مجله تحقیق در عملیات در کاربردهای آن، سال سیزدهم، شماره دوم (پیاپی ۴۹)، تابستان ۹۵، ص ص ۶۸-۵۳
شاپا ۷۲۸۶-۲۲۵۱

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

سهیل شکری[۱]، بهرام صادقپور 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 می‌تواند، در یک برنامه کنترل پذیرش به‌منظور رسیدن به کیفیت بهتر با هزینه‌ی کم‌تر، بهبود کنترل و افزایش بهره وری، 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

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

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 به‌کار 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 تصمیم گیری 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[1] ارایه نموده است. استنباط پیشگو ناپارامتری یک روش آماری بر اساس فرض هیل [۲] می‌باشد. که حاصل آن احتمال شرطی مستقیم به‌صورت احتمال رخداد یک کمیت تصادفی آتی مشاهده‌پذیر به‌شرط مقادیر مشاهده شده‌ی کمیت تصادفی مربوطه است. استنباط پیشگو ناپارامتری برای اندازه‌گیری احتمال پیشامدهایی که نمی‌توانند با استفاده از احتمال دقیق[2] اندازگیری شوند، کارا می‌باشد. به‌کارگیری فرض $A_{(n)}$ به همراه احتمالات بالایی و پایینی[3] با تفسیر ویچسلبرگر [۳-۵]، استنباط بدون نیاز به اطلاعات پیشین را فراهم می‌سازد. در احتمال و آمار عدم قطعیت[4] به طور معمول با استفاده از احتمالات تک مقدار(دقیق) که از اصول موضوع کولموگروف 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[5] مربوط می‌باشند. چندین روش برای استنباط آماری با استفاده از احتمال نادقیق پیشنهاد شده است، یکی از آن‌ها استنباط پیشگو ناپارامتری است [۶].

کولن‌والزایتی [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، ارایه دادند. موضوع استنباط پیشگو ناپارامتری برای نمونه‌گیری جهت پذیرش به تازگی ارایه شده و تاکنون این مفاهیم در فضای فازی مورد مطالعه قرار نگرفته است. در این مقاله نمونه‌گیری برای پذیرش به‌روش استنباط پیشگو ناپارامتری را در محیط فازی بررسی می‌نماییم. به عبارت دیگر هدف این مقاله ارایه‌ی روش جدید تحت عنوان استنباط پیشگو ناپارامتری فازی[6] 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)

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

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

۲-۱ 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 [۲و۹] ارایه شده است. فرض کنید $X_1, X_2, \ldots, X_n, X_{n+1}$ کمیت‌های تصادفی پیوسته و تعویض‌پذیر[1] باشند و آماره‌های ترتیبی کمیت‌های مشاهده شده $x_1, x_2, \ldots, x_n$ را با نماد $x_{(1)} < x_{(1)}, \ldots < x_{(n)} < \infty$ 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 به‌صورت $I_j = \left(x_{(j-1)}, x_{(j)}\right)$ برای $j = 1, 2, \ldots, n+1$، افراز نمایند.

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

$$P\left(X_{n+i} \in I_j\right) = P\left(X_{n+i} \in \left(x_{(j-1)}, x_{(j)}\right)\right) = \frac{1}{n+1} \quad for\ i \geq 1,\ j = 1, \ldots, n+1 \qquad (1)$$

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

حال وقتی که m کمیت تصادفی $X_{n+1}, X_{n+2}, \ldots, X_{n+m}$، $m \geq 2$ را تحت مفروضات $A_{(n)}, \ldots, A_{(n+m-1)}$ در نظر گیریم 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:

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

در ادامه وضعیت کل m کمیت تصادفی آتی $X_{n+1}, X_{n+2}, \ldots, X_{n+m}$ را در نظر می‌گیریم. کمیت تصادفی $S_j (j = 1, \ldots, n+1)$ را به‌عنوان تعدادی از این مشاهدات آتی که در بازه I_j قرار می‌گیرند، تعریف می‌کنیم؛ بنابراین:

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

[1] Exchangeable

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

تمام استنباط درباره m مشاهده‌ی آتی بر اساس مفروضات $A_{(n)},\ldots,A_{(n+m-1)}$ 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_jها تعویض‌پذیر می‌باشند. یک حالت خاص، پیشامد قرارگرفتن همه m مشاهده آتی در بازه مشخص I_j است که دارای احتمال $\binom{n+m}{n}^{-1}$ می‌باشد [۲].

