

چگالی ی احتمال، و تابع مولد III

mamwad@mailaps.org

محمد خرمی

توزیع احتمال برای مجموع چند متغیر تصادفی یکسان و نوابسته بررسی میشود. رفتار مجانی ی این توزیع، برای حالت ی که تعداد متغیرها زیاد میشود بررسی میشود و تصحیحات نسبت به توزیع گاوسی به دست میآید.

0 قراردادها

هم ان نمادگذاری و قراردادها ی [1] به کار میرود: چگالی ی احتمال برای متغیر تصادفی ی x را با ρ_x نشان میدهم.

$$\rho_x(\xi) = \langle \delta(\xi - x) \rangle. \quad (1)$$

که $\langle f(x) \rangle$ ، مقدار چشمداشتی ی $[f(x)]$ ، چنین تعریف میشود.

$$\langle f(x) \rangle = \int d\xi \rho_x(\xi) f(\xi). \quad (2)$$

از این پس فرض میکنم متغیر - تصادفیها بی که با آنها کار میکنم اسکالرند و مقادیرها ی شان حقیقی ست. میانگین x را با $[\mu(x)]$ و وردایی ی x را با $[V(x)]$ نشان میدهم:

$$\mu(x) = \langle x \rangle. \quad (3)$$

$$V(x) = \langle (x - \langle x \rangle)^2 \rangle. \quad (4)$$

یا،

$$V(x) = \langle x^2 \rangle - \langle x \rangle^2. \quad (5)$$

تابع مولد برای متغیر تصادفی ی x را با Z_x نشان میدهم:

$$Z_x(u) = \langle \exp(ux) \rangle. \quad (6)$$

دیده میشود

$$Z_x^{(m)}(0) = \mu_m(x). \quad (7)$$

که $\mu_m(x)$ گشتاور m م x است:

$$\mu_m(x) = \langle x^m \rangle. \quad (8)$$

از جمله،

$$\mu_0 = 1. \quad (9)$$

$$\mu_1 = \mu. \quad (10)$$

$$\mu_2 = V + \mu^2. \quad (11)$$

لگاریتم تابع - مولد را با W نشان میدهم:

$$W_x = \ln Z_x. \quad (12)$$

به W_x همبند-مولد x میگوییم. مشتق m در W_x را با 0 نشان می‌دهم:

$$W_x^{(m)}(0) = c_m(x). \quad (13)$$

به $c_m(x)$ همبند-گشتاور m میگوییم. رُشن است که $[c_1(x), \dots, c_m(x)]$ تابع ی وارون-پذیر از $[\mu_1(x), \dots, \mu_m(x)]$ است. از جمله دیده میشود

$$c_0 = 0. \quad (14)$$

$$c_1 = \mu. \quad (15)$$

$$c_2 = V. \quad (16)$$

کمیتها ی متناظر با متغیر - تصادفی ی $(x - \langle x \rangle)$ را با پریم نشان می‌دهم:

$$\rho'_x(\xi) = \rho_x(\xi + \langle x \rangle). \quad (17)$$

$$Z'_x(u) = \exp(-\langle x \rangle u) Z_x(u). \quad (18)$$

$$W'_x(u) = -\langle x \rangle u + W_x(u). \quad (19)$$

$$\mu'_m(x) = \mu_m(x - \langle x \rangle). \quad (20)$$

$$c'_m(x) = c_m(x - \langle x \rangle). \quad (21)$$

به (همبند-) گشتاور m $(x - \langle x \rangle)$ (همبند-) انحراف m میگوییم. دیده میشود

$$c_m = c'_m + \mu \delta_m^1. \quad (22)$$

به این ترتیب همبند-گشتاورها ی x هم ان همبند-انحرافها ی x اند، جز همبند-گشتاور اول. از جمله،

$$c'_1 = 0. \quad (23)$$

$$V' = V. \quad (24)$$

1 انحراف از توزیع گاوسی

مولدها و چگالی ی-ی-احتمال متناظر با یک توزیع گاوسی را با شاخص 0 نشان میدهم:

$$W'_0(u) = \frac{V u^2}{2}. \quad (25)$$

$$\rho'_0(\xi) = \int \frac{dk}{2\pi} \exp(ik\xi) \exp[W'_0(-ik)]. \quad (26)$$

پس،

$$\rho'_0(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi V}} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2V}\right). \quad (27)$$

