Continuous RVs.

pdf.
$$f(x) \stackrel{d}{=} \frac{d}{dx} f_{x}(x)$$

 $f_{x}(x) = \int_{-\infty}^{x} f_{x}(x) dx$

$$\frac{\mathcal{Q} f_{X}(\lambda) \geq 0}{2 \int_{-\infty}^{\infty} f_{X}(\lambda) d\lambda = 1}$$

$$f_{x}(x) = \int_{-\infty}^{x} f_{x}(x) dx$$

$$3 \sum_{\infty} P(x_1) = 1$$

$$(3) \underset{x=1}{\neq} r(xt) = 1$$

$$(4) 0 \leq P(xt) \leq 1$$

WI. Ws. Wn

$$\sum W_i = 1$$
 , $0 \le W_i \le 1$ 양해 W_1 , W_2 Wh 는 확률 분포를 나라내는 weight oich

Chapter 3. Moments of RVs.

· Arithmetic average (公動)

$$\overline{\chi} = \frac{\chi_1 + \chi_2 + \dots + \chi_N}{\chi_N}$$

$$\overline{\chi} = \frac{\omega_1 \dot{\alpha}_1 + \omega_2 \dot{\alpha}_2 + \cdots + \omega_N \dot{\alpha}_N}{\omega_1 + \omega_2 + \cdots + \omega_N}$$

$$\frac{\mathsf{n}(A_{\bar{i}})}{\mathsf{n}(s)} = \frac{\omega_{\bar{i}}}{\sum_{i} \omega_{\bar{i}}} = \mathsf{P}(\mathcal{L}_{\bar{i}})$$

3.2 Expectation (mean)

$$E[X] = \sum_{\lambda} d_{\lambda} P(d_{\lambda})$$
$$= \int_{-\infty}^{\infty} a f_{\lambda}(a) da$$



Ex 3.3

$$\rho_{K}(k) = \frac{\lambda^{k}}{k!} \cdot e^{-\lambda}, \quad k = 0,1,2,3$$

⇒ Bank / Post office 은행 작업에게 시합등이 한명적 문다. 한명,한명 오는 것이 바로 CWENC가 발생하는 것. (시간 등안 참고 30년에게

 $E[K] = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda \cdot \lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{\lambda} = \lambda e^{\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda$ Poisson distribution of the substitution of Taylor Series : 어떤 상은 소비 대한 다항이 오 표현한 수 있다. 新好港 **野**村里 分外 등时以上 $f(x) = \frac{f^{(0)}(0)}{O!} \mathcal{I}^{0} + \frac{f^{(1)}(0)}{1!} \mathcal{I}^{1} + \frac{f^{(2)}(0)}{2!} \mathcal{I}^{2} + \cdots$ $= \frac{\infty}{\frac{1}{k=0}} \frac{f^{(k)}(0)}{k!} \mathcal{I}^{k}$ $f(t-a) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{f^{(k)}(a)(t-a)^k}{k!}$ $Q^{\ell} = 1 + \mathcal{I} + \frac{\mathcal{I}^{\perp}}{2!} + \frac{\mathcal{I}^{\flat}}{3!} + \cdots = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\mathcal{I}^{k}}{k!}$

$$Q^2 = 1 + 1 + \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!}$$

Ex 3.4) ⇒ exponential distribution. (지수분조) $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{Ax}, & x \ge 0 \end{cases}$

시간이 오래된 수록 생활할 학문이 떨어진다. $E[x] = \int_{-\infty}^{\infty} f_{x}(\lambda) d\lambda \quad (\lambda > 0)$

$$|X| = \int_{0}^{\infty} dx \cdot \lambda e^{\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$$

황 분호하 Poisson distribution alt exponential distribution 🙉 개항 각 형과 완전 borameter 지만 양년

निष्ठेष्ट धरोजेंग modeling of राम

학교 분화 상태진다.

parameter가 장하지 않은 때는 导致 勢 笠色 智沙川 的战 etblzt.

