

## 제1장 기초통계이론

## 1.3 확률변수와 확률표본

## 1.3.4 확률변수들의 선형결합

## 1. 적률생성함수(moment generating function: m.g.f.)

(1) 정의: 확률변수  $Y$ 의 적률생성함수

$$M_Y(t) = E[e^{tY}], \text{ 여기서 } |t| < h, h > 0$$

※ 적률생성함수는  $Y$ 의 함수가 아니라,  $t$ 의 함수다.

(2) 멱급수전개(power series expansion)에 의하면

$$M_Y(t) = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\mu_j t^j}{j!}, \text{ 여기서 } \mu_j = E(Y^j): j\text{-번째 적률}$$

(3) 테일러전개(Taylor expansion)를 사용하면

$$\begin{aligned} M_Y(t) &= E[e^{tY}] = E\left[1 + tY + \frac{t^2 Y^2}{2!} + \frac{t^3 Y^3}{3!} + \dots\right] = 1 + tE(Y) + \frac{t^2}{2!}E(Y^2) + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\mu_j t^j}{j!} \end{aligned}$$

$$\frac{\partial}{\partial t} M_Y(t) = M_Y^{(1)}(t) = E(Y) + tE(Y^2) + \frac{t^2}{2}E(Y^3) + \dots$$

$$M_Y^{(1)}(0) = E(Y) = \mu_1: 1\text{-차 적률(the first moment)}$$

$$\frac{\partial^2}{\partial t^2} M_Y(t) = E(Y^2) + tE(Y^3) + \dots$$

$$M_Y^{(2)}(0) = E(Y^2) = \mu_2: 2\text{-차 적률(the second moment)}$$

$$\text{일반화하면, } M_Y^{(j)}(0) = E(Y^j) = \mu_j: j\text{-차 적률(the j-th moment)}$$

## 2. 확률변수들의 선형결합

(1) 확률변수  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ 의 선형결합:  $\sum_{i=1}^n a_i Y_i = a_1 Y_1 + a_2 Y_2 + \dots + a_n Y_n$

※ 이 선형함수도 하나의 확률변수다.

(2) 기댓값

$$E\left(\sum_{i=1}^n a_i Y_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(Y_i) = a_1 E(Y_1) + a_2 E(Y_2) + \dots + a_n E(Y_n)$$

(3) 분산

$$Var\left(\sum_{i=1}^n a_i Y_i\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i a_j Cov(Y_i, Y_j)$$

만약  $Y_i$ 들이 서로 독립이면  $Cov(Y_i, Y_j) = 0 (i \neq j)$ 이므로

$$Var\left(\sum_{i=1}^n a_i Y_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i^2 Var(Y_i)$$

더 일반적인 경우로

확률변수  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ 들의 두 선형함수  $\sum_{i=1}^n a_i Y_i$ 와  $\sum_{i=1}^n b_i Y_i$  간의 공분산은

$$Cov\left(\sum_{i=1}^n a_i Y_i, \sum_{j=1}^n b_j Y_j\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i b_j Cov(Y_i, Y_j)$$

만약  $Y_i$ 들이 서로 독립이면

$$Cov\left(\sum_{i=1}^n a_i Y_i, \sum_{i=1}^n b_i Y_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i b_i Var(Y_i)$$

(3) 적률과의 관계

$$\begin{aligned} E[Y - E(Y)]^2 &= E[Y^2 - 2YE(Y) + E^2(Y)] \\ &= E(Y^2) - 2E(Y)E(Y) + E^2(Y) \\ &= E(Y^2) - E^2(Y) \end{aligned}$$

