

ایجاد روشهای مقدماتی در استنباط توزیع گاما

تاکیمی یاناگیموتو ایچی یاماموتو

ترجمه:

ناهید سنجری فارسی پور^۱
مریم شریف دوست^۲

چکیده

هدف از این مقاله، ایجاد یک سری از برآوردها و آزمون‌ها در مسائل یک یا دو نمونه‌ای در توزیع گاما با استفاده از تابع زیان کولیک-لایپلر است. تعدادی از این برآوردها و آماره‌های آزمون‌ها، برای اولین بار در این مقاله معرفی می‌شوند. در حالتی که توزیع گاما به توزیع نرمال تقریب زده شود، برآوردها و آزمون‌های معروفی به دست می‌آیند. دیده می‌شود که برآوردها حداقل درستمایی شرطی پارامتر پراکندگی، نقش مهمی را ایفا می‌کند.

۱ مقدمه

قرار می‌گیرد. توزیع گاما دارای خواص مطلوبی است که یکی از مهمترین آنها این است که میانگین نمونه، برآورد حداکثر درستمایی میانگین جامعه است، و خاصیت حداکثر بی نظمی آن نیز بسیار جذاب است. [۱۰]

هدف اصلی تجزیه و تحلیل داده‌هایی که اغلب مثبت هستند، استنباط در مورد میانگین و پراکندگی جامعه است. اگر داده‌های مثبت را بتوان با توزیع نرمال تقریب زد، روشهای استاندارد فراوانی را تحت این فرض می‌توان به کار برد. اما وقتی که فرض نرمال مورد سؤال باشد، و یا وقتی ضریب پراکندگی کوچک نباشد، نیاز به آرایه یک روش ضروری بوده که در این مقاله، روشهای مربوط برای توزیع گاما مورد بحث

^۱ دکتر ناهید سنجری فارسی پور، بخش آمار دانشگاه شیراز
^۲ مریم سرمد دوست، دانشجوی کارشناسی ارشد آمار دانشگاه شیراز

آماري، با استفاده از تابع زیان کولبک-لایبلر است. در واقع استخراج یک آزمون برای میانگین (μ) در حالت یک نمونه‌ای و برابری میانگین‌ها در دو جامعه با توزیع گاما و θ نامشخص، هدف اصلی این مقاله است.

خواص مفید تابع زیان کولبک-لایبلر در بخش دو، مرور و بسط داده شده است. روشهای استنباطی برای مسائل یک نمونه‌ای در بخش سه و برای مسائل دو نمونه‌ای در بخش چهار مطرح شده است. در بخش پنج، دقت تقریبها برای مقادیر بحرانی به کار گرفته شده در آزمونها، بحث و چند تذکر نیز در بخش آخر داده شده است.

۲ تابع زیان کولبک-لایبلر

خواصی از تابع زیان کولبک-لایبلر عنوان می‌شود که در ایجاد روشهای مقدماتی استنباط μ و θ در یک روش اصولی مناسب است.

فرض کنید x_1, \dots, x_n یک نمونه به حجم n از یک جامعه با تابع چگالی $P(x; \mu, \theta)$ باشد. برآوردگر $\hat{\mu}$ برای میانگین μ را در نظر گرفته، تابع زیان کولبک-لایبلر به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$KL_n(\hat{\mu}; \mu, \theta) = 2 \int \log \frac{\prod P(z_i; \hat{\mu}, \theta)}{\prod P(z_i; \mu, \theta)} \prod P(z_i; \hat{\mu}, \theta) \prod dz_i = n KL(\hat{\mu}; \mu, \theta) \quad (2)$$

که مضرب ۲ برای سادگی در مقایسه‌ی آزمون نسبت درستنمایی اضافه شده است. با در نظر گرفتن تابع چگالی گاما در (۲)، تابع زیان به صورت زیر بیان می‌شود.

$$KL_n(\hat{\mu}; \mu, \theta) = \frac{2n}{\theta} \left(\frac{\hat{\mu}}{\mu} - 1 - \log \frac{\hat{\mu}}{\mu} \right) \quad (3)$$

تابع فوق توسط براون [۲] به عنوان یک نوع نمونه‌ای برای برآوردگر میانگین توزیع‌های مثبت عنوان شده است. واضح است که $KL_n(\hat{\mu}; \mu, \theta)$ با برآوردگر حداکثر درستنمایی $\hat{\mu}$ برای

توزیع گاما $Ga(\mu, \theta)$ را با تابع چگالی زیر

$$P(x; \mu, \theta) = \frac{1}{\Gamma(\frac{x}{\theta})} \frac{x^{\frac{x}{\theta}-1}}{(\mu\theta)^{\frac{x}{\theta}}} e^{-\frac{x}{\mu\theta}} \quad (1)$$

وقتی که پارامترهای μ و θ نشان‌دهنده میانگین و ضریب پراکندگی باشند در نظر می‌گیریم. با توجه به این که ماتریس اطلاع فیشر آنها قطری است، این دو پارامتر بر هم عمود بوده [۳] و پارامتری کردن توزیع، متناظر با مدل نمایی بوده [۹] و برای محاسبه‌ی برآوردگرها مناسب است [۱۸].

