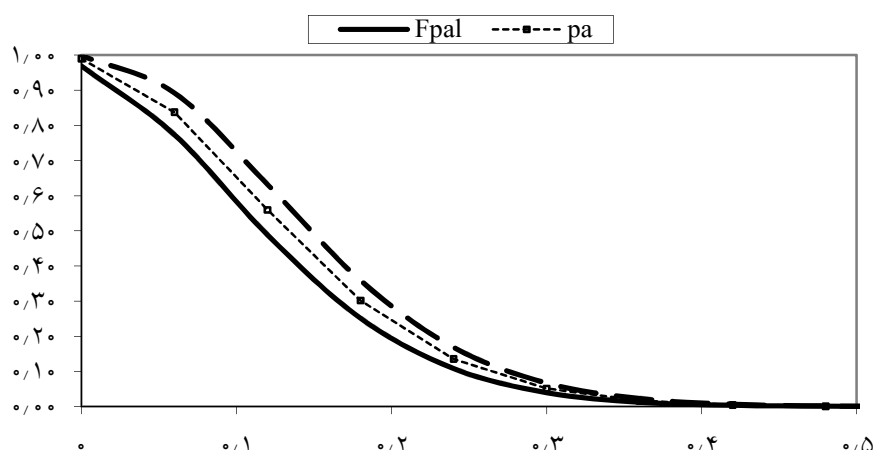
جدول (۱) α - برش های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی \tilde{P} را نشان می دهد.

جدول ۱. α - برش های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

α	$P_l(\alpha)$	$P_r(\alpha)$	α	$P_l(\alpha)$	$P_r(\alpha)$
0	۰٫۸۳۷۵۹	۰٫۹۶۰۲۷	۰٫۵۵	۰٫۸۷۹۰۸	۰٫۹۳۴۷۵
۰٫۰۵	۰٫۸۴۱۵۶	۰٫۹۵۸۲۳	۰٫۶۰	۰٫۸۸۲۵۹	۰٫۹۳۲۱۰
۰٫۱۰	۰٫۸۴۵۵۰	۰٫۹۵۶۱۴	۰٫۶۵	۰٫۸۸۶۰۶	۰٫۹۲۹۴۰
۰٫۱۵	۰٫۸۴۹۴۰	۰٫۹۵۳۹۸	۰٫۷۰	۰٫۸۸۹۴۷	۰٫۹۲۶۶۴
۰٫۲۰	۰٫۸۵۳۲۶	۰٫۹۵۱۷۷	۰٫۷۵	۰٫۸۹۲۸۵	۰٫۹۲۳۸۲
۰٫۲۵	۰٫۸۵۷۰۷	۰٫۹۴۹۵۱	۰٫۸۰	۰٫۸۹۶۱۷	۰٫۹۲۰۹۶
۰٫۳۰	۰٫۸۶۰۸۵	۰٫۹۴۷۱۹	۰٫۸۵	۰٫۸۹۹۴۴	۰٫۹۱۸۰۴
۰٫۳۵	۰٫۸۶۴۵۸	۰٫۹۴۴۸۱	۰٫۹۰	۰٫۹۰۲۶۷	۰٫۹۱۵۰۷
۰٫۴۰	۰٫۸۶۸۲۷	۰٫۹۴۲۳۸	۰٫۹۵	۰٫۹۰۵۸۴	۰٫۹۱۲۰۴
۰٫۴۵	۰٫۸۷۱۹۲	۰٫۹۳۹۸۹	۱	۰٫۹۰۸۹۷	۰٫۹۰۸۹۷
۰٫۵۰	۰٫۸۷۵۵۲	۰٫۹۳۷۳۵			



شکل ۳. نمودار تابع عضویت احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی



شکل ۴. نمودار احتمال پذیرش پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

