

1-6-2023

Azione 1

Analisi per metodo Monte Carlo

per un'applicazione utilizzata nel

$$A = \int_0^\infty \int_0^\infty \sqrt{x+2y} e^{-5x^2 - 3y} dy dx.$$

a) Metodo di monte carlo

$$\begin{aligned} u &= e^{-x}, \quad v = e^{-y} \\ u \in (0,1) \quad v \in (0,1) \end{aligned} \quad \left. \right\} \sim$$

$$A \approx \int_0^1 \int_0^1 h(u, v) du dv = E[h(U, V)]$$

u, v iid $U(0,1)$

$$b) v = x^2 \Rightarrow A = \int_0^\infty \int_0^\infty h_1(v, y) e^{-5v} e^{-3y} dy dv$$

$$= E[h_1(V, Y)], \quad V, Y \text{ indipendenti}$$

$V \sim \text{Exp}(5)$
 $Y \sim \text{Exp}(3)$

$$c) A = \int_{x=-\infty}^\infty \int_{y=0}^\infty \sqrt{x+2y} \mathbf{1}(x>0) e^{-5x^2 - 3y} dy dx$$

$$e^{-5x^2} \rightarrow X \sim \mathcal{N}(0, \frac{1}{10})$$

$$e^{-5x^2} = e^{-\frac{x^2}{2 \cdot \frac{1}{10}}} \rightarrow r^2$$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{\frac{1}{10}}} e^{-\frac{5x^2}{2}},$$

$$Y \sim \text{Exp}(3) = f_Y(y) = 3e^{-3y}$$

$$A = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} h_2(x, y) f_x(x) f_y(y) dy dx.$$

$h_2(x, y)$

$\begin{cases} \frac{\pi}{5} & \frac{1}{3} \sqrt{x+2y} & 1(x>0) \end{cases}$

$x = -\infty \quad y = 0$

$$= E[h_2(X, Y)], \quad \begin{array}{l} X \sim \mathcal{N}(0, \frac{1}{10}) \\ Y \sim \text{Exp}(3) \end{array} \quad \text{ave}\{\text{approx}\}.$$

--- Monte Carlo

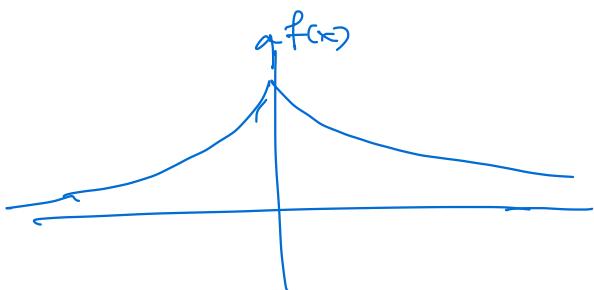
⑧ $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2) \Rightarrow Z = |X| \cdots f_z(z) \cdots -$

$$f_z(z) = 2f_x(z), z > 0$$

Άσκηση 3

$X_1, X_2 \text{ iid } \sim \text{διμή σετερι}$

$$f(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}, \quad x \in \mathbb{R}$$



$$\theta = P(X_1 + X_2 > 5)$$

(a) Monte Carlo (antif)

(b) Μέσω διορθωμαν χρησης των X_i ως πελαγετικών διορθωμαν

$$@ \quad \theta = P(X_1 + X_2 > 5) = E(1(X_1 + X_2 > 5))$$

Τεριζπια αντί $f_X(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}, \quad x \in \mathbb{R}$:

$$Y \sim \text{Exp}(1)$$

$$X = \begin{cases} Y & \text{με π. } 1/2 \\ -Y & \dots \dots 1/2 \end{cases}$$

Τεριζπια {

- ① $Y \sim \text{Exp}(1), u \sim U(0,1)$
- ② $X = \begin{cases} Y, & u < 1/2 \\ -Y, & u > 1/2 \end{cases}$