فرض کنید که متغیر تصادفی X دارای توزیع $Ga(\mu, \theta)$ باشد و همچنین فرض کنید که θ کوچک باشد. پس $\frac{X}{\mu}$ تقریباً دارای توزیع نرمال با میانگین یک و واریانس θ است. این تقریب به نرمال، به وسیله‌ی تقریب ویلسن-هیلفرتی ثابت شده است. بنابراین، وقتی که θ به اندازه‌ی کافی کوچک باشد، توزیع نرمال یک نامزد مناسب برای جانشینی خواهد بود.

علیرغم تحقیقات زیادی که بر روی استنباط $\frac{1}{\theta}$ و μ انجام گرفته است، به روشهای مقدماتی بر استنباط میانگین توزیع گاما توجه نشده است. گریس و بین [۷]، شیو و بین [۱۵] و همچنین جنسن [۸] آزمون $\mu = \mu_0$ در مسائل یک نمونه‌ای و $\mu_1 = \mu_2$ در مسائل دو نمونه‌ای را ارائه داده‌اند.

استنباط در مورد θ ، در ارتباط با واریانس توزیع نرمال، توسعه یافته است. همچنین آزمون نسبت درستنمایی، بر اساس درستنمایی شرطی به عنوان پرتوان‌ترین آزمون به طور یکنواخت، شبیه به آزمون شوراک [۷] مطرح گردیده، به عبارت دیگر، برآوردگر خانواده θ ، یک برآوردگر حداکثر درستنمایی ماکزیمم است. اما یانایگیموتو [۱۸]، برتری برآوردگر حداکثر درستنمایی شرطی را بر برآوردگرهای حداکثر درستنمایی غیر شرطی ادعا می‌کند. این برآوردگرها و آزمون‌ها، جداگانه بر اساس اصول مختلف معرفی شده‌اند. بنابراین آرایه یک سری از روشهای مقدماتی برای استنباط در مورد μ و θ به طور اصولی، مفید خواهد بود. این روشها، برآورد حداکثر درستنمایی شرطی را برای θ نیز شامل می‌شود.

هدف از این مقاله، ایجاد برآوردگرها و آزمون‌های

۳ روشهای مطرح شده در مسائل یک نمونه‌ای

در این بخش، تمامی برآوردگرها و آزمون‌های آماری از تابع زیان کولبک-لایبلر ناشی می‌شوند. مجدداً تأکید می‌گردد که روشهای ارایه شده، تنها در ارتباط با روشهای استاندارد دو جمعیت نرمال هستند. در حقیقت هدف، جایگذاری توزیع گاما با توزیع نرمال در تابع زیان کولبک-لایبلر بوده، به علاوه، توزیع برآوردگرها یا آزمون فرضها، مشابه یکدیگرند که تمامی این روشها در جدول (۱) جمع آوری شده‌اند.

در این بخش، بر روی نتایج استخراج شده، بهترین آنها و بیان‌های دیگری از آنها تمرکز نموده و از تقریب‌هایی که دقت آنها بعداً در بخش ۵ بحث می‌شود، استفاده می‌کنیم. برای α (سطح معنی‌دار بودن)، مقادیر $0/1$ ، $0/05$ ، یا $0/01$ در نظر گرفته شده است.

مسئله ۱ - برآورد μ

پارامتر μ با حداقل کردن

$$TKL(\mu, \theta) = \sum \frac{\gamma n}{\theta} \left(\frac{x_i}{\mu} - 1 - \log \frac{x_i}{\mu} \right)$$

یا بطور معادل با حداقل کردن $AKL(\mu, \theta)$ برآورد می‌شود و $\hat{\mu} = \bar{x}$ را نتیجه می‌دهد که مستقل از θ بوده و برآوردگر حداکثر درستنمایی است.

مسئله ۲ - برآورد θ

پارامتر θ با حل معادله‌ی

$$RKL(\theta) = E(RKL(\theta)) = \frac{\gamma n}{\theta} \left\{ \xi(\theta) - \xi\left(\frac{\theta}{n}\right) \right\}$$

وقتی که $\xi(\theta) = -\psi\left(\frac{1}{\theta}\right) - \log \theta$ و $\psi(0)$ تابع دی-گاما است، برآورد می‌شود. این برآوردگر، برآوردگر حداکثر درستنمایی شرطی به شرط میانگین نمونه \bar{x} است.

یک توزیع از خانواده‌ی نمایی مساوی با دو برابر لگاریتم آماره‌ی آزمون نسبت حداکثر درستنمایی است، به عبارت دیگر:

$$KL_n(\hat{\mu}, \mu, \theta) = \gamma \log \frac{\prod P(x_i, \hat{\mu}, \theta)}{\prod P(x_i, \mu, \theta)} \quad (4)$$

تابع فوق دارای خاصیت‌های خوب زیادی است، به عنوان مثال مانند تابع زیان درجه ۲ در توزیع نرمال عمل می‌کند. مهمترین خاصیت این است که:

$$\begin{aligned} \sum_i KL(x_i, \mu, \theta) &= nKL(\bar{x}, \mu, \theta) + \sum_i KL(x_i, \bar{x}, \theta) \\ &= \frac{\gamma n}{\theta} \left(\frac{\bar{x}}{\mu} - 1 - \log \frac{\bar{x}}{\mu} \right) + \sum_i \frac{\gamma}{\theta} \left(\frac{x_i}{\bar{x}} - 1 - \log \frac{x_i}{\bar{x}} \right) \quad (5) \\ &= \frac{\gamma n}{\theta} \left(\frac{\bar{x}}{\mu} - 1 - \log \frac{\bar{x}}{\mu} \right) + \frac{\gamma n}{\theta} \log \frac{\bar{x}}{\bar{x}} \end{aligned}$$

که \bar{x} میانگین حسابی و \hat{x} میانگین هندسی هستند. یادآوری می‌شود که \bar{x} و \hat{x} از هم مستقلند.