مثال (۳-۳-۲) فرض کنید تعداد عناصر تولید شده و آزمون شده به ترتیب به صورت "تقریباً ۵۰" و "تقریباً ۴۸" تعریف شود. تعداد عناصر تولید شده باید به یک عدد فازی مثلثی به صورت $\tilde{n} = \text{TFN}(47, 50, 53)$ و تعداد عناصر منطبق باید به یک عدد فازی مثلثی به صورت $\tilde{s} = \text{TFN}(45, 48, 51)$ تبدیل شود. می‌خواهیم احتمال مشاهده حداقل $r = 22$ عنصر منطبق در $m = 25$ تولید شده اما آزمون نشده‌ی آتی را به روش استنباط پیشگو ناپارامتری فازی به دست آوریم.

$$\underline{P}(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_1^n \geq s) = \binom{n+m}{m}^{-1} \sum_{j=r}^m \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j}$$

$$\tilde{P}(Y_{n+1}^{n+m} \geq 22 | Y_1^n \geq s) = \binom{\tilde{n}+25}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{\tilde{s}-1+j}{j} \binom{\tilde{n}-\tilde{s}+25-j}{25-j}$$

$$\tilde{s} = \text{TFN}(45, 48, 51) \text{ و } s(\alpha) = (45 + 3\alpha, 51 - 3\alpha)$$

$$\tilde{n} = \text{TFN}(47, 50, 53) \text{ و } n(\alpha) = (47 + 3\alpha, 53 - 3\alpha)$$

$$\tilde{P}(\alpha) = \left\{ \binom{n+25}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+25-j}{25-j} \mid s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

$$\tilde{P}(\alpha) = [\underline{P}_l(\alpha), \underline{P}_r(\alpha)]$$

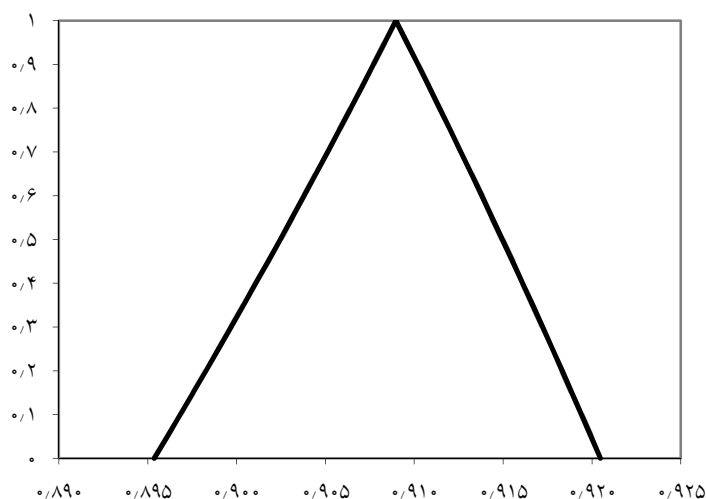
$$\underline{P}_l(\alpha) = \min \left\{ \binom{n+25}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+25-j}{25-j} \mid s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

$$\underline{P}_r(\alpha) = \max \left\{ \binom{n+25}{25}^{-1} \sum_{j=22}^{25} \binom{s-1+j}{j} \binom{n-s+25-j}{25-j} \mid s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

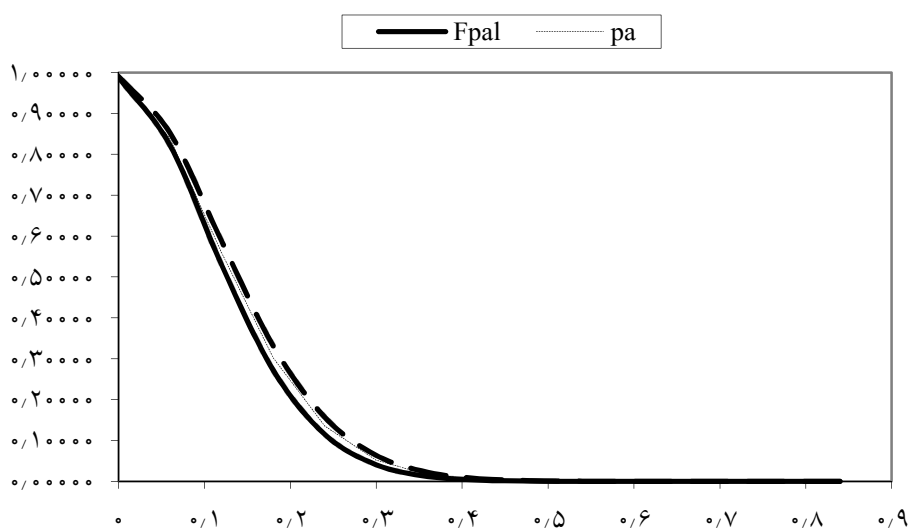
جدول ۲. $-\alpha$ برش‌های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی \tilde{P} را نشان می‌دهد.

