

برآورد مقدار e به کمک متغیرهای تصادفی زمان توقف

مهران نقی‌زاده قمی^۱ آزاده کیاپور^۲

چکیده:

در این مقاله، به کمک متغیرهای تصادفی زمان توقف و انجام شبیه‌سازی، برآوردهای ناریب برای عدد e ، به دست می‌آوریم. **واژه‌های کلیدی:** توزیع یکنواخت، متغیرهای تصادفی زمان توقف، مقدار e .

۱ مقدمه

متغیر تصادفی بررسی شده به وسیله‌ی راسل در حالت کلی‌تر و یک متغیر تصادفی دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش ۴ با انجام شبیه‌سازی، مقدار e برآورد می‌شود. برنامه‌های R در بخش ۵ آمده است.

۲ متغیرهای تصادفی زمان توقف

متغیرهای تصادفی هندسی و دوجمله‌ای منفی از جمله متغیرهای تصادفی زمان توقف هستند. برای مثال سکه‌ای که احتمال شیر آمدن با آن p باشد، را n بار پرتاب می‌کنیم. تعداد آزمایش‌های لازم برای رسیدن به اولین شیر، یک متغیر تصادفی زمان توقف و دارای توزیع هندسی با پارامتر p است. برای بررسی بیشتر، فرض کنید $X_1, X_2, \dots \stackrel{iid}{\sim} \text{Bin}(1, p)$ باشند. متغیر تصادفی زیر

$$Y = \min \{n \geq 1 : X_n = 1\} \quad (1)$$

را در نظر بگیرید. فرض کنید آزمایش (پرتاب سکه) را آنقدر ادامه دهیم تا در پرتاب ششم شیر بیاید، یعنی در ۵ پرتاب اول خط و در ششمی شیر آمده است و در نتیجه آزمایش متوقف می‌شود و بنابراین $Y = 6$. واضح است که متغیر تصادفی Y دارای توزیع هندسی با پارامتر p است، زیرا:

$$\begin{aligned} P(Y = n) &= P(X_1 = 0, \dots, X_{n-1} = 0, X_n = 1) \\ &= P(X_1 = 0) \cdots P(X_{n-1} = 0)P(X_n = 1) \\ &= p(1-p)^{n-1}, \quad n = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

حال متغیر تصادفی

$$Z = \min \left\{ n \geq 5 : \sum_{i=1}^n X_i = 5 \right\}$$

اولین مطالعه در مورد عدد e ، در سال ۱۶۱۸ در جدول ضمیمه کاری در مورد لگاریتم‌ها به وسیله‌ی جان نپر منتشر شد. البته کشف این عدد به یاکوب برنولی منتسب می‌شود که در تلاش برای یافتن بسط $\lim_{n \rightarrow \infty} (1 + \frac{1}{n})^n$ بود. یکی از مسأله‌های جالب در احتمال، مسأله‌ی جور کردن کلاه‌ها است: n نفر به مهمانی دعوت می‌شوند. در ورود به اتاق کلاه‌ها شماره‌گذاری شده و به هوا پرت می‌شوند. احتمال اینکه هیچ‌یک از مهمان‌ها کلاه خود را نیابد چقدر است؟ پاسخ این سؤال به صورت

$$p_n = 1 - \frac{1}{1!} + \frac{1}{2!} - \cdots + (-1)^n \frac{1}{n!}$$

است که برای n بزرگ به مقدار e^{-1} نزدیک می‌شود (راس ۱۹۹۷)، (صفحه‌ی ۱۱۶). همچنین اگر شخصی که احتمال موفقیت او در آزمونی $\frac{1}{n}$ باشد و به طور مستقل n بار در آزمونی شرکت کند، به شرط بزرگ بودن n ، احتمال اینکه در هیچ آزمونی موفق نباشد برابر e^{-1} است.

از کاربردهای دیگر e می‌توان به فرمول استرلینگ در تقریب مقدار $n!$ به فرم

$$n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$$

اشاره کرد.

