

نمودگرافی برای نمونه‌هایی با تعداد معیوبهای صفر

دیود-اس-نیلسون

ترجمه: محمدباقر سپهری^۱

بالایی براساس درصد معیوب $100m$ برای سطوح مختلف اطمینان γ ، زمانی که هیچ قطعه‌ی معیوبی در نمونه n تایی یافته نشده باشد، به کارمی برمی.

رابطه‌ی مورد نیاز عبارتست از:

$$\gamma = 1 - e^{-np_u} \quad (1)$$

که در آن:

γ = سطح اطمینان

n = اندازه نمونه

p_u = حد بالای اطمینان نسبت معیوب

نمودگراف ارایه شده در شکل (۱) براساس رابطه‌ی (۱) تهیه شده است و به کمک این نمودگراف می‌توان یک جواب تقریبی برای هر یک از n ، γ یا p_u (حداکثر تعداد معیوب) به شرط داشتن دوتای دیگر، ارایه نمود. به منظور مشخص شدن

گاهی اتفاق می‌افتد که یک نمونه n تایی را به طور تصادفی از یک محموله با اندازه N انتخاب کرده، پس از بررسی مشاهده می‌کنیم که این نمونه شامل هیچ قطعه‌ی معیوبی نیست؛ یعنی تعداد قطعات معیوب در آن صفر است. استنتاج بدیهی در مورد محموله این است که: " محموله کاملاً بد نیست" زیرا حداقل دارای n قطعه‌ی خوب است. اما به غیر از این نتیجه‌گیری کلی و ساده چه استنتاجهای دیگری می‌توان در رابطه با نسبت قطعات معیوب در محموله ارایه داد؟ معمولاً آمارشناسان براین اعتقادند که اگر نمونه کمتر از ده درصد محموله باشد، مشخصه‌های محموله با خارج شدن نمونه تغییری نمی‌یابد، با این فرض می‌توان توزیع واقعی " فوق هندسی" را زمانی که نسبت قطعات معیوب (p_u) کمتر از 10% درصد و اندازه نمونه حداقل 30 باشد توسط توزیع دوجمله‌ای یا پواسون تقریب زد (جهت مقایسه‌های کمی این تقریبها به [۱] مراجعه شود).

در این مقاله کاربرد توزیع پواسون را جهت یافتن حد های

^۱ محمدباقر سپهری، دانشکده علوم ریاضی دانشگاه صنعتی اصفهان

مشاهده می‌گردد که نمونه‌ای در حدود ۴۶۰ قطعه مورد نیاز است.

همچنین مهندسین قابلیت اعتماد می‌توانند از این نموگراف که بیانگر یک مدل واقعی نمایی است با درنظر گرفتن مقیاس‌های n به عنوان واحد زمان، و حداکثر درصد معیوب به عنوان مقیاس γ 100λ که عبارت است از حد بالایی اطمینان نرخ شکست، استفاده نمایند. بنابراین رابطه‌ی (۱) به صورت زیر تبدیل می‌گردد:

$$\gamma = 1 - e^{-t\lambda}$$

• مثال ۳ – در آزمون طول عمر 10° قطعه پس از گذشت

۵ واحد زمانی، آزمایش را قطع نموده‌ایم. با توجه به اینکه در $5 \times 5 = 25$ واحد زمان هیچ قطعه‌ای خراب نشده است، حد بالایی اطمینان نرخ شکست با ضریب اطمینان ۹۵ درصد چیست؟

جواب: با اطمینان ۹۵ درصد نرخ شکست می‌تواند کمتر از ۶٪ شکست در واحد زمان باشد.

روش استفاده از نموگراف به مثالهای زیر توجه کنید:

- مثال ۱ – از محموله‌ای با اندازه‌ی N (بیشتر از ۱۰۰۰) یک نمونه n تایی ($n = 100$) انتخاب کرده‌ایم. مشاهده می‌شود که هیچ قطعه‌ی معیوبی در این نمونه وجود ندارد. هرگاه $\gamma = 90\%$ باشد، این محموله چقدر می‌تواند "بد" باشد؟

جواب: با قراردادن خط کش بر روی نموگراف (شکل ۱) به طوری که از دو نقطه‌ی 100 و 90% بگذرد مشاهده می‌شود که درصد قطعات معیوب در محموله با اطمینان ۹۰ درصد بیشتر از $2/3$ % نمی‌تواند باشد.