فرض $A_{(n)}$، فرض داده‌ی بعدی[1] 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 به‌کار 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 $\overline{P} \in [0,1]$ می‌باشد. احتمال کلاسیک حالتی خاص از احتمال فاصله‌ای وقتی که $\overline{P} = \underline{P}$، می‌باشد. و حالت تهی $\overline{P} = 1$ و $\underline{P} = 0$ بیانگر نبود دانش کلی درباره پیشامد است. پایه‌ی جامع از نظریه‌ی احتمال فاصله‌ای توسط والی [۱۰] و ویچسلبرگر [۳و۴] ارایه شده است. بیان والی از موضوع براساس تفسیر دی فینیتی [۱۱] از احتمالات می‌باشد. اساس احتمال فاصله‌ای ارایه 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 $P(A) \in \left[\underline{P}(A), \overline{P}(A)\right]$ را به هر پیشامد $A \in \mathcal{A}$ نسبت می‌دهد

[1] Post-data assumption

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

به‌طوری که $0 \le \underline{P}(A) \le \bar{P}(A) \le 1$. به‌ازای همه $A \in \mathcal{A}$ ساختار مدل تعریف شده توسط ویچسلبرگ[۴] به‌صورت مجموعه‌ی زیر می‌باشد:

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

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

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

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

$$\underline{P}(X_{n+1} \in B) = \frac{1}{n+1} \left| \{ j : I_j \subseteq B \} \right| \qquad (۲)$$

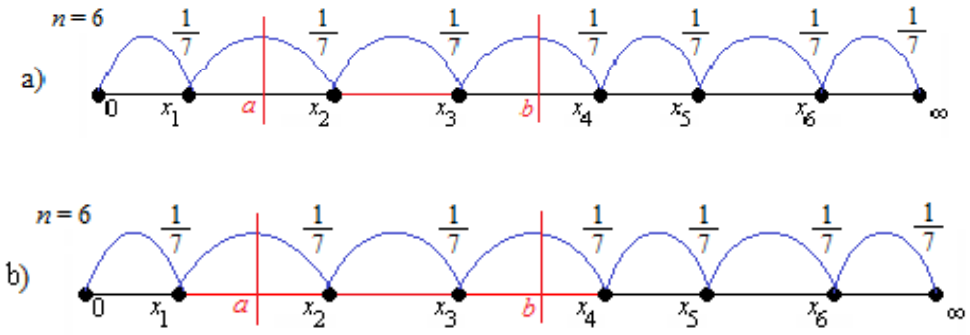
$$\bar{P}(X_{n+1} \in B) = \frac{1}{n+1} \left| \{ j : I_j \cap B \neq \emptyset \} \right| \qquad (۳)$$

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. به‌طوری 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 به‌دست 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 به‌دست آمده براساس فرض $A_{(n)}$ F-احتمال در نظریه‌ی احتمال فاصله‌ای هستند. به‌عبارت دیگر این احتمالات دارای سازگاری درونی قوی می‌باشند.

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

۲-۳ استنباط پیشگو ناپارامتری برای متغیرهای تصادفی برنولی

این بخش احتمالات نادقیق شرطی مستقیم را برای تعداد موفقیت‌ها از تعداد متناهی آزمایش‌های آتی برنولی به‌شرط 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 ناپارامتری می‌باشد [۱].

یک دنباله $n+m$ تایی از آزمایش‌های برنولی تعویض‌پذیر را درنظر 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 $\rightarrow Y_{n+1}^{n+m}$

متغیر تصادفی تعداد پیروزی‌ها در n آزمایش(۱ تا n) گذشته برنولی $\rightarrow Y_{1}^{n}$

برای سادگی تعریف می‌کنیم $\binom{s+r_0}{s}=0$، بنابراین احتمالات پایینی و بالایی استنباط پیشگو ناپارامتری عبارت است از [۱]:

$$\bar{P}\left(Y_{n+1}^{n+m}\in R_t|Y_1^n=s\right)=\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=1}^{t}\left[\binom{s+r_j}{s}-\binom{s+r_{j-1}}{s}\right]\binom{n-s+m-r_j}{n-s} \qquad (۴)$$

$$\underline{P}\left(Y_{n+1}^{n+m}\in R_t|Y_1^n=s\right)=1-\bar{P}\left(Y_{n+1}^{n+m}\in R_t^c|Y_1^n=s\right) \qquad (۵)$$

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

$$\underline{P}\left(Y_{n+1}^{n+m}\ge r|Y_1^n\ge s\right)=\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{s-1+j}{j}\binom{n-s+m-j}{m-j} \qquad (۶)$$

و

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

که $0\le s\le n$ و $0\le r\le m$.