여기서,  $E(Y^2)$ : 2차 적률

$E^2(Y)$ : 1차 적률의 제곱

### 1.3.5 이산확률분포

#### 1. 이항분포(binomial distribution)

##### (1) 이항분포(binomial distribution)

$n$ : 베르누이 시행의 횟수	확률변수 $X$ : 이항확률변수 확률변수 $X$ 의 분포: 이항분포
$p$ : 성공확률	
$X$ : $n$ 번 시행에서 성공한 횟수	
$f(x)=P[X=x]=\binom{n}{x}p^xq^{n-x}, \ x=0,1,\cdots,n$	
m.g.f. $M_X(t)=E[e^{tx}]=\sum_{x=1}^ne^{tx}\binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x}=\sum_{x=1}^n\binom{n}{x}(pe^t)^x(1-p)^{n-x}$ $=[pe^t+(1-p)]^n$	
<ul style="list-style-type: none"><li>▶ 평균(mean)=<math>np</math></li><li>▶ 분산(variance)=<math>npq</math> 여기서, <math>q=1-p</math></li><li>▶ 표준편차(standard deviation)=<math>\sqrt{npq}</math></li></ul>	
cf) 1차 적률 $E(X)=M_X^{(1)}(0)$ $M_X^{(1)}(t)=n[pe^t+(1-p)]^{n-1}pe^t$ $M_X^{(1)}(0)=n[pe^0+(1-p)]^{n-1}pe^0=np$	

(2) 누적이항분포표(cumulative binomial distribution table),  $(n, p)$ 가 주어지면 표에서 각  $c$ 에 해당하는 값은 아래 누적확률을 나타낸다.

$$P[X \leq c] = \sum_{x=0}^c f(x)$$

이항분포

$x$	$f(x)$
0	$f(0)$
1	$f(1)$
2	$f(2)$
$\vdots$	$\vdots$
$n$	$f(n)$
합계	1

누적이항분포표

$c$	$P[X \leq c] = \sum_{x=0}^c f(x)$
0	$f(0)$
1	$f(0) + f(1)$
2	$f(0) + f(1) + f(2)$
$\vdots$	$\vdots$
$n$	$f(0) + f(1) + f(2) + \dots + f(n) = 1$

**[예제]** 근육통을 치료하는 새로운 방법이 50%의 성공률을 거두는 것으로 알려져 있다. 15명의 환자를 대상으로 치료했을 때 다음의 확률은 얼마인가?

- ① 기껏해야 6명이 치료될 것이다.
- ② 6명 이상 10명 이하가 치료될 것이다.
- ③ 12명 이상 치료될 것이다.

**【풀이】**

확률변수  $X$ : 치료된 환자의 수,  $n=15$ 이고  $p=0.5$ 인 이항분포를 따른다.

- ①  $P[X \leq 6] = 0.304$
- ②  $P[6 \leq X \leq 10] = f(6) + f(7) + f(8) + f(9) + f(10)$   
 $= P[X \leq 10] - P[X \leq 5] = 0.941 - 0.151 = 0.790$
- ③  $P[X \geq 12] = 1 - P[X \leq 11] = 1 - 0.982 = 0.018$

**[예제]**  $n=3$ 이고  $p=0.5$ 인 이항분포의 평균과 표준편차를 구하라.

**【풀이】**

- ☺ 평균  $= np = 3 \times 0.5 = 1.5$
- ☺ 표준편차  $= \sqrt{npq} = \sqrt{3 \times 0.5 \times 0.5} = \sqrt{0.75} = 0.866$

## 2. 포아송분포(Poisson distribution)

양의 실수 $\lambda$ 에 대하여 확률질량함수가 다음과 같은 확률변수 $X$ 의 확률분포 $X \sim P(\lambda)$
$f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}, \quad x = 0, 1, \dots$
m.g.f. $M_X(t) = E[e^{tx}] = \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(\lambda e^t)^x}{x!} = e^{-\lambda} e^{\lambda e^t} = \exp[\lambda(e^t - 1)]$
<ul style="list-style-type: none"> <li>▸ 평균(mean) = <math>\lambda</math></li> <li>▸ 분산(variance) = <math>\lambda</math></li> <li>▸ 표준편차(standard deviation) = <math>\sqrt{\lambda}</math></li> </ul> cf) 1차 적률 $E(X) = M_X^{(1)}(0)$ $M_X^{(1)}(t) = \lambda e^t \cdot \exp[\lambda(e^t - 1)]$ $M_X^{(1)}(0) = \lambda e^0 \cdot \exp[\lambda(e^0 - 1)] = \lambda$