همچنین،

$$W'(u) = W'_0(u) + W_1(u). \quad (28)$$

که،

$$W_1(u) = \sum_{m=3}^{\infty} \frac{c_m u^m}{m!}. \quad (29)$$

دیده میشود اگر

$$f(\xi) = \int \frac{dk}{2\pi} A(k) \exp(ik\xi) B(k), \quad (30)$$

آنگاه،

$$f = A(-iD)g. \quad (31)$$

که D مشتق-گیری ست، و

$$g(\xi) = \int \frac{dk}{2\pi} \exp(ik\xi) B(k). \quad (32)$$

به این ترتیب،

$$\rho' = \exp[W_1(-D)]\rho'_0. \quad (33)$$

2 چگالیِ احتمال برای مجموع چند متغیر تصادفیِ وابسته

متغیر تصادفی y را مجموع چند متغیر تصادفی (x_j) تعریف میکنم.

$$y = \sum_j x_j. \quad (34)$$

به این ترتیب،

$$Z_y(u) = \left\langle \exp \left(u \sum_j x_j \right) \right\rangle. \quad (35)$$

یا،

$$Z_y(u) = \left\langle \prod_j \exp(u x_j) \right\rangle. \quad (36)$$

از اینجا به بعد x_j ها را وابسته میگیرم. پس،

$$\left\langle \prod_j f_j(x_j) \right\rangle = \prod_j \langle f_j(x_j) \rangle. \quad (37)$$

که نتیجه میدهد

$$Z_y(u) = \prod_j \langle \exp(u x_j) \rangle. \quad (38)$$

یعنی،

$$Z_y(u) = \prod_j Z_{x_j}(u). \quad (39)$$

و این هم نتیجه میدهد

$$W_y(u) = \sum_j W_{x_j}(u). \quad (40)$$

دیده میشود

$$\langle y \rangle = \sum_j \langle x_j \rangle. \quad (41)$$

پس،

$$Z'_y(u) = \prod_j Z'_{x_j}(u). \quad (42)$$

$$W'_y(u) = \sum_j W'_{x_j}(u). \quad (43)$$

3 وقت ی چگالی-ی-احتمال متغیرها ی تصادفی یکسان است

گیرم چگالی-ی-احتمال متغیر- تصادفیها ی x_j یکسان است. ρ_{x_j} ها را با ρ_x نشان میدهم:

$$\rho_{x_j} = \rho_x. \quad (44)$$

تعداد x_j ها را با n نشان میدهم. رابطها ی (39) و (40) چنین میشوند.

$$Z_y = (Z_x)^n. \quad (45)$$

$$W_y = n W_x. \quad (46)$$

رابطها ی (42) و (43) هم چنین میشود.

$$Z'_y = (Z'_x)^n. \quad (47)$$

$$W'_y = n W'_x. \quad (48)$$

گشتاور اول هر یک از x_j ها را با μ ، گشتاور m هر یک از $(x_j - \langle x_j \rangle)$ ها را با μ'_m ، و وردایی ی هر یک از x_j ها را با V نشان میدهم:

$$\mu = \langle x_j \rangle. \quad (49)$$

$$\mu'_m = \langle (x_j - \langle x_j \rangle)^m \rangle. \quad (50)$$

$$V = \langle (x_j - \langle x_j \rangle)^2 \rangle. \quad (51)$$

رُشن است که V وردایی ی هر یک از $(x_j - \langle x_j \rangle)$ ها هم هست، و البته،

$$V = \mu'_2. \quad (52)$$

دیده میشود

$$W'_x(u) = \frac{V u^2}{2} + \sum_{m=3}^{\infty} \frac{c_m u^m}{m!}. \quad (53)$$

پس،

$$W'_y(u) = n \frac{V u^2}{2} + n \sum_{m=3}^{\infty} \frac{c_m u^m}{m!}. \quad (54)$$

متغیر تصادفی z را چنین تعریف میکنم.