$\Rightarrow X$

Εφαρμογή συναρτήσεως $F_X(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2} e^{-|y|} dy$ κ' γεριζπια αναφορά

$$\theta = E(1(X_1 + X_2 > 5)) , \quad X_1, X_2 \text{ iid } X$$

b) $\theta = E \left[\underbrace{E(1(X_1 + X_2 > 5) | X_1)}_{m(X_1)} \right]$

$$m(x_1) = E \left[1(X_1 + X_2 > 5) | X_1 = x_1 \right]$$

$$= E \left[1(X_1 + X_2 > 5) \right] = P(X_2 > 5 - x_1) \leftarrow \text{ausgewählt}$$

$$= 1 - F(5 - x_1) ,$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2} e^{-|y|} dy = \begin{cases} 1 & y < 0 \\ \frac{1}{2}(1 + e^{-y}) & y \geq 0 \end{cases}$$

Aufgabe 3 X zuf.

$$F(x) = a_1 x + a_2 x^2 + \dots + a_n x^n , \quad 0 \leq x \leq 1$$

$$a_j \geq 0 \quad \forall j \quad \sum_{j=1}^n a_j = 1$$

Die Verteilung ist ein X

a) Menge $X = \{ x_1, \dots, x_n \} \subset \{0, 1\}$

$$x_j : F_j(x) = x^j , \quad x \in [0, 1]$$

Terrimpaan arvo X_j

$$F(x) = x^j \underset{1}{\Rightarrow} F(X_j) = u \Rightarrow X_j = u^{1/j}$$

Ajapätevus peritään jaa X

① Siirrytä $Y \in \{1, \dots, n\}$ $\mu = P(Y=j) = a_j'$

② Av $Y=j$, $U \sim U(0,1) \Rightarrow X = U^{1/j}$

⑥ Accept/Reject

$$f(x) = \sum_{j=1}^n j a_j x^{j-1} = a_1 + 2a_2 x + \dots + n a_n x^{n-1}, \quad x \in [0,1]$$

$$g(x) = 1 (x \in [0,1])$$

$$C = \sup \frac{f(x)}{g(x)} = \sup_{x \in [0,1]} (a_1 + 2a_2 x + \dots + n a_n x^{n-1})$$

$$C = \sum_{j=1}^n j a_j$$

Ajapätevus

① $Y \sim U(0,1)$

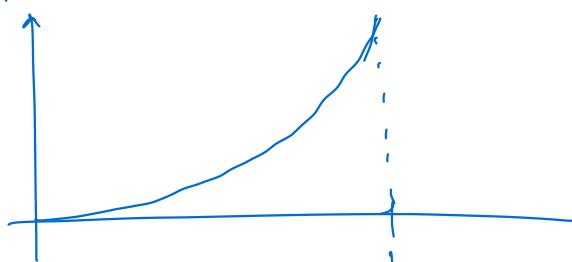
② Av $Y=y$

$$U \sim U(0,1)$$

$$\text{Av } U < \frac{f(y)}{C} \Rightarrow X = y$$

Sikäli \Rightarrow reject Y , return to ①.

$$f(x)$$



Άσκηση 4



Σε ταύτικο πρώτη εγνωμένη απόβισ ήταν αφού
είναι R_t ο αγαπητός μου γιατί στην περίοδο t , $t=1, 2, \dots$

$$R_1, R_2, \dots \text{ iid } P(R_i = i) = p_i, i=1, \dots, n$$

Είναι κενούμενος μετρήσιμης εγνωμένης
μελανείται ταύτικης γολιά από την προηγούμενη θέση την
οποία διαν την ηγανή μου γιατί εγνωμένης

Είναι Y_t η απόδοση μου διαντίκης ο μετρήσιμος
ταύτικης μου περίοδος t

R_0 : η αρχική θέση των μετρήσιμων, $R_0 \in \{1, \dots, n\}$

$$\theta(T, i) = E \left[\sum_{t=1}^T Y_t \mid R_0 = i \right]$$

η αναγεννητική απόδοση μου στη θέση i
 T μετρήσιμων

$$i^* : \theta(T, i^*) = \min_{i=1, \dots, n} \theta(T, i)$$

$$A = \arg \min (\theta(T, i), i=1, \dots, n)$$

Ja będzi mi i^* pior Monk Carlo.