برای آسانی در نمادگذاری رابطه‌ی (۵) را به صورت $TKL(\mu, \theta) = AKL(\mu, \theta) + RKL(\theta)$ نوشته و می‌گوییم که تغییرات کل برابر با تغییرات میانگین به اضافه‌ی باقیمانده است. تجزیه‌ی تابع زیان برای دیگر توزیعها مانند توزیعهای نرمال و گاوسی معکوس نیز برقرار است. برای توزیع نرمال $N(\mu, \sigma^2)$ با میانگین μ و واریانس σ^2 و توزیع گاوسی معکوس $IG(\mu, \theta)$ با تابع چگالی زیر:

$$\frac{1}{\sqrt{\gamma \pi \theta x^2}} \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\theta \mu^2 x}\right)$$

تابع زیان کولبک-لایبلر به ترتیب $n \frac{(\hat{\mu} - \mu)^2}{\sigma^2}$ و $\frac{n}{\theta \mu} \left(\frac{\hat{\mu}}{\mu} + \frac{\mu}{\hat{\mu}} - 2 \right)$ هستند. در این توزیعها، هیچ مشکلی در ایجاد روشهای مقدماتی برای استنباط پارامترهای میانگین و پراکندگی نیست. چون هر جمله در تجزیه‌ی متناظر با (۵) دارای توزیع خی-دو خواهد بود. در توزیع گاما نیز هر جمله دارای یک توزیع تقریبی خی-دو است. بنابراین در صورت نیاز، روشهای مقدماتی با استفاده از تقریب خی-دو متناسب ساخته می‌شود.

جدول ۱: مقایسه‌ی روشهای ارایه شده در توزیع گاما با روشهای استاندارد متناظر در توزیع نرمال

مدل نرمال		مدل گاما		مسئله*
توزیع	آماره	توزیع	آماره	
$N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$	\bar{x}	$Ga(\mu, \frac{\theta}{n})$	\bar{x}	۱- برآورد μ
$\frac{\sigma^2 \chi^2_{n-1}}{n-1}$	$\hat{\sigma}^2 = s^2$	$\theta c \chi^2_f$	$\xi(\hat{\theta}) - \xi(\frac{\hat{\theta}}{n}) = \log \frac{\bar{x}}{\hat{\theta}}$	۲- برآورد θ
χ^2_{α}	$\frac{n(\bar{x} - \mu_0)^2}{\sigma^2}$	$c \chi^2_{\alpha}$	$\frac{\gamma n}{\theta} (\frac{\bar{x}}{\mu_0} - 1 - \log \frac{\bar{x}}{\mu_0})$	۳- آزمون $\mu = \mu_0$ با θ معلوم
t^2_{n-1}	$\frac{n(\bar{x} - \mu_0)^2}{\hat{\sigma}^2}$	$c t^2_f$	$\frac{\gamma n}{\theta} (\frac{\bar{x}}{\mu_0} - 1 - \log \frac{\bar{x}}{\mu_0})$	۴- آزمون $\mu = \mu_0$ با θ نامعلوم
χ^2_{n-1}	$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$	$c \chi^2_f$	$\frac{\gamma n}{\theta_0} \log \frac{\bar{x}}{\bar{x}}$	۵- آزمون $\theta = \theta_0$
$N(\mu, \frac{\sigma^2}{n+m})$	$\frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{n+m}$	$Ga(\mu, \frac{\theta}{n+m})$	$\bar{z} = \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{n+m}$	۶- برآورد $\mu = \mu_1 = \mu_2$
$\frac{\sigma^2 \chi^2_{n+m-2}}{n+m-2}$	$\hat{\sigma}^2 = \frac{(n-1)s_x^2 + (m-1)s_y^2}{n+m-2}$	$\theta c \chi^2_f$	$(n+m)\xi(\hat{\theta}) - n\xi(\frac{\hat{\theta}}{n}) - m\xi(\frac{\hat{\theta}}{m})$ $= n \log \frac{\bar{x}}{\hat{\theta}} + m \log \frac{\bar{y}}{\hat{\theta}}$	۷- برآورد $\theta = \theta_1 = \theta_2$
χ^2_{α}	$\frac{(x-\mu)^2}{(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})\sigma^2}$	$c \chi^2_{\alpha}$	$\frac{\gamma(n \log \frac{x}{\theta} + m \log \frac{y}{\theta})}{\theta}$	۸- آزمون $\mu_1 = \mu_2$ با θ معلوم
t^2_{n+m-2}	$\frac{(x-y)^2}{(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})\hat{\sigma}^2}$	$c t^2_f$	$\frac{\gamma(n \log \frac{x}{\theta} + m \log \frac{y}{\theta})}{\theta}$	۹- آزمون $\mu_1 = \mu_2$ با θ نامعلوم
$F_{n-1, m-1}$	$\frac{s_x^2}{s_y^2}$	$c F_{f_1, f_2}$	$\frac{(n \log \frac{x}{\theta}) / (n-1)}{(m \log \frac{y}{\theta}) / (m-1)}$	۱۰- آزمون $\theta_1 = \theta_2$

* در مدل نرمال $\sigma^2 = \theta$

$$s^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1) : +$$

برای مقدار مناسب C_{α} به دست می آید. این همان آزمون نسبت درستی است. در صورتی که $\alpha = 0.1$ یا $\alpha = 0.05$ و $\frac{n}{m}$ بزرگتر از ۱ باشد و یا اگر $\alpha = 0.1$ یا $\alpha = 0.05$ و یا $\alpha = 0.1$ و $\frac{n}{m}$ بزرگتر از ۳ باشد، مقدار بحرانی به وسیله $C_{\alpha} = \left\{ \frac{\gamma n}{\theta} \xi\left(\frac{n}{\theta}\right) \right\} \chi^2_{\alpha}(n-1)$ تقریب زده می شود. یادآوری می گردد که محاسبه‌ی این مقدار بحرانی، در صورت نیاز مشکل نیست.