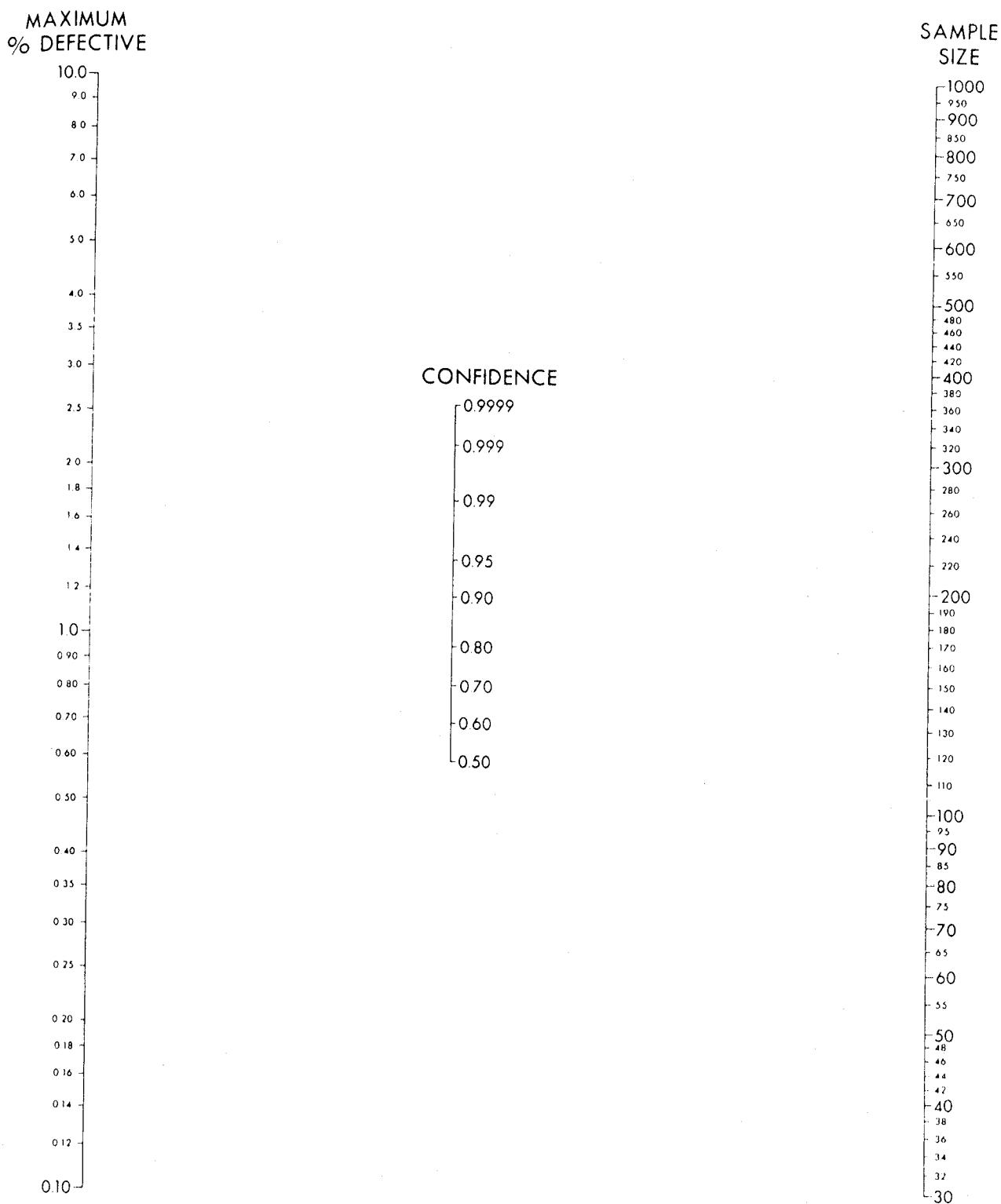
- مثال ۲ – اگر بدانیم یک درصد قطعات محموله‌ای معیوب هستند، یک نمونه را با چه اندازه‌ای می‌بایست انتخاب کنیم تا درصد امکان وجود حداقل یک قطعه‌ی معیوب در آن باشد؟

جواب: همانند مثال قبل، خط کش را بر روی نموگراف طوری قرار می‌دهیم که از نقطه‌ی 1 و 99% بگذرد

مراجع

- [1] Dancan, A. D. *Quality Control and Industrial Statistics*. 3rd ed., Irwin, Homewood, Illions, 1965, pp. 87-89.

