

نرخ خطر معکوس در توزیع‌های آمیخته

زهرا عرب برزو^۱، غلامرضا محتشمی برزادران^۲

چکیده:

در این مقاله به معرفی اجمالی از نرخ خطر معکوس و توزیع‌های آمیخته پرداخته و سپس نرخ خطر معکوس در توزیع‌های آمیخته و معرفی می‌کنیم. همچنین دو مدل جمعی و ضربی از نرخ خطر معکوس آمیخته را معرفی می‌کنیم و نشان می‌دهیم رفتار نرخ خطر معکوس آمیخته از k زیرجامعه با نرخ خطر معکوس افزایشی همواره افزایشی است.

واژه‌های کلیدی: نرخ خطر، نرخ خطر معکوس، توزیع آمیخته، زمان سپری شده از شکست.

۱ مقدمه

در فاصله زمانی $[0, t]$ شکست اتفاق افتاده باشد عبارت از

$$P(t - \Delta t < T < t | T < t) = \frac{P(t - \Delta t < T < t)}{P(T < t)}$$

$$= \frac{F(t) - F(t - \Delta t)}{F(t)},$$

است. احتمال فوق در فاصله زمانی به طول Δt وقتی Δt به سمت صفر میل می‌کند تابع نرخ خطر معکوس نامیده می‌شود که آن را با $r(t)$ نشان می‌دهیم به طوری که

$$r(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t - \Delta t < T < t)}{P(T < t) \Delta t}$$

$$= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t) - F(t - \Delta t)}{\Delta t F(t)}$$

$$= \frac{f(t)}{F(t)}.$$

تعبیر احتمالی تابع نرخ خطر معکوس بیانگر وقوع شکست در بازه زمانی $[t - \Delta t, t]$ است به شرط این که شکست قبل از زمان t اتفاق افتاده باشد.

بلوک و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند در توزیع‌هایی که نرخ خطر افزایشی دارند مانند لگ نرمال، وایبل و گاما با پارامتر $(\alpha > 1)$ نرخ خطر معکوس کاهشی است. و اگر نرخ خطر توزیعی کاهشی باشد، نرخ خطر معکوس آن نیز همواره کاهشی خواهد بود. همچنین نرخ خطر معکوس افزایشی برای یک متغیر تصادفی مثبت وجود ندارد.

۳ توزیع آمیخته

فرض کنید $(f_0(\cdot), f_1(\cdot), \dots, f_n(\cdot))$ دنباله‌ای از توابع چگالی باشد که همگی توابع چگالی گسسته یا توابع چگالی احتمال هستند و ممکن است این توابع به پارامترهایی وابسته باشند و p_0, p_1, \dots, p_n

نرخ خطر معکوس یکی از شاخص‌های قابلیت اعتماد است که در سال‌های اخیر مورد توجه بسیاری از دانشمندان واقع شده است. کیلسون و سومیتا (۱۹۸۲) اولین افرادی بودند که نرخ خطر معکوس را به صورت نسبت تابع چگالی به تابع توزیع بیان کردند و آن را نرخ خطر دوگانه (RHR) نامیدند. از این خصوصیت بیشتر در علوم قضایی، بیمه و داده‌های سانسور شده از چپ به منظور پیدا کردن زمان واقعی شکست استفاده می‌شود.

آلن (۱۹۹۸، ۱۹۹۲) و وایز (۱۹۹۰) نشان دادند که علاوه بر عامل زمان، ناهمگنی‌هایی از جامعه که قابل مشاهده نیستند (فشار، دما، الکتریسیته) روی نرخ خطر تأثیرگذارند و در این راستا توزیع‌های آمیخته را معرفی کردند. بارلو و همکاران (۱۹۶۳) عمل آمیختگی را روی توزیع‌های مختلف مورد بررسی قرار دادند و در ادامه گورلند و سسارمن (۱۹۹۵) نشان دادند که نرخ خطر آمیخته از k زیرجامعه با نرخ خطر کاهشی همواره کاهشی است.