**[예제]** 어떤 공정라인에서 생산된 제품의 불량률은 0.05이다. 이 공정라인에서 생산된 제품 20개를 임의로 선정했을 때, 다음을 구하라.

- ① 1개 이하의 불량품이 나올 확률
- ② 포아송분포에 의한 ①의 근사확률

**【풀이】**

- ①  $X$ : 불량품의 수,  $X \sim B(20, 0.05)$

$$P(X=1) = P(X \leq 1) - P(X=0) = 0.7358 - 0.3585 = 0.3773$$

- ②  $n = 20, p = 0.05 \rightarrow X$ 는  $\mu = 1$ 인 포아송분포에 근접한다.

$\Rightarrow$  포아송분포에 의한 ①의 근사확률은

$$P(X=1) = P(X \leq 1) - P(X=0) = 0.736 - 0.368 = 0.368$$

### 1.3.6 정규분포

#### 1. 정규분포

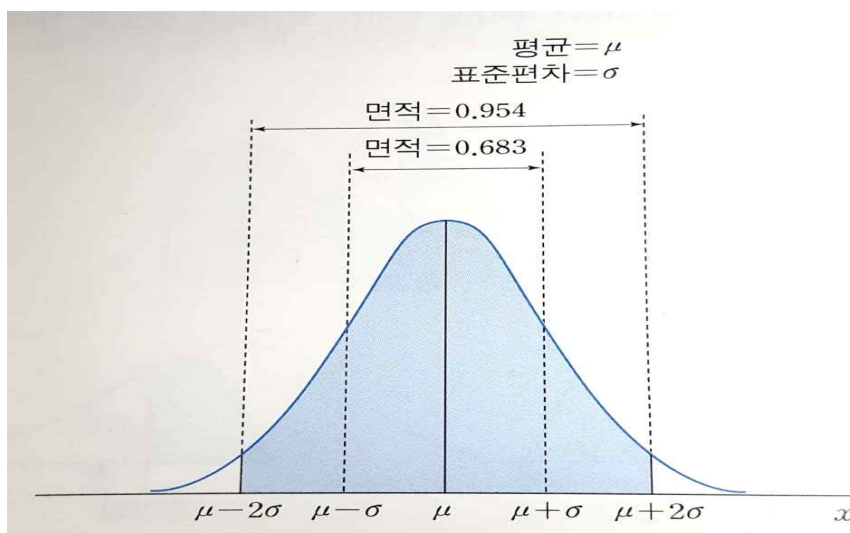
(1) 정규분포는 Pierre Laplace와 Carl Gauss에 의해 발전되었다.