جدول ۲. α -برش‌های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

α	$\underline{P}_l(\alpha)$	$\underline{P}_r(\alpha)$	α	$\underline{P}_l(\alpha)$	$\underline{P}_r(\alpha)$
۰	۰٫۸۹۵۳۶	۰٫۹۲۰۴۸	۰٫۵۵	۰٫۹۰۳۱۳	۰٫۹۱۴۳۹
۰٫۰۵	۰٫۸۹۶۱۰	۰٫۹۱۹۹۵	۰٫۶۰	۰٫۹۰۳۸۰	۰٫۹۱۳۸۰
۰٫۱۰	۰٫۸۹۶۸۳	۰٫۹۱۹۴۱	۰٫۶۵	۰٫۹۰۴۴۷	۰٫۹۱۳۲۲
۰٫۱۵	۰٫۸۹۷۵۵	۰٫۹۱۸۸۷	۰٫۷۰	۰٫۹۰۵۱۳	۰٫۹۱۲۶۲
۰٫۲۰	۰٫۸۹۸۲۷	۰٫۹۱۸۳۳	۰٫۷۵	۰٫۹۰۵۷۸	۰٫۹۱۲۰۳
۰٫۲۵	۰٫۸۹۸۹۸	۰٫۹۱۷۷۸	۰٫۸۰	۰٫۹۰۶۴۳	۰٫۹۱۱۴۳
۰٫۳۰	۰٫۸۹۹۶۹	۰٫۹۱۷۲۲	۰٫۸۵	۰٫۹۰۷۰۷	۰٫۹۱۰۸۲
۰٫۳۵	۰٫۹۰۰۳۹	۰٫۹۱۶۶۷	۰٫۹۰	۰٫۹۰۷۷۱	۰٫۹۱۰۲۱
۰٫۴۰	۰٫۹۰۱۰۸	۰٫۹۱۶۱۰	۰٫۹۵	۰٫۹۰۸۳۴	۰٫۹۰۹۵۹
۰٫۴۵	۰٫۹۰۱۷۷	۰٫۹۱۵۵۴	۱	۰٫۹۰۸۹۷	۰٫۹۰۸۹۷
۰٫۵۰	۰٫۹۰۲۴۵	۰٫۹۱۴۹۶			



شکل ۵. نمودار تابع عضویت احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی



شکل ۶. نمودار احتمال پذیرش پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

۴ نتیجه گیری

نمونه گیری برای پذیرش جایگزینی مناسب برای بازرسی صد درصد پرهزینه می باشد. این روش، راهی مؤثر برای ارزیابی کیفیت کل محموله ی تولیدی و تصمیم گیری در خصوص رد یا پذیرش آن محموله، ارایه می دهد. کاربرد نمونه گیری برای پذیرش در صنایع، تخریب محصول در طول بازرسی و آزمون را به حداقل می رساند و منجر به افزایش میزان بازرسی و اثربخشی بازرسی می شود. نظریه ی مجموعه های فازی تعریفی انعطاف پذیر را برای تعداد عناصر منطبق و اندازه نمونه در نمونه گیری برای پذیرش به روش پیشگو ناپارامتری ارایه می نماید. نتایج به دست آمده نشان می دهد که تعریف فازی پارامترهای طرح نمونه گیری برای پذیرش به روش استنباط پیشگو ناپارامتری انعطاف پذیری و قابلیت استفاده ی بیش تری را میسر می سازد. احتمال پیشگو ناپارامتری برای طرح نمونه گیری برای پذیرش یک مرحله ای با پارامترهای فازی تحلیل شد. نشان دادیم در مواردی که، تعریف پارامترهای احتمال پیشگو پابینی به صورت مقادیر قطعی ممکن نیست، و ممکن است تعریف پارامترهای تعداد عناصر منطبق یا اندازه ی نمونه به عنوان ارزش قطعی آسان نباشد، این پارامترها می توانند با متغیرهای زبانی بیان شوند و نظریه ی مجموعه ی فازی با موفقیت برای مقابله با ابهام در این عبارات زبانی جهت نمونه گیری برای پذیرش به روش استنباط پیشگو ناپارامتری به کار رود و همچنین نشان دادیم که منحنی مشخصه ی عملکرد (OC) طرح یک نوار با کران های بالا و پایین است.

