# 다변량 확률변수의 성질

### 서울시립대 통계학과 이용희

#### FALL 2019

## 1 일변량분포

일변량 확률변수 X가 확률밀도함수 f(x)를 가지는 분포를 따를때 기대값과 분산은 다음과 같이 정의된다.

$$E(X) = \int x(x)dx = \mu$$
,  $V(X) = E[X - E(X)]^2 = \int (x - \mu)^2 f(x)dx = \sigma^2$ 

새로운 확률변수 Y가 확률변수 X의 선형변환으로 표시된다면 (a와 b는 실수)

$$Y = aX + b$$

그 기대값(평균)과 분산은 다음과 같이 계산된다.

$$E(Y) = E(aX + b)$$

$$= \int (ax + b)f(x)dx$$

$$= a \int xf(x)dx + b$$

$$= aE(X) + b$$

$$= a\mu + b$$

$$V(Y) = Var(aX + b)$$

$$= E[aX + b - E(aX + b)]^{2}$$

$$= E[a(X - \mu)]^{2}$$

$$= a^{2}E(X - \mu)^{2}$$

$$= a^{2}\sigma^{2}$$

#### 2 확률벡터와 뷰포

확률벡터 X가 p 차원의 다변량분포를 따른다고 하고 결합확률밀도함수  $f(x) = f(x_1, x_2, ..., x_p)$ 를 를 가진다고 하자.

$$X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \dots \\ X_p \end{pmatrix}$$

다변량 확률벡터의 기대값(평균벡터)과 공분산(행렬)은 다음과 같이 계산된다.

$$E(X) = \begin{pmatrix} E(X_1) \\ E(X_2) \\ E(X_3) \\ \vdots \\ E(X_p) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_p \end{pmatrix} = \mu$$

$$V(X) = Cov(X) = E(X - \mu)(X - \mu)^{t} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2p} \\ & \dots & \dots & \\ \sigma_{1p} & \sigma_{2p} & \dots & \sigma_{pp} \end{pmatrix} = \Sigma$$

여기서  $\sigma_{ii}=V(X_i)$ ,  $\sigma_{ij}=Cov(X_i,X_j)=Cov(X_j,X_i)$ 이다. 따라서 공분산 행렬  $\Sigma$ 는 대칭행렬(symmetric matrix)이다. 다음 공식은 유용한 공식이다.

$$\Sigma = E(X - \mu)(X - \mu)^t = E(XX^t) - \mu\mu^t$$

두 확률변수의 상관계수  $ho_{ij}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\rho_{ij} = \frac{Cov(X_i, X_j)}{\sqrt{V(X_i)V(X_j)}} = \frac{\sigma_{ij}}{\sqrt{\sigma_{ii}\sigma_{jj}}}$$

새로운 확률벡터 Y가 확률벡터 X 의 선형변환라고 하자.

$$Y = AX + b$$

단 여기서  $A = \{a_{ij}\}$ 는  $p \times p$  실수 행렬이고  $\boldsymbol{b} = (b_1b_2 \dots b_p)^t$ 는  $p \times 1$  실수 벡터이다.

확률벡터 Y의 기대값(평균벡터)과 공분산은 다음과 같이 계산된다.

$$E(Y) = E(AX + b)$$

$$= AE(X) + b$$

$$= A\mu + b$$

$$V(Y) = Var(AX + b)$$

$$= E[AX + b - E(AX + b)][AX + b - E(AX + b)]^{t}$$

$$= E[AX - A\mu][AX - A\mu]^{t}$$

$$= E[A(X - \mu)][A(X - \mu)]^{t}$$

$$= AE[(X - \mu)(X - \mu)^{t}]A^{t}$$

$$= A\Sigma A^{t}$$

만약 표본  $X_i, X_2, \ldots, X_n$  이 독립적으로 평균이  $\mu$  이고 공분산이  $\Sigma$  인 분포에서 추출되었다면 표본의 평균벡터  $\bar{X}$  는 평균이  $\mu$  이고 공분산이  $\frac{1}{n}\Sigma$  인 분포를 따른다.

$$ar{X} = egin{pmatrix} \sum_{i=1}^{n} X_{i1}/n \ \sum_{i=1}^{n} X_{i2}/n \ \sum_{i=1}^{n} X_{i3}/n \ ... \ \sum_{i=1}^{n} X_{ip}/n \end{pmatrix}$$

여기서  $X_{ij}$  는 i번째 표본벡터  $X_i = (X_{i1}X_{i2}\dots X_{ip})^t$ 의 j번째 확률변수이다.

