

1-1. 중심극한정리(Central Limit Theorem)의 정의를 서술하시오.

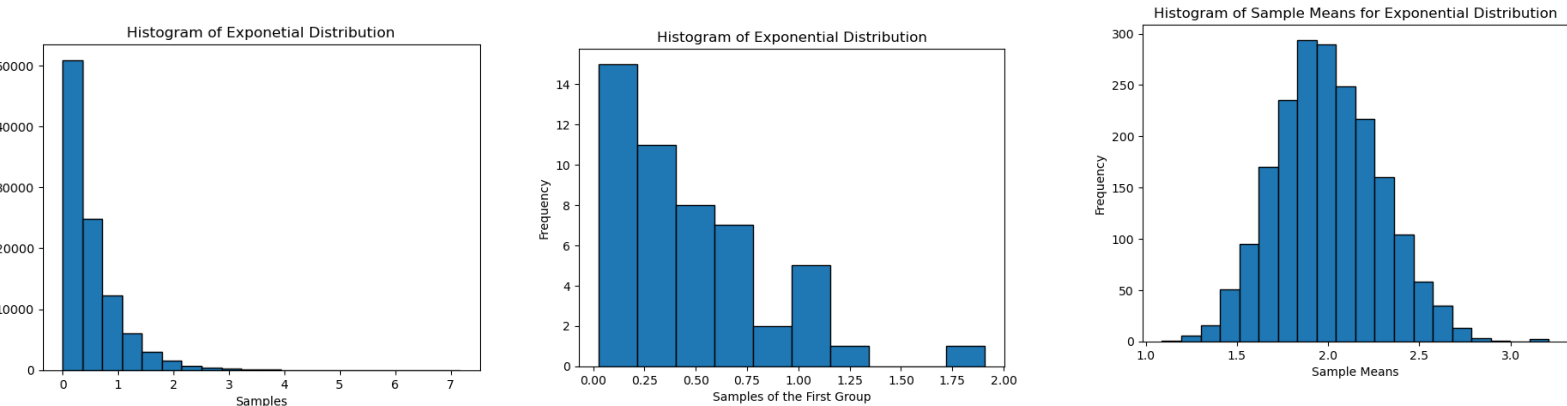
• X_i 는 서로 독립적이고 동일한 분포를 갖고 (i.i.d.), $Var(X_i)$ 가 유한한 값을 갖는 확률변수 X 이 대해 N 개의 표본의 합의 표준화된 값 즉 $\frac{(X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_N) - \mu \cdot N}{\sigma \cdot \sqrt{N}}$ 이 두 실수 a, b 사이에 있을 확률은 N 을 무한대로 보냈을 때 표준정규분포 함수 $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$ 의 구간 (a, b) 의 적분과 수렴한다.

\therefore For i.i.d. X_i , $0 < Var(X_i) < \infty : \lim_{N \rightarrow \infty} P(a < \frac{(X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_N) - \mu \cdot N}{\sigma \cdot \sqrt{N}} < b) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$

1-2. : 중심극한정리가 통계적 추론 중 “구간추정”에서 어떻게 유용한지 서술하시오.

표본평균의 분포를 정규 분포로 근사하여 표본평균에 대한 신뢰구간을 구할 수 있다. 신뢰구간 내에 모집단의 평균이 어느 정도의 정확도로 존재하는지 추측할 수 있으므로 구간 추정이 유용하게 쓰인다.

1-3 © : .ipynb 파일에서 *Unif* (0, 1) 의 분포에 대해서 중심극한정리가 적용되는 예시가 있습니다. 코드를 참조하면서 지수분포인 *Exp*(2) 분포에 대해서 중심극한정리가 적용되는 모습을 보이시오.



2.1 다음과 같은 정방행렬에 Diagonalization 을 적용시켜서 나오게 되는 대각행렬을 쓰시오.

$$a) \begin{bmatrix} 6 & -1 \\ 2 & 3 \end{bmatrix}$$

$$(6-\lambda)(3-\lambda) - (-1)(2) = 0$$

$$\lambda^2 - 9\lambda + 18 + 2$$

$$\lambda^2 - 9\lambda + 20 \quad \lambda = 4 \text{ or } 5$$

$$D = \begin{pmatrix} 4 & 0 \\ 0 & 5 \end{pmatrix} \quad P = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 2 & 1 \end{pmatrix}$$

$$i) \left(\begin{array}{cc|c} 2 & -1 & 0 \\ 2 & -1 & 0 \end{array} \right) \quad ii) \left(\begin{array}{cc|c} 1 & -1 & 0 \\ 2 & -2 & 0 \end{array} \right)$$

$$\left(\begin{array}{cc|c} 2 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{array} \right) \quad \left(\begin{array}{cc|c} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{array} \right)$$

