

확률 및 통계학

- 7장 확률변수의 함수 -

명 세인(sein@pel.smuc.ac.kr)

상명대학교 프로토콜공학연구실

목 차

- 확률변수의 변수변환
- 적률과 적률생성함수

확률변수의 변수변환

- 의미

- 확률변수를 변환하여 얻어낼 수 있는 함수의 분포
 - 둘 이상의 확률변수에 대한 확률분포를 표현 가능
- X 는 확률분포 $f(x)$ 인 이산형 확률변수이고, X 와 Y 사이에는 $Y = u(X)$ 인 1대 1 대응관계 ($w(y)$ 는 $y = u(x)$ 를 역변환)
 - $y = u(x)$ 이고, $x = w(y)$ 를 만족하는 (x, y) 는 하나만 존재
- 확률변수 X 의 함수인 새로운 확률변수 Y 의 확률분포
 - $g(y) = P(Y = y) = P[X = w(y)] = f[w(y)]$

확률변수의 변수변환

- 정리 7.1
 - 조건
 - X 는 확률분포가 $f(x)$ 인 이산형 확률변수
 - X 와 Y 사이에는 $Y = u(X)$ 인 1대1 대응관계
 - Y 의 확률분포
 - $g(y) = f[w(y)]$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.1

- X 의 확률분포가 $f(x) = \frac{3}{4} \left(\frac{1}{4}\right)^{x-1}, x = 1, 2, 3, \dots$ 인 기하분포를 따를 때, $Y = X^2$ 의 확률분포
 - X 가 가질 수 있는 값은 모두 양수이므로 x 값과 y 값 사이에는 1대 1 대응관계가 성립
 - 따라서, $y = x^2$ 을 x 에 대해 풀면 $x = \sqrt{y}$ 가 되어
- $g(y) = \begin{cases} f(\sqrt{y}) = \frac{3}{4} \left(\frac{1}{4}\right)^{\sqrt{y}-1}, y = 1, 4, 9, \dots \\ 0, \text{구간 외} \end{cases}$

확률변수의 변수변환

• 정리 7.2

• 의미

- 결합확률분포인 이산형 확률변수에 대한 변수변환
- $Y_1 = u_1(X_1, X_2)$ 와 $Y_2 = u_2(X_1, X_2)$ 로 정의되는 새로운 확률변수 Y_1, Y_2 의 결합확률분포

• 조건

- X_1 과 X_2 는 결합확률분포가 $f(x_1, x_2)$ 인 이산형 확률변수
- (x_1, x_2) 와 (y_1, y_2) 는 서로 1대 1 대응하여 식 $y_1 = u_1(x_1, x_2)$ 와 $y_2 = u_2(x_1, x_2)$ 를 x_1 과 x_2 에 대하여 풀면 유일하게, $x_1 = w_1(y_1, y_2)$ 와 $x_2 = w_2(y_1, y_2)$ 성립

• 식 - Y_1, Y_2 의 결합확률분포

- $g(y_1, y_2) = f[w_1(y_1, y_2), w_2(y_1, y_2)]$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.2

- X_1, X_2 는 각각 μ_1, μ_2 의 모수를 가지는 포아송분포를 따르는 확률변수이며, 서로 독립일 때, 새로운 확률변수 $Y_1 = X_1 + X_2$ 의 확률분포

- X_1 과 X_2 가 서로 독립이므로, (단, $x_1 = 0, 1, 2, \dots, x_2 = 0, 1, 2, \dots$)

- $$f(x_1, x_2) = f(x_1)f(x_2) = \frac{e^{-u_1} u_1^{x_1}}{x_1!} \frac{e^{-u_2} u_2^{x_2}}{x_2!} = \frac{e^{-(u_1+u_2)} u_1^{x_1} u_2^{x_2}}{x_1! x_2!}$$

- 두 번째 확률변수 $Y_2 = X_2$ 로 두고, Y_1, Y_2 을 역변환 하면, $x_1 = y_1 - y_2, x_2 = y_2$ 가 되어 정리를 이용 Y_1, Y_2 의 결합확률분포는