## 3 다변량 정규분포

일변량 확률변수 X가 평균이  $\mu$  이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 따른다면 다음과 같이 나타내고

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

확률밀도함수 f(x) 는 다음과 같이 주어진다.

$$f(x) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2}\right)$$

p-차원 확률벡터 X가 평균이  $\mu$  이고 공분산이  $\Sigma$ 인 다변량 정규분포를 따른다면 다음과 같이 나타내고

$$X \sim N_p(\mu, \Sigma)$$

확률밀도함수 f(x) 는 다음과 같이 주어진다.

$$f(x) = (2\pi)^{-p/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp\left(-\frac{(x-\mu)\Sigma^{-1}(x-\mu)^t}{2}\right)$$

다변량 정규분포  $N(\mu, \Sigma)$ 를 따르는 확률벡터 X를 다음과 같이 두 부분으로 나누면

$$X = egin{bmatrix} X_1 \ X_2 \end{bmatrix}$$
 ,  $X_1 = egin{bmatrix} X_{11} \ X_{12} \ dots \ X_{1p} \end{bmatrix}$  ,  $X_2 = egin{bmatrix} X_{21} \ X_{22} \ dots \ X_{2q} \end{bmatrix}$ 

각각 다변량 정규분포를 따르고 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} E(X_1) \\ E(X_2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} V(X_1) & Cov(X_1, X_2) \\ Cov(X_2X_1) & V(X_2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{\Sigma}_{11} & \mathbf{\Sigma}_{12} \\ \mathbf{\Sigma}_{12}^t & \mathbf{\Sigma}_{22} \end{bmatrix}$$
$$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \sim N_{p+q} \begin{pmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{\Sigma}_{11} & \mathbf{\Sigma}_{12} \\ \mathbf{\Sigma}_{12}^t & \mathbf{\Sigma}_{22} \end{bmatrix} \end{pmatrix}$$

확률벡터  $X_2=x_2$ 가 주어진 경우  $X_1$ 의 조건부 분포는 p-차원 다변량 정규분포를 따르고 평균과 공분산은 다음과 같다.

$$E(X_1|X_2=x_2)=\mu_1+\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(\mu_2-x_2), \quad V(X_1|X_2=x_2)=\Sigma_{11}-\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{12}^t$$

예를 들어 2-차원 확률벡터  $X=(X_1,X_2)^t$ 가 평균이  $\mu=(u_1,u_2)^t$  이고 공분산  $\Sigma$ 가 다음과 같이 주어진

$$oldsymbol{\Sigma} = egin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

이변량 정규분포를 따른다면 확률밀도함수 f(x)에서 exp함수의 인자는 다음과 같이 주어진다.

$$(x - \mu) \Sigma^{-1} (x - \mu)^t =$$

$$-\frac{1}{2(1 - \rho^2)} \left[ \left( \frac{(x_1 - \mu_1)^2}{\sigma_{11}} \right) + \left( \frac{(x_2 - \mu_2)^2}{\sigma_{22}} \right) - 2\rho \left( \frac{(x_1 - \mu_1)}{\sqrt{\sigma_{11}}} \right) \left( \frac{(x_2 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_{22}}} \right) \right]$$

그리고 p = 2인 경우 확률밀도함수의 상수부분은 다음과 같이 주어진다.

$$(2\pi)^{-p/2}|\mathbf{\Sigma}|^{-1/2} = \frac{1}{2\pi\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}(1-\rho^2)}}$$

여기서  $\rho = \sigma_{12} / \sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}}$ 

만약  $X_2 = x_2$ 가 주어졌을 때  $X_1$ 의 조건부 분포는 정규분포이고 평균과 분산은 다음과 같이 주어진다.

$$E(X_1|X_2=x_2)=\mu_1+\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}(\mu_2-x_2)=\mu_1+\rho\frac{\sqrt{\sigma_{11}}}{\sqrt{\sigma_{22}}}(\mu_2-x_2)$$

$$V(X_1|X_2 = x_2) = \sigma_{11} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{22}} = \sigma_{11}(1 - \rho^2)$$

다변량 정규분포에서 공분산이 0인 두 확률 변수는 독립이다.

$$\sigma_{ij} = 0 \leftrightarrow X_i$$
 and  $X_j$  are independent

### 4 표준정규분포로의 변환

일변량 확률변수 X가 평균이 u 이고 분산이  $\sigma^2$ 인 경우 다음과 같은 선형변화을 고려하면.