$$2x - y = 0 \quad \begin{pmatrix} t \\ 2t \end{pmatrix}$$

$$x - y = 0 \quad \begin{pmatrix} t \\ t \end{pmatrix}$$

$$b) \begin{bmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 1 & 2 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\det \begin{pmatrix} 2-\lambda & 0 & 0 \\ 1 & 2-\lambda & 1 \\ -1 & 0 & 1-\lambda \end{pmatrix} = (2-\lambda)(2-\lambda)(1-\lambda) = 0$$

$$\lambda = 2 \text{ or } 1$$

$$\lambda = 2) \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ -1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \quad \lambda = 1) \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} t \\ t \\ -t \end{bmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ -1 \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad P = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 0 & -1 & -1 \end{bmatrix}$$

$$c) \begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{bmatrix} \quad (\lambda-3)(\lambda-1)(\lambda-2) = 0$$

$$\lambda = 3) \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\lambda = 1) \begin{bmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0 \\ t \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\lambda = 2) \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ t \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{bmatrix}$$

$$P = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

2.2 다음과 같은 행렬에 SVD 를 적용시켜서 나오게 되는 Σ 행렬을 구하시오.

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$A^T A = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$A A^T = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\det \begin{bmatrix} 1-\lambda & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1-\lambda \end{bmatrix} = (1-\lambda)(1-\lambda)^2 - (1-\lambda) = 0$$

$$(1-\lambda)(\lambda-2)\lambda = 0 \quad \lambda = 2 \text{ or } \lambda = 1 \text{ or } \lambda = 0$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$U_1 = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} \\ 0 \end{bmatrix} \quad U_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad U_3 = \begin{bmatrix} -\frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$V = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & 0 & -\frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} & 0 & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sqrt{2} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\det \begin{pmatrix} 2-\lambda & 0 \\ 0 & 1-\lambda \end{pmatrix} = (2-\lambda)(1-\lambda) = 0$$

$$\lambda = 2 \text{ or } \lambda = 1$$

$$\begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 2 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$U_1 = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \quad U_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$U = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{2} & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} & 0 \end{bmatrix}$$

2-3 © : .ipynb 파일에서는 SVD (Singular Value Decomposition, 특이값-분해) 를 실제로 이미지 압축을 위해서 활용하는 예시를 보여주고 있습니다. 해당 코드를 본 뒤에 새로운 사진에 대해서 원본에 비해서 적은 용량을 차지하면서도 원본에 대한 정보를 유지해주는 차원 수가 무엇인지 알아봅시오

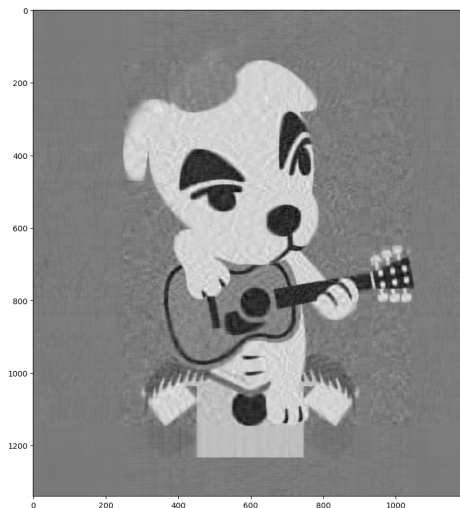
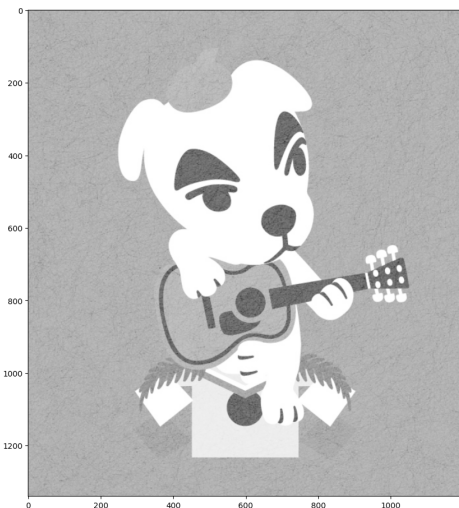


Image Float uses 3232002 Non-zero Elements
Image Composition uses 177730 Non-zero Elements
Processing Time for 10 Full Images: 9.29379 seconds
Processing Time for 10 Compressed Images: 0.36467 seconds

스튜던트 정리는 다음과 같이 총 4 개의 내용으로 구성되어 있습니다.