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

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 به‌منظور تعیین بهترین محموله و یا دنباله‌ای از محموله‌ها اشاره دارد. روش‌های نمونه‌گیری برای پذیرش می‌تواند، در یک برنامه‌ی کنترل پذیرش به‌منظور رسیدن به کیفیت بهتر با هزینه‌ی کم‌تر، بهبود کنترل و افزایش بهره وری، استفاده شود. در این مقاله روش استنباط پیشگو ناپارامتری برای نمونه‌گیری جهت پذیرش را

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

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 آزمون‌شده قابل‌استفاده نباشند؛ یعنی آزمون از نوع مخرب باشد، بر اساس نتایج این آزمون که نتیجه‌ی آن می‌تواند خوب(منطبق- پیروزی) یا بد(غیرمنطبق- 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 درنظر بگیرد [۷]:

$$\underline{P}\left(Y_{n+1}^{n+m} \geq r | Y_1^n \geq s\right) \geq p, \qquad (۷)$$

به‌طوری که

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

متغیر تصادفی تعداد عناصر منطبق در n عنصر اول تولیدی که آزمون شده است $\rightarrow Y_1^n$

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 به‌دست می‌آید. حال اگر پارامتر n و s در رابطه‌ی بالا به‌صورت 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 پروفسور 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 تصمیم گیری در شرایط عدم اطمینان فراهم آورد.

در این بخش بعضی از مفاهیم نظریه‌ی مجموعه‌های فازی به‌کار 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 بپذیرد یک متغیر زبان شناختی نامیده می‌شود. برای فرموله کردن واژه‌ها در گزاره‌های ریاضی از مجموعه‌های فازی برای مشخص کردن واژه‌ها استفاده می‌کنیم و به‌عبارت دیگر: "اگر یک متغیر بتواند واژه‌هایی از زبان طبیعی را به‌عنوان مقدار خود بپذیرد آنگاه متغیر زبان شناختی نامیده می‌شود، که واژه‌ها به‌وسیله‌ی مجموعه‌های فازی در محدوده‌ای که متغیرها تعریف شده است مشخص می‌گردد".

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

تعریف (۲-۵-۱) عدد فازی

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

۱) $\tilde{A}$ نرمال باشد؛ یعنی $\exists x_{\circ} \in R \; ; \tilde{A}(x_{\circ}) = ۱$

۲) $\tilde{A}$ محدب باشد؛ یعنی برای هر $x_{۱}, x_{۲} \in \mathrm{R}$ وهر $\lambda \in [\circ, ۱]$ داشته باشیم:

$$\tilde{A}(\lambda x_{۱} + (۱-\lambda) x_{۲}) \geq \min(\tilde{A}(x_{۱}), \tilde{A}(x_{۲}))$$

۳) $\tilde{A}$ نیمه‌پیوسته‌ی 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

$$A_{\alpha} = \{x \in X \mid \tilde{A}(x) \geq \alpha\}, \quad \circ < \alpha \leq ۱$$

مجموعه α - برش یک عدد فازی، فاصله‌ای بسته می‌باشد که به‌صورت $A_{\alpha} = \mathrm{A}_{\alpha}^{-}, \mathrm{A}_{\alpha}^{+}$ نشان داده می‌شود، که در آن

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

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

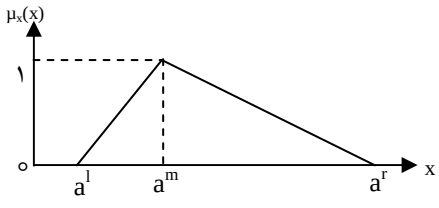
بیش‌ترین اعداد فازی مورد استفاده، اعداد فازی مثلثی و ذوزنقه‌ای هستند. اعداد فازی مثلثی، به دلیل محاسبات ساده‌تر، بیش تر مورد استفاده قرار می‌گیرند. یک عدد فازی مثلثی A عددی با تابع عضویت تکه‌ای خطی μ_{A} به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\mu_A(x) = \begin{cases} (x - a^l)/(a^m - a^l), & a^l \leq x < a^m \\ ۱, & x = a^m \\ (a^r - x)/(a^r - a^m), & a^m < x \leq a^r \\ \circ, & otherwise \end{cases}$$

