

3장 연속형분포

1. 연속형 확률분포
2. 균일 분포
3. 지수 분포
4. 감마 함수와 감마 분포
5. 베타 분포와 카이제곱 분포
6. 정규 분포

- 1 -

1. 연속형 확률분포

[정의 3.1-1] 연속형 확률변수의 밀도함수 는 다음의 성질을 갖는 함수이다.

(a) $0 \leq f(x, y) \leq 1$

(b) $\sum_{(x,y) \in \mathbb{R}^2} f(x, y) = 1$

(c) $P[(X, Y) \in A] = \sum_{(x,y) \in A} f(x, y)$

확률 $P(a < X < b)$ 는 밀도함수 $f(x)$ 의 그래프, x 축, $x=a$, $x=b$ 로 둘러싸인 면적이다.

[정의 3.1-2] 연속인 확률변수의 분포함수는 다음과 같이 정의된다.

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt.$$

[연속형 확률변수의 성질]

(1) $P(X=b)=0$; 이산형 확률변수와 연속형 확률변수와의 차이점

(2) $F'(x)=f(x)$

(3) $P(a < X < b) = P(a < X \leq b) = P(a \leq X < b) = P(a \leq X \leq b) = F(b) - F(a)$

[정의 3.1-3]

(a) 평균: $\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$

(b) 분산: $\sigma^2 = Var(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x) dx = E(X^2) - \mu^2$

(c) 적률생성함수: $M(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx, -h < t < h$

(d) 누가적률함수: $R(t) = \ln M(t)$

$$\mu = R'(0), \sigma^2 = R''(0)$$

- 2 -

[예 3.1-1] 확률변수 X 를 pdf가 $g(x)=2x$, $0 < x < 1$ 인 연속확률변수라고 하면 X 의 분포함수는 아래와 같다.

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \int_0^x 2t dt = x^2, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & 1 \leq x \end{cases}$$

$$P\left(\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{3}{4}\right) = F\left(\frac{3}{4}\right) - F\left(\frac{1}{2}\right) = \left(\frac{3}{4}\right)^2 - \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{5}{16},$$

$$P\left(\frac{1}{4} \leq X < 2\right) = F(2) - F\left(\frac{1}{4}\right) = 1 - \left(\frac{1}{4}\right)^2 = \frac{15}{16}.$$

[예 3.1-2] 확률변수 X 를 pdf가 다음과 같을 때 X 의 평균과 분산을 구하라.

$$f(x) = \begin{cases} xe^{-x}, & 0 \leq x < \infty \\ 0, & o/w \end{cases}$$

풀이> 확률변수 X 의 적률생성함수

$$\begin{aligned} M(t) &= \int_0^{\infty} e^{tx} \cdot xe^{-x} dx = \int_0^{\infty} x \cdot e^{-(1-t)x} dx \\ &= \left[-\frac{xe^{-(1-t)x}}{1-t} - \frac{e^{-(1-t)x}}{(1-t)^2} \right]_0^{\infty} \\ &= \frac{1}{(1-t)^2}, \quad t < 1. \end{aligned}$$

누가적률 $R(t) = \ln M(t) = -2 \ln(1-t)$,

$$R'(t) = \frac{2}{1-t}, \quad R''(t) = \frac{2}{(1-t)^2}.$$

평균과 분산 $\mu = R'(0) = 2$, $\sigma^2 = R''(0) = 2$.

2. 균일분포

[정의 3.2-1] 확률변수 X 를 pdf가 구간 $[a, b]$ 에서

$$f(x) = \frac{1}{b-a}, \quad a \leq x \leq b$$

로 주어졌을 때 X 는 균일분포(Uniform distribution)를 갖는다: $X \sim U(a, b)$

확률변수 X 의 한 점을 랜덤하게 구간 $[a, b]$, $-\infty < a < b < \infty$ 에서 뽑았을 때 그 점이 구간 $[a, x]$, $a \leq x < b$ 에 들어 있을 확률은 $(x-a)/(b-a)$ 이다.

$$X \text{의 분포함수 } F(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x < b, \\ 1, & b \leq x. \end{cases}$$

분변수 X 는 연속확률변수이므로 $F'(x)$ 가 존재한다면 $F'(x) = f(x) = 1/(b-a)$.