- $$g(y_1, y_2) = \frac{e^{-(\mu_1+\mu_2)} \mu_1^{y_1-y_2} \mu_2^{y_2}}{(y_1-y_2)! y_2!}, \text{ (단, } y_1 = 0, 1, 2, \dots, y_2 = 0, 1, 2, \dots, y_1)$$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.2

- X_1, X_2 는 각각 μ_1, μ_2 의 모수를 갖는 포아송분포를 따르는 확률변수이며, 서로 독립일 때,

새로운 확률변수 $Y_1 = X_1 + X_2$ 의 확률분포

- $x_1 > 0$ 이므로 $x_1 = y_1 - x_2$ 로 부터 x_2 즉, y_2 는 y_1 보다 작거나 같게 되며, Y_1 에 대한 주변확률분포를 구하면

$$\begin{aligned} \bullet \quad h(y_1) &= \sum_{y_2=0}^{y_1} g(y_1, y_2) = e^{-(\mu_1+\mu_2)} \sum_{y_2=0}^{y_1} \frac{\mu_1^{y_1-y_2} \mu_2^{y_2}}{(y_1-y_2)! y_2!} \\ &= \frac{e^{-(\mu_1+\mu_2)}}{y_1!} \sum_{y_2=0}^{y_1} \frac{y_1!}{y_2! (y_1-y_2)!} \mu_1^{y_1-y_2} \mu_2^{y_2} \\ &= \frac{e^{-(\mu_1+\mu_2)}}{y_1!} \sum_{y_2=0}^{y_1} \binom{y_1}{y_2} \mu_1^{y_1-y_2} \mu_2^{y_2} \end{aligned}$$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.2

- X_1, X_2 는 각각 u_1, u_2 의 모수를 갖는 포아송분포를 따르는 확률변수이며, 서로 독립일 때,
새로운 확률변수 $Y_1 = X_1 + X_2$ 의 확률분포
 - 합의 값은 $(\mu_1 + \mu_2)^{y_1}$ 의 이항전개와 같으므로, 결과 식은
 - $\frac{e^{-(\mu_1 + \mu_2)} (\mu_1 + \mu_2)^{y_1}}{y_1!}, y_1 = 0, 1, 2, \dots$
- 따라서 모수가 u_1, u_2 인 포아송분포를 따르는 서로 독립인 확률변수의 합은 $(u_1 + u_2)$ 의 모수를 갖는 포아송분포를 따름

확률변수의 변수변환

- 정리 7.3

- 의미

- 연속형 확률변수에 대한 변수변환
- X 가 연속형 확률변수일 때, 새로운 확률변수 $Y = u(X)$

- 조건

- X 는 $f(x)$ 인 연속형 확률변수
- X 와 Y 는 $Y = u(X)$ 인 1대 1 대응관계가 성립
 - 관계식 $y = u(x)$ 를 x 에 대하여 풀면, 유일하게 $x = w(y)$

- 식

- $g(y) = f[w(y)]|J|$
- $J = w'(y)$ 이며, 야코비안(Jacobian)이라고 부름

확률변수의 변수변환

• 정리 7.3

• 증명

- $y = u(x)$ 가 증가함수 이면, Y 가 a 와 b 사이에 올 때 확률변수 X 는 $w(a)$ 와 $w(b)$ 사이에 와야 하므로, Y 가 a 와 b 사이에 속할 확률은

- $P(a < Y < b) = P[w(a) < X < w(b)] = \int_{w(a)}^{w(b)} f(x) dx$

- 적분변수 x 를 y 로 변환하려면, $x = w(y)$ 의 관계로부터 $dx = w'(y)dy$ 를 얻게 되고, 적분 식에 대입하면

- $P(a < Y < b) = \int_a^b f[w(y)]w'(y)dy$

- Y 의 확률분포 $g(y)$ 는

- $g(y) = f[w(y)]w'(y) = f[w(y)]J$

- $J=w'(y)$ 는 증가함수 $y = u(x)$ 의 접선의 기울기 역수

확률변수의 변수변환

• 예제 7.3

- X 가 연속형 확률변수이고, 확률분포 $f(x)$ 가 다음과 같을 때, 확률변수 $Y = 2X - 3$ 의 확률분포

- $$f(x) = \begin{cases} \frac{12}{x}, & 1 < x < 5 \\ 0, & \text{구간 외} \end{cases}$$