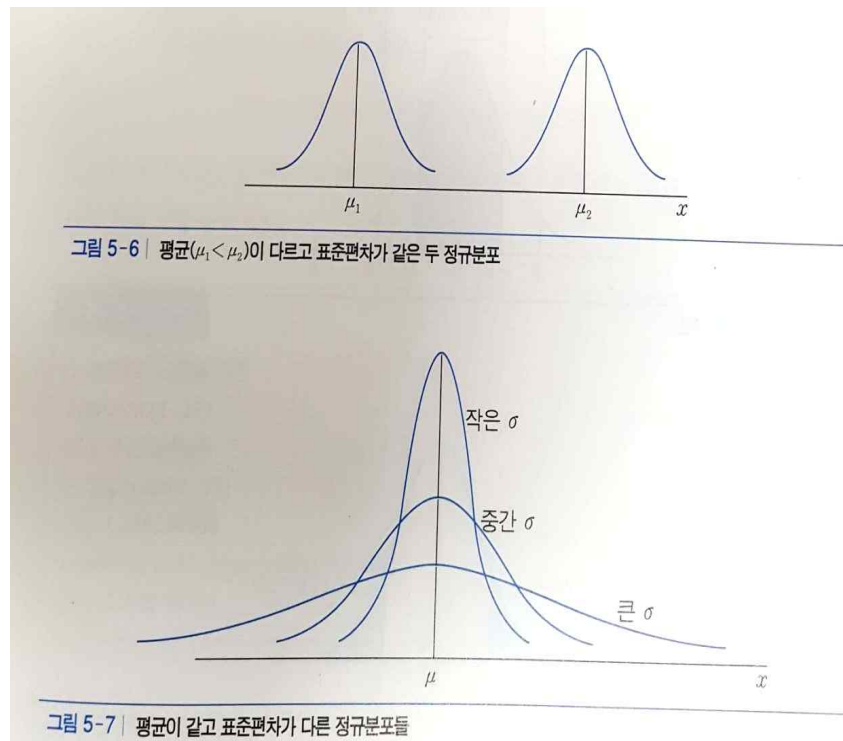
(2) 정규분포의 확률밀도함수

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \quad -\infty < x < \infty, \quad \pi = 3.1416, \quad e = 2.7183$$

(3) 정규분포의 그림





## 2. 표준정규분포

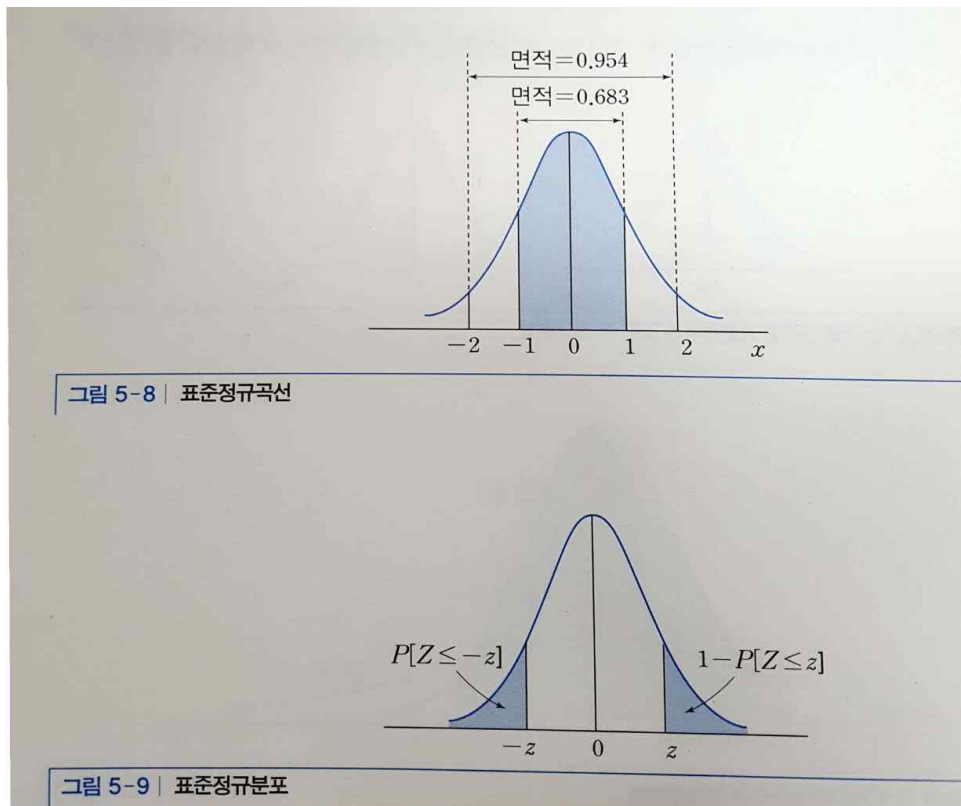
### (1) 표준정규분포의 정의

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

### (2) 공식

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$P[a \leq X \leq b] = P\left[\frac{a - \mu}{\sigma} \leq Z \leq \frac{b - \mu}{\sigma}\right] \quad \text{where } Z \sim N(0, 1)$$



[예제]

$P[Z \leq 1.37]$  과  $P[Z > 1.37]$  은 얼마인가?

【풀이】

$$P[Z \leq 1.37] = 0.9147$$

$$P[Z > 1.37] = 1 - P[Z \leq 1.37] = 1 - 0.9147 = 0.0853$$

[예제]

$P[Z > z] = 0.025$ 를 만족하는  $z$ 를 찾아라.