راسل (۱۹۹۱) در یک مقاله‌ی آموزشی، با معرفی یک متغیر تصادفی زمان توقف با انجام شبیه‌سازی به برآورد مقدار e پرداخت.

مقاله حاضر به این شکل ادامه می‌یابد. در بخش ۲، متغیرهای تصادفی زمان توقف معرفی می‌شوند. در بخش ۳، ویژگی‌های

^۱ گروه آمار، دانشگاه مازندران، بابل

^۲ گروه آمار، دانشگاه آزاد، واحد بابل، بابل

$$M = \min\{n \geq 2 : \sum_{i=1}^n U_i > 1\}$$

در نظر بگیرید. نشان می‌دهیم $E(N) = E(M) = e$. شاخص اولین متغیر تصادفی یکنواخت است که از مقدار N ، بلافاصله ماقبل خود بزرگتر است. برای توجیه متغیر تصادفی N فرض کنید اعداد تصادفی فرضی زیر از توزیع $U(0, 1)$ تولید شده باشند

$$u_1 = 0/64, u_2 = 0/38, u_3 = 0/41$$

اولین مقداری که از مقدار بلافاصله ماقبل خود بزرگتر است u_3 است. بنابراین آزمایش متوقف می‌شود و $N = 3$ است. M ، کمترین مقداری از n است که برای آن $\sum_{i=1}^n U_i > 1$ (راسل (۱۹۹۱)، صفحه ۶۶). دوباره اعداد تصادفی تولیدشده را در نظر بگیرید. ملاحظه می‌کنید که $u_1 + u_2 = 1/02 > 1$ بنابراین $M = 2$ است.

ابتدا توزیع N را می‌یابیم. تعداد $n!$ ترتیب ممکن یکسان از $U_1, \dots, U_n$ وجود دارد. بنابراین داریم:

$$P(N > n) = P(U_1 > \dots > U_n) = \frac{1}{n!}.$$

حال نشان می‌دهیم $P(M > n) = \frac{1}{n!}$. برای این کار در حالت کلی تر نشان می‌دهیم

$$P(M(x) > n) = \frac{x^n}{n!}, \quad n \geq 1 \quad (2)$$

که در آن $U_1, U_2, \dots \stackrel{iid}{\sim} U(0, 1)$ فرض کنید. زمان توقف در نظر گرفت. می‌توان نشان داد که متغیر تصادفی زیر

$$M(x) = \min\left\{n \geq 1 : \sum_{i=1}^n U_i > x\right\}.$$

رابطه‌ی (۲) برای $n = 1$ درست است، زیرا

$$P(M(x) > 1) = P(U_1 \leq x) = x.$$

فرض می‌کنیم برای هر $0 < x \leq 1$ ، فرض استقراء یعنی $P(M(x) > n) = \frac{x^n}{n!}$ برقرار باشد. در این صورت داریم

$$\begin{aligned} P(M(x) > n+1) &= \int_0^1 P(M(x) > n+1 | U_1 = y) dy \\ &= \int_0^x P(M(x) > n+1 | U_1 = y) dy \\ &= \int_0^x P(M(x-y) > n) dy \\ &= \int_0^x \frac{(x-y)^n}{n!} dy \\ &= \int_0^x \frac{u^n}{n!} du = \frac{x^{n+1}}{(n+1)!}, \end{aligned}$$

را در نظر بگیرید که بیان کننده اولین آزمایشی است که منجر به مشاهده پنجمین شیر می‌شود و بعد از آن آزمایش متوقف می‌شود. متغیر تصادفی Z دارای توزیع دوجمله‌ای منفی با پارامترهای ۵ و n است.