۲ نرخ خطر معکوس

فرض کنید T یک متغیر تصادفی طول عمر با تابع چگالی $f(t)$ و تابع توزیع $F(t)$ ، روی بازه (a, b) باشد که در آن $a = \inf\{t : F(t) > 0\}$ و $b = \sup\{t : F(t) < 1\}$ است. احتمال خرابی قطعه در فاصله زمانی $[t - \Delta t, t]$ به شرط این که

^۱گروه آمار، دانشگاه آزاد مشهد

^۲استاد گروه آمار، دانشگاه فردوسی مشهد

... دنباله‌ای از پارامترها باشد که در شرط $\sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$ صدق کند، در این صورت توزیع و تابع چگالی آمیخته را به ترتیب زیر خواهیم داشت

$$r_m(t) = \frac{\int_a^b f(t,z)g(z)dz}{\int_a^b F(t,z)g(z)dz}$$

$$= \int_a^b r(t,z)g(z|t)dz,$$

که در آن

$$g(z|t) = g(z|T \leq t)$$

$$= \frac{F(t,z)g(z)}{\int_a^b F(t,z)g(z)dz},$$

و تابع توزیع متناظر با آن به فرم:

$$G(z|t) = P(Z \leq z | T \leq t)$$

$$= \frac{\int_a^z F(t,u)g(u)du}{\int_a^b F(t,z)g(z)dz},$$

تعریف می‌شود. برای متغیر آمیخته Z همواره رابطه زیر برقرار

است.

$$G(z) = \lim_{t \rightarrow \infty} G(z|t).$$

اگر $(Z|t) \equiv Z$ در نظر بگیریم آن گاه:

$$\begin{aligned} r_p(t) &= E(r(t,Z)) \\ &= \int_a^b r(t,z)g(z)dz, \end{aligned}$$

نرخ خطر معکوس غیرشرطی نامیده می‌شود.

ژیا هولی و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند که اگر $r(t,z)$ نسبت به z یکنوا باشد همواره $r_p(t) \geq r_m(t)$ همچنین اگر برای $r(t,z)$ همه $t \geq 0$ نسبت به z افزایشی باشد و $\frac{\partial r(t,z)}{\partial z}$ برای همه $z \geq 0$ نسبت به t کاهشی باشد آن گاه $r_p(t) - r_m(t)$ نسبت به $t \geq 0$ کاهشی است.

۵ ویژگی‌هایی از مدل‌های نرخ خطر معکوس

امید شرطی از Z (با شرط $T < t$) را با $E(Z|t)$ نشان می‌دهیم و به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$E(Z|t) = \int_0^{\infty} zg(z|t)dz,$$

لم ۱.۵. مشتق امید شرطی نسبت به Z برابر با مقدار زیر است

$$E'(Z|t) = \frac{\int_0^{\infty} zf(t,z)g(z)dz}{\int_0^{\infty} F(t,z)g(z)dz} - r_m(t)E(Z|t).$$

$$F(t) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i F_i(t), \quad p_i \geq 0,$$

$$f(t) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i f_i(t), \quad p_i \geq 0.$$

مفهوم آمیختگی را می‌توان تعمیم داد به طوری که اگر $f(t,z)$ خانواده‌ای از توابع چگالی با پارامتر z باشند که روی فضای ν تعریف شده است (ممکن است متناهی یا نامتناهی باشد) آن گاه توزیع آمیخته به فرم:

$$F(t,z) = \int_{\nu} F(t,z)dG(z),$$

تعریف می‌شود که $dG(z)$ در حالت پیوسته تابع چگالی متغیر تصادفی Z است. برای حالت گسسته وقتی Z مقادیر متناهی $\{z_1, \dots, z_k\}$ را اختیار کند داریم:

$$f(z) = \sum_{i=1}^k f(t, z_i)\pi(z_i),$$

که $\pi(z_i)$ جرم احتمال Z_i است، به طوری که $\sum_{i=1}^k p_i = 1$.