- ① $\bar{X} \approx N(\mu, \sigma^2/n)$
- ② 표본평균 \bar{X} 와 표본분산 s^2 은 서로 독립이다.
- ③ $(n-1)S^2/\sigma^2$ 는 $\chi^2(n-1)$ 분포를 따른다.
- ④ $T = (\bar{X} - \mu) / (S / \sqrt{n}) \sim t(n-1)$

3-1 : ③ 에 있는 내용을 증명하시오.

$$\begin{aligned}
 V &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \\
 &= \sum \left(\frac{(X_i - \bar{X}) + (\bar{X} - \mu)}{\sigma} \right)^2 \\
 &= \sum \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 + n \cdot \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 + 2 \sum \frac{(X_i - \bar{X})(\bar{X} - \mu)}{\sigma^2} \\
 &= \sum \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 + \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \right)^2 \quad (\because \sum (X_i - \bar{X}) = (n-1)(\bar{X} - \bar{X}) = 0) \\
 &= \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} + \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \right)^2
 \end{aligned}$$

② 이의와 S^2 과 \bar{X} 는 독립이므로 양변에 적률생성함수 방법을 주려하자

$$(1-2t)^{-n/2} = E(\exp(t(n-1)S^2/\sigma^2)) \cdot (1-2t)^{-1/2}$$

따라서 $(n-1)S^2/\sigma^2$ 의 적률생성함수는 자유포isson의 카이제곱 분포임을 알 수 있다.

$$\therefore (n-1)S^2/\sigma^2 \sim \chi^2(n-1)$$

3-2 : ④에 있는 내용을 증명하시오.

$$\begin{aligned}
 T &= \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \\
 &= \frac{\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} (n-1) \frac{S^2}{\sigma^2}}}
 \end{aligned}$$

consider $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$, $(n-1)S^2/\sigma^2 \sim \chi^2(n-1)$ (\because ③)

We can rewrite $T = \frac{W}{\sqrt{V/(n-1)}}$

$$\text{r.m.k } t(r) = \frac{W}{\sqrt{(V/r)}}$$

$$T \sim t(n-1)$$

4-1 : 어떤 학우가 DSL 학회원(동문 포함)의 평균 키가 DSL 학회원이 아닌 사람의 평균 키보다 크 다는 주장을 하여, 실제로 그러한지 통계적 검정을 수행하려고 합니다. 며칠간 표본을 수집한 결과 다음의 결과를 얻었다고 합니다.

표본 수 : 총 210 명, 각 105 명
측정에 응한 DSL 학회원들의 평균 키 : 173.5cm / 표준편차 : 7.05cm
측정에 응한, DSL 학회원이 아닌 사람들의 평균 키 : 171.4cm / 표준편차 : 7.05cm

a) 귀무가설과 대립가설을 설정하시오.

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq 0 \quad H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$$

b) 유의수준 5%에서의 가설검정을 수행하고 결론을 도출하시오.

1) 동분산 $\sigma_1 = \sigma_2$ 일 경우 가정
 $\mu_1 - \mu_2$ 의 검정통계량 $T = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{s_p^2 (\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}} \geq \frac{2.1}{0.05 \cdot \sqrt{\frac{2}{105}}} \quad (\text{condT where } \mu_1 = \mu_2)$
이때 각 $n_1 = n_2 = 105 > 30$ 이므로 By CLT
 $\sim N(0,1)$
 $z_{0.05} = 1.645 \quad T \geq 2.15829 > 1.64$
 $\rightarrow \text{reject } H_0 \quad \text{accept } H_1$

Similarly 동분산이 아닐 때에도 $\mu_1 = \mu_2$ 이기때문에 같은 결과가 나온다.

4-2 © : 또 다른 학우가 다른 학회인 ESC 의 키들도 포함이 된다고 알려주었으며, 새로운 데이터를 heights.csv 파일에 저장해놓았다고 합니다. 이 학우는 학회마다의 평균 키가 똑같다는 주장을 하고 있으며, 해당 학우가 준 데이터를 통해서 이 주장을 검정하려고 합니다.

a) 귀무가설과 대립가설을 설정하시오.

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \text{ or } \mu_1 \neq \mu_3 \text{ or } \mu_2 \neq \mu_3$$

b) © 파이썬의 scipy.stats 을 활용해서 유의수준 5%에서의 가설검정을 수행하고 결론을 도출하시오. 결론은 .ipynb 파일에 쓰셔도 괜찮습니다.

```
f_statistic, p_value = stats.f_oneway(DSL.iloc[:, 0], ESC.iloc[:, 0], Else.iloc[:, 0])
print(f"F-statistic: {f_statistic}")
print(f"P-value: {p_value}")
✓ 0.0s
F-statistic: 6.82185346949853
P-value: 0.0013859664602332191
```

```
alpha = 0.05
if p_value < alpha:
    print("유의수준 5%에서 귀무가설을 기각합니다.")
else:
    print("유의수준 5%에서 귀무가설을 기각하지 않습니다.")
✓ 0.0s
유의수준 5%에서 귀무가설을 기각합니다.
```