[정리 3.2-1] 확률변수 X 가 균일분포를 가질 때, X 의 적률생성함수, 평균과 분산

$$M(t) = \begin{cases} \frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b-a)}, & t \neq 0, \\ 1, & t = 0. \end{cases} \quad E(X) = \frac{a+b}{2}, \quad Var(X) = \frac{1}{12}(b-a)^2.$$

$$\begin{aligned} \text{증명>} t \neq 0 \text{ 일 때 } M(t) &= E[e^{tX}] = \int_a^b e^{tx} \cdot \frac{1}{b-a} dx = \left[\frac{e^{tx}}{t(b-a)} \right]_a^b = \frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b-a)} \\ t = 0 \text{ 일 때 } M(0) &= E[e^0 \cdot X] = E[1] = 1 \end{aligned}$$

평균과 분산은 적률생성함수를 이용하는 것보다는 정의에서 직접구하는 것이 편리

$$E(X) = \int_a^b x \cdot \frac{1}{(b-a)} dx = \frac{a+b}{2},$$

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \int_a^b x^2 \cdot \frac{1}{(b-a)} dx - \left[\frac{(a+b)}{2} \right]^2 = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

[정의 3.2-2] 확률변수 X 를 pdf가 아래와 같이 주어질 때, X 는 표준균일분포

$$f(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x < 1, \\ 0, & o/w. \end{cases} \quad X \sim U(0, 1)$$

[참고] 확률변수 U 가 균일분포 $U(0, 1)$ 을 갖는다면 U 의 일차변환

$$X = a + (b-a)U$$

는 균일분포 $U(a, b)$ 를 갖게 되며, 역으로 확률변수 X 가 균일분포 $U(0, 1)$ 을 갖는다면 X 의 일차변환

$$U = \frac{X-a}{b-a}$$

는 균일분포 $U(0, 1)$ 을 갖게 된다.

[정리 3.2-2] (확률 적분 변환(Probability integral transformation))

- (1) $F(x)$ 가 연속형 확률변수의 누적분포함수일 때, 확률변수 $U = F(X)$ 는 표준균일분포 $U(0,1)$ 를 따르게 된다.
 (2) 역으로 확률변수 U 가 표준균일분포 $U(0,1)$ 를 따를 때, 확률변수 $X = F^{-1}(U)$ 의 누적분포함수는 $F(X)$ 이다.

증명> (1) $P[U \leq u] = P[F(X) \leq u] = P[X \leq F^{-1}(u)] = FF^{-1}(u) = u$
 $P[X \leq x] = P[F^{-1}(U) \leq x] = P[U \leq F(x)] = F(x)$,
 확률변수 X 의 누적분포함수가 $F(x)$ 임을 보여준다.

[예 3.2-1] 확률변수 X 의 pdf가 $f(x) = 1/2\sqrt{x}, 0 < x < 1$ 로 주어진다면 X 의 누적분포함수는 $F(x) = \sqrt{x}, 0 < x < 1$ 이 된다. 지금 Y 를 표준균일분포 $U(0,1)$ 을 따르는 확률변수라고 하자. 위의 정리를 이용하기 위해 $Y = F(x) = \sqrt{x}$ 라 두면 $Y^2 = x$ 의 밀도함수와 분포함수는 암호에서 주어진 바와 같다. 부연하여 설명하자면, y 가 구간 $(0,1)$ 에서 균일하게 생성되는 난수(Random number)라고 하면 생성된 난수의 제곱인 y^2 은 앞에서 주어진 분포에서의 난수가 된다.

[예 3.2-2] 확률변수 X 의 분포함수가 $F(x) = \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda x}, x > 0$ 로 주어졌다고 하자. $U = 1 - e^{-\lambda X}$ 로 두면

$$X = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - U) \approx -\frac{1}{\lambda} \ln U.$$

- $U = F(X)$ 는 [정리 3.2-2]에서 표준균일분포 $U(0,1)$ 을 따르게 되므로 표준균일분포에서 생성된 난수의 $-\log$ 값을 λ 로 나누어서 만들어진 난수는 확률변수 X 의 분포(모수가 λ 인 지수분포)에서 생성된 난수로 보면 된다.
- U 가 표준균일분포를 따르면 $1 - U$ 도 표준균일분포 $U(0,1)$ 을 따르게 된다.