برای مثال دیگر فرض کنید $X_1, X_2, \dots$ متغیرهای تصادفی پیوسته با تابع چگالی f باشند. تعریف کنید

$$N = \min\{n \geq 2 : X_n = X_{2:n}\},$$

که در آن $X_{2:n}$ دومین بزرگترین مشاهده در بین $X_1, X_2, \dots$ و X_n است. متغیر تصادفی N یک متغیر تصادفی زمان توقف است. برای مثال فرض کنید اولین مقدار تولید شده از توزیع نمایی $x_1 = 5$ و مقدار دوم $x_2 = 3$ باشد. آیا x_2 در بین x_1 و x_2 دومین بزرگترین مشاهده است؟ پاسخ منفی است. پس مقدار دیگری مثلاً $x_3 = 4$ تولید می‌کنیم. آیا x_3 در بین x_1, x_2, x_3 دومین بزرگترین مشاهده است؟ پاسخ مثبت است، بنابراین آزمایش متوقف و $N = 3$ می‌شود. نکته‌ی جالب در مورد متغیر تصادفی N این است که متغیر تصادفی X_N یعنی اولین متغیر تصادفی مشاهده شده که دومین بزرگترین مقدار مشاهده شده در بین آنها است، هم توزیع با X_1 و دارای تابع چگالی f است (راس (۱۹۹۷)، صفحه ۱۲۱).

متغیر تصادفی پواسون را نیز می‌توان به عنوان یک متغیر تصادفی زمان توقف در نظر گرفت. فرض کنید $U_1, U_2, \dots \stackrel{iid}{\sim} U(0, 1)$ باشند. می‌توان نشان داد که متغیر تصادفی زیر

$$N = \min\{n \geq 1 : \prod_{i=1}^n U_i < e^{-\lambda}\} - 1$$

دارای توزیع پواسون با پارامتر λ است (روهانگی و صالح (۲۰۰۱)، صفحه ۲۱۷).

۳ تقریب مقدار e

فرض کنید $U_1, U_2, \dots$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل از توزیع $U(0, 1)$ باشند. متغیرهای تصادفی زمان توقف M و N را به صورت

$$N = \min\{n \geq 2 : U_n > U_{n-1}\},$$

و در نتیجه

در نتیجه استقراء کامل و رابطه‌ی (۲) اثبات می‌شود. با قرار دادن

$x = 1$ در رابطه‌ی (۲) داریم

$$P(M > n) = \frac{1}{n!}.$$

بنابراین متغیرهای تصادفی N و M هم‌توزیع هستند. حال به محاسبه امید ریاضی متغیرهای تصادفی N و M می‌پردازیم. داریم

$$E(M) = E(N) = \sum_{n=0}^{\infty} P(N > n) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} = e,$$

و بنابراین:

$$E(M) = E(N) = e. \quad (۳)$$

تابع جرم احتمال را به صورت زیر

$$\begin{aligned} P(N = n) &= P(N > n - 1) - P(N > n) \\ &= \frac{1}{(n-1)!} - \frac{1}{n!} = \frac{n-1}{n!}, \quad n > 1 \end{aligned}$$

به دست می‌آوریم. برای یافتن انحراف معیار، از تابع مولد احتمال بهره می‌گیریم. تابع مولد احتمال متغیر تصادفی N برابر مقدار زیر است:

$$\begin{aligned} \phi_N(s) &= E(s^N) = \sum_{n=2}^{\infty} s^n P(N = n) \\ &= \sum_{n=2}^{\infty} s^n \frac{n-1}{n!} \\ &= \sum_{n=2}^{\infty} s^n \frac{1}{(n-1)!} - \sum_{n=2}^{\infty} s^n \frac{1}{n!} \\ &= s \sum_{n=1}^{\infty} \frac{s^n}{n!} - \sum_{n=2}^{\infty} \frac{s^n}{n!} \\ &= s[e^s - 1] - [e^s - s - 1] \\ &= 1 + e^s(s-1) \end{aligned}$$