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

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]



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 به‌کار برد. در این مقاله، نمونه‌گیری برای پذیرش به‌روش 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[1]

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

$$\tilde{s} = TFN\,(s_1, s_2, s_3) \quad \text{و} \quad s(\alpha) = (s_1 + (s_2 - s_1)\alpha\,,\, s_3 + (s_2 - s_3)\alpha)$$

بنابراین

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

در نتیجه :

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

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

به‌طوری که:

[1] Fuzzy number of functioning items

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

$$\underline{P}_l(\alpha)=min\left\{\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{s-1+j}{j}\binom{n-s+m-j}{m-j}\middle|s\in s(\alpha)\right\}$$

$$\underline{P}_r(\alpha)=max\left\{\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{s-1+j}{j}\binom{n-s+m-j}{m-j}\middle|s\in s(\alpha)\right\}$$

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

$$\underline{P}_l(\alpha)=\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{(s_1+(s_2-s_1)\alpha)-1+j}{j}\binom{n-(s_1+(s_2-s_1)\alpha)+m-j}{m-j}$$

$$\underline{P}_r(\alpha)=\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{(s_3+(s_2-s_3)\alpha)-1+j}{j}\binom{n-(s_3+(s_2-s_3)\alpha)+m-j}{m-j}$$

۳-۲ اندازه‌ی نمونه (n)فازی[1]

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

$\tilde{n}=\mathrm{TFN}(n_1,\ n_2,\ n_3)$ و $n(\alpha)=(n_1+(n_2-n_1)\alpha\ ,n_3+(n_2-n_3)\alpha)$

بنابراین:

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

$$\underline{\tilde{P}}(\alpha)=\left\{\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{s-1+j}{j}\binom{n-s+m-j}{m-j}\middle|s\in s(\alpha),n\in n(\alpha)\right\},0\leq\alpha\leq1$$

به‌طوری که:

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

$$\underline{P}_l(\alpha)=min\left\{\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{s-1+j}{j}\binom{n-s+m-j}{m-j}\middle|s\in s(\alpha),n\in n(\alpha)\right\}$$

و

[1] Fuzzy sample size

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

$$\underline{P}_r(\alpha)=max\left\{\binom{n+m}{m}^{-1}\sum_{j=r}^{m}\binom{s-1+j}{j}\binom{n-s+m-j}{m-j}\middle| s\in s(\alpha), n\in n(\alpha)\right\}$$

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 ردکردن به ناحق یک محموله است

وقتی پارامترهای طرح نمونه‌گیری 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، به‌صورت زیر نوشته می‌شود [۱۶]:

$$\min_{n} \varepsilon^2$$

نسبت به

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

معادله‌ی (۸) با استفاده از الگوریتم برنامه ریزی غیر خطی فازی حل می‌شود [۱۷و۱۸].

۳-۳ مثال‌های عددی

مثال (۳-۳-۱) فرض کنید تعداد عناصر منطبق در $n=$ ۵۰ عنصر تولیدشده و آزمون‌شده به‌صورت "تقریباً ۴۸ " تعریف شود. تعداد عناصر منطبق باید به یک عدد فازی مثلثی به‌صورت $\tilde{s}=\text{TFN}(47,48,49)$ تبدیل شود. می‌خواهیم احتمال مشاهده‌ی حداقل $r=$ ۲۲ عنصر منطبق در $m=$۲۵ عنصر تولید شده اما آزمون نشده را به روش استنباط پیشگو ناپارامتری فازی به‌دست‌آوریم.