مسئله ۳ - آزمون $H_0 : \mu = \mu_0$ در مقابل $H_1 : \mu \neq \mu_0$

با θ معلوم

ناحیه‌ی رد به وسیله‌ی

$$AKL(\mu_0, \theta) = \frac{\gamma n}{\theta} \left\{ \frac{x}{\mu_0} - 1 - \log \frac{x}{\mu_0} \right\} > C_{\alpha}$$

پرتوانترین آزمون به طور یکنواخت (UMP)، شبیه به آزمون شوراک است. در صورتی که مقدار تعدیلی درجهی آزادی f به صورت

$$f = \frac{\sum n \{ \xi(\theta_0) - \xi(\frac{\theta_0}{n}) \}^2}{\theta^2 \{ \xi'(\theta_0) - \xi'(\frac{\theta_0}{n}) / n \}}$$

باشد، بین و اینجیلهارت [۱] با استفاده از اولین و دومین گشتاور $RKL(\theta_0)$ ، یک مقدار تقریبی برای C_α به صورت $\sum n \{ \xi(\theta_0) - \xi(\frac{\theta_0}{n}) \} \chi^2_{f(1-\alpha)} / f$ به دست آوردند. این تقریب برای $n \geq 10$ و $\theta_0 \leq 2$ دقت کافی را دارا است.

۴ روشهای مطرح شده در مسائل دو نمونه‌ای

قبل از بیان روشهای پیشنهادی در مسائل دو نمونه‌ای، یک تجزیه‌ی متعامد تابع زیان متناظر با (۵) معرفی می‌گردد. فرض کنید که x_1, \dots, x_n و y_1, \dots, y_m نمونه‌هایی به حجم n و m از جامعه‌های گاما به ترتیب $P(x, \mu_1, \theta)$ و $P(y, \mu_2, \theta)$ باشند، آنگاه رابطه‌ی زیر برقرار است.

$$\begin{aligned} & \sum KL(x_i; \mu, \theta) + \sum KL(y_i; \mu, \theta) \\ &= (n+m)KL(\bar{z}, \mu, \theta) \\ &+ \{nKL(\bar{x}, \bar{z}, \theta) + mKL(\bar{y}, \bar{z}, \theta)\} \\ &+ \{ \sum KL(x_i, \bar{x}, \theta) + \sum KL(y_i, \bar{y}, \theta) \} \\ &= \frac{\sum (n+m)}{\theta} \left(\frac{\bar{z}}{\mu} - 1 - \log \frac{\bar{z}}{\mu} \right) \\ &+ \frac{\sum}{\theta} \left(n \log \frac{\bar{x}}{\bar{z}} + m \log \frac{\bar{y}}{\bar{z}} \right) \\ &+ \frac{\sum}{\theta} \left(n \log \frac{\bar{x}}{\bar{x}} + m \log \frac{\bar{y}}{\bar{y}} \right) \end{aligned} \quad (6)$$

وقتی که $\bar{z} = \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{n+m}$ باشد رابطه‌ی (۶) را می‌توان به صورت $TKL(\mu, \theta) + AKL(\mu, \theta) + BKL(\theta) + RKL(\theta)$ نوشت، که سومین جمله از طرف راست را به صورت $RKL_X(\theta) + RKL_Y(\theta)$ در نظر می‌گیریم. در مقایسه با تجزیه معمول ANOVA، این جملات به صورت تغییرات کل،

مسئله ۴ - آزمون $H_0: \mu = \mu_0$ در مقابل $H_1: \mu \neq \mu_0$ با θ نامعلوم

ناحیه‌ی رد به وسیله‌ی

$$AKL(\mu, \hat{\theta}) = \frac{\sum n}{\hat{\theta}} \left\{ \frac{\bar{x}}{\mu_0} - 1 - \log \frac{\bar{x}}{\mu_0} \right\} > C_\alpha(\theta)$$

وقتی که $\hat{\theta}$ برآورد θ در مسئله ۲، یعنی برآوردگر حداکثر درست‌نمایی شرطی باشد، به دست می‌آید. در توزیع گاما، متفاوت از توزیع نرمال، مقدار $C_\alpha(\theta)$ بر اساس پارامتر نامعلوم θ است؛ که توسط مقدار $C_\alpha(\theta) = (\frac{\sum n}{\theta}) \xi(\frac{\theta}{n}) t^2_{f(\theta)} (1 - \frac{\alpha}{2})$ تقریب‌زده می‌شود، و درجه‌ی آزادی آن برابر است با $f(\theta) = \sum n \{ \xi'(\theta) - \xi'(\frac{\theta}{n}) \}$.