با توجه به ویژگی‌های تابع مولد احتمال داریم

$$\phi_N''(1) = E(N^2) - E(N). \quad (۴)$$

مشتق دوم تابع مولد احتمال عبارت از

$$\phi_N''(s) = e^s + se^s \quad (۵)$$

است. با استفاده از رابطه‌های (۳)، (۴) و (۵) داریم

$$E(N^2) = \phi_N''(1) + E(N) = 3e.$$

$$\begin{aligned} \sigma_N &= \sqrt{E(N^2) - E^2(N)} \\ &= \sqrt{3e - e^2} \end{aligned} \quad (۶)$$

فرض کنید $N_1, N_2, \dots, N_n$ و $M_1, M_2, \dots, M_n$ نمونه‌هایی تصادفی به ترتیب از توزیع‌های N و M باشند. در این صورت طبق قانون قوی اعداد بزرگ (کاسلا و برگر، صفحه‌ی ۲۳۵) برای n بزرگ داریم:

$$E(N) \approx \bar{N}, \quad E(M) \approx \bar{M}$$

که در آن

$$\bar{N} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n N_i, \quad \bar{M} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M_i$$

با توجه به رابطه‌های (۳) و (۶) برآوردهای e به صورت

$$\hat{e}_N = \bar{N}, \quad \hat{e}_M = \bar{M},$$

و برآوردهای σ به صورت

$$\hat{\sigma}_N = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (N_i - \bar{N})^2}, \quad \hat{\sigma}_M = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (M_i - \bar{M})^2}$$

هستند.

۴ شبیه‌سازی

در این بخش، با انجام شبیه‌سازی از توزیع N و M ، به برآورد مقدار e می‌پردازیم. مقدار e در نرم‌افزار R با عبارت $\exp(1)$ برابر $2/718282$ به دست می‌آید. با توجه به رابطه‌ی (۶) مقدار $\sigma = 0/875094$ به دست می‌آید. برآوردهای $\hat{e}$ و بازه‌های $\hat{e} \pm \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$ برای تکرارهای مختلف در جدول (۱) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که با استفاده از متغیرهای تصادفی زمان توقف N و M به خوبی می‌توان مقدار e را برآورد نمود.

۵ برنامه‌های R

approximation of e based on M

```

M<-c()
for(j in 1:10000){
  i<-0 ;s<-0
  repeat{
    u<-runif(1) ; s<-s+u
    if (s>1) break
    i<-i+1
  }
  M[j]<-i+1
}
mean(M)
sd(M)/10000

```

approximation of e based on N

```

N<-c()
for(j in 1:10000){
  i<-1 ; u<-runif(1)
  repeat{
    u2<-runif(1)
    if (u2>u) break
    i<-i+1 ; u<-u2
  }
  N[j]<-i+1
}
mean(N)
sd(N)/10000

```

جدول ۱. میانگین و انحراف استاندارد e

$\hat{e}_M \pm \frac{\hat{\sigma}_M}{\sqrt{n}}$	$\hat{e}_N \pm \frac{\hat{\sigma}_N}{\sqrt{n}}$	n
$2/716 \pm 0/88 \times 10^{-3}$	$2/7231 \pm 0/83 \times 10^{-3}$	۱۰۰۰
$2/7006 \pm 0/86 \times 10^{-4}$	$2/7275 \pm 0/89 \times 10^{-4}$	۱۰۰۰۰
$2/7194 \pm 0/174 \times 10^{-4}$	$2/7197 \pm 0/175 \times 10^{-4}$	۵۰۰۰۰
$2/7184 \pm 0/8735 \times 10^{-5}$	$2/7275 \pm 0/8734 \times 10^{-5}$	۱۰۰۰۰۰

مراجع

- [1] Cassela, G. and Berger, R. (2002), *Statistical Inference*, 2nd Edn., Thomson Learning.
- [2] Rohatgi, V. and Saleh A. (2001), *An Introduction to Probability and Statistics*, 2nd Edn, John Wiley and Sons.
- [3] Ross, S. M. (1997), *Introduction to Probability Models*, Academic.
- [4] Russell, K. G. (1991), *Estimating Value of e by Simulation*, the American Statistician, 45(1), 66-68.