اصل این مقاله با عنوان
در Nomograph for Samples Having Zero defectives
Journal of Quality Technology, Vol. 10, No. 1, January 1978
به چاپ رسیده است.



شکل ۱: نمودار تعیین تعداد نمونه با تعداد معیوبهای صفر

تجزیه‌یتابع چگالی متقارن دو بعدی

ناهید سنجری فارسی پور^۱

هدیه جعفرپور^۲

چکیده

می‌دانیم که در تجزیه‌ی جداول توافقی مربوطی، مدلی متقارن است که هم، شبهمتقارن باشد و هم، تابع چگالی کناری آن همگن باشد و بالعکس [۱]. این مقاله تجزیه‌ای مشابه برای تابع چگالی دو بعدی ارایه می‌دهد، که ضمن ارایه چند مثال کاربردی، مسئله به حالت سه متغیره تعمیم داده شده است [۲].

۲ تقارن، شبه تقارن و همگن حاشیه‌ای

۱ مقدمه

فرض کنید (X, Y) یک متغیر تصادفی دو بعدی با تابع چگالی $f(x, y)$ باشد. به طوری که

در این مقاله، ضمن معرفی تابع چگالی دو بعدی شبه متقارن، نشان داده می‌شود که شرط لازم و کافی برای متقارن بودن تابع چگالی، شبه متقارن و همگن حاشیه‌ای بودن آن است.

$$f(x, y) > 0 \quad \forall (x, y) \in D_{[a, b]}$$

$$f(x, y) = 0 \quad \forall (x, y) \notin D_{[a, b]}$$

^۱دکتر ناهید سنجری فارسی پور، بخش آمار دانشگاه شیراز

^۲هدیه جعفرپور، بخش آمار دانشگاه شیراز

که در آن برای مقادیر ثابت دلخواه $c \in [a, b]$ داریم:

$$\alpha(c) = \beta(c) = \gamma(x, c) = \gamma(c, y) = 1$$

$$D_{[a,b]} = \{(x, y) | a \leq x \leq b, a \leq y \leq b\}$$

در این صورت روابط زیر برقرارند

$$-\infty \leq a < b \leq \infty$$

$$k = f(c, c), \quad \gamma(x, y) = \frac{f(x, y)f(c, c)}{f(x, c)f(c, y)}$$

$$\alpha(x) = \frac{f(x, c)}{f(c, c)}, \quad \beta(y) = \frac{f(c, y)}{f(c, c)}.$$

(۱) تابع چگالی $f(x, y)$ متقارن است؛ اگر داشته باشیم:

$$f(x, y) = f(y, x) \quad \forall (x, y) \in \mathcal{R}^2$$

(۲) تابع چگالی $f(x, y)$ شبه متقارن است؛ اگر داشته باشیم:

$$\frac{f(t_1, t_2)}{f(t_2, t_1)} \frac{f(t_2, t_4)}{f(t_1, t_4)} = \frac{f(t_2, t_1)}{f(t_2, t_4)} \frac{f(t_4, t_2)}{f(t_4, t_1)}$$

تابع چگالی $f(x, y)$ در صورتی متقارن است که روابط زیر برقرار باشند:

$$\alpha(x) = \beta(x) \quad \gamma(x, y) = \gamma(y, x) \quad \forall x, y \in D_{[a,b]}$$

$$\forall t_1 \leq t_2 \leq t_3 \leq t_4$$

همچنین تابع چگالی $f(x, y)$ در صورتی شبه متقارن است که رابطه زیر برقرار باشد

$$(t_i, t_j) \in D_{[a,b]} \quad ; \quad i \neq j = 1, 2, 3, 4$$

$$\gamma(x, y) = \gamma(y, x) \quad \forall x, y \in D_{[a,b]}$$

(۳) تابع چگالی $f(x, y)$ همگن حاشیه‌ای است؛ اگر داشته باشیم:

$$f_X(t) = f_Y(t) \quad \forall t \in \mathcal{R}$$

که در آن $f_X(t)$ و $f_Y(t)$ به ترتیب تابع چگالی کناری X و Y هستند. از روابط زیر می‌توان مشاهده نمود که اگر تابع چگالی $f(x, y)$ متقارن باشد، شبه متقارن و همگن حاشیه‌ای نیز هست.

$$\begin{aligned} f_X(t) &= \int_y f(t, y) dy \\ &= \int_y f(y, t) dy \quad f(x, y) = f(y, x) \\ &= \int_x f(x, t) dt \quad a \leq x, y \leq b \\ &= f_Y(t) \end{aligned}$$

با توجه به این که $f(x, y)$ متقارن است، رابطه‌ی شبه‌تقارن به راحتی نتیجه می‌شود.