- $y = 2x - 3$ 을 x 에 대해 풀면 $x = \frac{y+3}{2}$ 가 되고,

$$J = w'(y) = \frac{dx}{dy} = \frac{1}{2} \text{이며, 정리를 이용하여}$$

- $$g(y) = \begin{cases} \frac{(y+3)/2}{12} \left(\frac{1}{2} \right) = \frac{y+3}{48}, & -1 < y < 7 \\ 0, & \text{구간 외} \end{cases}$$

확률변수의 변수변환

• 정리 7.4

• 조건

- X_1, X_2 는 결합확률분포가 $f(x_1, x_2)$ 인 연속형 확률변수
- (x_1, x_2) 와 (y_1, y_2) 는 서로 1대 1 대응
 - $y_1 = u_1(x_1, x_2)$ 와 $y_2 = u_2(x_1, x_2)$ 를 x_1 과 x_2 에 대하여 풀면, 유일하게 $x_1 = w_1(y_1, y_2)$ 와 $x_2 = w_2(y_1, y_2)$ 성립

• 식

- $g(y_1, y_2) = f[w_1(y_1, y_2), w_2(y_1, y_2)]|J|$

- J 은 2×2 행렬 식

$$\bullet J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix}$$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.4

- X_1, X_2 는 연속형 확률변수이고, 결합확률분포가 다음과 같을 때, $Y_1 = X_1^2, Y_2 = X_1X_2$ 의 결합확률분포

- $f(x_1, x_2) = \begin{cases} 4x_1x_2, & 0 < x_1 < 1, 0 < x_2 < 1 \\ 0, & \text{구간 외} \end{cases}$

- $y_1 = x_1^2, y_2 = x_1x_2$ 을 각각 x_1, x_2 에 대해 풀면,
 $x_1 = \sqrt{y_1}, x_2 = \frac{y_2}{\sqrt{y_1}}$ 이므로,

- $J = \begin{vmatrix} \frac{1}{2\sqrt{y_1}} & 0 \\ -\frac{y_2}{2y_1^{\frac{3}{2}}} & \frac{1}{\sqrt{y_1}} \end{vmatrix} = \frac{1}{2y_1}$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.4

- X_1, X_2 는 연속형 확률변수이고, 결합확률분포가 다음과 같을 때, $Y_1 = X_1^2, Y_2 = X_1 X_2$ 의 결합확률분포
 - $x_1 x_2$ 평면에서 정의된 점의 집합 A 와 대응된 $y_1 y_2$ 평면에서 정의된 점의 집합 B 를 구하기 위해,
 $x_1 = 0, x_2 = 0$ 과 $x_1 = 1, x_2 = 1$ 로 놓으면,
 $y_1 = 0, y_2 = 0$ 과 $y_1 = 1, y_2 = \sqrt{y_1}$ 또는, $y_2^2 = y_1$ 이므로,
1대 1 대응
 - $A = \{(x_1, x_2) | 0 < x_1 < 1, 0 < x_2 < 1\}$
 - $B = \{(y_1, y_2) | y_2^2 < y_1 < 1, 0 < y_2 < 1\}$
- 정리를 이용한 Y_1, Y_2 의 결합확률분포
 - $g(y_1, y_2) = 4(\sqrt{y_1}) \frac{y_2}{\sqrt{y_1}} \frac{1}{2y_1} = \begin{cases} \frac{2y_2}{y_1}, & y_2^2 < y_1 < 1, 0 < y_2 < 1 \\ 0, & \text{구간 외} \end{cases}$

확률변수의 변수변환

- 정리 7.5

- 1대 1 대응관계를 만족하지 못하는 확률변수함수에 대해, 1대 1 대응관계를 갖는 상호 배반인 영역으로 분할 가능한 경우의 확률변수함수의 확률분포