یک روش برای تخمین مقدار بحرانی، این است که θ را با $\hat{\theta}$ جایگزین کنیم. روش عملی دیگر، انتخاب مقدار ثابت مناسب برای θ است. البته وقتی انتظار می‌رود که θ کوچک باشد، $f(\theta) = f(0) = n - 1$ را قرار می‌دهیم. چنین حدس مناسبی برای θ مفید به نظر می‌رسد. همانطوری که بعداً بحث خواهد شد، $t^2_{f(\theta)} (1 - \alpha)$ نسبت به تغییرات $f(\theta)$ حساس نیست و $f(\theta)$ بر حسب θ ، به آهستگی تغییر می‌کند.

این آزمون که برای نخستین بار ارائه شده است، دارای آماره‌ی آزمون $2 \log \frac{\prod P(x_i; \hat{\mu}, \hat{\theta})}{\prod P(x_i; \mu_0, \hat{\theta})}$ است. توجه داشته باشید که ناحیه‌ی رد بر اساس آزمون درست‌نمایی معمولی متفاوت از ناحیه‌ی رد فوق است. ولی این دو ناحیه‌ی رد، در جوامع نرمال یکسان هستند. ممکن است که برای تأکید بر آزمون t در جامعه‌ی نرمال، این آزمون را، آزمون t^2 میانگین در جامعه‌ی گاما بنامیم. یک آزمون شبیه به مراحل فوق توسط جنسن و آزمون یک طرفه‌ی آن توسط گریس و بین پیشنهاد شده است که در بخش آخر به طور مختصر در مورد آنها بحث خواهد شد.

مسئله ۵ - آزمون $H_0: \theta = \theta_0$ در مقابل $H_1: \theta > \theta_0$

ناحیه‌ی رد به وسیله‌ی $RKL(\theta_0) = \frac{\sum n}{\theta_0} \log(\frac{\bar{x}}{\theta_0}) > C_\alpha$ برای یک مقدار مناسب C_α بدست می‌آید. این آزمون،

ناحیه‌ی رد به وسیله‌ی $BKL(\theta) > C_\alpha(\theta)$ بدست می‌آید که $C_\alpha(\theta)$ برابر است با $C_\alpha(\theta) = b(\theta, n, m)t_{f(\theta)}^2(1 - \alpha/2)$ و $C_\alpha(\theta) = b(\theta, n, m)t_{f(\theta)}^2(1 - \alpha/2)$ برای مسائل k نمونه‌ای نیز بسط داده شود. اما در اینجا در مورد مسائل بیشتر از دو نمونه بحث نمی‌گردد.

مسئله ۶ - برآورد $\mu = \mu_1 = \mu_2$

پارامتر μ تحت فرض $\mu = \mu_1 = \mu_2$ به وسیله‌ی حداقل کردن $TKL(\mu, \theta)$ یا به طور معادل $AKL(\mu, \theta)$ برآورد می‌شود و $\hat{\mu} = \bar{x}$ را نتیجه می‌دهد. این، همان حداکثر برآوردگر درست‌نمایی است.

مسئله ۷ - برآورد θ

برآوردگر θ که در هر دو نمونه مشترک باشد به وسیله‌ی

$$RKL(\theta) = E(RKL(\theta)) \\ = \frac{2n}{\theta} \{ \xi(\theta) - \xi(\theta/n) \} + \frac{2m}{\theta} \{ \xi(\theta) - \xi(\theta/m) \}$$

بدست می‌آید. این برآوردگر، برآوردگر حداکثر درست‌نمایی شرطی به شرط میانگینهای \bar{x} و \bar{y} است.

مسئله ۸ - آزمون $\mu_1 = \mu_2$ در مقابل

$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ با θ معلوم

ناحیه‌ی رد به وسیله‌ی $BKL(\theta) > C_\alpha$ بدست می‌آید که همان آزمون نسبت درست‌نمایی است. مقدار بحرانی به شرط آن که $\frac{n}{\theta}$ و $\frac{m}{\theta}$ بزرگتر از ۱ باشند به صورت زیر تقریب زده می‌شود.

$$C_\alpha = b(\theta, n, m)\chi_1^2(1 - \alpha) \\ b(\theta, n, m) = \frac{2}{\theta} \left\{ n\xi\left(\frac{\theta}{n}\right) + m\xi\left(\frac{\theta}{m}\right) - (n+m)\xi\left(\frac{\theta}{n+m}\right) \right\}$$

مسئله ۹ - آزمون $\mu_1 = \mu_2$ در مقابل

$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ با θ نامعلوم

مسئله ۱۰ - آزمون $\theta_1 = \theta_2$ در مقابل

$H_1 : \theta_1 > \theta_2$

در این مسئله، فرض می‌کنیم که دو نمونه از جامعه‌ی گاما به صورت $Ga(\mu_1, \theta_1)$ و $Ga(\mu_2, \theta_2)$ باشند. ناحیه‌ی رد به وسیله‌ی $\frac{RKL_X(\theta)/(n-1)}{RKL_Y(\theta)/(m-1)} > C_\alpha(\theta)$ برای یک مقدار مناسب $C_\alpha(\theta)$ بدست می‌آید. این آزمون با آماره‌ی نسبت درست‌نمایی شرطی براساس \bar{x} و \bar{y} یکسان بوده و پرتوان‌ترین آزمون به طور یکنواخت است. مقدار بحرانی به وسیله‌ی $C_\alpha(\theta) = F_{f_1(\theta), f_2(\theta)}(1 - \alpha)$ تقریب زده می‌شود به شرط آنکه درجه‌ی آزادی تطبیقی $f_1(\theta)$ به صورت زیر باشد.

$$f_1(\theta) = \frac{2n \{ \xi(\theta) - \xi(\theta/n) \}^2}{\theta^2 \{ \xi'(\theta) - \xi'(\theta/n)/n \}} \quad (7)$$

$f_2(\theta)$ نیز با جایگذاری m به جای n در (۷) بدست می‌آید.