【풀이】

$$P[Z < z] = 1 - 0.025 = 0.975$$

표준정규분포표에서 0.975에 해당하는 주변값을 찾으면  $z = 1.96$ 이다.

### 3. 정규분포의 확률계산

$X$ 가  $N(\mu, \sigma^2)$ 를 따르면 표준화된 변수

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

는 표준정규분포  $N(0, 1)$ 을 따른다.

**[예제]**

$X$ 가 정규분포  $N(60, 4^2)$ 을 따를 때  $P[55 \leq X \leq 63]$ 을 구하라.

**【풀이】**

$$\text{표준화된 변수: } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{X - 60}{4}$$

$$X = 55 \text{인 경우: } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{55 - 60}{4} = -1.25$$

$$X = 63 \text{인 경우: } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{63 - 60}{4} = 0.75$$

$$P[55 \leq X \leq 63] = P[-1.25 \leq Z \leq 0.75]$$

$$= P[Z \leq 0.75] - P[Z \leq -1.25] = 0.7734 - 0.1056 = 0.6678$$

$X$ 가  $N(\mu, \sigma^2)$ 를 따르면

$$P[a \leq X \leq b] = P\left[\frac{a - \mu}{\sigma} \leq Z \leq \frac{b - \mu}{\sigma}\right]$$

여기서  $Z$ 는 표준정규분포이다.

**[예제]**

점심식사로 곁들여 먹는 상추의 칼로리가 평균 200이고 표준편차가 5인 정규분포를 한다고 하자. 다음의 확률은 얼마인가?

(1) 208 칼로리가 넘는다.

**【풀이】**

$$X: \text{상추의 칼로리, } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{X - 200}{5}$$

$$X = 208 \text{인 경우: } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{208 - 200}{5} = 1.6$$

$$P[X > 208] = P[Z > 1.6] = 1 - P[Z \leq 1.6] = 1 - 0.9452 = 0.0548$$

(2) 190과 200 칼로리 사이에 있다.

**【풀이】**

$$X = 190 \text{인 경우: } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{190 - 200}{5} = -2.0$$

$$X = 200 \text{인 경우: } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{200 - 200}{5} = 0.0$$

$$P[190 \leq X \leq 200] = P[-2.0 \leq Z \leq 0.0] = 0.5 - P[Z \leq -2.0] = 0.5 - 0.0228 = 0.4772$$



#### 4. 이항분포의 정규근사

$np$ 와  $n(1-p)$ 가 모두 클 때, 즉 15보다 클 때, 이항분포는 평균= $np$ 와 표준편차= $\sqrt{np(1-p)}$ 를 갖는 정규분포에 의해 잘 근사된다. 즉,

$$Z = \frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}}$$

는 근사적으로  $N(0, 1)$ 을 따른다.

#### 1.3.7 정규분포와 관련된 연속확률분포

##### 1. 카이제곱분포

##### (1) 카이제곱분포( $\chi^2$ -distribution)

$X_1, X_2, \dots, X_n$ : 정규모집단  $N(\mu, \sigma^2)$ 으로부터의 확률표본

$$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 / (n-1)}{\sigma^2 / (n-1)} = \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} : \text{자유도 } n-1 \text{인 } \chi^2 \text{분포}$$

$$\text{여기서, } s^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

##### (2) 카이제곱분포의 확률밀도곡선의 성질

$$P(\chi^2 \geq \chi^2_{\alpha}(r)) = \alpha \quad \text{여기서, } r = n-1: \text{자유도}$$

- ① 양의 값만 가진다.
- ② 비대칭이고 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진다.
- ③ 확률밀도곡선의 모양은 자유도에 따라 달라진다.