۴ نرخ خطر معکوس آمیخته

در قابلیت اعتماد برای برآورد زمان شکست از یک قطعه از توزیع‌های طول عمر استفاده می‌شود. در برآورد زمان شکست اگر علاوه بر عامل زمان عوامل دیگری مانند (دما، فشار، الکتروسیته) را در نظر بگیریم آن گاه نرخ خطر معکوس آمیخته با متغیر تصادفی Z را خواهیم داشت. یک حالت خاص از نرخ خطر معکوس آمیخته هنگامی است که $Z = z$ در نظر می‌گیریم و آن را با $r(t,z)$ نشان می‌دهیم. به طوری که

$$r(t|Z=z) = r(t,z).$$

در این حالت تابع توزیع آمیخته با پارامتر z به شکل زیر

$$\begin{aligned} F_m(t) &= E(F(t,z)) \\ &= \int_a^b F(t,z)g(z)dz, \end{aligned}$$

اثبات. با مشتق گیری از امید شرطی Z (با شرط $T < t$) نسبت به t که تابعی افزایشی نسبت به t است. ما داریم:

• مدل ضربی

فرض کنید نرخ خطر معکوس آمیخته به شکل زیر:

$$r(t, z) = zr(t),$$

تعریف شده باشد در این حالت نرخ خطر معکوس آمیخته را به صورت زیر داریم:

$$\begin{aligned} r_m(t) &= \int_0^\infty r(t, z)g(z|t)dz \\ &= r(t)E(Z|t). \end{aligned} \quad (1)$$

لم ۳.۵. مشتق امید شرطی از Z برای یک مدل ضربی برابر است با

$$E'(Z|t) = r(t)var(Z|t),$$

که همواره یک تابع افزایشی نسبت به t است.

اثبات. با مشتق گیری از امید شرطی Z (با شرط $T < t$) نسبت به t و جایگذاری

$$f(t, z) = r(t, z)F(t, z) = zr(t)F(t, z),$$

داریم:

$$\begin{aligned} E'(Z|t) &= [r(t) + E(Z|t)]E(Z|t) \\ &\quad - \frac{\int_0^\infty z^2 F(t, z)g(z)dz}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz}, \\ &= r(t)[E^2(Z|t) - r(t)E(Z^2|t)], \\ &= r(t)var(Z|t) > 0, \end{aligned}$$

که تابعی افزایشی نسبت به t است.

نتیجه ۴.۵. با استفاده از لم ۳.۵ و مشتق گیری از رابطه (۱) داریم:

$$\frac{r'(t)}{r^2(t)} \geq \frac{var(Z|t)}{E(Z|t)},$$

از این رو گشتاورهای شرطی و تابع نرخ خطر معکوس روی $IRFR$ و $DRFR$ بودن توزیع‌های آمیخته مؤثرند.

۶ زمان سپری شده از شکست

هم‌ارز طول عمر باقی مانده در نرخ خطر، فینکلستین (۲۰۰۸) زمان سپری شده از شکست $^1(T_{w,x})$ را در نرخ خطر معکوس تعریف کرد که بیانگر مدت زمان سپری شده از شکست است به شرط آن

¹ waiting Time

$$E'(Z|t) = \int_0^\infty zg'(z|t)dz$$

که در آن

$$\begin{aligned} g'(z|t) &= \frac{f(t, z)g(z)}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz} - \frac{F(t, z)g(z)r_m(t)}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz}, \\ &= \frac{f(t, z)g(z)}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz} - r_m(t) \times g(z|t), \\ E'(Z|t) &= \frac{\int_0^\infty zf(t, z)g(z)dz}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz} - r_m(t)E(Z|t). \end{aligned}$$

در این بخش دو مدل جمعی و ضربی از نرخ خطر معکوس را معرفی می‌کنیم

• مدل جمعی

فرض کنید نرخ خطر معکوس آمیخته به شکل زیر باشد:

$$r(t, z) = r(t) + z,$$

که $r(t)$ یک تابع مثبت و پیوسته است و آن را نرخ خطر معکوس مبنای نامیم. در این حالت نرخ خطر معکوس آمیخته را به صورت:

$$\begin{aligned} r_m(t) &= r(t) + \frac{\int_0^\infty zF(t, z)g(z)dz}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz} \\ &= r(t) + E(Z|t), \end{aligned}$$

تعریف می‌کنیم.