- 조건

- X 는 확률분포 $f(x)$ 를 갖는 연속형 확률변수
- $Y = u(X)$ 로 변수 변환을 할 때, X 와 Y 가 1대 1 대응 관계를 만족하지 못함
- $y = u(x)$ 와 k 개의 역함수 $x_1 = w_1(y), x_2 = w_2(y), \dots, x_k = w_k(y)$ 가 각각 1대 1 대응관계를 가지도록 X 의 영역을 k 개의 상호 배반인 영역으로 분할 가능

확률변수의 변수변환

- 정리 7.5

- 식 - Y 의 확률분포

- $g(y) = \sum_{i=1}^k f[w_i(y)]|J_i|$

- 단, $J_i = w'_i(y), i = 1, 2, \dots, k$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.5

- X 가 평균이 μ , 분산이 σ^2 인 정규분포를 따를 때,
 $Y = (X - \mu)^2 / \sigma^2$ 은 자유도 1인 카이제곱분포임을 증명

- $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ 로 두면, Z 는 표준정규분포를 따르므로,

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}, -\infty < z < \infty$$

- $Y = \frac{(X - \mu)^2}{\sigma^2}$ 이 되므로 $y = z^2$ 을 z 에 대해 풀면 $z = \pm\sqrt{y}$ 이고,
 z_1, z_2 가 각각 $z_1 = -\sqrt{y}, z_2 = \sqrt{y}$ 이면, $J_1 = -\frac{1}{2\sqrt{y}}, J_2 = \frac{1}{2\sqrt{y}}$ 이
므로,

$$g(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y}{2}} \left| -\frac{1}{2\sqrt{y}} \right| + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y}{2}} \left| \frac{1}{2\sqrt{y}} \right| = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{\frac{1}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}}, y > 0$$

확률변수의 변수변환

• 예제 7.5

- X 가 평균이 μ , 분산이 σ^2 인 정규분포를 따를 때,
 $Y = (X - \mu)^2 / \sigma^2$ 은 자유도 1인 카이제곱분포임을 증명

- $g(y)$ 는 확률밀도함수 이므로

$$1 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} y^{\frac{1}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}} dy = \frac{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} \frac{y^{\frac{1}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}}}{\sqrt{2}\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)} dy = \frac{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}}$$

- 적분 값은 $\alpha = \frac{1}{2}, \beta = 2$ 인 감마분포의 면적이며, $\sqrt{\pi} = \Gamma\left(\frac{1}{2}\right)$
이므로, Y 의 확률분포는 자유도 1인 카이제곱분포

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2}\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)} y^{\frac{1}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}}, y > 0 \\ 0, \text{구간 외} \end{cases}$$

적률과 적률 생성함수

- 의미

- 적률 생성함수(Moment Generating Function)은 적률(Moment)를 구하기 위한 함수
 - 궁극적 목표는 확률변수함수의 분포를 구함

- 적률 정의

- 확률변수 X 의 원점에 대한 r 차(r th Moment About the Origin) 적률 μ'_r

- $\mu'_r = E(X^r) = \begin{cases} \sum_x x^r f(x), X \text{가 이산형인 경우} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x^r f(x) dx, X \text{가 연속형인 경우} \end{cases}$

적률과 적률 생성함수

- 적률 생성함수 정의

- 확률변수 X 의 적률생성함수 $E(e^{tX})$ 를 $M_X(t)$ 로 표기하면,

- $M_X(t) = E(e^{tX}) = \begin{cases} \sum_x e^{tx} f(x), X \text{가 이산형인 경우} \\ \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx, X \text{가 연속형인 경우} \end{cases}$

- 정리 7.6

- 확률변수 X 의 적률생성함수를 $M_X(t)$ 라 하면

- $\left. \frac{d^r M_X(t)}{dt^r} \right|_{t=0} = \mu'_r$

적률과 적률 생성함수

- 예제 7.6

- 확률변수 X 가 이항분포를 따를 때 X 의 적률생성함수를 구하고, 이를 이용하여 $\mu = np, \sigma^2 = npq$ 가 됨을 증명