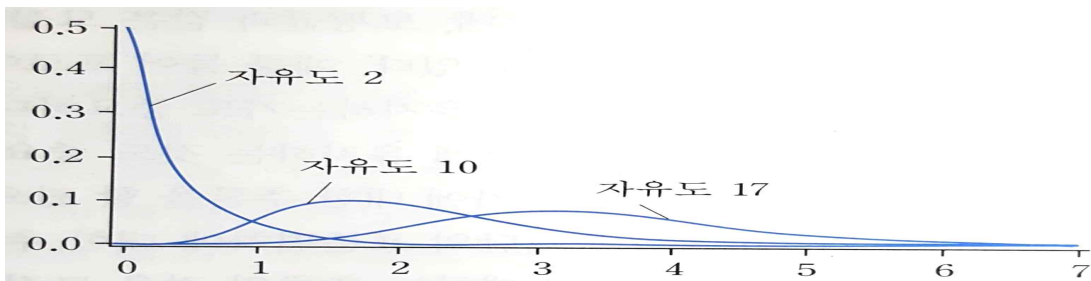


그림 11-5 자유도 2, 10, 17인  $\chi^2$  분포

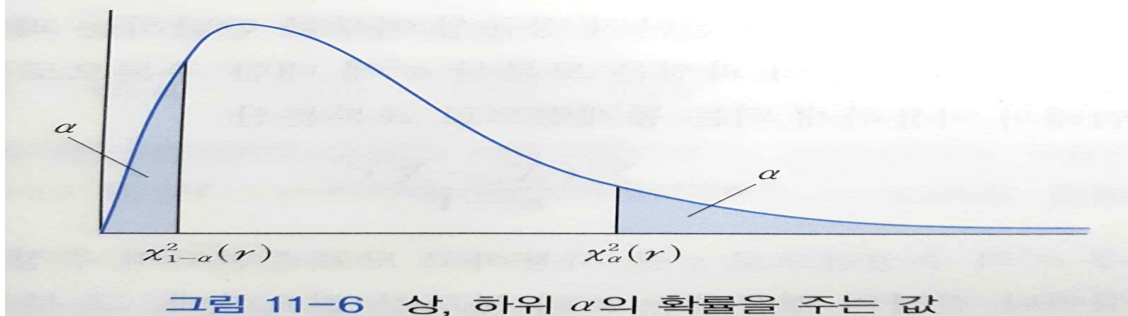


그림 11-6 상, 하위  $\alpha$ 의 확률을 주는 값

**예제 6**  $\chi^2$  분포표에서 자유도가 17인  $\chi^2$  분포의 상, 하위 5%의 확률을 주는 값을 찾아라.

**풀이** ▶ 아래와 같이 발췌된  $\chi^2$  분포표로부터 상위 5%의 확률을 주는 값은  $\chi^2_{0.05}(17)=27.59$  이고, 하위 5%의 확률을 주는 값은  $\chi^2_{0.95}(17)=8.67$ 이다.

$\alpha$	· · ·	0.95	· · ·	0.05
자유도				
·		·		·
17	· ·	8.67	· · ·	27.59
·	· ·	·	· · ·	·

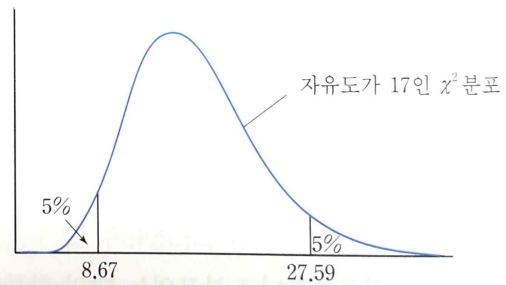


그림 11-7 상, 하위 5%의 확률을 주는 값

**[예제]**

자유도가 9인 카이제곱분포의 상위 5백분위수와 하위 5백분위수를 구하라.