3. 지수분포

X 를 평균이 λt 인 포아송 분포를 따르는 확률변수라고 하면 시간 $(0, t)$ 에서 사건이 전혀 일어나지 않을 확률

$$P[X = 0] = e^{-\lambda t}$$

$$P[T > t] = P[\text{시간 } (0, t) \text{에서 사건이 발생치 않음}] \\ = P[X = 0] = e^{-\lambda t}, \quad t > 0$$

확률변수 T 는 연속확률변수로 볼 수 있으며 T 의 분포함수는

$$F(t) = P[T \leq t] = 1 - P[T > t] = 1 - e^{-\lambda t}$$

[정의 3.3-1] 확률변수 X 를 pdf가

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x > 0, \lambda > 0$$

으로 주어질 때, X 는 모수가 λ 인 지수분포(Exponential distribution)를 갖는다.

[정리 3.3-1] 확률변수 X 는 모수가 λ 인 지수 분포를 갖는다고 하자. X 의 적률생성함수, 평균, 분산

$$M(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t}, \quad t < \lambda, \quad E(X) = \frac{1}{\lambda}, \quad \text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}.$$

증명>

$$M(t) = \int_0^\infty e^{tx} \cdot f(x) dx = \int_0^\infty e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \int_0^\infty \lambda e^{(t-\lambda)x} dx \\ = \left[\frac{\lambda}{t-\lambda} e^{(t-\lambda)x} \right]_0^\infty = \frac{\lambda}{\lambda - t}$$

$$\text{따라서, } M(t) = \frac{1/\lambda}{(1-t/\lambda)^2}, \quad M'(t) = \frac{2/\lambda^2}{(1-t/\lambda)^3} \text{이므로 } E(X) = M'(0) = \frac{1}{\lambda},$$

$$E(X^2) = M''(0) = \frac{2}{\lambda^2}, \quad \text{Var}(X) = M''(0) - [E(X)]^2 = \frac{1}{\lambda^2} \text{이다.}$$

단위시간에 발생하는 평균사건수 λ 로 두었을 때, 하나의 사건이 일어날 때까지 기다리는 시간의 평균은 $1/\lambda$ 이고 분산은 $1/\lambda^2$

[예 3.3-1] 시간당 평균 20명의 손님이 노래방에 들어온다고 했을 때, 첫 손님이 오는 데 주인이 5분 이상 기다릴 확률은 얼마인가?

풀이>

확률변수 X 를 첫 손님이 들어올 때까지 주인이 기다리는 시간(단위: 분)이라고

하면 $\lambda = 1/3$ 은 분당 들어오는 손님의 기대값이다. 따라서 X 의 밀도함수가

$$f(x) = \frac{1}{3} e^{-\frac{1}{3}x}, \quad 0 \leq x < \infty$$

이므로 구하는 확률은 아래와 같다.

$$P(X > 5) = \int_5^{\infty} \frac{1}{3} e^{-\frac{1}{3}x} dx = e^{-\frac{5}{3}} = 0.189.$$

[정리 3.3-2] (지수분포의 건망성(혹은 망각성, Memoryless property))

확률변수 X 가 모수 λ 인 지수분포를 따를 때,

$$P[X > y + x | X > x] = P[X > y], \quad x, y > 0$$

이 성립하며 이 성질은 지수분포의 건망성이라고 한다.

증명> $P[X > y + x | X > x] = \frac{P[X > y + x]}{P[X > x]} = \frac{e^{-\lambda(y+x)}}{e^{-\lambda x}} = e^{-\lambda y} = P[X > y].$

[예 3.3-2] 전구의 수명은 평균 사용시간이 500시간인 지수분포를 따른다고 한다. 확률변수 X 를 전구의 수명이라고 하면

$$P[X > t] = \int_t^{\infty} \frac{1}{500} e^{-\frac{x}{500}} dx = e^{-\frac{t}{500}}$$

를 얻는다. 어떤 전구가 현재까지 300시간 작동하였다면 앞으로 600시간을 더 사용할 수 있는 확률은 얼마인가?

풀이> 구하는 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P[X > 600 + 300 | X > 300] &= \frac{P[(X > 900) \cap (X > 300)]}{P[X > 300]} = \frac{P[X > 900]}{P[X > 300]} \\ &= \frac{e^{-9/5}}{e^{-3/5}} = e^{-6/5}. \end{aligned}$$

[참고] 건망성은 지수분포뿐만 아니라 기하분포도 갖고 있는 성질이다.