با توجه به رابطه‌ی (۶) داریم:

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

بنابراین بنابر مفروضات:

$$\underline{\tilde{P}}\left(Y_{n+1}^{n+m}\geq 22|Y_1^n\geq s\right)=\binom{75}{25}^{-1}\sum_{j=22}^{25}\binom{\tilde{s}-1+j}{j}\binom{50-\tilde{s}+25-j}{25-j}$$

و

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

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

$$\underline{\tilde{P}}(\alpha)=\left\{\binom{۷۵}{۲۵}^{-۱}\sum_{j=۲۲}^{۲۵}\binom{s-۱+j}{j}\binom{۷۵-s-j}{۲۵-j}\middle| s\in s(\alpha)\right\}$$

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

که

$$\underline{P}_l(\alpha)=min\left\{\binom{۷۵}{۲۵}^{-۱}\sum_{j=۲۲}^{۲۵}\binom{s-۱+j}{j}\binom{۷۵-s-j}{۲۵-j}\middle| s\in s(\alpha)\right\}$$

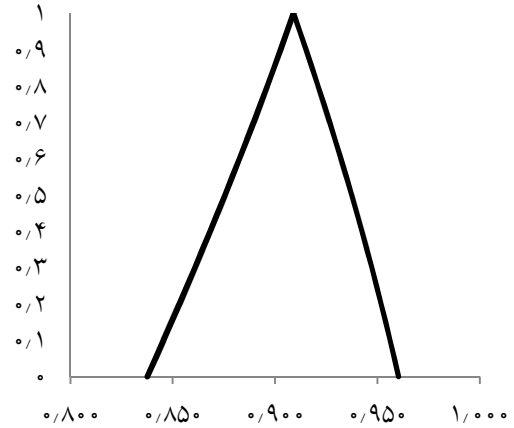
و

$$\underline{P}_r(\alpha)=max\left\{\binom{۷۵}{۲۵}^{-۱}\sum_{j=۲۲}^{۲۵}\binom{s-۱+j}{j}\binom{۷۵-s-j}{۲۵-j}\middle| s\in s(\alpha)\right\}$$

جدول (۱) α– برش‌های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی $\underline{\tilde{P}}$ را نشان می‌دهد.

جدول ۱. α– برش‌های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

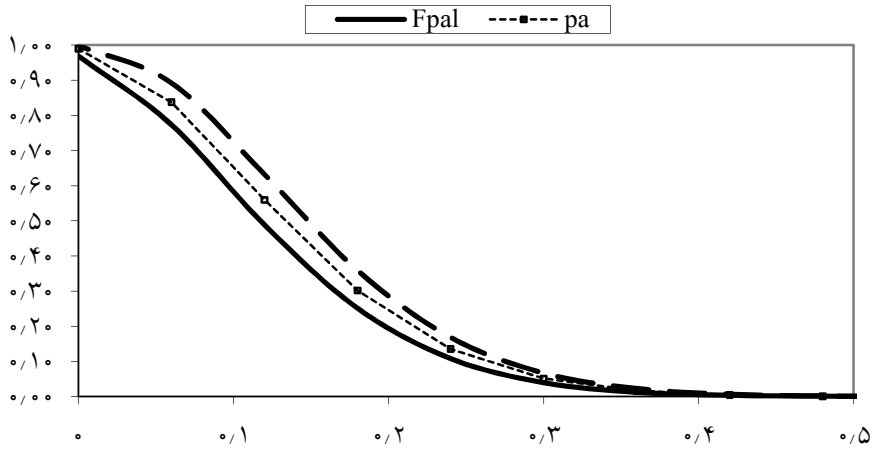
α	$\underline{P}_l(\alpha)$	$\underline{P}_r(\alpha)$	α	$\underline{P}_l(\alpha)$	$\underline{P}_r(\alpha)$
0	۰٫۸۳۷۵۹	۰٫۹۶۰۲۷	۰٫۵۵	۰٫۸۷۹۰۸	۰٫۹۳۴۷۵
۰٫۰۵	۰٫۸۴۱۵۶	۰٫۹۵۸۲۳	۰٫۶۰	۰٫۸۸۲۵۹	۰٫۹۳۲۱۰
۰٫۱۰	۰٫۸۴۵۵۰	۰٫۹۵۶۱۴	۰٫۶۵	۰٫۸۸۶۰۶	۰٫۹۲۹۴۰
۰٫۱۵	۰٫۸۴۹۴۰	۰٫۹۵۳۹۸	۰٫۷۰	۰٫۸۸۹۴۷	۰٫۹۲۶۶۴
۰٫۲۰	۰٫۸۵۳۲۶	۰٫۹۵۱۷۷	۰٫۷۵	۰٫۸۹۲۸۵	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

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]



شکل ٤. نمودار احتمال پذیرش پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