۵ دقت تقریبها

در دو فصل قبل از تقریبهای متعددی برای بدست آوردن مقادیر بحرانی در آزمونها استفاده کردیم. در مورد تقریبهای مسائل ۳، ۴، ۵ و ۱۰ جداگانه بحث خواهد شد. واضح است که لگاریتم آزمون نسبت درست‌نمایی، توزیع تقریبی خی-دو

گرفته، نشان می‌دهد که اریبی نسبی، کمتر از ۲٪ برای $n \geq 10$ است. توجه داشته باشید که اریبی نسبی در برآورد حداکثر درستمایی غیر شرطی $\frac{1}{\theta}$ بسیار بزرگتر از برآوردگر ما از θ است. نظریه حدی معمول $\hat{\theta}$ ، به واریانس تقریبی $\frac{2\theta^2}{f(\theta)}$ با $f(\theta) = 2n(\xi'(\theta) - \xi'(\theta/n)/n)$ منجر می‌شود که صورت کسر تقریباً $\chi^2_{1-\alpha} \xi(\theta/n)$ و $\frac{2n}{\theta} \xi(\theta/n)$ کسر $\chi^2_{f(\theta)}$ است و با دانستن استقلال هر دو جمله، تقریب پیشنهادی فصل قبل را به دست می‌آوریم.

جدول ۳: میانگین و واریانس $\frac{\hat{\theta}}{\theta}$ برآوردشده با ۱۰۰۰۰ تکرار، آخرین ستون، تقریب واریانس را که به نظریه‌ی تقریبی معمولی منتهی می‌شود، نمایش می‌دهد.

n	θ	$E(\hat{\theta}/\theta)$	$V(\hat{\theta}/\theta)$	تقریب
۱۰	۰/۲	۰/۹۸۰۳	۰/۱۹۳۴	۰/۲۰۷۲
	۰/۵	۰/۹۸۲۷	۰/۱۷۶۹	۰/۱۸۹۱
	۱/۰	۰/۹۸۱۲	۰/۱۶۲۴	۰/۱۶۸۶
	۲/۰	۰/۹۸۸۲	۰/۱۴۵۰	۰/۱۴۷۰
۲۰	۰/۲	۰/۹۷۶۵	۰/۰۹۳۳	۰/۰۹۸۴
	۰/۵	۰/۹۸۷۲	۰/۰۸۴۱	۰/۰۹۰۲
	۱/۰	۰/۹۹۴۷	۰/۰۷۸۹	۰/۰۸۰۷
	۲/۰	۰/۹۹۸۲	۰/۰۷۱۱	۰/۰۷۰۶

توزیع تقریبی هنوز شامل یک پارامتر نامعلوم است. درجه آزادی $f(\theta)$ نسبت به θ حساس است، اما خوشبختانه مقدار بحرانی $t^2_{f(\theta)}(1 - \alpha/2)$ نسبت به θ زیاد حساس نیست که در شکل (۱) نمایش داده شده است. دلیل بالا در مورد تقریب، ممکن است که قانع کننده به نظر نرسد. به همین دلیل مطالعات شبیه‌سازی را با استفاده از روش گریس و بین انجام می‌دهیم. جدول (۴) نتایج را در صورت مناسب بودن θ برای $\alpha = 0/1$ یا $\alpha = 0/05$ نشان می‌دهد.

دارد. دقت تقریبها، به صورت دقیق توسط تطبیق با اولین دو مین گشتاور $c\chi^2_d$ با انتخاب c و d مناسب به دست می‌آید. این مقادیر تطبیقی معمولاً به مقادیر تطبیقی بارتلت بر می‌گردند. در تمام حالات، دقت، هم به n و هم به θ بستگی دارد و وقتی که n و $\frac{1}{\theta}$ افزایش یابد، دقت زیاد می‌شود. در مسأله ۳، توزیع $AKL(\mu, \theta)$ تابعی از $\frac{\theta}{n} = \frac{1}{n\gamma}$ است. تقریب پیشنهادی توسط تطبیق با گشتاور اول به دست می‌آید. خوشبختانه این تقریب در جدول (۲) دقیقاً دیده می‌شود. شرطهای $\frac{\theta}{n} \leq 1$ و $\frac{\theta}{n} \leq 0/33$ دقت کافی را به ترتیب برای $\alpha = 0/05$ و $\alpha = 0/01$ می‌دهد.