$$z = \frac{y - \langle y \rangle}{\sqrt{n}}. \quad (55)$$

از تعریف تابع - مولد، رابطه ی (6)، دیده میشود

$$Z_z(v) = Z'_y\left(\frac{v}{\sqrt{n}}\right). \quad (56)$$

پس،

$$W_z(v) = W'_y\left(\frac{v}{\sqrt{n}}\right). \quad (57)$$

در نتیجه،

$$W_z = W_{z0} + W_{zI}. \quad (58)$$

که،

$$W_{z0}(v) = \frac{V v^2}{2}. \quad (59)$$

$$W_{zI}(v) = \sum_{m=3}^{\infty} n^{-(m-2)/2} \frac{c_m v^m}{m!}. \quad (60)$$

به این ترتیب،

$$\rho_{z0}(\zeta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi V}} \exp\left(-\frac{\zeta^2}{2V}\right). \quad (61)$$

و البته، مشابه با (33)،

$$\rho_z = \exp([W_{zI}(-D)]) \rho_{z0}. \quad (62)$$

دیده میشود وقت ی n به بینهایت میگردید، W_{zI} به صفر میگردید. و در نتیجه ρ_z به ρ_{z0} میگردید، یعنی توزیع z گاوسی میشود. رابطه ی (62) یک بسط برای ρ_z بر حسب توانها ی منفی ی n است:

$$\rho_z(\zeta) = \left[1 - n^{-1/2} \frac{c_3}{6} \left(\frac{3\zeta}{V^2} - \frac{\zeta^3}{V^3} \right) + n^{-1} \frac{c_4}{24} \left(\frac{3}{V^2} - \frac{6\zeta^2}{V^3} + \frac{\zeta^4}{V^4} \right) + \dots \right] \rho_{z0}(\zeta). \quad (63)$$

البته اینها را میشود بر حسب متغیر y هم نوشت:

$$\rho'_{y0}(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi n V}} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2nV}\right). \quad (64)$$

$$W'_{yI}(u) = n \sum_{m=3}^{\infty} \frac{c_m u^m}{m!}. \quad (65)$$

$$\rho'_y = \exp([W'_{yI}(-D)]) \rho'_{y0}. \quad (66)$$

به این ترتیب،

$$\rho'_y(\xi) = \left[1 + n^{-1} \left(-\frac{c_3}{6} \frac{3\xi}{V^2} + \frac{c_4}{24} \frac{3}{V^2} \right) + \dots \right] \rho'_{y0}(\xi). \quad (67)$$

4 مثالها

دُ مثال را بررسی میکنم. توزیع دُ-جملی و توزیع پُوسُن [2].

4.1 توزیع دُ-جملی

هر یک از x_j ها را یک متغیر - تصادفی ست که 2 مقدار a و b میگیرد، با احتمالها یی که، به ترتیب، p و q اند:

$$P_a = p. \quad (68)$$

$$P_b = q. \quad (69)$$

و البته p و q نامنفی یند و

$$p + q = 1. \quad (70)$$

به این ترتیب،

$$Z_x(u) = p \exp(au) + q \exp(bu). \quad (71)$$

از اینجا،

$$\mu = pa + qb. \quad (72)$$

$$V = pq(b-a)^2. \quad (73)$$

$$c_3 = pq(q-p)(b-a)^3. \quad (74)$$

$$c_4 = pq(1-6pq)(b-a)^4. \quad (75)$$

4.2 تَزیحِ پُوسُن

هر یک از x_j ها را یک متغیر تصادفی ست که همه ی مقادیرها ی صحیح نامنفی را میگیرد، چنان که

$$P_k = \frac{\lambda^k}{k!} \exp(-\lambda). \quad (76)$$

و البته λ مثبت است. دیده میشود

$$Z_x(u) = \exp\{\lambda [\exp(u) - 1]\}. \quad (77)$$

$$W_x(u) = \lambda [\exp(u) - 1]. \quad (78)$$

به این ترتیب،

$$W_y(u) = n \lambda [\exp(u) - 1]. \quad (79)$$

پس y هم توزیع پُوسُن [2] دارد، البته با پارامتر (n, λ) به جا ی λ . همچنین،

$$c_m = \lambda, \quad m > 1. \quad (80)$$

از جمله،

$$\mu = \lambda. \quad (81)$$

$$V = \lambda. \quad (82)$$

5 پانوشتها

[1] محمد خرمی؛ «چگالی ی احتمال، و تابع مولد I» (2021/04/24) X1-155

[2] Poisson