مثال (۳-۳-۲) فرض کنید تعداد عناصر تولیدشده و آزمون‌شده به‌ترتیب به‌صورت "تقریباً ۵۰ " و "تقریباً ۴۸ " تعریف شود. تعداد عناصر تولیدشده باید به یک عدد فازی مثلثی به‌صورت $\tilde{n} = \mathrm{TFN}(۴۷,۵۰,۵۳)$ و تعداد عناصر منطبق باید به یک عدد فازی مثلثی به‌صورت $\tilde{s} = \mathrm{TFN}(۴۵,۴۸,۵۱)$ تبدیل شود. می‌خواهیم احتمال مشاهده حداقل $r=۲۲$ عنصر منطبق در $m=۲۵$ تولیدشده اما آزمون نشده‌ی آتی را به روش استنباط پیشگو ناپارامتری فازی به‌دست‌آوریم.

$$\underline{P}\left(Y_{n+۱}^{n+m} \geq r | Y_{۱}^{n} \geq s\right) = \binom{n+m}{m}^{-۱} \sum_{j=r}^{m} \binom{s-۱+j}{j} \binom{n-s+m-j}{m-j}$$

$$\underline{\tilde{P}}\left(Y_{n+۱}^{n+m} \geq ۲۲ | Y_{۱}^{n} \geq s\right) = \binom{\tilde{n}+۲۵}{۲۵}^{-۱} \sum_{j=۲۲}^{۲۵} \binom{\tilde{s}-۱+j}{j} \binom{\tilde{n}-\tilde{s}+۲۵-j}{۲۵-j}$$

$s(\alpha) = (۴۵+۳\alpha\ ,۵۱-۳\alpha)$ و $\tilde{s} = \mathrm{TFN}(۴۵,\ ۴۸,\ ۵۱)$

$n(\alpha) = (۴۷+۳\alpha\ ,۵۳-۳\alpha)$ و $\tilde{n} = \mathrm{TFN}(۴۷,\ ۵۰,\ ۵۳)$

$$\underline{\tilde{P}}(\alpha) = \left\{ \binom{n+۲۵}{۲۵}^{-۱} \sum_{j=۲۲}^{۲۵} \binom{s-۱+j}{j} \binom{n-s+۲۵-j}{۲۵-j} | s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

$$\underline{\tilde{P}}(\alpha) = \left[\underline{P}_{l}(\alpha),\ \underline{P}_{r}(\alpha)\right]$$

$$\underline{P}_{l}(\alpha) = min \left\{ \binom{n+۲۵}{۲۵}^{-۱} \sum_{j=۲۲}^{۲۵} \binom{s-۱+j}{j} \binom{n-s+۲۵-j}{۲۵-j} | s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

$$\underline{P}_{r}(\alpha) = max \left\{ \binom{n+۲۵}{۲۵}^{-۱} \sum_{j=۲۲}^{۲۵} \binom{s-۱+j}{j} \binom{n-s+۲۵-j}{۲۵-j} | s \in s(\alpha), n \in n(\alpha) \right\}$$

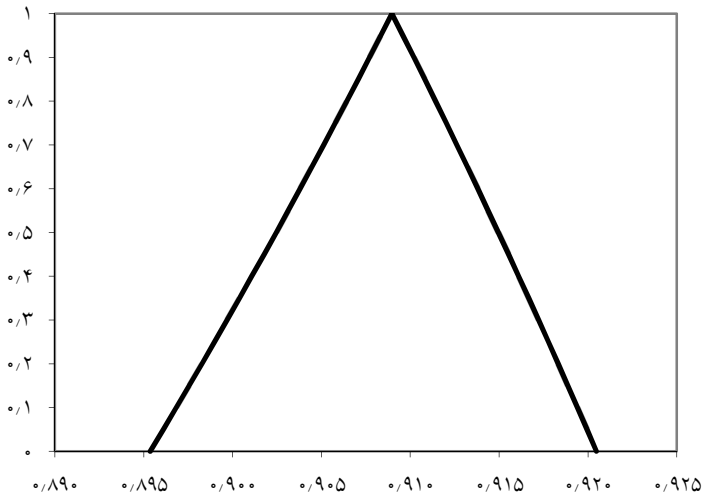
جدول ۲. α- برش‌های مختلف مربوط به احتمال پیشگو ناپارامتری پایینی فازی $\underline{\tilde{P}}$ را نشان می‌دهد.