جدول ۲: $P(AKL(\mu, \theta) > c\chi^2_1(1 - \alpha))$ وقتی

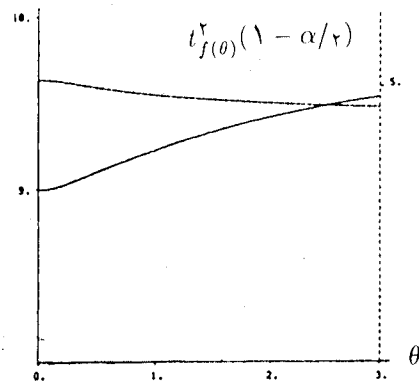
$$X_i \sim Ga(\mu, \theta), \quad i = 1..n$$

$$c = \frac{2n}{\theta} \xi(\theta/n)$$

$\frac{\theta}{n}$	α		
	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۱
۰/۲	۰/۱۰۰۰	۰/۰۵۰۰	۰/۰۰۹۹۷
۰/۲۵	۰/۱۰۰۰	۰/۰۵۰۰	۰/۰۰۹۹۵
۰/۳۳	۰/۱۰۰۰	۰/۰۴۹۹	۰/۰۰۹۹۲
۰/۵	۰/۱۰۰۱	۰/۰۴۹۹	۰/۰۰۹۸۰
۱/۰	۰/۱۰۰۱	۰/۰۴۹۳	۰/۰۰۹۲۱
۲/۰	۰/۰۹۹۴	۰/۰۴۷۰	۰/۰۰۷۷۱

به نظر می‌رسد که مقدار بحرانی در مسأله ۴، یا به صورت معادل در مسأله ۹، دقت کمتری نسبت به سایر مقادیر دارند. در مجموع، این مسائل، مهمترین مسائل عملی هستند و ارزش یافتن دقت واقعی را دارند. در این مقاله به وسیله‌ی شبیه‌سازی، مطالعاتی را برای تعیین دقت انجام داده، که زمینه‌ساز مناسبی برای تعیین آماری آزمون و تقریب آن می‌باشد. یک حقیقت قابل توجه این است که $\hat{\theta}$ داده شده در مسأله ۲ اریبی کمی دارد (۱۸) و نتایج شبیه‌سازی اریبی $\hat{\theta}$ که در جدول (۳) ارایه

شکل ۱: رفتار درجه آزادی $f(\theta)$ و مقدار بحرانی $t_{f(\theta)}^2(1 - \alpha/\tau)$ در حالت $n = 10$ و $\alpha = 0.05$.



جدول (۴) نشان می‌دهد که شرط $n \geq 3$ و $\theta \leq 2$ دقت قانع کننده‌ای برای $\alpha = 0.05$ به خوبی $\alpha = 0.01$ می‌دهد. گرچه جدول (۱) شامل ضرایب تطبیقی برای مقادیر کوچک $\tau = \frac{1}{\theta}$ است، می‌توان حدس زد که این تقریب در چنین موقعیتی ضعیف باشد.

جدول ۴: سطح رد برآورده شده از آزمونهای تقریبی به وسیله‌ی شبیه‌سازی با ۴۰۰۰۰ تکرار برای $n = 10$ (بالایی) و $n = 20$ (پایینی)

α	θ	تقریب درجه آزادی	
		برآورده شده	$\theta = 0$
0/05	0/2	0/0506	0/0494
		0/0505	0/0499
	0/5	0/0512	0/0485
		0/0508	0/0494
	1/0	0/0517	0/0473
		0/0507	0/0485
0/1	2/0	0/0522	0/0462
		0/0506	0/0478
	0/2	0/1013	0/0999
		0/1006	0/0998
	0/5	0/1022	0/0991
		0/1009	0/0994
1/0	0/1028	0/0979	
	0/1016	0/0933	
2/0	0/1028	0/0966	
	0/1013	0/0987	

یک حقیقت مهم این است که در مسأله ۱۰ نسبت $\frac{t_{f(\theta)}^2}{m} \{ \xi(\theta) - \xi(\theta/m) \}$ به $\frac{t_{f(\theta)}^2}{m} \{ \xi(\theta) - \xi(\theta/n) \}$ تقریب خوبی به وسیله‌ی $\frac{n-1}{m-1}$ است، البته در صورتی که $\theta < 2$ و $\frac{n}{m}$ از ۱ زیاد بزرگتر نباشد. بنابراین ضریب تقریبی مستقل از θ است. با استفاده از این حقیقت و تقریب مسأله ۵، رابطه‌ی (۷) بدست می‌آید.

۶ نکات نهایی

در ابتدا ممکن است به نظر برسد که روشهای پیشنهادی، زحمت محاسباتی زیادی برای بدست آوردن مقادیر تقریبی دارد. اما به آسانی می‌توانیم مقادیر تقریبی را با دقت به کار ببریم. بنابراین اگر یک رایانه‌ی شخصی در دسترس باشد، هیچ مشکلی در عمل وجود ندارد. در فرمولهای تقریبی، تابع $\xi(\theta)$ مشهور به دی-گاما به صورت زیر تقریب زده می‌شود.

$$\xi(\theta) = \frac{\theta}{2} + \frac{\theta^2}{12} - \frac{\theta^4}{120}$$

اگر θ کوچک باشد (تقریباً کوچکتر از $\frac{2}{3}$)، یک تقریب با کاربرد وسیع تر، بصورت زیر وجود دارد.

$$\xi(\theta) = \theta - \frac{1}{4} \log(1 + \theta + 0.33\theta^2)$$

مشتق اول $\xi(\theta)$ می‌تواند به وسیله‌ی توابع تقریبی بالا، تخمین زده شود. همانطور که یاناگیموتو [۱۸] نشان داد، یک تقریب برای θ در مسأله ۲ به صورت زیر بدست می‌آید.

$$\hat{\theta} = \xi^{-1}((2n+1)z/2(n-1)) - \xi(z/2(n-1))$$

وقتی که $z = \log \frac{x}{\mu}$ و $\xi(z) = z + \frac{1}{4} \log(1 + 3z + 5z^2/2)$ که تقریب خوبی برای $\xi^{-1}(z)$ است.