3.4 Moments of RV.

$$E[X^n] = \sum \chi_{\lambda}^n \ f(\chi_{\lambda})$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \alpha^n f_x(a) da$$

$$N = 1 \Rightarrow mean = E[X] = M$$

· Central moments.

$$E[(X-A)^n] = \begin{cases} \sum_{\lambda} (A_{\lambda} - A_{\lambda})^n P(A_{\lambda}) & \text{otherwise} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (X-A_{\lambda})^n f_X(A) dA & \text{continuous} \end{cases}$$

$$N=1. \quad E[X-M] = \int (x-M)f_X(x) dx$$
$$= \int x f_X(x) dx - M \int f_X(x) dx$$

$$= \mathcal{U} - \mathcal{U} \cdot \mathbf{1} = 0$$

$$\gamma = 2$$

$$E[(x-\mu)^2] = O_x^2 : Variance$$

주한 환 건데 이에가 올려왔다.
Part 하기 data 를 생명하여 값이 일하인지
뿐이번 때 구호 환호 건의 값이 나타다.

VALTANCE > 274 Stephon Missly of Materials

Variance 가 data 가 있다나 불편해 있는 나를 판단하는 것 광도로만 생각하지 않고, 여름 가능성에 대해서도 전통해보자,

Variance of 321:

$$g_{1}(x)$$
, $g_{2}(x)$ $= \left[ag_{1}(x) + bg_{2}(x)\right] = \int (ag_{1}(x) + bg_{2}(x)) f_{x}(x) dx$
 x^{2} $= a \left[g_{1}(x) f_{x}(x) dx + b \left[g_{2}(x) f_{x}(x) dx\right]\right]$

$$= \alpha E[g(\omega)] + bE[g(\omega)]$$
Linear

Linearty 는 두 가지 조건을 만족해야 한다

1) homogeniety

$$f(aa) = a f(a) \Rightarrow Linearity 한 냉하기 위하여는 한 또 뱅티 용간들은 반드시 'Linearity' 라는 단하를 쓴다.$$

2) superposition

$$f(\chi_1 + \chi_2) = f(\chi_1) + f(\chi_2)$$

$$\Downarrow$$

$$f(ad_1 + bd_2) = af(d_1) + bf(d_2)$$

3) Expectation

$$E[aX+b] = aE[x] + b$$

$$O_X^2 = E[(x-\mu)^2] = E[x^2 - 2x\mu + \mu^2]$$

$$= E[X^{\lambda}] - 2 \mu E[X] + \mu^{\lambda} = E[X^{\lambda}] - \mu^{\lambda}$$

$$P_{k}(k) = \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda} \quad E[X] = \lambda$$

$$f_k(k) = \overline{g_1}e^{-k}$$

$$E[K^{\lambda}] = \sum_{k=0}^{\infty} k^{\lambda} \frac{\lambda^{k}}{(k!)} e^{-\lambda}$$

$$E[K^{\lambda}] = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\chi_{k}}{(k!)} e^{\chi_{k}}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k \cdot \lambda^{k}}{(k-1)!} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(k+1) \cdot \lambda^{k}}{(k-1)!} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(k+1) \cdot \lambda^{k}}{(k-1)!} + e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k}}{(k-1)!}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k}}{(k-2)!} + e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k}}{(k-1)!}$$

(k+)이 기소에서 수는 백화한:
$$= e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{(k+2)} + e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{(k+1)!}$$

$$= e^{\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k} \cdot \lambda^{k}}{(k-2)!} + e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda \cdot \lambda^{k}}{(k-1)!}$$

$$=$$
 \bigvee_{τ} + \bigvee

$$O_{k}^{\perp} = E[k^{\perp}] - M^{\perp} = (\lambda^{\perp} + \lambda) - (\lambda)^{\perp} = \lambda$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k}}{(k-1)!} = \lambda e^{\lambda}$$

$$\frac{d}{d\lambda} \Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k \cdot \lambda^{k+1}}{(k-1)!} = e^{\lambda} (\lambda + 1)$$

$$\frac{(k-l)!}{(k-l)!} = e^{\lambda}(\lambda + l)$$