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

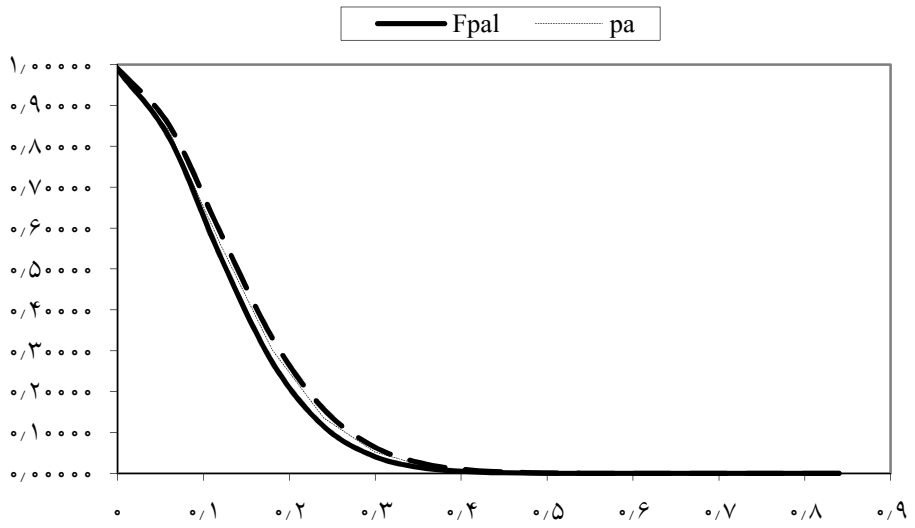
[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

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 ٦. نمودار احتمال پذیرش پیشگو ناپارامتری پایینی فازی

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

٤ نتیجه‌گیری

نمونه‌گیری برای پذیرش جایگزینی مناسب برای بازرسی صددرصد پرهزینه می‌باشد. این روش، راهی مؤثر برای ارزیابی کیفیت کل محموله‌ی تولیدی و تصمیم‌گیری در خصوص رد یا پذیرش آن محموله، ارایه می‌دهد. کاربرد نمونه‌گیری برای پذیرش در صنایع، تخریب محصول در طول بازرسی و آزمون را به حداقل می‌رساند و منجر به افزایش میزان بازرسی و اثربخشی بازرسی می‌شود. نظریه‌ی مجموعه‌های فازی تعریفی انعطاف‌پذیر را برای تعداد عناصر منطبق و اندازه نمونه در نمونه‌گیری برای پذیرش به روش پیشگو ناپارامتری ارایه می‌نماید. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تعریف فازی پارامترهای طرح نمونه‌گیری برای پذیرش به‌روش استنباط پیشگو ناپارامتری انعطاف‌پذیری و قابلیت استفاده‌ی بیش‌تری را میسر می‌سازد. احتمال پیشگو ناپارامتری برای طرح نمونه‌گیری برای پذیرش یک مرحله‌ای با پارامترهای فازی تحلیل شد. نشان دادیم در مواردی که، تعریف پارامترهای احتمال پیشگو پایینی به‌صورت مقادیر قطعی ممکن نیست، و ممکن است تعریف پارامترهای تعداد عناصر منطبق یا اندازه‌ی نمونه به‌عنوان ارزش قطعی آسان نباشد، این پارامترها می‌توانند با متغیرهای زبانی بیان شوند و نظریه‌ی مجموعه‌ی فازی با موفقیت برای مقابله با ابهام در این عبارات زبانی جهت نمونه‌گیری برای پذیرش به‌روش استنباط پیشگو ناپارامتری به‌کار رود و همچنین نشان دادیم که منحنی مشخصه‌ی عملکرد (OC) طرح یک نوار با کران‌های بالا و پایین است.

منابع

[۱۸] ناصری، س. ه.، طالشیان جلودار، ف.، تقی نژاد، ن.، فرزانه خلیلی، ف.، (۱۳۹۱). مساله برنامه‌ریزی درجه دوم با ضرایب فازی: یک روش حل مبتنی بر اصل گسترش. مجله تحقیق در عملیات درکاربردهای 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 Symposion, 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., Elsaeiti, 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.

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]

[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.

[Downloaded from jamlu.lahijan.iau.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22517286.2016.13.2.4.4]