تابع چگالی $f(x, y)$ را می‌توانیم به صورت زیر بیان کنیم.

$$\begin{aligned} f(x, y) &= k\alpha(x)\beta(y)\gamma(x, y) \quad \forall (x, y) \in D_{[a,b]} \\ &= 0 \quad \forall (x, y) \notin D_{[a,b]} \quad (1) \end{aligned}$$

۳ تجزیه‌ی تابع چگالی متقارن

در این قسمت به بیان و اثبات قضیه‌ای [۴] در مورد تجزیه‌ی تابع چگالی متقارن می‌پردازیم.

قضیه ۱-۳ تابع چگالی $f(x, y)$ متقارن است، اگر و فقط اگر، هم، شبه متقارن و هم، همگن حاشیه‌ای باشد.

اثبات: با فرض این که تابع چگالی $f(x, y)$ متقارن است، مشاهده کردیم که هم شبه متقارن و هم همگن حاشیه‌ای است. برای اثبات طرف دوم قضیه با فرض این که $f(x, y)$ شبه متقارن است، از (۱) خواهیم داشت:

$$f_X(t) = k\alpha(t) \int_a^b \beta(u)\gamma(t, u) du \quad \forall t \in [a, b] \quad (2)$$

$$f_Y(t) = k\beta(t) \int_a^b \alpha(z)\gamma(t, z) dz \quad \forall t \in [a, b] \quad (3)$$

که این رابطه در تناقض با (۶) است. بنابراین به دست همگن حاشیه‌ای است. پس روابط (۲) و (۳) با یکدیگر می‌آوریم که

با استفاده از قسمت دوم فرض قضیه، می‌دانیم که $f(x, y)$ همگن حاشیه‌ای است. پس روابط (۲) و (۳) با یکدیگر برابرند و خواهیم داشت:

$$h(t) = L \quad \forall t \in [a, b].$$

$$\alpha(t) = \beta(t)h(t) \quad \forall t \in [a, b] \quad (4)$$

از رابطه (۴) خواهیم داشت $L = 1$ پس

$$\alpha(t) = \beta(t) \quad \forall t \in [a, b],$$

بنابراین تابع چگالی $f(x, y)$ متقارن است.

$$h(t) = \frac{\int_a^b \alpha(z)\gamma(t, z)dz}{\int_a^b \beta(u)\gamma(t, u)du}. \quad (5)$$

با جایگذاری (۴) در (۵) به دست می‌آوریم:

$$h(t) = \int_a^b \Delta(t, z)h(z)dz \quad \forall t \in [a, b] \quad (6)$$

که در آن

مثال‌ها ۴

مثال (۴-۱): فرض کنید متغیر تصادفی (Y, X) دارای توزیع نرمال دو بعدی باشد [۲]:

$$(X, Y) \sim N_2(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$$

در آن صورت:

$$\Delta(t, z) = \frac{\beta(z)\gamma(t, z)}{\int_a^b \beta(u)\gamma(t, u)du}.$$

توجه کنید که

$$\begin{aligned} \int_a^b \Delta(t, z)dz &= \int_a^b \frac{\beta(z)\gamma(t, z)}{\int_a^b \beta(u)\gamma(t, u)du} dz \\ &= \frac{1}{\int_a^b \beta(u)\gamma(t, u)du} \int_a^b \beta(z)\gamma(t, z)dz = 1 \end{aligned}$$

اگر برای هر $t \in [a, b]$ $h(t) = L$ حاصل می‌شود. چون

$$\int_a^b \Delta(t, z)dz = 1$$

اگر برای بعضی از مقادیر $t \in [a, b]$ $h(t) \neq L$ آنگاه

$$\begin{aligned} \int_a^b \Delta(t, z)h(z)dz &< h(x_*) \int_a^b \Delta(t, z)dz \\ &= h(x_*) \quad \forall t \in [a, b] \quad (7) \end{aligned}$$