منابع

- [۱۸] ناصری، س. ه.، طالبیان جلودار، ف.، تقی نژاد، ن.، فرزانه خلیلی، ف.، (۱۳۹۱). مساله برنامه ریزی درجه دوم با ضرایب فازی: یک روش حل مبتنی بر اصل گسترش. مجله تحقیق در عملیات در کاربردهای آن، ۹ (۴)، ۹-۱.
- [1] Coolen, F. P. A., (1998). Low structure imprecise predictive inference for Bayes' problem. *Statistics & Probability Letters* 36, 349-357.
- [2] Hill, B. M., (1968). Posterior distribution of percentiles: Bayes' theorem for sampling from a population. *Journal of the American Statistical Association* 63, 677-691.
- [3] Weichselberger, K., (1995). Axiomatic foundations of the theory of interval-probability. In: Mammitzsch, V., Schneewei, U. H., (Eds.), *Proceedings of the Second GauU Symposium, Section B*. De Gruyter, Berlin, 47-64.
- [4] Weichselberger, K., (2000). The theory of interval-probability as a unifying concept for uncertainty. *Int. J. Approx. Reason*, 24, 149-170.
- [5] Weichselberger, K., (2001). *Elementare Grundbegri_e einer allgemeineren Wahrscheinlichkeitsrechnung I. Intervalwahrscheinlichkeit als umfassendes Konzept* (in German). Physika, Heidelberg.
- [6] Coolen, F. P. A., (2011). Nonparametric Predictive Inference. In *International encyclopedia of statistical science*, ed. M. Lovric, 968-970. Berlin, Springer.
- [7] Coolen, F. P. A., Elsaeti, M. A., 2009. Nonparametric predictive methods for acceptance sampling. *J. Stat. Theory Pract.*, 3, 907-921.
- [8] Augustin, T., Coolen, F. P. A., (2004). Nonparametric predictive inference and interval probability. *Journal of Statistical Planning and Inference* 124, 251-272.
- [9] Hill, B. M., (1988). De Finetti's theorem, induction, and A(n) or Bayesian nonparametric predictive inference (with discussion). In J.M. Bernardo, et al. (Eds.), *Bayesian Statistics* 3, pp. 211-241. Oxford University Press.
- [10] Walley, P., (1991). *Statistical Reasoning with Imprecise Probabilities*. Chapman & Hall, London.
- [11] De Finetti, B., (1974). *Theory of Probability*, 2 vols. Wiley, London.

- [12] Janurová, K., (2013) Comparison of Two Groups of Survival Data Using Nonparametric Predictive Inference. International conference on digital technologies (DT), IEEE, 162-169, ISBN 978-1-4799-0924-7.
- [13] Bayes, T., (1763). An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. Philos. Trans. Roy. Soc. London 53, 370-418; 54, 296-325. Reproduced in: Press, S.J. (1989). Bayesian Statistics. Wiley, New York, pp. 185-217.
- [14] Zadeh, L. A., (1965). Fuzzy sets. Information and Control 8, 338–353
- [15] Zimmermann, H. J., (1991). Fuzzy set theory and its applications. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- [16] Duarte, B. P. M., Saraiva, P. M., (2008). An optimization-based approach for designing attribute acceptances ampling plans. International Journal of Quality and Reliability Management 25(8), 824–841.
- [17] Sait, S. M., Youssef, H., (1999). Iterative Computer Algorithms with Applications in Engineering: Solving Combinatorial Optimization Problems. IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA410 pp.