- 정의로부터,

- $M_X(t) = \sum_{x=0}^n e^{tx} \binom{n}{x} p^x q^{n-x} = \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} (pe^t)^x q^{n-x}$

- 이항전개식 $(pe^t + q)^n$ 을 이용

- $\frac{dM_X(t)}{dt} = n(pe^t + q)^{n-1} pe^t$

- 그리고

- $\frac{d^2 M_X(t)}{dt^2} = np[e^t(n-1)(pe^t + q)^{n-2} pe^t + (pe^t + q)^{n-1} e^t]$

적률과 적률 생성함수

- 예제 7.6

- 확률변수 X 가 이항분포를 따를 때 X 의 적률생성함수를 구하고, 이를 이용하여 $\mu = np, \sigma^2 = npq$ 가 됨을 증명
 - 미분된 두 식에 $t = 0$ 을 대입하면
 - $\mu'_1 = np, \mu'_2 = np[(n-1)p + 1]$
 - 따라서
 - $\mu = \mu'_1 = np$
 - $\sigma^2 = \mu'_2 - \mu^2 = np(1-p) = npq$

적률과 적률 생성함수

• 예제 7.7

- 확률변수 X 가 평균이 μ , 분산이 σ^2 인 정규분포를 따를 때, X 의 적률생성함수는 $M_X(t) = \exp\left(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)$ 임을 유도

- 정의로부터,

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right] dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{x^2 - 2(\mu + t\sigma^2)x + \mu^2}{2\sigma^2}\right] dx \end{aligned}$$

- $x^2 - 2(\mu + t\sigma^2)x + \mu^2 = [x - (\mu + t\sigma^2)]^2 - 2\mu t\sigma^2 - t^2\sigma^4$ 로 두면,

$$M_X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{[x - (\mu + t\sigma^2)]^2 - 2\mu t\sigma^2 - t^2\sigma^4}{2\sigma^2}\right\} dx$$

적률과 적률 생성함수

• 예제 7.7

- 확률변수 X 가 평균이 μ , 분산이 σ^2 인 정규분포를 따를 때, X 의 적률생성함수는 $M_X(t) = \exp\left(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)$ 임을 유도

- $x^2 - 2(\mu + t\sigma^2)x + \mu^2 = [x - (\mu + t\sigma^2)]^2 - 2\mu t\sigma^2 - t^2\sigma^4$ 로 두면,

$$= \exp\left(\frac{2\mu t + \sigma^2 t^2}{2}\right) \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{[x - (\mu + t\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}\right\} dx$$

- 여기서 $w = \frac{[x - (\mu + t\sigma^2)]}{\sigma}$ 로 치환하면, $dx = \sigma dw$ 이므로

$$M_X(t) = \exp\left(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right) \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-w^2} dw$$

적률과 적률 생성함수

- 예제 7.7

- 확률변수 X 가 평균이 μ , 분산이 σ^2 인 정규분포를 따를 때, X 의 적률생성함수는 $M_X(t) = \exp\left(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)$ 임을 유도
 - 적분 부분이 표준정규분포의 면적으로 1값이 됨 따라서,

$$M_X(t) = \exp\left(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)$$

적률과 적률 생성함수

- 정리 7.7 – 유일성 정리

- 두 확률변수 X 와 Y 의 적률생성함수가 각각 $M_X(t), M_Y(t)$ 일 때, 모든 t 값에 대해 $M_X(t) = M_Y(t)$ 이면 X 와 Y 는 같은 확률분포

- 정리 7.8

- $M_{X+a}(t) = e^{at} M_X(t)$

- 정리 7.9

- $M_{aX}(t) = M_X(at)$

적률과 적률 생성함수

- 정리 7.10

- 확률변수 X_1, X_2, \dots, X_n 이 서로 독립이며, 각각의 적률생성함수가 $M_{X_1}(t), M_{X_2}(t), \dots, M_{X_n}(t)$ 이고, $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ 이면, Y 의 적률생성함수는 $M_Y(t) = M_{X_1}(t)M_{X_2} \dots M_{X_n}(t)$

감사합니다!