**【풀이】**

$$\chi^2_{\alpha}(d.f.) = \chi^2_{0.05}(9) = 16.92$$

$$\chi^2_{\alpha}(d.f.) = \chi^2_{0.95}(9) = 3.33$$

## 2. $t$ -분포

(1)  $t$ -분포 (W. S. Gosset, 1908)

□  $X_1, X_2, \dots, X_n$ : 정규모집단  $N(\mu, \sigma^2)$ 에서 추출된 확률표본이고

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1} \quad \text{이면,}$$

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} : \text{자유도가 } n-1 \text{인 } t\text{-분포, } T \sim t(n-1)$$

□  $Z \sim N(0, 1), X \sim \chi^2(n), \quad Z, X$ : 독립

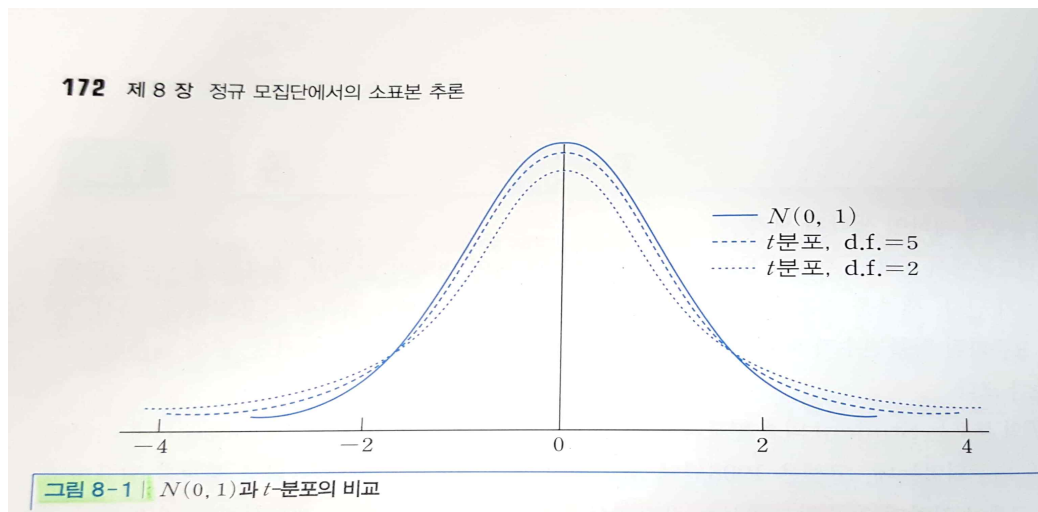
$$T = \frac{Z}{\sqrt{X/n}} : \text{자유도가 } n \text{인 } t\text{-분포, } T \sim t(n)$$

(2)  $t$ -분포의 확률밀도곡선의 성질

□  $t=0$ 을 중심으로 대칭

□  $N(0, 1)$ 의 확률밀도곡선에 비해 두꺼운 꼬리를 가진다.

□ 자유도  $(n-1)$ 가 커짐에 따라  $t$ -분포의 확률밀도곡선은  $N(0, 1)$ 의 확률밀도곡선에 가까워진다.



[예제]

부록 [표 3]의  $t$ -분포표를 이용하여 자유도 5인  $t$ -분포의 상위 10%점과 하위 10%점을 구하라.

【풀이】

$$t_{0.10}(5) = 1.476, \quad -t_{0.10}(5) = -1.476$$

[예제]

확률변수  $T$ 가 자유도 9인  $t$ -분포를 따를 때  $P[-b < T < b] = 0.90$ 을 만족시키는 값  $b$ 를 구하라.

【풀이】  $\alpha = 0.05, d.f. = 9 \rightarrow t_{0.05}(9) = 1.833 \Rightarrow \therefore b = 1.833$

### 3. $F$ -분포

(1) 중심(central)  $F$ -분포

$$X_1 \sim \chi^2(n_1), X_2 \sim \chi^2(n_2), \quad X_1, X_2: \text{독립}$$

$$F = \frac{X_1/n_1}{X_2/n_2} \sim F(n_1, n_2)$$

(2) 비중심(non-central)  $F$ -분포

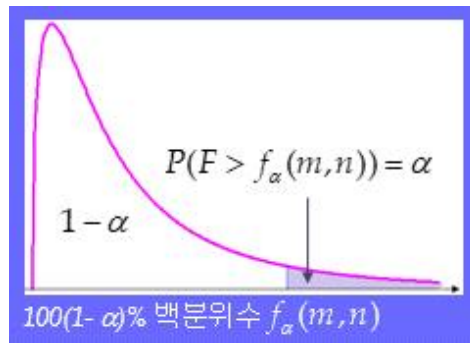
$$X_1 \sim \chi^2(n_1: \lambda): \text{비중심 카이제곱분포}$$