لم ۲.۵. مشتق امید شرطی از Z برای یک مدل جمعی همواره تابعی افزایشی نسبت به t است به طوری که:

$$E'(Z|t) = var(Z|t).$$

اثبات. با مشتق گیری از امید شرطی Z (با شرط $T < t$) نسبت به t و جایگذاری عبارت

$$\begin{aligned} f(t, z) &= r(t, z)F(t, z) \\ &= (z + r(t))F(t, z), \end{aligned}$$

داریم:

$$\begin{aligned} E'(Z|t) &= \frac{\int_0^\infty [zr(t)F(t, z) + z^2F(t, z)]g(z)dz}{\int_0^\infty F(t, z)g(z)dz} \\ &\quad - [r(t) + E(Z|t)]E(Z|t), \\ &= E(Z^2|t) - [E(Z|t)]^2 \\ &= var(Z|t) > 0, \end{aligned}$$

که تا زمان x خرابی اتفاق افتاده باشد که x مقداری ثابت فرض می‌شود لذا:

$$\pi(z_i | t) = \frac{F(t, z_i)\pi(z_i)}{\sum_{i=1}^k F(t, z_i)\pi(z_i)}$$

$$\bar{F}_{w,x}(t) = P(x - T > t | T \leq x)$$

$$= \frac{F(x-t)}{F(x)},$$

میانگین زمان سپری شده از شکست را با (MWT) نشان می‌دهیم و به صورت زیر تعریف می‌کنیم

$$\mu(x) = E(x - T > t | T < x)$$

$$= x - E(T | T < x)$$

$$= x - \int_0^x \frac{t f(t) dt}{F(x)}$$

که با انتگرال گیری جزء به جزء داریم:

$$\mu(x) = \int_0^x \frac{F(u)}{F(x)} du,$$

به طور مشابه میانگین زمان سپری شده از شکست در یک توزیع آمیخته را به صورت زیر معرفی می‌کنیم:

$$\mu(t, z) = \frac{\int_0^x F_m(u) du}{F_m(t)},$$

که با جایگذاری می‌توان نوشت:

$$\mu(t, z) = \frac{\int_0^x \int_0^\infty \frac{F(t, z) g(z) dz du}{F(t, z) g(z) dz}}{\int_0^\infty \mu(t, z) g(z | t) dz},$$

۸ نرخ خطر معکوس آمیخته از دو خانواده توزیع

یک حالت خاص از آمیختگی، آمیختگی روی توزیع‌های مختلف است فینکلستین (۲۰۰۸) نرخ خطر آمیخته از دو خانواده توزیع را معرفی کرد و ما آن را برای نرخ خطر معکوس تعمیم می‌دهیم.

فرض کنید دو زیرجامعه با توابع توزیع F_1, F_2 و توابع چگالی f_1, f_2 داریم نرخ خطر معکوس آمیخته به شکل زیر:

$$r(t) = \frac{p f_1(t) + (1-p) f_2(t)}{p F_1(t) + (1-p) F_2(t)},$$

تعریف می‌شود. اگر معادله فوق را برای k زیر جامعه تعمیم دهیم داریم:

$$r(t) = \frac{\sum_{i=1}^k p_i f_i(t)}{\sum_{i=1}^k p_i F_i(t)}, \quad \sum_{i=1}^k p_i = 1, \quad k \geq 1, \quad 0 \leq p_i \leq 1.$$

آمیختگی از دو خانواده توزیع، خانواده توزیع جدیدی به وجود می‌آورد و ممکن است رفتار نرخ خطر معکوس روی این خانواده توزیع جدید متفاوت باشد.

مثال ۱.۸ فرض کنید خانواده توزیع‌های نمایی و وایبل را با توابع چگالی $f_1(t) = e^{-t}$ و $f_2(t) = 2te^{-t^2}$ و نرخ خطر معکوس کاهشی داشته باشیم با در نظر گرفتن $p = \frac{1}{2}$ به سادگی می‌توان نشان داد نرخ خطر معکوس آمیخته از این دو خانواده توزیع کاهشی است.

قضیه ۲.۸. اگر T متغیر تصادفی منفی باشد. نرخ خطر معکوس آمیخته از k زیر جامعه با نرخ خطر معکوس افزایشی $(IRHR)$ همواره افزایشی $(IRHR)$ است.