Exception $\theta(T, i)$ from Monte Carlo.

Platzierung : $Y_t = |R_t - R_{t-1}|$

$$\theta = E(X \mid R_0 = i)$$

$$X = \sum_{t=1}^T |R_t - R_{t-1}|, \text{ or } \frac{R_0 = i}{R_1, \dots, R_T} \text{ iid } \sim P$$

Σ ist die Erwartung (geringe var X)

① Def. $R_1, \dots, R_T \sim R$

Groß R: $R = \text{sample}(1:n, T, \text{replace}=T, \text{prob}=P)$

$$② X = \sum_{j=1}^T |R_j - R_{j+1}|$$

$$X_1, \dots, X_N \text{ an } X \Rightarrow \hat{\theta}(T, i) = \bar{X}_N$$

Exercices

$$x_1 \rightarrow \boxed{\text{II}}^{n_1} S_1 \sim \text{Exp}(\mu_1)$$

$$x_2 \rightarrow \boxed{\text{III}}^{n_2} S_2 \sim \text{Exp}(\mu_2)$$

○ server

$$x_3 \rightarrow \boxed{\text{II}}$$

$$x_4 \rightarrow \boxed{\text{III}}^{n_4} S_4 \sim \text{Exp}(\mu_4)$$

Άριθμοι 5

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

Na ληφταίσει απόλετος Α: 66 S.

$$f_x(x) = \int_0^{\infty} \lambda x e^{-\lambda+y} x dy = \lambda e^{-\lambda x} \int_0^{\infty} x e^{-xy} dy = \lambda e^{-\lambda x} \quad X \sim \text{Exp}(\lambda)$$

\downarrow

$$Y \sim \text{Exp}(x)$$

$$f_y(y) = \int_0^{\infty} \lambda x e^{-\lambda+y} x dx \quad (\alpha = \lambda, \mu = \lambda+y)$$
$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Gamma}(\alpha, \mu) \\ \frac{\mu^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\mu x}}{\Gamma(\alpha)} \end{array} \right.$$

$$= \int_0^{\infty} \frac{\lambda}{(\lambda+y)^2} \underbrace{\frac{(\lambda+y)^\lambda \times e^{-\lambda+y} x}{1!}}_{\sim} = \frac{\lambda}{(\lambda+y)^\lambda}, \quad y \geq 0.$$