وقتی که

$$h(x_*) = \max_{t \in [a, b]} h(t).$$

بنابراین از (۷) داریم

$$\int_a^b \Delta(x_*, z)h(z)dz < h(x_*)$$

$\frac{f(x, y)}{f(y, x)} =$

$$\exp \left[-\frac{1}{\gamma(1-\rho^2)}(x-y) \right]$$

$$\left\{ \left(\frac{1}{\sigma_1^2} - \frac{1}{\sigma_2^2} \right)(x+y) - 2\left(\frac{\mu_1}{\sigma_1^2} - \frac{\mu_2}{\sigma_2^2} \right) - \frac{2\rho(\mu_1 - \mu_2)}{\sigma_1 \sigma_2} \right\}.$$

می‌توان مشاهده کرد که تابع چگالی نرمال $f(x, y)$ یک شبه متقارن بدون وابستگی به مقادیر پارامترهای $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho$ است. این مطلب با استفاده از فرمول $\gamma(x, y) = \gamma(y, x)$ در رابطه (۱) و محاسبه‌ی $\gamma(y, x)$ و مشاهده‌ی برابری $\gamma(x, y) = \gamma(y, x)$ قابل رویت است. با استفاده از قضیه (۱-۲) تابع چگالی نرمال $f(x, y)$ متقارن است، اگر و فقط اگر همگن حاشیه‌ای باشد. اما تابع چگالی نرمال $f(x, y)$ با $\mu_1 \neq \mu_2$ یا $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ متقارن نیست. بنابراین همگن حاشیه‌ای نخواهد بود.

مثال (۴-۲): تابع چگالی $f(x, y)$ را به صورت زیر در نظر می‌گیریم: [۳]

تابع چگالی سه متغیره‌ی $f(x, y, z)$ متقارن کامل است اگر

$$f(x, y) = \frac{1}{4\pi^2} (x \sin y + 2y \sin x + 1)$$

$$f(x, y, z) = f(y, z, x) = f(z, x, y) =$$

$$\forall (x, y) \in D_{[-\pi, \pi]}$$

$$f(x, z, y) = f(z, y, x) = f(y, x, z).$$

$$= 0 \quad \forall (x, y) \notin D_{[-\pi, \pi]}.$$

تابع چگالی سه متغیره‌ی $f(x, y, z)$ همگن حاشیه‌ای است اگر همگن حاشیه‌ای یک بعدی و همگن حاشیه‌ای دو بعدی باشد و

در روابط زیر صدق کند:

$$f_X(t) = f_Y(t) = \frac{1}{2\pi} \quad \forall t \in [-\pi, \pi]$$

$$f_X(t) = f_Y(t) = f_Z(t), \quad \text{همگن حاشیه‌ای یک بعدی}$$

$$= 0 \quad \forall t \notin [-\pi, \pi],$$

$$f_{X,Y}(t, r) = f_{Y,X}(t, r), \quad \text{همگن حاشیه‌ای دو بعدی.}$$

اما،

$$f(x, y) - f(y, x) = \frac{y \sin x - x \sin y}{4\pi^2} \quad \forall (x, y) \in D_{[-\pi, \pi]}.$$

ملحوظه می‌کنیم که تابع چگالی $f(x, y)$ متقارن نمی‌باشد؛ که عدم تقارن، بنا به قضیه (۱-۲) به علت فقدان شبکه تقارن است.

با ارایه فرمولی برای شبه متقارن می‌توان قضیه (۱-۳) را در حالت سه بعدی نیز اثبات نمود.

مراجع

- [1] Bishop, Y. M. M., Fienberg, S. E., and Holland, P. W. (1975) : *Discrete Multivariate Analysis : Theory and Practice*, Cambridge, Mass : The MIT Press.
- [2] Caussinus, H. (1965) : *Contribution a l'analyse statistique des tableau-x decorrelation*, Annales de la Faculte des sciences l'Universite de Toulouse 29, 77-182.
- [3] Tong, Y. L. (1990) : *The Multivariate Normal Distribution*, New York Springer-Verlag.
- [4] Tomizawa, S., Seo, T., and Minaguchi, J. (1996). *Decomposition of bivariate symmetric density function*, Calcutta Statistical Association Bulletin, 46, 129-133.