اثبات. اگر $w_i(t) = \frac{p_i F_i(t)}{F(t)}$ در نظر بگیریم آن گاه $r(t) = \sum_{i=1}^k w_i(t) r_i(t)$

$$r'(t) = \sum_{i=1}^k w_i'(t) r_i(t) + \sum_{i=1}^k r_i'(t) w_i(t),$$

۷ نرخ خطر معکوس گسسته در توزیع‌های آمیخته

اگر Z یک متغیر تصادفی گسسته با تابع جرم احتمال $\pi(z_i)$ باشد که $Z = z_i$ آن گاه تابع توزیع، تابع جرم احتمال آمیخته و تابع نرخ خطر معکوس را به صورت زیر داریم:

$$F(t) = \sum_{i=1}^k F(t, z_i)\pi(z_i), \quad \text{تابع توزیع}$$

$$f(t) = \sum_{i=1}^k f(t, z_i)\pi(z_i), \quad \text{تابع جرم احتمال}$$

$$r(t) = \frac{\sum_{i=1}^k f(t, z_i)\pi(z_i)}{\sum_{i=1}^k F(t, z_i)\pi(z_i)},$$

$$= \sum_{i=1}^k r(t, z_i)\pi(z_i | t), \quad \text{نرخ خطر معکوس}$$

از طرفی داریم:

۹ خلاصه و نتیجه گیری

امروزه نرخ خطر آمیخته اهمیت ویژه‌ای در شاخه مهندسی روی فرآیندهای آبکاری^۱ و سیستم‌هایی با حداقل تعمیرات^۲ دارد. در این مقاله نرخ خطر معکوس و توزیع‌های آمیخته را در حالت یک متغیره معرفی کردیم و رفتار نرخ خطر معکوس آمیخته از دو خانواده توزیع را مورد بررسی قرار دادیم. برای مطالعه بیشتر در آینده می‌توانیم این مفاهیم را برای حالت دو متغیره و توزیع‌های وزنی بسط دهیم.

$$\begin{aligned} w'_i(t) &= w_i(t)(r_i(t) - r(t)) \\ &= w_i(t) \left(\sum_{j=1}^k w_j(t)(r_j(t) - r_i(t)) \right). \end{aligned}$$

با جایگذاری می‌توان نوشت

$$r'(t) = \sum_{i=1}^k w_i(t)r'_i(t) + \sum_{i < j} w_i(t)w_j(t)(r_i(t) - r_j(t))^2.$$

چون $0 \leq w_i(t) \leq 1$ و $r_i(t)$ افزایشی است رابطه فوق در کل وزنی بسط دهیم. افزایشی است.

مراجع

- [1] Aalen, O. O. (1998). Heterogeneity in survival analysis. *Statistical in Medicine* 7, 1121-1137.
- [2] Aalen, O. O. (1992). Modeling heterogeneity in survival analysis by the compound poisson distribution. *The Annals of Applied Probability* 2, 951-972.
- [3] Barlow, R. E., Marshall, A. W. and Proschan, F. (1963). Properties of probability distributions with monotonic hazard rate. *Annals of Statistics*, 34(3), , PP 341-350.
- [4] Block, H., Savits, T. and Singh, H. (1998). The reversed hazard rate function. *Probability in the Engineering and Information Sciences* 12:69-70.
- [5] Finkelstein, M. (2008). *Failure Rate Modeling for Reliability and Risk*. Mathematical Statistics. Springer Series in Reliability Engineering.
- [6] Gurland, J. and Sethuraman, J. (1995). How pooling failure data may reverse increasing failure rates. *Journal of the American Statistical Association*.
- [7] Kilson, J. and Sumita, U. (1982). Uniform stochastic ordering and related inequalities. *Canadian Journal of Statistics* 10:181-198.
- [8] Weiss. (1990). The biodemography of variation in human frailty. *Demography* 27, 106-185.
- [9] Xiaohu Li, Gaofeng Da, and Peng Zhao. (2010). On reversed hazard rate in general mixture models. *Statistics and Probability Letters* 80:654-661.

^۱ Burn-in

^۲ Minimal Repair