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = (\sigma^2)^{-1/2} (X - \mu)$$

확률변수 Z 는 평균이 0 이고 분산이 1인 분포를 따른다.

p차원 확률벡터 X 가 평균이  $\mu$  이고 공분산이  $\Sigma$ 인 분포를 가진다고 가정하자. 공분산 행렬  $\Sigma$ 는 양정치 행렬 (positive definite matrix)이며 다음과 같은 행렬의 분해가 가능하다.

$$\Sigma = CC^t$$

여기서 C는 정칙행렬이며 역행렬  $C^{-1}$ 가 존재한다. 위와 같은 행렬의 분해는 스펙트럴 분해(spectral decomposition)을 이용하여 구할 수 있다. 공분산 행렬  $\Sigma$ 는 양정치 행렬이므로 고유치(eigen value)  $(\lambda_1, \lambda_2, \ldots, \lambda_p)$ 가 모두 양수이고 정규직교 고유벡터(orthonormal eigen vector)의 행렬 P을 이용하여 다음과 같은 분해가 가능하다.

$$\Sigma = P \Lambda P^t = P \Lambda^{1/2} \Lambda^{1/2} P^t$$

여기서  $\Lambda$ 는 고유치  $(\lambda_1,\lambda_2,\dots,\lambda_p)$ 를 대각원소로 가지는 대각행렬이며  $\Lambda^{1/2}$ 는 고유치의 제곱근을 대각원소로 가지는 대각행렬이다. 따라서  $C=P\Lambda^{1/2}$ 로 하면 위와 같은 행렬의 분해가 가능하다. 정규직교 고유벡터 (orthonormal eigen vector)의 행렬 P는 직교행렬이므로

$$C^{-1} = (P\Lambda^{1/2})^{-1} = \Lambda^{-1/2}P^t$$

p차원 확률벡터 X의 다음과 같은 선형변환을 고려하면.

$$Z = C^{-1}(X - \mu) = \Lambda^{-1/2}P^{t}(X - \mu)$$

확률벡터 Z 는 평균이 0 이고 공분산이 I인 분포를 따른다 (why?).

확률벡터 X가 정규분포를 따른다면 선형변화한 확률벡터 Z도 정규분포를 따른다.

#### 5 예제

예를 들어 이변량확률벡터 X가 다음과 같은 평균벡터와 공분산을 가진 정규분포를 따른다고 하자

$$\mu = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$$

공분산행렬  $\sigma$ 의 고유치는  $|\sigma - \lambda I| = 0$ 의 방정식을 풀어 구할 수 있다.

$$|\sigma - \lambda I| = \begin{pmatrix} 2 - \lambda & 1 \\ 1 & 2 - \lambda \end{pmatrix} = \lambda^2 - 4\lambda + 3 = 0$$

방정식을 풀면 고유치는  $(\lambda_1, \lambda_2) = (3,1)$ 이다. 각 고유치에 대한 고유벡터  $p = (p_1, p_2)^t$ 는  $\Sigma p = \lambda p$  으로 구할 수 있다. 각 고유치에 대하여 방정식을 구하면 다음 두 개의 방정식을 얻을 수 있다.

$$p_1 - p_2 = 1$$
 and  $p_1 + p_2 = 0$ 

정규직교 벡터의 조건을 만족 시키기 위해서  $p_1^2 + p_2^2 = 1$ 의 조건을 적용하면 다음과 같은 정규직교 고유행렬을 얻을 수 있다.

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & -\frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{pmatrix}$$

또한

$$\mathbf{\Lambda} = \begin{pmatrix} 3 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \mathbf{\Lambda}^{1/2} = \begin{pmatrix} \sqrt{3} & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

따라서  $C^{-1} = \Lambda^{-1/2} \mathbf{P}^t$  이며

$$\mathbf{C}^{-1} = \mathbf{\Lambda}^{-1/2} \mathbf{P}^t = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{3}} & 0\\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}}\\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{1}{\sqrt{6}}\\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{pmatrix}$$

위의 계산을 R 프로그램으로 다음과 같이 구현할 수 있다.

```
mu <- c(1,2)
S <- matrix(c(2,1,1,2),2,2)
res<- eigen(S)
res

## eigen() decomposition
## $values
## [1] 3 1
##
## $vectors</pre>
```

```
## [,1] [,2]
## [1,] 0.7071068 -0.7071068
## [2,] 0.7071068 0.7071068
L <- res$values
P <- res$vectors
Lsqrt <- diag(sqrt(L))</pre>
C <- P %*% Lsqrt
## [,1] [,2]
## [1,] 1.224745 -0.7071068
## [2,] 1.224745 0.7071068
Cinv <- solve(C)</pre>
Cinv
## [,1] [,2]
## [1,] 0.4082483 0.4082483
## [2,] -0.7071068 0.7071068
Cinv %*% S %*% t(Cinv)
## [,1] [,2]
## [1,] 1 0
## [2,] 0 1
```