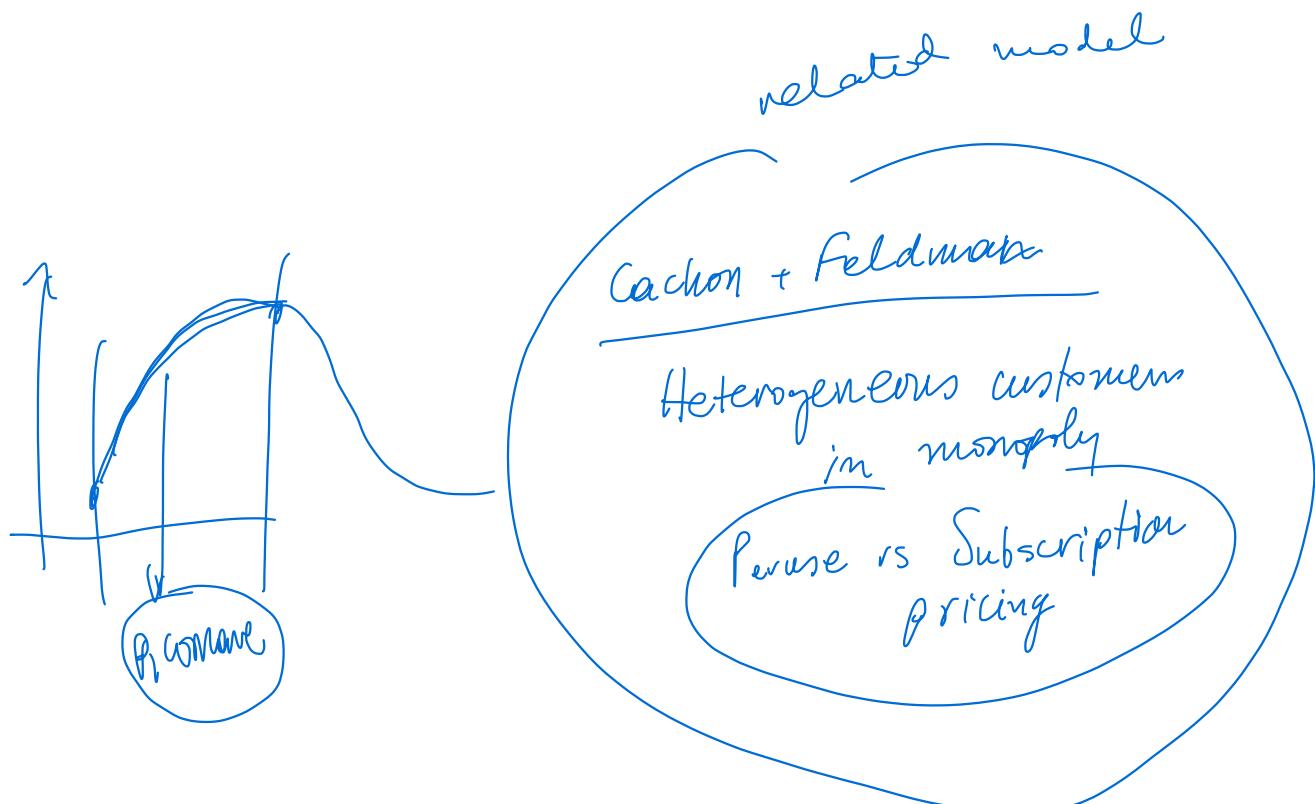
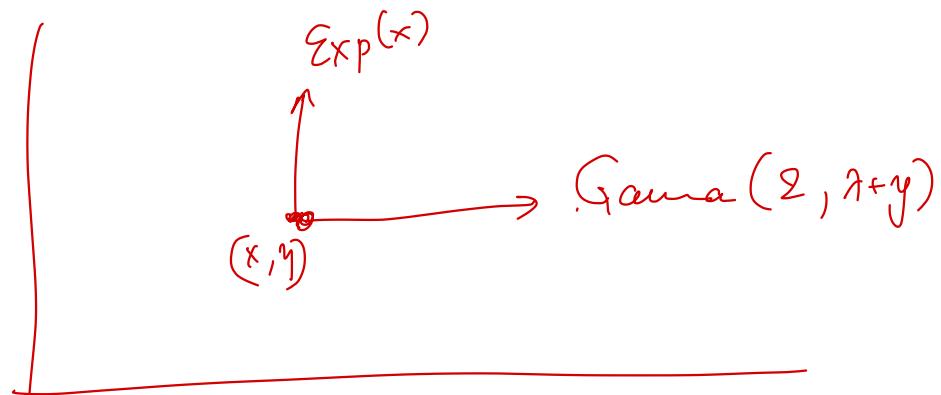
$$f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_y(y)} = \frac{\lambda x e^{-\lambda+y}}{\frac{x}{(\lambda+y)^2}} = (\lambda+y)^\lambda x e^{-\lambda+y} x$$

$$X|Y=y \sim \text{Gamma}(2, \lambda+y)$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\alpha x e^{-(\lambda+y)x}}{\lambda e^{-\lambda x}} =$$

$$= x e^{-xy}$$

, $\boxed{Y|X=x \sim \text{Exp}(\lambda x)}$



$(Y-H) h(Y)$

$$Y = Q(g(\alpha_1, \alpha_2))$$

$$(Y-H) = 1 - \frac{\alpha_1}{\lambda F(Y)}$$