$$X_2 \sim \chi^2(n_2): \text{중심 카이제곱분포}$$

$$X_1, X_2: \text{독립}$$

$$F = \frac{X_1/n_1}{X_2/n_2} \sim F(n_1, n_2)$$

: 자유도가  $n_1, n_2$ 이고 비중심성 모수가  $\lambda$ 인 비중심  $F$ 분포를 따른다.



### 1.3.8 확률벡터와 다변량정규분포

#### 1. 확률벡터

(1)  $n$ 개의 확률변수  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 이 있을 때 이들을 원소로 하는  $n$ 차원 벡터

$$\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)^t : n\text{차원 확률벡터(random vector)}$$

$$E(\underline{X}) = \underline{\mu} = [E(X_1), E(X_2), \dots, E(X_n)]^t$$

$$Cov(\underline{X}) = E[\{\underline{X} - E(\underline{X})\}\{\underline{X} - E(\underline{X})\}^t]$$

$$= E[\{\underline{X} - \underline{\mu}\}\{\underline{X} - \underline{\mu}\}^t]$$

$$= E[\underline{X}\underline{X}^t - \underline{\mu}\underline{X}^t - \underline{X}\underline{\mu}^t + \underline{\mu}\underline{\mu}^t]$$

$$= E(\underline{X}\underline{X}^t) - \underline{\mu}E(\underline{X}^t) - E(\underline{X})\underline{\mu}^t + \underline{\mu}\underline{\mu}^t$$

$$= E(\underline{X}\underline{X}^t) - \underline{\mu}\underline{\mu}^t$$

$$n = 3 \text{인 경우의 } Cov(\underline{X}) = \begin{pmatrix} Var(X_1) & Cov(X_1, X_2) & Cov(X_1, X_3) \\ Cov(X_1, X_2) & Var(X_2) & Cov(X_2, X_3) \\ Cov(X_1, X_3) & Cov(X_2, X_3) & Var(X_3) \end{pmatrix}$$

$A_{(m \times n)}$ ,  $b_{(m \times 1)}$ 의 모든 원소가 상수

$$E(A\underline{X} + b) = AE(\underline{X}) + b$$

$$Cov(A\underline{X} + b) = ACov(\underline{X})A^t$$

## 2. 다변량정규분포

(1) 확률벡터  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)^t$ 의

$$\text{평균벡터: } E(\underline{X}) = \underline{\mu} = [E(X_1), E(X_2), \dots, E(X_n)]^t$$

$$\text{분산-공분산행렬 } Cov(\underline{X}) = \Sigma$$

$$\text{확률밀도함수 } f(\underline{X}|\mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}|\Sigma|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\underline{X} - \mu)^t \Sigma^{-1}(\underline{X} - \mu)\right]$$

확률벡터  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)^t$ 는 평균벡터가  $\mu$ 이고, 분산-공분산행렬이  $\Sigma$

인  $n$ 차원 정규분포를 따른다.  $\Rightarrow \underline{X} \sim N_n(\mu, \Sigma) \rightarrow X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$

(2) 조건부 확률분포

$n$ 차원 확률벡터  $\underline{X} \sim N_n(\mu, \Sigma)$ ,  $\underline{X}_1$ :  $r$ 차원 벡터 ( $r < n$ )

$$\underline{X} = \begin{pmatrix} \underline{X}_1 \\ \underline{X}_2 \end{pmatrix}, \quad \underline{\mu} = \begin{pmatrix} \underline{\mu}_1 \\ \underline{\mu}_2 \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$\underline{X}_2$ 가 주어졌을 때  $\underline{X}_1$ 에 대한 조건부 확률분포

$$\underline{X}_1|\underline{X}_2 \sim N_r(\underline{\mu}_1 + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(\underline{X}_2 - \underline{\mu}_2), \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21})$$