گریس و بین، همچنین بین و شیو، تقریبهای دیگری برای آزمونهای یک طرفه شبیه به مسائل ۴ و ۹ ارائه دادند. آزمون $\mu = \mu_0$ با θ نامعلوم که در مسأله ۴ بحث شده است بر اساس این حقیقت است که $\frac{x}{\mu}$ متعلق به توزیع گاما با میانگین ۱ و واریانس $\frac{\theta}{n}$ است. اولین تقریب این است که

متأسفانه زمینه‌ی نظری قوی برای این آزمون وجود ندارد، در حقیقت آماره‌ی t ، شامل μ_0 و ناحیه‌ی رد، واضح به نظر نمی‌رسد. عیب دیگر آزمون این است که به‌طور جداگانه از مسائل دیگر شبیه به برآورد μ استفاده شده است. تعیین این که میانگین نمونه، حداکثر درست‌نمایی شرطی را می‌دهد یا خیر، آسان به نظر نمی‌رسد. در نتیجه تحقیقات بیشتری برای توصیه کردن استفاده عملی از این آزمون نیاز است؛ هر چند به نظر می‌رسد که امیدبخش است.

وقتی که θ_u برآوردگر حداکثر درست‌نمایی غیرشرطی باشد $\frac{x}{\mu_0} \sim Ga(1, \frac{\theta_u}{n})$ متأسفانه همان‌طور که خودشان نیز نشان داده‌اند، این تقریب بسیار ضعیف به نظر می‌رسد. بنابراین مقادیر بحرانی تقریبی را با $\theta = 0$ به دست آوردند.

با استفاده از این حقیقت که توزیع شرطی \bar{x} به شرط $t = \frac{\bar{x}}{\mu_0} - \log \frac{\bar{x}}{\mu_0} - 1 + \log \frac{\bar{x}}{\mu_0}$ مستقل از θ است، جنسن یک آزمون مشابه برای مسأله ۴ ارائه نمود و چون توزیعی پیچیده داشت در مورد تقریب آن بحث کرد.

مراجع

- [1] Bain, L. J. and Engelhardt, M. (1975) *A Two-moment chi-square application for the statistic $\log(\bar{x}/\hat{x})$* . J. Amer. Statist. Assoc., 70, 948-950.
- [2] Brown, L. (1968) *Inadmissibility of the usual estimators of scale parameters in the problems with unknown location and scale parameter*, Ann. Math. Statist., 39, 29-48.
- [3] Cox, D. R. and Reid, N. (1987) *Parameter orthogonality and approximate conditional inference (with discussion)*, J. Roy. Statist. Soc. Ser. B, 49, 1-39.
- [4] Glaser, R. E. (1976a) *The ratio of the geometric mean to the arithmetic mean for a random sample from a gamma distribution*, J. Amer. Statist. Asso., 71, 480-487.
- [5] Glaser, R. E. (1976b) *Exact critical values for Bartlett's test for homogeneity of variance*, J. Amer. Statist. Asso., 71, 488-490.
- [6] Godambe, V. P. (1980) *A sufficiency and ancillarity in the presence of the nuisance parameter*, Biometrika, 67, 155-162.
- [7] Grice, J. V. and Bain, L.J. (1980) *Interference concerning the mean of the gamma distribution*, J. Amer. Statist. Asso., 75, 929-933.
- [8] Jensen, J. L. (1986) *Interference for the mean of gamma distribution with unknown shape parameter*, Scand. J. Statist., 13, 135-151.

- [9] Jorgensen, B. (1987) *Exponential dispersion models (with discussion) concerning the* , J. Roy. Statist. Soc. Ser. B, 49, 127-162.
- [10] Kagan, A. M. and Linnik, Y.V. and Rao, C. R. (1973) *Characterization problem in Mathematical Statistics*, Wiley, New York.
- [11] Kullback, S. (1959) *Information theory and statistics*, Wiley, New York.
- [12] McCullagh, P. (1983) *Quasi-Likelihood functions*, Ann. Statist. , 11, 59-67.
- [13] McCullagh, P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized Linear Models*, 2nd ed., Chapman and Hall, London.
- [14] Shiue, W-k and Bain, L.J. (1983) *A two-sample test of equal gamma distribution scale parameters with unknown common shape parameters* , Technometrics, 25, 377-381.
- [15] Shiue, W-k and Bain, L.J. and Engelhardt, M. (1988) *Test of equal gamma-distribution means with unknown and unequal shape parameters* , Technometrics, 30, 169-174.
- [16] Shorack, G. R. (1972) *The best test on exponentiality against gamma alternatives*, J.Amer. Statist. Asso. , 67, 213-214.
- [17] Tweedie, M. C. K. (1957) *Statistical properties of inverse Gaussian distributions, I*, Ann. Math. Statist., 28, 362-377.
- [18] Yanagimoto, T. (1988) *The conditional maximum likelihood estimator of the shape parameter in the gamma distribution*, Metrika, 35, 161-175.

اصل این مقاله با عنوان

Constructing Elementary Procedures for Inference of Gamma Distribution

نوشته Takemi Yanagimoto و Eiji Yamamoto است که در

Ann. Inst. Statist. Math. Vol 43, No.3 (1991) چاپ شده است.
